

Der Open-Access-Publikationsserver der ZBW – Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
The Open Access Publication Server of the ZBW – Leibniz Information Centre for Economics

Haase, Knut; Hoppe, Mirko

Working Paper

Standortplanung unter Wettbewerb - Teil 2: Integration diskreter Wahlentscheidungen

Diskussionsbeiträge aus dem Institut für Wirtschaft und Verkehr, No. 3/2008

Provided in cooperation with:

Technische Universität Dresden

Suggested citation: Haase, Knut; Hoppe, Mirko (2008) : Standortplanung unter Wettbewerb
- Teil 2: Integration diskreter Wahlentscheidungen, Diskussionsbeiträge aus dem Institut für
Wirtschaft und Verkehr, No. 3/2008, <http://hdl.handle.net/10419/29681>

Nutzungsbedingungen:

Die ZBW räumt Ihnen als Nutzerin/Nutzer das unentgeltliche, räumlich unbeschränkte und zeitlich auf die Dauer des Schutzrechts beschränkte einfache Recht ein, das ausgewählte Werk im Rahmen der unter

→ <http://www.econstor.eu/dspace/Nutzungsbedingungen>
nachzulesenden vollständigen Nutzungsbedingungen zu vervielfältigen, mit denen die Nutzerin/der Nutzer sich durch die erste Nutzung einverstanden erklärt.

Terms of use:

The ZBW grants you, the user, the non-exclusive right to use the selected work free of charge, territorially unrestricted and within the time limit of the term of the property rights according to the terms specified at

→ <http://www.econstor.eu/dspace/Nutzungsbedingungen>
By the first use of the selected work the user agrees and declares to comply with these terms of use.



**TECHNISCHE
UNIVERSITÄT
DRESDEN**

Fakultät Verkehrswissenschaften „Friedrich List“

DISKUSSIONSBEITRÄGE AUS DEM INSTITUT FÜR WIRTSCHAFT UND VERKEHR

NR.3 /2008

KNUT HAASE, MIRKO HOPPE

STANDORTPLANUNG UNTER WETTBEWERB - TEIL 2: INTEGRATION DISKRETER WAHLENTSCHEIDUNGEN

**HERAUSGEBER: DIE PROFESSOREN DES
INSTITUTS FÜR WIRTSCHAFT UND VERKEHR
ISSN 1433-626X**

Die in diesem Diskussionsbeitrag vertretenen Standpunkte liegen ausschließlich in der Verantwortung der Verfasser bzw. des Verfassers und decken sich nicht zwingend mit denen der Herausgeber.

Standpoints expressed in this discussion paper are within the responsibility of the author(s) and do not necessarily reflect those of the editors.

Standortplanung unter Wettbewerb

Teil 2: Integration diskreter Wahlentscheidungen

Von Knut Haase, Mirko Hoppe

20. Mai 2008

Prof. Dr. Knut Haase, Dipl.-Verk.wirtsch. Mirko Hoppe, Professur für Betriebswirtschaftslehre, insbesondere Verkehrsbetriebslehre und Logistik, Technische Universität Dresden, Andreas-Schubert-Str. 23, 01069 Dresden, Tel. 0351/463 3 6815, Fax 0351/463 3 7758, E-Mail {knut.haase, mirko.hoppe}@tu-dresden.de

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	4
2	Modellierung diskreter Wahlentscheidungen	5
2.1	Grundlagen der diskreten Wahlmodelle	5
2.2	Bestimmung der Auswahlwahrscheinlichkeiten anhand eines Logit-Modells	8
2.3	IIA-Annahme bei der Anwendung eines multinomialen Logit-Modells . .	12
3	Integration diskreter Wahlentscheidungen in ein Standortplanungsmodell	14
3.1	Beschreibung eines neuen Standortplanungsmodells	15
3.2	Exemplarische Anwendung	20
3.2.1	Darstellung der Datengrundlage	20
3.2.2	Darstellung der Ergebnisse	21
4	Zusammenfassung und Ausblick	23
5	Anhang	24
5.1	Quellcode GAMS	24
5.2	Auswirkungen der Filialnetzreduzierung	27

Abbildungsverzeichnis

1	Verlauf der logistischen Funktionskurve	11
2	Ausgangssituation	20
3	Einflussstärke des (a) reduzierten Filialnetzes und (b) des konkurrierenden Filialnetzes	22
4	Auswirkungen der Filialnetzreduzierung anhand der Marktanteilsverluste	27

Tabellenverzeichnis

1	Vergleich von Auswahlwahrscheinlichkeiten	13
---	---	----

1 Einleitung

Der Unternehmenserfolg hängt unter anderem von den Standorten der betrieblichen Einrichtungen ab. Ziel der Standortplanung muss es sein, Standorte so zu positionieren, dass kundenorientierte Anforderungen mit den bestehenden betriebsinternen Anforderungen und externen Wettbewerbsbedingungen im Einklang stehen, um den wirtschaftlichen Erfolg langfristig zu sichern (in Anlehnung an Domschke (2004), A3-1). Aus der Sicht der Kunden ist die Wahl einer Filiale ein diskretes Entscheidungsproblem. Zur Abbildung diskreter Auswahlentscheidungen hat sich in der wissenschaftlichen Diskussion das so genannte Logit-Modell, als ein Typ diskreter Wahlmodelle, etabliert. Die Frage, wie die Ergebnisse einer Logit-Analyse in die modellgestützte Standortplanung unter Wettbewerb integriert werden können, stellt den Untersuchungsgegenstand des zweiteiligen Beitrags zur Standortplanung unter Wettbewerb dar.

In Teil 1 (vgl. Haase u. Hoppe (2008b)) lernen wir die Grundlagen der Standortplanung unter Wettbewerb kennen, deren Schwerpunkt auf der Berücksichtigung des Kundenwahlverhaltens liegt. Wir können feststellen, dass die Integration des beobachteten Wahlverhaltens mit einer verbesserten Abbildung von Kundenentscheidungen und somit mit einer realitätsnäheren Planung von Standorten unter Wettbewerb einhergeht. Der Zeitaufwand, der mit dem Aufsuchen einer Einrichtung für den Kunden verbunden ist, wird durch die Lösung der Standortplanung determiniert, weshalb eine Endogenisierung des Wahlverhaltens erforderlich ist.

Ein Ansatz, wie kundenspezifische Wahlentscheidungen in die Standortplanung unter Wettbewerb integriert werden können, ist Gegenstand dieses zweiten Teil des Beitrags. Den Aufbau haben wir folgendermaßen gegliedert: Wie Auswahlwahrscheinlichkeiten mit Hilfe eines Logit-Modells ermittelt werden können, zeigen wir in Kapitel 2. Zur Lösung der Fragestellung stellen wir in Abschnitt 3.1 ein mathematisches Modell vor. Anhand eines praxisnahen Beispiels, der Filialnetzstandortplanung für KEP-Dienstleister, demonstrieren wir in Abschnitt 3.2 die Anwendbarkeit des Ansatzes. Abschnitt 4 schließt mit einer Zusammenfassung und gibt einen Ausblick über weitere Ideen für die Modellierung der Problemstellung.

2 Modellierung diskreter Wahlentscheidungen

Für eine theoretische Einführung in die Theorie diskreter Wahlmodelle (*discrete choice models*) empfehlen wir Ben-Akiva u. Lerman (1985) sowie für anwendungsbezogene Probleme Hensher u. a. (2005). Die folgenden Ausführungen basieren vorwiegend auf Train (2003) (Kapitel 1 bis 3), wobei wir uns auf einige Punkte konzentrieren: Abschnitt 2.1 führt in das Basiskonzept der diskreten Wahlmodelle ein. Dabei zeigen wir einerseits, wie der Verhaltensprozess formal abgebildet wird und andererseits wie die Auswahlwahrscheinlichkeiten abgeleitet werden können. Auf der Grundlage dieser wahrscheinlichkeitstheoretischen Formulierung basieren unterschiedliche diskrete Wahlmodelle. In Abschnitt 2.2 gehen wir auf ein spezielles diskretes Wahlmodell, das Standard-Logit-Modell, als eines der einfachsten und meist angewandten Modelle ein. Hierbei werden wieder mehrere Arten unterschieden, deren Anwendung von den jeweiligen Annahmen abhängt. Eine Annahme, die so genannte IIA-Annahme (independence from irrelevant alternatives) betrachten wir in Abschnitt 2.3 genauer. Deren Eigenschaft ist für die Integration von Auswahlwahrscheinlichkeiten in Standortplanungsmodellen entscheidend.

2.1 Grundlagen der diskreten Wahlmodelle

Ein Ziel der Wahlmodellierung ist es, das Wahlverhalten einer Gruppe von Individuen (gleichzusetzen mit einem Entscheidungsträger oder einem Individuum) vorherzusagen (im Folgenden siehe Koppelman u. Bhat (2006), S. 1 f.). Thematisiert wird das Handeln von Menschen in vielen verhaltenstheoretisch orientierten Disziplinen. In der Mobilitätsforschung ist es beispielsweise von Interesse, vorherzusagen, welcher Anteil von Schülern unter veränderten Rahmenbedingungen keinen oder einen bestimmten Verkehrsträger für ihren Schulweg nutzt (vgl. Müller u. a. (2008)). Demgegenüber ist im Marketing der Anteil der Autokäufer von Interesse, die eine bestimmte Marke beziehungsweise ein bestimmtes Fahrzeugmodell sowohl mit einem bestimmten Preis als auch mit einer bestimmten Ausstattung auswählen. Ferner sind die Käufer(gruppen) interessant, die sich besonders für ein Attribut interessieren. Ähnlich ist die Fragestellung, wie verschiedene Käufergruppen unterschiedliche Attribute von Alternativen bewerten. Als Beispiel dient die Frage, ob

einem Geschäftsreisenden die Länge der komplexen Reisezeit wichtiger ist als die Abflugfrequenzen an der ausgewählten Destination.

Diskrete Wahlmodelle gehören zu den wenigen Statistik-Modellen, die in einem direktem Bezug zu einem theoretischen Modell der allgemeinen Sozialwissenschaften zu entwickeln sind, da sie methodologisch aus der Konstruktionslogik rationaler Handlungsmodelle abgeleitet werden können (vgl. Urban (1993), S. 10). So beinhalten Wahlmodelle in der Regel die Annahme des nutzenmaximierenden Verhaltens eines Entscheidungsträgers (im Folgenden vgl. Train (2003), S. 18 ff.). Jeder Entscheidungsträger n ordnet jeder Alternative $j = 1, \dots, J$ bewusst oder unbewusst einen subjektiven Nutzen U_{nj} zu und wählt die Alternative j , die den größten Nutzen aufweist. Das Verhaltensmodell lautet: die Alternative k wird gewählt, wenn und nur wenn $U_{nk} > U_{nj}$ für alle $j \neq k$.

Zwar kann der Nutzen des Entscheidungsträgers nicht beobachtet werden, jedoch L Merkmale (Faktoren), $l = 0, \dots, L - 1$ als Eigenschaften der ausgewählten Alternativen (zum Beispiel die Verkaufsfläche eines Einkaufszentrums) und/oder des Entscheidungsträgers (zum Beispiel das Einkommen von Individuum n). Somit bezeichnen wir h_{njl} als die Merkmalsausprägung des Merkmals l des Individuums n bezüglich der Alternative j . Von beiden kann der messbare Nutzenanteil, die so genannte deterministische Nutzenkomponente V_{nj} des Entscheidungsträgers n , bezüglich der Alternative j , abhängig sein. Unterstellen wir einen linearen Zusammenhang mit β_{jl} als den zu schätzenden Koeffizienten für das Merkmal l hinsichtlich der Alternative j , erhalten wir mit

$$V_{nj} = \sum_l \beta_{jl} \cdot h_{njl} \quad (1)$$

die deterministische Nutzenkomponente.

Des Weiteren gibt es Aspekte, die nicht beobachtet werden (können), das heißt, $V_{nj} \neq U_{nj}$. Somit setzt sich der Nutzen neben der deterministischen Komponente V_{nj} zusätzlich aus einer additiv verknüpften stochastischen Nutzenkomponente ϵ_{nj} zusammen, die das Individuum n der Alternative j (unbewusst) zuzusst. Wir erhalten

$$U_{nj} = V_{nj} + \epsilon_{nj}. \quad (2)$$

Da wir ϵ_{nj} nicht kennen, behandeln wir den Term als zufällig. Die gemeinsame Dichte

des Zufallsvektors $\epsilon_n = (\epsilon_{n1}, \dots, \epsilon_{n|J|})$ wird als $f(\epsilon_n)$ bezeichnet. Mit dieser Dichte können wir (wahrscheinliche) Aussagen über die Wahl der Alternativen treffen.¹ Die Wahrscheinlichkeit, dass Entscheidungsträger n Alternative k wählt ist:

$$\begin{aligned}
 P_{nk} &= \text{Prob}(U_{nk} > U_{nj} \text{ für alle } j \neq k) \\
 &= \text{Prob}(V_{nk} + \epsilon_{nk} > V_{nj} + \epsilon_{nj} \text{ für alle } j \neq k) \\
 &= \text{Prob}(\epsilon_{nj} - \epsilon_{nk} < V_{nk} - V_{nj} \text{ für alle } j \neq k).
 \end{aligned} \tag{3}$$

Allgemein entspricht die Wahrscheinlichkeit, dass eine stetige Zufallsvariable einen Wert zwischen den Grenzen a und b annimmt, dem Integral der zugehörigen Dichte (beziehungsweise der Fläche unterhalb der Dichte) von a bis b (vgl. Bortz (2005), S. 64). Gleichung (3) beschreibt die Wahrscheinlichkeiten, dass der stetige Zufallsterm $\epsilon_{nj} - \epsilon_{nk}$ kleiner als der beobachtete Term $V_{nk} - V_{nj}$ ist. Sei $I[\cdot]$ die Indikatorfunktion, die den Wert 1 annimmt, wenn die Bedingung in den Klammern erfüllt ist und ansonsten den Wert 0, so gilt:

$$P_{nk} = \int_{\epsilon_n} I[\epsilon_{nj} - \epsilon_{nk} < V_{nk} - V_{nj} \text{ für alle } j \neq k] f(\epsilon_n) d\epsilon_n. \tag{4}$$

Aufgrund der unterschiedlichen Spezifikation der Dichte existieren unterschiedliche diskrete Wahlmodelle. Die unterschiedliche Spezifikation ergibt sich aufgrund der unter-

¹Exkurs Verhaltensmodelle (*Behavioral Models*) (vgl. Train (2003), S. 3 f.): Nehmen wir an, das Ergebnis einer Entscheidung ist y . Nehmen wir ferner an, es gibt (un)beobachtbare Faktoren, die das Wahlverhalten mit der Funktion $y = h(x, \epsilon)$, bezeichnet als Verhaltensprozess, bestimmen. Dabei stellt x die beobachtete und ϵ die unbeobachtete Komponente dar. ϵ können wir nicht beobachten, somit ist der Verhaltensprozess nicht exakt vorhersehbar. Wir können jedoch Aussagen über die Wahrscheinlichkeit eines Ergebnisses treffen, indem wir ϵ als zufällig mit der Dichte $f(\epsilon)$ darstellen. Dabei ist die Wahrscheinlichkeit, dass ein Entscheidungsträger ein Ergebnis aus einer Menge von möglichen Ergebnissen auswählt gleich der Wahrscheinlichkeit, dass sich ϵ so darstellt, dass sich für den Verhaltensprozess ergibt: $P(y|x) = \text{Prob}(\epsilon \text{ u.d.N. } h(x, \epsilon) = y)$. Anders kann dies mit einer Indikatorfunktion $I[\cdot]$ formuliert werden: $P(y|x) = \text{Prob}(I[h(x, \epsilon) = y] = 1)$ beziehungsweise gleich $P(y|x) = \int I[h(x, \epsilon) = y] f(\epsilon) d\epsilon$. Um die Wahrscheinlichkeiten zu berechnen, muss nun das Integral gelöst werden.

schiedlichen Annahmen über die Verteilung des unbeobachteten Nutzenanteils. Ausführlich geht Train (2003) auf die einzelnen Wahlmodelle (Logit, Probit, Mixed oder Nested Logit) ein. Wir beschränken uns im Folgenden auf das einfachste und meist genutzte Logit-Modell mit seinen speziellen Annahmen. Das Logit-Modell ist in der Regel eine gute Approximation der einzelnen Wahlmodelle.

2.2 Bestimmung der Auswahlwahrscheinlichkeiten anhand eines Logit-Modells

Die Grundlagen der Logit-Modelle liegen im Luce-Choice-Axiom. Das Axiom von Luce (auch bekannt als Attraktionsregel oder Bradley-Terry-Luce-Regel, kurz BTL-Regel) unterstellt einen probabilistischen Zusammenhang zwischen Nutzen und Kaufverhalten. Der Kunde entscheidet sich nicht mit Sicherheit für die Alternative mit dem höchsten Nutzen, vielmehr wird unterstellt, dass die Wahrscheinlichkeit für die Wahl von k proportional zum Nutzen der Alternative ist. „Folglich wird nicht die Entscheidung, sondern die Auswahlwahrscheinlichkeit modelliert“ (Zimmermann (2002), S. 137). Der Grundgedanke des Luce-Choice-Axioms besteht also darin, die Auswahlwahrscheinlichkeit eines Kunden n für die Inanspruchnahme einer Alternative k als Quotient aus dem Nutzen von n , also V_{nk} , und der Summe der Nutzenwerte aller Alternativen j darzustellen mit

$$P_{nk} = \frac{V_{nk}}{\sum_{j \in J} V_{nj}}. \quad (5)$$

Um das Logit-Modell im Weiteren näher zu beschreiben, folgen wir der Notation aus den vorangegangenen Abschnitten. Bei der Verwendung eines Logit-Modells gehen wir von der Voraussetzung aus, dass die stochastische Nutzenkomponente über alle Alternativen und Individuen

- *unabhängig* voneinander,
- auf dieselbe Weise *identisch* verteilt² und zwar

²Häufig findet man die Abkürzung *iid* für independent und identical distributed.

- *extremwertverteilt* ist. Diese Verteilung wird auch Gumbel und Typ-I-verteilt genannt (vgl. Train (2003), S. 38).

Daraus folgt unmittelbar die Anwendbarkeit eines Logit-Modells beziehungsweise bei Anwendung eines Logit-Modells wird zugleich diese Annahme implizit getroffen. Die Dichte einer extremwertverteilten Zufallsvariablen lautet:

$$f(\epsilon_{nj}) = e^{-\epsilon_{nj}} e^{-e^{-\epsilon_{nj}}}, \quad (6)$$

die zugehörige Verteilungsfunktion ist gegeben durch

$$F(\epsilon_{nj}) = e^{-e^{-\epsilon_{nj}}}. \quad (7)$$

Um die Bestimmung der Logit-Auswahlwahrscheinlichkeiten zu erklären, folgen wir den Ausführungen von McFadden (1974) (dargestellt in Train (2003), S. 40). So können wir Gleichung (3) auch formulieren als

$$P_{nk} = \text{Prob}(\epsilon_{nj} < \epsilon_{nk} + V_{nk} - V_{nj} \text{ für alle } j \neq k). \quad (8)$$

Nehmen wir an ϵ_{nk} ist gegeben, dann ist dieser Ausdruck eine kumulative Verteilung mit ϵ_{nj} , welches einen Wert annimmt, der höchstens so groß ist wie $\epsilon_{nk} + V_{nk} - V_{nj}$. Der entscheidende Unterschied zum vorangegangenen Abschnitt ist, dass jetzt eine Verteilungsfunktion (Gleichung (7)) angenommen wird. Da wir, wie bereits besprochen, ϵ als unabhängig annehmen, ist die Verteilungsfunktion über alle $j \neq k$ das Produkt der kumulativen individuellen Verteilungen³:

$$P_{nk} | \epsilon_{nk} = \prod_{j \neq k} e^{-e^{-(\epsilon_{nk} + V_{nk} - V_{nj})}}. \quad (9)$$

Heben wir die Annahme auf, dass ϵ_{nk} bekannt ist und nun selbst eine Zufallsvariable ist, ist die *unbedingte* Auswahlwahrscheinlichkeit ein Integral von $P_{nk} | \epsilon_{nk}$ über alle ϵ_{nk} gewichtet mit der Dichte:

³Durch den Multiplikationssatz aus der Wahrscheinlichkeitsrechnung wissen wir, dass für unabhängige Ereignisse gilt: $P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B)$.

$$P_{nk} = \int_{\epsilon_{nk}} \left(\prod_{j \neq k} e^{-e^{-(\epsilon_{nk} + V_{nk} - V_{nj})}} \right) e^{-\epsilon_{nk}} e^{-e^{-\epsilon_{nk}}} d\epsilon_{nk}. \quad (10)$$

Über weitere mathematische Umformungen erhalten wir eine geschlossenen, von ϵ unabhängige Formulierung mit

$$P_{nk} = \frac{e^{V_{nk}}}{\sum_{j \in J} e^{V_{nj}}} \quad (11)$$

die Logit-Auswahlwahrscheinlichkeit. Die Schritte, um Gleichung (11) durch Gleichung (10) zu erhalten, sind in Train (2003), (S. 78 f.) ausführlich dargestellt.

Eine mögliche Unterscheidung des Logit-Modells findet man hinsichtlich der Gestaltung der abhängigen Variablen. Nimmt sie nur zwei Ausprägungen an (beispielsweise $k = 1$ für die Wahl der beabsichtigten Alternative und $k = 2$ für irgendeine andere Alternative) spricht man von einer binären Logit-Analyse (vgl. Urban (1993), (S. 75 ff.)). Besitzt die abhängige Variable mehr als zwei Ausprägungen und es besteht zwischen den Ausprägungen keine Ordnungsrelation hinsichtlich ihres Skalierungsniveaus, handelt es sich um ein polytomes, genauer ein multinomiales Logit-Modell (MNL-Modell).

Ein Grund für die weit verbreitete Anwendung des Logit-Modells sind die folgenden wünschenswerten Eigenschaften. So gestaltet sich das Verhältnis der Logit-Wahrscheinlichkeiten P zum repräsentativen Nutzen V als logistisch, S-förmig. In Abbildung 1 wird eine solche logistische Funktionskurve anhand eines binären Logit-Modells⁴ dargestellt.

Dabei lassen sich folgende Eigenschaften dieses Funktionstypes konstatieren (in Anlehnung an Urban (1993), S. 29 f.):

- Für beliebige Werte des Nutzens V erhalten wir Werte für P_{nj} , die stets innerhalb des Intervalls $[0,1]$ liegen.
- Die Auswahlwahrscheinlichkeiten für alle Alternativen addieren sich zu 1.

⁴Betrachten wir ein binäres Logit-Modell mit der Ermittlung der Auswahlwahrscheinlichkeit einer Alternative 1 aus Sicht von Individuum n : $P_{n1} = e^{V_{n1}} / (e^{V_{n1}} + e^{V_{n2}})$ können wir durch Multiplikation von $1/e^{V_{n1}}$ mit dem Zähler und Nenner auch schreiben: $P_{n1} = 1 / (1 + e^{V_{n2} - V_{n1}})$ beziehungsweise $P_{n1} = 1 / (1 + e^{-(V_{n1} - V_{n2})})$. Diese Gleichung entspricht der logistischen Funktion.

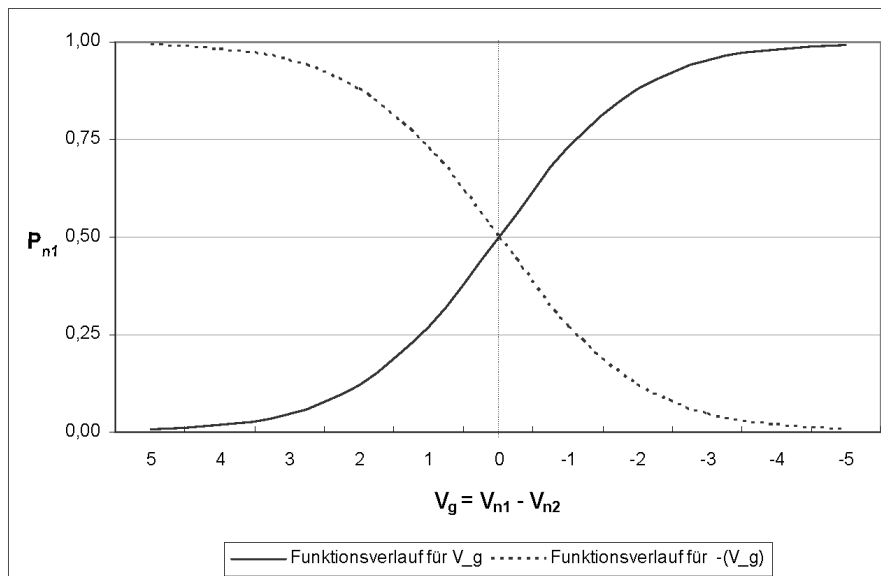


Abbildung 1: Verlauf der logistischen Funktionskurve

- Generell zeigt der logistische Verlauf, dass Veränderungen in den extremen Wahrscheinlichkeitswerten $[0,1]$ schwerer zu erreichen sind als Veränderungen im mittleren Wahrscheinlichkeitsbereich. Im mittleren Bereich impliziert bereits nur eine kleine Veränderung in den unabhängigen Variablen weitreichende Veränderungen in den Wahrscheinlichkeitswerten für die abhängige Variable.

Für die Anwendung des Logit-Modells ist die Überprüfung der so genannte IIA-Annahme, der Unabhängigkeitsannahme hinsichtlich der Anwesenheit von dritten, irrelevanten Alternativen, notwendig. Die relative Vorteilhaftigkeit einer Alternative k gegenüber einer Alternative i bleibt auch dann erhalten, wenn sich die Alternativenmenge (Aufnahme weiterer oder Elimination bestehender Alternativen) ändert. Besitzt die IIA-Eigenschaft in bestimmten Wahlsituationen keine Gültigkeit, können Logit-Modelle unter Umständen keine zuverlässigen Schätzergebnisse hinsichtlich der Auswahl liefern. Das wäre beispielsweise bei Alternativen möglich, die einander sehr ähnlich sind und die Modellierung der Auswahlwahrscheinlichkeiten verzerren können. Wenn beispielsweise eine Person keine Präferenz gegenüber dem ÖPNV hat und nur das Auto als eine Alternative wählt, werden die unbeobachteten Faktoren von den Alternativen Bus und Straßenbahn eher korrelieren als unabhängig voneinander sein. Dies entspräche nicht der IIA-Annahme. Nachfolgend

betrachten wir diese Eigenschaft genauer, welche ebenfalls für unser weiteres Vorgehen bedeutsam ist.

2.3 IIA-Annahme bei der Anwendung eines multinomialen

Logit-Modells

Das Logit-Modell impliziert (aufgrund seiner inhärenten Struktur) bereits ein gewisses Muster, mit dem sich Auswahlwahrscheinlichkeiten verschieben, sobald Veränderungen in Nutzen oder Alternativenmenge eintreten. Seien k und i zwei Alternativen, so liefert der Ausdruck

$$\begin{aligned} \frac{P_{nk}}{P_{ni}} &= \frac{e^{V_{nk}}}{\sum_{j \in J} e^{V_{nj}}} / \frac{e^{V_{ni}}}{\sum_{j \in J} e^{V_{nj}}} \\ &= \frac{e^{V_{nk}}}{e^{V_{ni}}} = e^{V_{nk} - V_{ni}} \end{aligned} \quad (12)$$

das Verhältnis ihrer Auswahlwahrscheinlichkeiten. Wir erkennen, dass das Verhältnis unabhängig von den anderen Alternativen ist. Das heißt, durch Hinzunahme einer weiteren oder Entfernen einer Alternative bleibt das Verhältnis der relativen Auswahlwahrscheinlichkeiten unverändert. Gleichwohl hängt das Niveau der Auswahlwahrscheinlichkeit einer Alternative von der Anzahl der betrachteten Alternativen ab. Diese IIA-Eigenschaft ist also bei Logit-Modellen gegeben, hat allerdings zur Folge, dass zwar proportionale, aber keine flexiblen Substitutionsbedingungen abgebildet werden können.

Die Vorüberlegung, wie diese Auswahlwahrscheinlichkeitsverschiebungen aussehen könnten, entscheidet somit darüber, ob das multinomiale Logit-Modell im konkreten Fall überhaupt eine sinnvolle Annahme darstellt oder nicht. Betrachten wir hierzu zwei Beispiele, zum einen für einen Fall, bei dem die IIA-Annahme berechtigt ist und zum anderen einen Fall, bei dem diese nicht berechtigt ist:

Nehmen wir an (im Folgenden siehe Urban (1993), (S. 131 f.)), es gäbe einen Staat mit zwei Parteien A und B. Nehmen wir ferner an, A hat in einer Wahl 40% und B 60% der Wählerstimmen erhalten. Die Relation der beiden Wahlwahrscheinlichkeiten liegt bei $0,4/0,6 = 0,66$. Nehmen wir weiter an, eine dritte Partei tritt auf und gewinnt 14% der Wählerstimmen. Dadurch besitzt nun Partei A nur noch 34,3% der Stimmen und B

51,7%. Die beschriebene IIA-Annahme ist in diesem Fall berechtigt, da das Verhältnis von A zu B mit $34,3/51,7 = 0,66$ konstant geblieben ist. Die dritte Partei hat mit den beiden bestehenden Parteien in gleicher Weise konkurriert. In diesen Fällen ist die Anwendung des Logit-Modells geeignet.

Ein bekanntes Beispiel, bei welchem die IIA-Annahme nicht zutrifft, ist die oft beschriebene „Roter-Bus-Blauer-Bus-Situation“ von Chipman und Debreu (1960). Wir nehmen an: In einer Stadt gibt es Autos und rote Busse. Die beobachteten Auswahlwahrscheinlichkeiten für Auto P_c und roter Bus P_{rb} seien gleich (vgl. erste Spalte in Tabelle 1).

	beobacht. Wahrscheinl.	Wahrscheinl. mit Logit-M.	wahre Wahrscheinl.
Auto	0,5	0,33	0,5
roter Bus	0,5	0,33	0,25
blauer Bus		0,33	0,25

Tabelle 1: Vergleich von Auswahlwahrscheinlichkeiten

Was passiert, wenn die Stadt zusätzlich blaue Busse P_{bb} einführt, die dieselben Eigenschaften (unter anderem gleiche Reisezeit, Kosten) aufweisen, wie die roten Busse? Es gilt wieder $P_{bb}/P_{rb} = 1$. Aufgrund der IIA-Eigenschaft bleibt aber $P_c/P_{rb} = 1$ gleichzeitig gültig, unabhängig von den anderen Alternativen (blauer Bus). Daraus folgt nun: $P_c = P_{rb} = P_{bb} = 1/3$. Die Erwartung wäre jedoch folgendermaßen: Durch den neuen (blauen) Bus teilt sich die Wahrscheinlichkeit für den roten Bus auf, einerseits auf blauen Bus und andererseits auf den roten Bus (also je $1/4$). Die Wahrscheinlichkeit für die Alternative Auto bleibt dagegen unverändert. Die Ursache für die Nichterfüllung der Eigenschaft in diesem speziellen Fall liegt in der perfekte Korrelation der unbeobachteten Komponenten von roten und blauen Bussen. Sie sind also exakt die gleichen und korrelieren nicht mit der unbeobachteten Komponente von Auto. Bei diesem Beispiel werden die Alternativen, die ähnlich zu anderen Alternativen sind, durch das Logit-Modell überschätzt.

Wird die IIA-Annahme für die Untersuchung als relevant eingestuft, das heißt, gehen

wir im Anwendungsbeispiel von proportionalen Substitutionseffekten aus, kann das Logit-Modell angewendet werden. Gehen wir hingegen von flexiblen Substitutionseffekten⁵ aus, beziehungsweise kennen die Substitutionseffekte nicht und wollen ein Substitutionsmuster untersuchen, müssen wir auf andere Logit-Modelle ausweichen. Dies ist ebenso der Fall, wenn bei der Überprüfung der Annahme diese sich als nicht gültig erweist.

Die Einhaltung kann mit dem Hausman-Test (vgl. Hensher u. a. (2005), S. 519 ff.) überprüft werden. Die Ursachen für die Ungültigkeit können in den hohen Korrelationen zwischen den Fehler-Termen der Alternativen liegen. Oft ist es auch gar nicht möglich, alle Quellen der Korrelation zu berücksichtigen. Weitere Ursachen könnten, wie eben erläutert, die hohen Ähnlichkeiten zwischen den Alternativen sowie eine fehlende Berücksichtigung der individuellen Eigenschaften der Entscheidungsträger sein (vgl. Urban (1993), S. 138).

Neben anderen relaxieren Modelle vom Typ „Generalized Extreme Value“ (GEV) die IIA-Eigenschaft teilweise. Ein oft genutztes Modell als Spezialform der GEV ist das „Nested Logit“ (NL) (siehe Train (2003) (Kapitel 6)).

3 Integration diskreter Wahlentscheidungen in ein Standortplanungsmodell

Die Integration kundenspezifischer Wahlentscheidungen in die Standortplanung unter Wettbewerb ist Gegenstand dieses Kapitels. Hierfür stellen wir in Abschnitt 3.1 ein Standortplanungsmodell vor und wenden dieses in Abschnitt 3.2 an einer konkreten Problemstellung an.

⁵Flexible Substitutionseffekte: Nehmen wir an, ein Autokäufer besitzt nur die zwei Alternativen, ein Auto von einem amerikanischen A oder von einem asiatischen Hersteller B zu kaufen. Nehmen wir ferner an, eine dritte Alternative, ein weiteres asiatisches Fahrzeug C wird in den Markt eingeführt. Dabei ähnelt C stärker B im Vergleich zu A. Wir können also nicht von proportionalen, sondern müssen von flexiblen Substitutionseffekten ausgehen. Die Auswahlwahrscheinlichkeit von B bei zwei Alternativen sich teilt sich auf B und C bei drei Alternativen auf.

3.1 Beschreibung eines neuen Standortplanungsmodells

Aus Gründen einer vereinfachten formalen Darstellung wollen wir von der Situation ausgehen, dass ein betrachtetes Unternehmen es für erforderlich erachtet, ein bestehendes Filialnetz auszudünnen. Das heißt, neue Filialen sollen nicht errichtet werden. Aktuell können wir diese Tendenzen in verschiedenen Branchen beobachten. Aufgrund von Problemen beim Verkauf des wöchentlichen Sortimentes gibt beispielsweise der Einzelhändler Tchibo rund 100 Filialen auf. Das entspricht 10% seiner Standorte (vgl. Birger (2008)). Aufgrund der Liberalisierung des Kurier-, Express- beziehungsweise Paketmarktes und der derzeitigen Deregulierung im Postbereich ist die Deutsche Post AG ebenfalls gezwungen, verstärkt nach wirtschaftlichen Erwägungen die Standorte ihrer Filialen zu überprüfen. Die Post betreibt derzeit insgesamt 12.500 Filialen, wobei sie in den vergangenen Jahren bereits 400 Filialen geschlossen hat. Pressemitteilungen deuten darauf hin, dass der Prozess des Rück- und Umbaus noch nicht abgeschlossen ist (vgl. Hagelüken (2007)).

Gehen wir nun auf die mathematische Problemstellung genauer ein. Die Kunden werden nicht deterministisch den Einrichtungen zugeordnet, sondern anhand der berechneten Auswahlwahrscheinlichkeiten, wobei diese wiederum von den zur Entscheidung stehenden Einrichtungen abhängen. Es entsteht der Konflikt, dass die Auswahlwahrscheinlichkeiten gleichzeitig die Eingangsgrößen für das mathematische Entscheidungsproblem sind und durch das Ergebnis des Entscheidungsproblems ermittelt werden. Müller (2008) (S. 71 ff.) zeigt mit einer vollständigen Enumeration der möglichen Kombinationen geöffneter und geschlossener Schuleinrichtungen einen innovativen Lösungsansatz, um das Problem zu lösen.

Wir stellen zur Lösung dieses Konfliktes ein neues Entscheidungsmodell vor, bei dem wir die Eigenschaften des multinomialen Logit-Modells nutzen. Hinsichtlich der Notation, die wir in Teil 1 (vgl. Haase u. Hoppe (2008b) (Abschnitt 3.7)) kennen gelernt haben, handelt es sich bei dem folgenden Standortplanungsmodell unter Wettbewerb um die Kategorie $-/N/R/ \oslash /M/2/C$. Wie wir im Folgenden sehen, ist dieses Modell ähnlich dem p -Median Problem (vgl. Haase u. Hoppe (2008b) (Abschnitt 4.1)). Allerdings gibt es einen entscheidenden Unterschied: $x_{r,j}$ ist nicht mehr binär definiert, das heißt, es erfolgt

keine deterministische Zuordnung der Kunden zu den Einrichtungen. Zur Lösung dieser Problemstellung gehen wir von den weiteren Annahmen aus, dass die Kosten und die Erträge, die mit dem Schließen einer Filiale behaftet sind, für alle Filialen identisch oder von unerheblicher Größenordnung sind. Bei Vorgabe der Anzahl zu schließender Filialen verlieren somit die Kosten und die Erträge ihre Entscheidungsrelevanz.

Zur Formalisierung der Problemstellung nutzen wir die bereits bekannte Notation aus Haase u. Hoppe (2008b):

Mengen und Indices

- R Menge der Raumeinheiten (Indices: $r \in R$);
- J Menge der Filialen (Indices: $i, j, k \in J$);
- \tilde{J} Menge der Filialen des betrachteten Unternehmens ($\tilde{J} \subset J$);

Parameter

- b_r Anzahl der Kunden in der Raumeinheit r ;
- P_{rj} Wahrscheinlichkeit, dass bei Beibehaltung der aktuellen Filialen ein Kunde der Raumeinheit r die Filiale $j \in J$ wählt;
- s Anzahl der weiterhin vom betrachteten Unternehmen zu betreibenden Filialstandorte, wobei $s < |\tilde{J}|$ gilt;

Variablen

- y_j =1, falls das betrachtete Unternehmen die Filiale $j \in \tilde{J}$ weiterhin betreibt (=0, sonst);
- x_{rj} Anteil der Kunden der Raumeinheit r , die die Filiale $j \in J$ aufsuchen.

Wir gehen davon aus, dass das betrachtete Unternehmen seinen Marktanteil soweit wie möglich aufrechterhalten möchte, das heißt, es versucht die erwartete Nachfrage zu

maximieren. Ein qualitativer Unterschied zwischen den Kunden unterschiedlicher Raumeinheiten sei nicht relevant. Gegebenenfalls seien geeignete Normierungen durchzuführen.

Unter Verwendung der obigen Notation definieren wir daher folgende Zielfunktion:

$$\max F = \sum_{r \in R} \sum_{j \in \tilde{J}} b_r x_{rj}. \quad (13)$$

Wir gehen weiterhin davon aus, die Nachfrage der Kunden sei unabhängig von der Filialnetzstruktur. Das bedeutet, dass die Kunden gezwungen sind, irgendeine Filiale aufzusuchen. Die vollständige Befriedigung der Nachfrage der Raumeinheiten wird durch die Nebenbedingung

$$\sum_{j \in \tilde{J}} x_{rj} = 1, \quad \text{für alle } r \in R \quad (14)$$

zum Ausdruck gebracht.

Die Vorgabe, dass das Unternehmen weiterhin s Filialen betreiben möchte, wird durch die Gleichung

$$\sum_{j \in \tilde{J}} y_j = s \quad (15)$$

sichergestellt.

Jeder Kunde besitzt eine gewisse Wahlfreiheit, eine der vorhandenen Filialen auszuwählen. Gehen wir davon aus, dass jede Filiale mit dem ÖPNV erreichbar ist, so ist diese Annahme unkritisch. Somit kann jeder Filiale eine echt positive Auswahlwahrscheinlichkeit zugeordnet werden. Des Weiteren treffen wir die Annahme, dass die Wettbewerber ihre Filialnetze unverändert beibehalten. Durch das Schließen einer Filiale des betrachteten Unternehmens reduziert sich die Alternativenmenge der Kunden. Ist die IIA-Annahme des multinomialen Logit-Modells gültig, bedeutet dies, dass die Auswahlwahrscheinlichkeiten der noch vorhandenen Alternativen sich zwar verändern, deren relative Verhältnisse aber erhalten bleiben. Wir wollen hierzu die entsprechenden Restriktionen formulieren. Zunächst kann nur einer geöffneten Filiale des betrachteten Unternehmens eine echt positive Auswahlwahrscheinlichkeit zugeordnet werden. Dies wird abgebildet durch:

$$x_{rj} \leq y_j, \quad \text{für alle } r \in R, j \in \tilde{J}. \quad (16)$$

In Abschnitt 2.3 haben wir gezeigt, dass das Verhältnis der Auswahlwahrscheinlichkeiten für zwei existierende Filialen j und k unverändert bleibt, was formal durch

$$\frac{x_{rj}}{x_{rk}} = \frac{P_{rj}}{P_{rk}}, \quad \text{für alle } r \in R \quad (17)$$

beziehungsweise

$$x_{rj}P_{rk} = x_{rk}P_{rj}, \quad \text{für alle } r \in R \quad (18)$$

zum Ausdruck gebracht wird.

Da die Gleichung (18) nur gilt, wenn j und k existieren, ist eine Kopplung mit den Standortvariablen notwendig:

$$x_{rj}P_{rk} \leq x_{rk}P_{rj} + (1 - y_j)I[j \in \tilde{J}] + (1 - y_k)I[k \in \tilde{J}], \quad \text{für alle } r \in R, j, k \in J. \quad (19)$$

Darin repräsentiert $I[\cdot]$ erneut die Indikatorfunktion. Zur Verdeutlichung wollen wir davon ausgehen, dass die Filialen j und k einem Wettbewerber gehören, das heißt $j \notin \tilde{J}$ und $k \notin \tilde{J}$. Somit sind in (19) folgende Ungleichungen enthalten:

$$x_{rj}P_{rk} \leq x_{rk}P_{rj},$$

$$x_{rk}P_{rj} \leq x_{rj}P_{rk}.$$

Durch einfache Umformungen erhalten wir

$$x_{rj}/x_{rk} \leq P_{rj}/P_{rk}$$

beziehungsweise

$$P_{rj}/P_{rk} \leq x_{rj}/x_{rk},$$

woraus unmittelbar

$$x_{rj}/x_{rk} = P_{rj}/P_{rk}$$

folgt.

Gehören dagegen beide Filialen dem betrachteten Unternehmen, so würden wir folgende Ungleichungen erhalten:

$$x_{rj}P_{rk} \leq x_{rk}P_{rj} + 2 - y_j - y_k,$$

$$x_{rk}P_{rj} \leq x_{rj}P_{rk} + 2 - y_j - y_k.$$

Somit stellt sich

$$x_{rj}/x_{rk} = P_{rj}/P_{rk}$$

nur dann ein, wenn die Variablen y_j und y_k jeweils den Wert 1 annehmen. Gilt beispielsweise $y_j = 0$, so kann die Variable x_{rk} unabhängig von x_{rj} festgelegt werden. Die Einhaltung des Verhältnisses der Auswahlwahrscheinlichkeiten kommt nur dann zum Tragen, wenn beide Filialen fortbestehen. Zu einem analogen Ergebnis kommen wir, wenn zum Beispiel die Filiale $j \in \tilde{J}$, also eine Filiale des betrachteten Unternehmens ist und die Filiale $k \notin \tilde{J}$ zu einem Wettbewerber gehört. Wir erhalten:

$$x_{rj}P_{rk} \leq x_{rk}P_{rj} + 1 - y_j,$$

$$x_{rk}P_{rj} \leq x_{rj}P_{rk} + 1 - y_j$$

und erkennen, dass das Verhältnis der Auswahlwahrscheinlichkeiten ebenfalls zum Tragen kommt, wenn die betrachtete Filialen j fortbesteht.

Hinsichtlich des Lösungsverfahrens besteht eine Herausforderung. Gehen wir von einer realistischen Instanz mit 100 Filialen und 5.000 Raumeinheiten aus, so beinhaltet die Restriktion (19) allein $100 \cdot 100 \cdot 5.000 = 50$ Millionen einzelne Ungleichungen, was voraussichtlich schnell die Grenzen eines herkömmlichen Rechners überschreitet. Aufgrund dieser Größe entwickeln Haase u. Hoppe (2008a) einen Lösungsansatz, bei dem nur eine Teilmenge der Restriktionen explizit betrachtet wird. So ist $x_{rj} = 0$ für alle $r \in R$ und $j \in J$, wenn die Wahrscheinlichkeit P_{rj} einen vorgegebenen Wert unterschreiten, beispielsweise die Wahrscheinlichkeit der Kunden der Raumeinheit r , die die Filiale j aufzusuchen nahe 0 liegt. Dieser Ansatz ermöglicht somit die Rechenbarkeit des Modells mit einer guten Lösungsgüte.

Zusammenfassend bilden die Zielfunktion (13) und die Restriktion (14) bis (19), unter Beachtung der oben festgelegten Wertebereiche der Variablen, unsere Problemstellung als algebraisches Entscheidungsmodell ab. Somit ist es uns gelungen, die Auswahlwahrscheinlichkeiten in ein Standortplanungsmodell zu integrieren.

3.2 Exemplarische Anwendung

3.2.1 Darstellung der Datengrundlage

Die Anwendung des Entscheidungsmodells wollen wir exemplarisch anhand der Standortplanung für Postfilialen unter Wettbewerbsbedingungen in der Stadt Dresden vorstellen. Betrachten wir hierfür folgende Ausgangssituation: Zwei dominierende Wettbewerber, die Deutsche Post AG (im Folgenden kurz Post) mit 49 Filialen und die Hermes Logistik Gruppe (kurz Hermes) mit 69 Filialen⁶ sind in Dresden vorzufinden. Ferner nehmen wir an, beide Anbieter teilen sich den Markt untereinander auf. Im Einzelnen besitzt die Post insgesamt 55,7%, demgegenüber hat Hermes einen Marktanteil von 44,3% inne.

Die absoluten Einwohnerzahlen der Stadt Dresden auf Baublockebene (6.400 Einheiten) werden in der Abbildung 2 dargestellt.

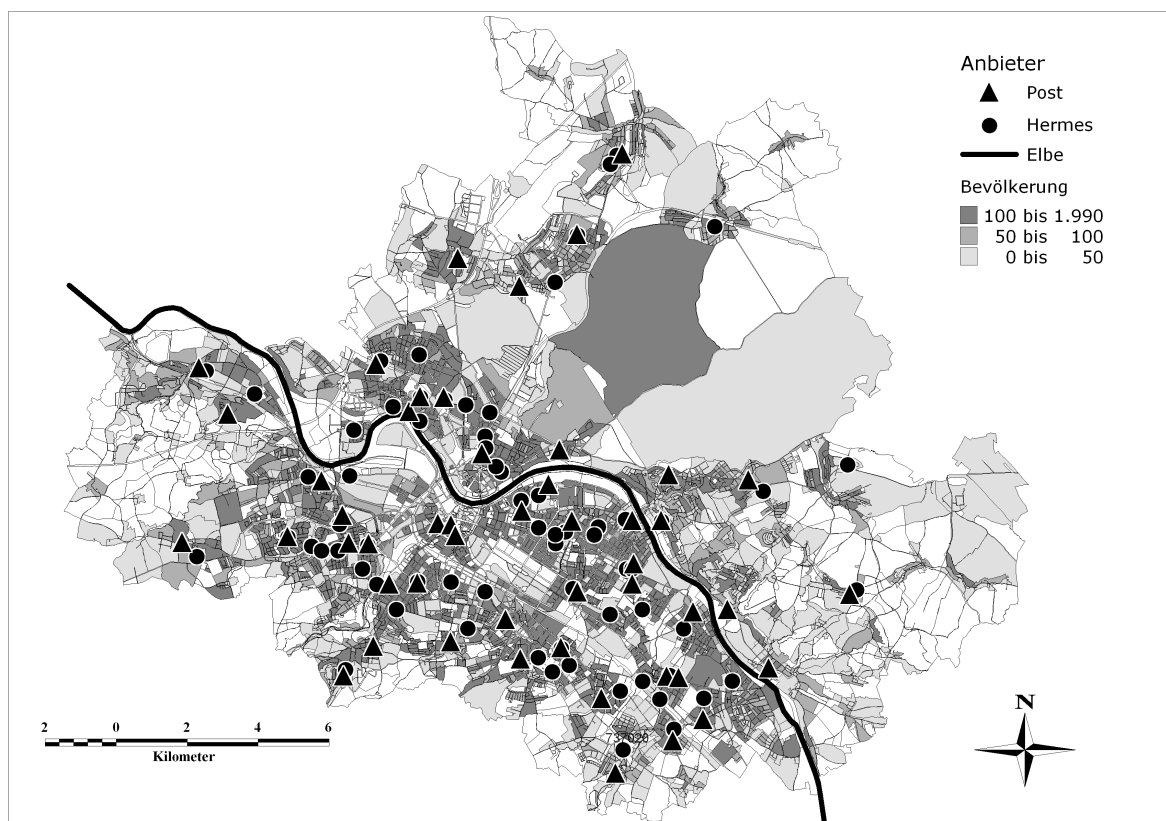


Abbildung 2: Ausgangssituation

⁶Stand: Februar 2007

Eine weitere Eingangsgröße stellt die von einem Kunden zu einer Filiale zu bewältigende Distanz dar. Sie beeinflusst maßgeblich die Wahrscheinlichkeit, mit der der Kunde die betrachtete Filiale aufsucht. Im Hinblick auf den Anspruch, die Distanzen möglichst genau zu erfassen, betrachten wir hier die Baublockebene. Die Distanzen ermitteln wir mit Hilfe eines kürzeste-Wege-Algorithmus, der die Straßennetzdistanz bestimmt. Somit können wir beispielsweise Besonderheiten wie die Brücken in Dresden berücksichtigen.

Darüber hinaus wollen wir davon ausgehen, dass der deterministische Teil der Nutzenfunktion eines Kunden wie folgt definiert ist:

$$V_{rj} = -0,005 \cdot d_{rj} + 1 \cdot I(j \in \tilde{J})$$

wobei d_{rj} die Distanz in Metern eines Kunden aus der Raumeinheit (Baublock) r zum Standort j angibt. Für eine genaue Schätzung ist die Durchführung einer empirischen Studie erforderlich.

Anhand dieser Annahmen und der Datengrundlage gehen wir von der Zielstellung aus, dass die Post acht Filialen aufgeben möchte, das heißt, 41 Filialen sollen beibehalten werden, so dass wir $s = 41$ wählen.

3.2.2 Darstellung der Ergebnisse

Mit diesen Annahmen implementieren wir das vorangegangene Modell in der Modellierungssprache GAMS.⁷ Mit einer Rechenzeit von 125 Sekunden erhalten wir einen Zielfunktionswert mit 0,5295, das heißt, die Post besitzt durch die Reduzierung ihres Filialnetzes noch einen erwarteten Marktanteil von 52,95%. Betrachten wir nun die Ergebnisse genauer: Abbildung 3 zeigt (a) die verbliebenen Marktanteile für die Post, nachdem die Schließung der acht Filialen erfolgt ist, beziehungsweise (b) die Marktanteile von Hermes, dessen Paketshopnetz unverändert bleibt.

Wir erkennen, dass die Post-Filialen innerhalb der Stadtzentren geschlossen werden, in deren unmittelbarer Umgebung sich eine weitere Postfiliale und eine konkurrierende Einrichtung befinden. Ferner werden Postfilialen an der Stadtgrenze, in deren unmittelbarer

⁷Der Quellcode ist im Anhang 5.1 dargestellt. Die Ergebnisse werden auf einem 2,6 GHz getakteten AMD-Opteron-Prozessor mit 8 GB Speicher berechnet.



Abbildung 3: Einflussstärke des (a) reduzierten Filialnetzes und (b) des konkurrierenden Filialnetzes

Umgebung eine relativ geringe Einwohnerzahl vorzufinden ist, geschlossen. Hier sind auch die höchsten Marktanteilsverluste zu beobachten, wie im Anhang Abbildung 4 zeigt.

Weitere Aspekte, beispielsweise die Reorganisation von bestehenden Standortnetzen und die Netzerweiterung, bleiben hier unbeachtet. Gleiches gilt für die Berücksichtigung der Reaktion des Wettbewerbers. Daher ist eine unmittelbare Übertragung auf die Praxis derzeit nicht gegeben. Gleichwohl sollte das hohe Potenzial des Ansatzes sichtbar geworden sein.

4 Zusammenfassung und Ausblick

In diesem Beitrag haben wir ein nutzentheoretisch fundiertes Modell zur Standortplanung unter Wettbewerb vorgestellt. Am Beispiel der Standortplanung von Postfilialen in der Stadt Dresden wird dessen Anwendbarkeit demonstriert. Das Modell bietet dem Entscheidungsträger ein Instrument, mit dem er einschätzen kann, welcher Standort optimal ist, um einen bestimmten Marktanteil zu maximieren. Diese Entscheidung basiert dabei auf Informationen über die Kunden und den Eigenschaften eigener sowie konkurrierender Einrichtungen. Dabei können die Variablen, die das Wahlverhalten und die Eigenschaften bestimmen für unterschiedliche Situationen variieren. Neben der aufgezeigten Anwendung, Filialen unter Wettbewerbsbedingungen zu schließen, ist als zweite Anwendung denkbar, Szenarien für unterschiedliche Filialnetzstrukturen unter verschiedenen Wettbewerbsbedingungen zu analysieren. Insgesamt ist es gelungen, empirische Informationen, die Ökonometrie und die mathematische Modellierung aus dem Bereich des Operations Research zu verbinden.

Anhand der Klassifizierung der CL-Modelle (vgl. Haase u. Hoppe (2008b)) erkennen wir, dass die Erweiterungen hinsichtlich des vorgestellten Modells sehr vielfältig sind. Zum einen ist es möglich, weitere Wahlmodelle in die CL-Modelle zu integrieren. Beispielsweise wäre die Integration der flexibleren NL interessant. Zum anderen sind Modifikationen hinsichtlich der Annahmen möglich. Beispielsweise könnte die Annahme eines statischen Wettbewerbs hin zu einem dynamischen Wettbewerb erweitert werden, um die Reaktion des Wettbewerbers zu berücksichtigen. Letztlich beschäftigt sich der vorliegende Beitrag ausschließlich mit der Schließung von Filialen. Darüber hinaus werden von der Post neue Filialen eröffnet, wobei diese sich hinsichtlich ihrer Qualität beziehungsweise der Attraktivität für den Kunden unterscheiden. Dies ist Gegenstand weiterer Forschungsanstrebungen.

5 Anhang

5.1 Quellcode GAMS

```
1 $title Standortplanung unter Wettbewerb
2 $ontext
3 (c) Knut Haase; Mirko Hoppe; TU Dresden, 2007
4 $offtext
5 option iterlim = 500000;
6 option optcr = 0.01;
7 option mip = cplex;
8 option profile = 0;
9 option solprint = off;
10 option limrow = 0;
11 option limcol = 0;
12 $offlisting
13
14 set i Baubloecke /
15 $include BB_Nr.txt
16 /;
17 set j Standorte /1*118/;
18 alias(j,jj);
19
20 parameter e(i) Einwohner /
21 $include EinwohnerBb.txt
22 /;
23
24 set post(j) Standorte Postfilialen/1*49/;
25
26 set hermes(j)/50*118/;
27
28 set ji(j,i)/
29 $include ShopsBB.txt
30 /;
31
32 table d(i,j) Distanzen
33 $ondelim
34 $include Distanzen.csv
35 $offdelim;
36
37 parameter
38 beta_d / -0.005 /
39 beta_p / 1.000 /
40 ;
41
42 parameter pr(i,j) Auswahlwahrscheinlichkeit;
43 parameter cu(i) Kumulierter Nutzen;
44
45 cu(i) = sum( j, exp( beta_d * d(i,j) + beta_p$post(j)));
46 pr(i,j) = exp( beta_d * d(i,j)+ beta_p$post(j) )/cu(i);
47 pr(i,j) = floor( pr(i,j) * 10000) / 10000;
48
49 * Anzahl Standorte, SmallValue
```

```

50 scalar S, v, Einw;
51 S      = 49;
52 v      = 0.001;
53 Einw   = sum(i, e(i));
54
55 variables F;
56
57 positive variables x(i,j);
58
59 binary variables y(j);
60
61 equation obj;
62 obj.. F =e= sum((i,post), e(i) * x(i,post));
63
64 equation demand(i);
65 demand(i)$e(i).. sum(j, x(i,j)) =e= 1;
66
67 equation quantity;
68 quantity.. sum(post, y(post)) =e= S;
69
70 equation linking(i,j);
71 linking(i,post)$e(i).. x(i,post) =l=y(post);
72
73 equation pr_relation(i,j,jj);
74 pr_relation(i,j,jj)$ (pr(i,j)> v and pr(i,jj)> v and e(i)>0)..
75   x(i,j)*pr(i,jj) =l= x(i,jj)*pr(i,j)+(1-y(j))$post(j)+(1-y(jj))$post(jj);
76
77 model FilialnetzPost /all/;
78
79 x.up(i,post)$ ( pr(i,post) <= v ) = 0;
80 x.up(i,j)$ (e(i) < 0.1 )          = 0;
81
82 solve FilialnetzPost maximizing F using mip;
83
84 scalar UB, LB;
85 UB = F.l/Einw;
86
87 cu(i) = sum(hermes,          exp( beta_d * d(i,hermes)          ) ) +
88         sum(post$y.l(post), exp( beta_d * d(i,post )+ beta_p ) );
89 pr(i,j)= 0;
90 pr(i,post)$y.l(post) = exp( beta_d * d(i,post)+ beta_p ) / cu(i);
91 LB = sum((i,post), e(i) * pr(i,post))/Einw;
92
93 file solu /loesung.txt/;
94 put  solu;
95 put  UB:6:4 /;
96 put  LB:6:4 /;
97 loop(post$y.l(post),
98   loop(ji(post,i), put post.tl:4:0 i.tl:7:0/);
99 );
100 put /;
101
102 parameter sp(i), sh(i);
103 sp(i) = sum(post, x.l(i,post ));

```

```
104 sh(i) = sum(hermes, x.l(i,hermes));
105 put "Baublock Post Hermes Einwohner"/;
106 loop(i,
107 put i.tl:8:0;
108 put sp(i):6:3;
109 put sh(i):7:3;
110 put e(i):9:0;
111 put /;
112 );
```

5.2 Auswirkungen der Filialnetzreduzierung

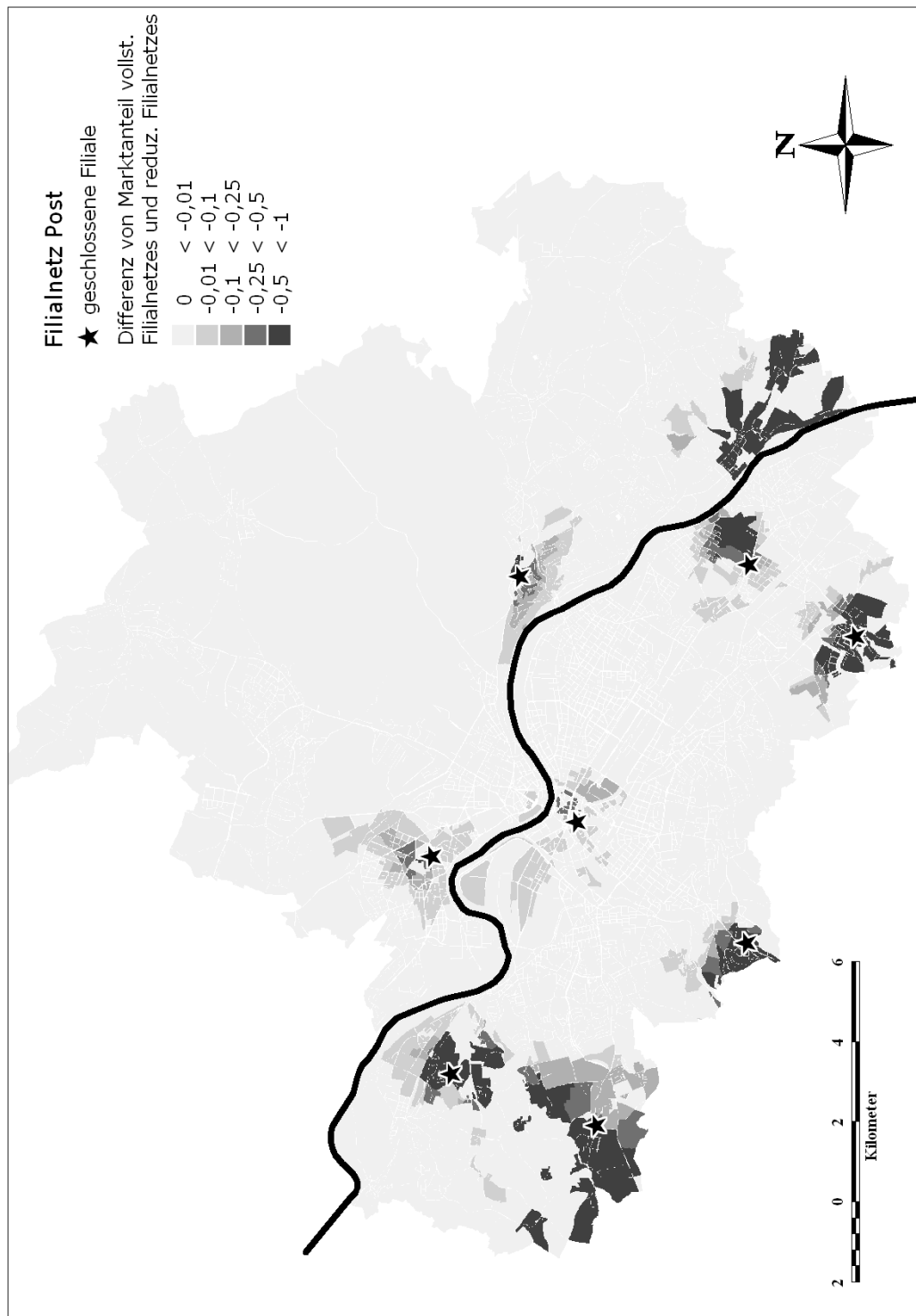


Abbildung 4: Auswirkungen der Filialnetzreduzierung anhand der Marktanteilsverluste

Literatur

- [Ben-Akiva u. Lerman 1985] BEN-AKIVA, M. ; LERMAN, S.R.: *Discrete Choice Analysis, Theory and Applications to Travel Demand*. Cambridge, MA : MIT Press, 1985
- [Birger 2008] BIRGER, N.: *Tchibo baut massiv Stellen ab und schließt Filialen*. <http://www.welt.de/wirtschaft/articel1757083/>, 04.03.2008, 2008
- [Bortz 2005] BORTZ, Jürgen: *Statistik für Human- und Sozialwissenschaftler*. 6. Heidelberg : Springer, 2005
- [Haase u. Hoppe 2008a] HAASE, K. ; HOPPE, M.: *Filialnetzplanung unter Wettbewerb am Beispiel der Deutschen Post AG*. http://tu-dresden.de/die_tu_dresden/fakultaeten/vkw/iwv/bwl/research. Version: 2008. – Workingpaper, TU Dresden
- [Haase u. Hoppe 2008b] HAASE, K. ; HOPPE, M.: *Standortplanung unter Wettbewerb Teil 1: Grundlagen*. http://tu-dresden.de/die_tu_dresden/fakultaeten/vkw/iwv/bwl/research. Version: 2008. – TU Dresden, Fakultät Verkehrswissenschaften Friedrich List, Diskussionsbeiträge aus dem Institut für Wirtschaft und Verkehr, 10. Jg., Nr. 2, S. 1-52
- [Hagelüken 2007] HAGELÜKEN, A.: *Postmonopol fällt erst 2011*. <http://www.sueddeutsche.de/wirtschaft/artikel/7/135742/>, 01.10.2007, 2007
- [Hensher u. a. 2005] HENSHER, D.A. ; ROSE, J.M. ; GREENE, W.H.: *Applied Choice Analysis: A Primer*. Cambridge University Press, 2005
- [Koppelman u. Bhat 2006] KOPPELMANN, F.S. ; BHAT, C.: A self instructing course in mode choice modeling: multinomial and nested logit models / U.S. Department of Transportation Federal Transit Administration. 2006. – Forschungsbericht
- [McFadden 1974] MCFADDEN, D.: Conditional logit analysis of quantitative choice behaviour. In: ZAREMBKA, P. (Hrsg.): *Frontier of Econometrics*. New York : Academic Press, 1974, S. 105–142

- [Müller 2008] MÜLLER, S.: *Dynamic School Network Planning in Urban Areas*. Dresden, Technische Universität Dresden, Diss., 2008
- [Müller u. a. 2008] MÜLLER, S. ; TSCHARAKTSCHIEW, S. ; HAASE, K.: Travel-to-school mode choice modelling and patterns of school choice in urban areas. In: *Journal of Transport Geography* doi:10.1016/j.jtrangeo.2007.12.004 (2008)
- [Train 2003] TRAIN, K.: *Discrete Choice Methods with Simulation*. Cambridge University Press, 2003
- [Urban 1993] URBAN, Dieter: *Logit-Analyse*. Stuttgart Jena : Fischer Verlag, 1993
- [Zimmermann 2002] ZIMMERMANN, M.: *Standortplanung für Dienstleistungsunternehmen*. Deutscher Universitäts-Verlag, 2002. – Dissertation

SEIT 1998 SIND FOLGENDE DISKUSSIONSBEITRÄGE ERSCHIENEN:

- 1/1998 Röhl, Klaus-Heiner: Gewerbeflächenmanagement in Agglomerationsräumen - Institutionelle Lösungsansätze und die Einflußmöglichkeiten der Regionalplanung**
- 2/1998 Bröcker, Johannes und Frank Richter: Entwicklungsmuster ostdeutscher Stadtregionen nach 1945**
- 3/1998 Bröcker, Johannes: Welfare Effects of a Transport Subsidy in a Spatial Price Equilibrium**
- 4/1998 Bröcker, Johannes: Spatial Effects of Transeuropean Networks: preliminary results from a spatial computable general equilibrium analysis**
- 5/1998 Bröcker, Johannes: Spatial Effects of Transport Infrastructure: The Role of Market Structure**
- 1/1999 Bröcker, Johannes und Martin Schneider: How does Economic development in Eastern Europe affect Austria's regions? A multiregional general equilibrium framework**
- 2/1999 Richter, Frank: Ökonomische Hintergründe der Verwaltungsreform von 1952 in der DDR**
- 1/2000 Röhl, Klaus-Heiner: Die Eignung der sächsischen Agglomerationsräume als Innovations- und Wachstumspole für die wirtschaftliche Entwicklung des Landes**
- 2/2000 Röhl, Klaus-Heiner: Der Aufbau der ostdeutschen Infrastruktur und sein Beitrag zur wirtschaftlichen Entwicklung in Sachsen**
- 3/2000 Kummer, Sebastian; Mating, Anette; Käsbauer, Markus; Einbock, Marcus: Franchising bei Verkehrsbetrieben**
- 4/2000 Westphal, Jan R.: Komplexitätsmanagement in der Produktionslogistik**

- 5/2000 Röhl, Klaus-Heiner: Saxony's Capital Dresden – on the Way to become Eastern Germany's first "Innovative Milieu"?**
- 6/2000 Schramm, Hans-Joachim: Electronic Commerce im Lebensmitteleinzelhandel - Auswertung einer Konsumentenbefragung im Großraum Dresden**
- 1/2001 Schramm, Hans-Joachim; Veith, Elisabeth: Schwerlasttransport auf deutschen Straßen, Ergebnisse einer Befragung deutscher Schwerlasttransportunternehmen**
- 2/2001 Schramm, Hans-Joachim; Eberl, Katharina: Privatisierung und Going Public von staatlichen Eisenbahnunternehmen - Versuch eines adaptiven Vergleichs zwischen Japan und Deutschland**
- 1/2002 Kummer, Sebastian; Schmidt, Silvia: Methodik der Generierung und Anwendung wertorientierter Performance-Kennzahlen zur Beurteilung der Entwicklung des Unternehmenswertes von Flughafenunternehmen**
- 2/2002 Wieland, Bernhard: Economic and Ecological Sustainability - The Identity of Opposites?**
- 1/2003 Freyer, Walter; Groß, Sven: Tourismus und Verkehr - Die Wechselwirkungen von mobilitätsrelevanten Ansprüchen von touristisch Reisenden und Angeboten (touristischer) Transportunternehmen**
- 2/2003 Stopka, Ulrike; Urban, Thomas: Implikationen neuer Vertriebs- und Distributionsformen auf das Customer Relationship Management und die Gestaltung von virtuellen Marktplätzen im BtoC-Bereich**
- 1/2004 Hoppe, Mirko; Schramm, Hans-Joachim: Use of Interorganisational Systems - An Empirical Analysis**
- 2/2004 Wieland, Bernhard; Seidel, Tina; Matthes, Andreas; Schlag, Bernhard: Transport Policy, Acceptance and the Media**
- 1/2005 Brunow, Stephan; Hirte, Georg: Age Structure and Regional Income Growth**

- 2/2005 Stopka, Ulrike; Urban, Thomas: Erklärungsmodell zur Beurteilung der betriebswirtschaftlichen Vorteilhaftigkeit des Kundenbeziehungsmanagements sowie Untersuchung zur Usability von Online-Angeboten im elektronischen Retailbanking**
- 3/2005 Urban, Thomas: Medienökonomie**
- 4/2005 Urban, Thomas: eMerging-Media: Entwicklung der zukünftigen Kommunikations- und Medienlandschaft**
- 1/2006 Wieland, Bernhard: Special Interest Groups and 4th Best Transport Pricing**
- 2/2006 Ammoser, Hendrik; Hoppe, Mirko: Glossar Verkehrswesen und Verkehrswissenschaften**
- 1/2007 Wieland, Bernhard: Laudatio zur Verleihung der Ehrendoktorwürde an Herrn Prof. Dr. rer. pol. habil. Gerd Aberle**
- 2/2007 Müller, Sven; Kless, Sascha: Veränderung der leistungsabhängigen Schwerverkehrsabgabe in Abhängigkeit der Streckenbelastung**
- 1/2008 Vetter, Thomas; Haase, Knut: Alternative Bedienformen im ÖPNV – Akzeptanzstudie im Landkreis Saalkreis**
- 2/2008 Haase, Knut; Hoppe, Mirko: Standortplanung unter Wettbewerb – Teil 1: Grundlagen**
- 3/2008 Haase, Knut; Hoppe, Mirko: Standortplanung unter Wettbewerb – Teil 2: Integration diskreter Wahlentscheidungen**

