**Dieses Dokument ist eine Zweitveröffentlichung (Verlagsversion) /
This is a self-archiving document (published version):**

Andy Obermeyer, Christos Evangelinos, Andreas Beshertz

Der Wert der Reisezeit deutscher Pendler

Erstveröffentlichung in / First published in:

Perspektiven der Wirtschaftspolitik. 2013, 14(1-2), S. 118 – 131 [Zugriff am: 06.12.2019]. De Gruyter. ISSN 1468-2516.

DOI: <https://doi.org/10.1111/pers.12007>

Diese Version ist verfügbar / This version is available on:

<https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:bsz:14-qucosa2-713636>

„Dieser Beitrag ist mit Zustimmung des Rechteinhabers aufgrund einer (DFGgeförderten) Allianz- bzw. Nationallizenz frei zugänglich.“

This publication is openly accessible with the permission of the copyright owner. The permission is granted within a nationwide license, supported by the German Research Foundation (abbr. in German DFG).
www.nationallizenzen.de/

Der Wert der Reisezeit deutscher Pendler

*Andy Obermeyer**

Technische Universität Dresden

*Christos Evangelinos**

Technische Universität Dresden

*Andreas Besherz**

1. Einleitung

Zur Beurteilung der Durchführungswürdigkeit von (Verkehrs-)Projekten ist es erforderlich, die damit verbundenen Nutzen und Kosten gegenüberzustellen. Dies erfolgt regelmäßig im Rahmen einer Nutzen-Kosten-Analyse. Ziel dieser Analyse ist es, festzustellen, ob die Umsetzung eines Verkehrsprojektes aus gesamtwirtschaftlicher Sicht lohnenswert ist oder nicht.

Auch im Rahmen der langfristigen Entwicklung der Verkehrsinfrastruktur auf bundesdeutscher Ebene wird das Instrument Nutzen-Kosten-Analyse eingesetzt. Konkret ist sie Bestandteil des Bundesverkehrswegeplanes¹ (BVWP), welcher im Sinne einer Investitionsstrategie eine nach ihrer Priorität geordnete Darstellung aller beabsichtigten Verkehrsprojekte (Bundesschienenwege, Bundeswasserstraßen, Bundesfernstraßen) beinhaltet.

Einen besonderen Stellenwert nehmen dabei Reisezeiteinsparungen ein. Monetär bewertete Reisezeitgewinne stellen (auch international betrachtet) häufig 70 bis 90 Prozent des Gesamtnutzens eines Verkehrsprojektes dar. Die Monetarisierung von Reisezeitänderungen erfolgt mittels eines Zeitkostensatzes.²

Die theoretischen Grundlagen der Reisezeitwertbestimmung liefert die mikroökonomische Zeitallokationstheorie. Diese wurde in ihren Anfängen vornehmlich durch Becker (1965) sowie Johnson (1966) und im weiteren Verlauf durch Oort (1969) und vor allem De Serpa (1971) geprägt. Da in dieser Arbeit der Fokus auf der empirischen Ermittlung von Reisezeitwerten liegt, wird auf eine ausführliche Darstellung der Entwicklung der Zeitallokationstheorie verzichtet. Hierfür sei der Leser auf die Arbeiten von Jara-Díaz (2008), Mackie et al. (2001) oder Small (2012) verwiesen. In diesem Beitrag wird die individuelle Reisezeitbewertung

*Korrespondenzadressen: Andy Obermeyer, Christos Evangelinos, Professur für Verkehrswirtschaft und internationale Verkehrspolitik, Institut für Wirtschaft und Verkehr, Fakultät Verkehrswissenschaften „Friedrich List“, Technische Universität Dresden, 01062 Dresden, E-Mail: Andy.Obermeyer@tu-dresden.de, Christos.Evangelinos@tu-dresden.de, andreasbesherz@arcor.de

1. Der derzeit gültige BVWP aus dem Jahr 2003 stellt mit einem Finanzvolumen von 150 Mrd. € über einen Zeitraum von 15 Jahren einen nicht unerheblichen Teil am Bundeshaushalt dar (Deutscher Bundestag, 2003, S. 27). Im Jahr 2015 beabsichtigt die Bundesregierung einen neuen BVWP vorzulegen.

2. Im derzeitigen BVWP beträgt der Zeitkostensatz für nichtgewerbliche Fahrten 5,47 €/Stunde (Birni et al., 2005, S. 74).

von Pendlern (Personen, die sich auf dem Weg zur Arbeit befinden) empirisch untersucht. Dazu werden die sogenannten Discrete-Choice-Modelle (diskrete Wahlmodelle) eingesetzt. Die Nutzung dieser Modelle zur Ermittlung von Reisezeitwerten ist gängige Praxis. In der Arbeit wird zudem die Heterogenität der individuellen Präferenzen durch den Einsatz von Zufallsparametern berücksichtigt.

In Abschnitt zwei und drei werden zunächst die methodischen Grundlagen zur empirischen Ermittlung des Reisezeitwertes dargestellt. Dabei wird auch erläutert, wie individuelle Sensitivitäten hinsichtlich der Faktoren Zeit und Kosten berücksichtigt werden können und welche Implikationen sich daraus für die Ermittlung des Reisezeitwertes ergeben. In Abschnitt vier erfolgt die empirische Ermittlung des Reisezeitwertes anhand erhobener Daten zur Verkehrsmittelwahl von Pendlern in Dresden. Abschnitt fünf liefert eine Zusammenfassung der gewonnen Erkenntnisse.

2. Discrete-Choice-Modelle mit Zufallsparametern

Für die Ermittlung des Reisezeitwertes hat sich der Einsatz von Discrete-Choice-Modellen etabliert. Eine ausführliche Darstellung dieser Modelle ist beispielsweise in Train (2009) oder Ben-Akiva und Lerman (1994) zu finden. Kernelement dieser Modelle ist das Nutzenmaximierungskalkül der Individuen: Es wird unterstellt, dass ein Individuum aus einer Menge von zur Verfügung stehenden Alternativen (diskrete Alternativenmenge) genau die Alternative auswählt, die den höchsten Nutzen stiftet. Insoweit es sich wie in diesem Beitrag bei der diskreten Alternativenmenge um eine Menge unterschiedlicher Verkehrsmodi handelt, spricht man auch von Mode-Choice-Modellen (Verkehrsmittelwahlmodelle). Ein weiterer zentraler Aspekt dieser Modelle ist die Aufteilung des individuellen Nutzens U_{ym} in eine deterministische Komponente V_{ym} und eine stochastische Komponente ε_{ym} , wobei der Index y für das Individuum und der Index m für die jeweilige Alternative steht.

$$U_{ym} = V_{ym} + \varepsilon_{ym} \quad (1)$$

Die deterministische Komponente enthält alle beobachtbaren Einflüsse auf die Entscheidung des Individuums, während die stochastische Komponente alle unbeobachtbaren Elemente enthält. Die konkrete Art des Discrete-Choice-Modells hängt von den Verteilungsannahmen hinsichtlich der stochastischen Nutzenkomponente ab. Bei Annahme identisch, unabhängig und extremwertverteilter stochastischer Nutzen ergibt sich das bekannte Logit-Modell.

Aufgrund einiger Beschränkungen des klassischen Logit-Modells (keine zufällige Geschmacksvariation, begrenzte Substitutionsmuster) wurde beständig an der Entwicklung flexiblerer Modellformen geforscht. Ein extrem flexibles Modell, das in der Lage ist jedes beliebige Zufallsnutzenmodell zu approximieren, ist das sogenannte Mixed-Logit-Modell (McFadden und Train, 2000). Im Gegensatz zum gewöhnlichen Logit-Modell können mit dem Mixed-Logit unbeschränkte Substitutionsverhältnisse³ und zufällige Geschmacksvariationen (individuelle

3. Dies ist von Vorteil, wenn einige Alternativen hinsichtlich unbeobachteter alternativenspezifischer Merkmale ähnlicher sind als andere.

Präferenzen) abgebildet werden. Somit ist es möglich mit einem Mixed Logit-Modell persönlichen Neigungen rein zufälliger Art oder nicht explizit modellierten Einflussgrößen (z.B. nicht erfassbare sozioökonomische Eigenschaften) Rechnung zu tragen.

Die individuellen Präferenzen werden beim Mixed-Logit-Modell über Zufallskoeffizienten abgebildet. Damit lässt sich prüfen, in welcher Weise der Einfluss bestimmter Entscheidungskriterien wie Reisedauer und Reisekosten über die Individuen hinweg verteilt ist. Zum besseren Verständnis werden im Folgenden die wichtigsten Elemente eines Mixed-Logit-Modells vorgestellt.

Um die heterogenen Präferenzen hinsichtlich der Einflussvariablen abzubilden, variieren die Modellparameter β mit der Wahrscheinlichkeitsdichte $f(\beta|\omega)$ über die Entscheidungsträger der Grundgesamtheit, sodass sich jedes Individuum einem eigenen Koeffizientenvektor β_y gegenüberstellt. Die Dichtefunktion $f(\beta|\omega)$ entspricht einer festgelegten, sogenannten Mixing-Verteilung mit dem zugehörigen Verteilungsparametervektor ω , welcher bspw. den Mittelwert und die Varianz enthält. Da β einer Verteilung unterliegt, muss zur Ermittlung der Auswahlwahrscheinlichkeiten der geschlossene Ausdruck aus dem multinomialen Logit-Modell (MNL)⁴, wie in der folgenden Formel dargestellt, mit der Wahrscheinlichkeitsdichte $f(\beta|\omega)$ gewichtet werden:

$$p_{ym} = \int \left(\frac{e^{V_{ym}}}{\sum_m e^{V_{ym}}} \right) f(\beta|\omega) d\beta \quad (2)$$

Die Auswahlwahrscheinlichkeiten des Mixed-Multinomial-Logit-Modells (MMNL)⁵ stellen somit das Integral und folglich das gewichtete Mittel der Logit-Wahrscheinlichkeiten über alle möglichen β -Werte dar. Die Schätzung des Parametervektors ω erfolgt mittels Simulation (Maximum Simulated Likelihood Estimation).⁶

3. Bestimmung des Reisezeitwertes

Der subjektive Wert der Reisezeiteinsparung (SVTT) bestimmt sich grundsätzlich als Grenzrate der Substitution zwischen Zeit (T) und Kosten (C). Für ein Logit-Modell (ohne Zufallskoeffizienten) mit einer linearen Nutzenfunktion ist der SVTT folglich der Quotient aus Zeit- und Kostenkoeffizient (β_t bzw. β_c):

$$SVTT = \frac{\partial V_{ym} / \partial T_{ym}}{\partial V_{ym} / \partial C_{ym}} = \frac{\beta_t}{\beta_c} \quad (3)$$

Werden jedoch im Rahmen eines Mixed-Logit-Modells Verteilungen für die einzelnen Koeffizienten unterstellt, so sind bei der Berechnung des Zeitwertes weitere Aspekte zu berücksichtigen. Dies betrifft im Wesentlichen die adäquate Auswahl von Verteilungen für Zeit- und Kostenkoeffizient. Zum einen ist hierbei sicherzustellen, dass eine getroffene Verteilungsannahme mit den Erwartungen über das Vorzeichen des einzelnen Koeffizienten kompatibel ist. Zum anderen

4. Mehrere Alternativen; keine Zufallskoeffizienten.

5. Mehrere Alternativen; mit Zufallskoeffizienten.

6. Siehe Train (2009).

müssen die sich aus der Kombination der Verteilungen folgenden Konsequenzen für die Verteilung des Reisezeitwertes beachtet werden. Im Rahmen dieses Beitrages beschränken wir uns auf die Verwendung der Normal- und Lognormalverteilung.

3.1 Erwartungen über das Vorzeichen

Hinsichtlich der Reisekosten ist von einem negativen Einfluss auf den Nutzen auszugehen. Für die Reisezeit ist zwar in der Regel ebenfalls ein negativer Koeffizient zu erwarten, jedoch sind auch Situationen denkbar, in denen Reisezeitverlängerungen einen Nutzenzuwachs erzeugen. Dies ist insbesondere der Fall, wenn positive Assoziationen oder nützliche Tätigkeiten mit der Reise verbunden werden (Hess und Axhausen, 2004, S. 2). Die Konsequenz eines positiven Reisezeitkoeffizienten (bei unterstelltem negativem Kostenkoeffizienten) wäre ein negativer SVTT. Mit der konventionellen mikroökonomischen Zeitallokationstheorie sind negative Reisezeitwerte jedoch nicht vereinbar. Zudem sollte auch nicht außer Acht gelassen werden, dass negative Reisezeitwerte lediglich der Komplexität ökonometrischer Modelle mit Zufallsparametern geschuldet sein könnten (Hess et al., 2005, S. 229). Im vorliegenden Beitrag spielt diese Thematik jedoch eine eher untergeordnete Rolle. Der Grund hierfür liegt in der Betrachtung einer homogenen Gruppe von Verkehrsteilnehmern, den Pendlern, für die von einem nutzenreduzierenden Effekt einer Reisezeiterhöhung ausgegangen werden kann. Insofern ist eine a priori-Annahme eines negativen Vorzeichens für den Reisezeitkoeffizienten zu rechtfertigen. Dessen ungeachtet wird im Rahmen der hier durchgeführten empirischen Untersuchung auch die Möglichkeit eines negativen Reisezeitwertes getestet.

Insoweit konkrete Erwartungen hinsichtlich des Vorzeichens existieren, ist z.B. die Lognormalverteilung geeignet. Ansonsten kann auch die Normalverteilung verwendet werden.

3.2 Kombination von Verteilungen

Die Auswahl der Verteilungen für Zeit- und Kostenkoeffizient hat einen entscheidenden Einfluss auf die resultierende Verteilung des Reisezeitwertes und die Existenz der Verteilungsmomente.⁷ Nachfolgend werden die Implikationen unterschiedlicher Verteilungskombinationen für den resultierenden Reisezeitwert erläutert. Die Ausführungen hierzu basieren hauptsächlich auf Meijer und Rouwendal (2000) sowie Sillano und de Ortúzar (2005).

- (i) Reisezeitkoeffizient normalverteilt/lognormalverteilt, Kostenkoeffizient konstant

In diesem Fall entfällt die schwierige Suche nach einer passenden Verteilung für den Kostenkoeffizienten und die Verteilung des Reisezeitwertes entspricht einfach der Verteilung des Zeitkoeffizienten. Zudem kann eine potentielle Instabilität des Modells aufgrund der Variabilität aller Koeffizienten vermieden werden (Revelt und Train, 2000, S. 13).

7. Die Frage, für welche Koeffizientenverteilungen die resultierende SVTT-Verteilung gültige Momente und damit auch realitätstreue Reisezeitwerte besitzt, wird von Daly et al. (2011, S. 21–27) ausführlich behandelt.

Bei einem normalverteilten Zeitkoeffizienten würden sich demnach die folgenden Momente für den Reisezeitwert (SVTT) ergeben:⁸

$$\mu_{SVTT} = \frac{\mu_t}{\beta_c} \quad (4)$$

$$\sigma_{SVTT} = \frac{\sigma_t}{\beta_c} \quad (5)$$

(ii) Reisezeitkoeffizient lognormalverteilt, Kostenkoeffizient lognormalverteilt

Der Reisezeitwert folgt in diesem Fall einer Lognormalverteilung. Aus den nachfolgenden Gleichungen geht hervor wie Mittelwert und Varianz des SVTT zu berechnen sind, wobei ρ die Korrelation zwischen Kosten- und Zeitkoeffizient angibt.⁹

$$\mu_{SVTT} = \exp \left[(\mu_t - \mu_c) + \frac{1}{2} (\sigma_c^2 + \sigma_t^2 - 2\rho\sigma_c\sigma_t) \right] \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \sigma_{SVTT}^2 = & \exp \left[2(\mu_t - \mu_c) + 2(\sigma_c^2 + \sigma_t^2 - 2\rho\sigma_c\sigma_t) \right] \\ & - \exp \left[2(\mu_t - \mu_c) + (\sigma_c^2 + \sigma_t^2 - 2\rho\sigma_c\sigma_t) \right] \end{aligned} \quad (7)$$

(iii) Reisezeitkoeffizient normalverteilt, Kostenkoeffizient lognormalverteilt

Die hierbei entstehende Verteilung des Reisezeitwertes ist nicht ohne weiteres darstellbar, da sie keine geschlossene Form besitzt (Meijer und Rouwendal, 2000, S. 6 f.). Allerdings können die Momente dieser Verteilung nach der Gauß'schen Quadratur approximiert werden (Press et al., 1992).

$$\mu_{SVTT} = \exp \left(-\mu_c + \frac{1}{2} \sigma_c^2 \right) [\mu_t - \rho\sigma_c\sigma_t] \quad (8)$$

$$\begin{aligned} \sigma_{SVTT}^2 = & \exp(-2\mu_c + 2\sigma_c^2) [\mu_t^2 + \sigma_t^2 - 2\rho^2\sigma_t^2\mu_c + 4\rho^2\sigma_c^2\sigma_t^2 - 4\rho\sigma_c\sigma_t\mu_t] \\ & - \exp(-2\mu_c + \sigma_c^2) [\mu_t - \rho\sigma_c\sigma_t]^2 \end{aligned} \quad (9)$$

(iv) Reisezeitkoeffizient und Kostenkoeffizient beliebig verteilt

Unabhängig davon, welche Verteilung für die einzelnen Koeffizienten unterstellt wird, gibt es in der Literatur verschiedene Ansätze, um zumindest approximative Aussagen über den Reisezeitwert treffen zu können. Allerdings ist hierbei zu

8. Normalverteilter Koeffizient: $\beta \sim N(\mu, \sigma^2)$ mit Mittelwert μ und Varianz σ^2 .

9. Lognormalverteilter Koeffizient: $\beta \sim LN(\mu, \sigma^2)$; logarithmierter Koeffizient: $\ln\beta \sim N(\mu, \sigma^2)$; Mittelwert von β : $\exp(\mu + \sigma^2/2)$; Varianz von β : $\exp(2\mu + \sigma^2) [\exp(\sigma^2) - 1]$ (Train, 2009, S. 150).

beachten, dass die ermittelten Momente möglicherweise nicht existieren. Die Existenz der Momente ist deshalb vorab zu prüfen.

Ein Ansatz besteht darin, die Verteilung des Reisezeitwertes via Simulation zu ermitteln (Meijer und Rouwendal, 2000). Hierfür werden auf Basis der jeweils unterstellten Verteilung sowohl für den Reisezeit- als auch den Reisekostenkoeffizienten eine Vielzahl von Verteilungspunkten erzeugt. Die Verteilung des Zeitwertes ergibt sich schließlich als Quotient der gezogenen Verteilungspunkte der einzelnen Koeffizienten. Hieraus lassen sich wiederum die Momente der SVTT-Verteilung ableiten.

Eine andere, sehr simple Methode zur Zeitwertberechnung besteht darin, den Quotienten aus den Mittelwerten von Zeit- und Kostenkoeffizient zu berechnen (Sillano und de Ortúzar, 2005, S. 539):

$$SVTT = \frac{\mu_t}{\mu_c} \quad (10)$$

Allerdings sollte hierbei beachtet werden, dass im Ergebnis nicht etwa der Mittelwert des SVTT vorliegt, sondern lediglich der Reisezeitwert eines „durchschnittlichen Individuums“. Dieser Wert sollte deshalb nicht in Nutzen-Kosten Analysen verwendet werden.

4. Der Reisezeitwert deutscher Pendler – Empirie

Logit-Modelle wurden bereits des Öfteren sowohl mit als auch ohne Zufallsparameter verwendet, um den Reisezeitwert zu bestimmen. Für einen Überblick hierzu sei auf die Arbeiten von Small und Verhoef (2007), Hensher (2011) sowie Small (2012) verwiesen. Meta-Analysen wurden von Shires und De Jong (2009) sowie Abrantes und Wardman (2011) durchgeführt. Für Pendlerfahrten in Europäischen Ländern berichten Shires und De Jong (2009, S. 323) Werte zwischen 5,60 (Litauen) und 15,85 €/h (Luxemburg).¹⁰ In weiteren früheren Studien wurden auch Werte zwischen 4,50 (Schweden, 1994) und 20,40 €/h (Schweiz, 1998) ermittelt.¹¹ Allgemein ist festzustellen, dass der Zeitwert mit zunehmendem Einkommen steigt (Small, 2012, S. 5), sodass in Ländern mit einem vergleichsweise hohem Lohnniveau wie z.B. Deutschland auch tendenziell höhere Zeitwerte zu erwarten sind als in Ländern in denen die Einkommen geringer sind. Zudem sind bei Berücksichtigung von Inflation und Lohnsteigerungen heute grundsätzlich höhere Werte zu erwarten.

4.1 Daten

Die Datengrundlage für die Modellschätzung bildet eine in Dresden (ca. 0,5 Mio. Einwohner) durchgeführte persönliche Befragung zur Verkehrsmittelwahl für den Arbeitsweg mit rund 1150 Interviewten.¹² Berücksichtigt wurden die Alternativen Kraftfahrzeug (Kfz), öffentlicher Personenverkehr (ÖV), Fahrrad und zu Fuß. Die zufällig ausgewählten Personen wurden danach gefragt, welche Alternative sie für

10. Angaben in Preisen von 2003.

11. Die Angaben beziehen sich auf das Preisniveau im Erhebungsjahr und wurden zum Kurs von 1,22 CHF/€ aus den in Axhausen et al. (2006, S. 2) aufgeführten Werten von Franken in Euro umgerechnet.

12. Die Erhebung fand im Mai 2011 statt.

Abbildung 1 Modal-Split der Stichprobe.

ihren Weg genutzt haben und welche weiteren ihnen zur Verfügung gestanden hätten. Insoweit dies für die jeweilige Alternative erforderlich war, mussten u.a. Attribute wie Reisekosten, Reisezeit oder Reisedistanz zugeordnet werden.

Für das Verkehrsmittel Kfz wurden auf Basis der erhobenen Informationen zum verfügbaren Kfz-Typ sowie der Distanz des Arbeitsweges die Kosten der Kfz-Fahrt mit Hilfe von Durchschnittsverbräuchen¹³ und Kraftstoffkosten¹⁴ berechnet. Für Fußgänger und Radfahrer wurden keine Reisekosten angesetzt.¹⁵ Der Modal-Split der Stichprobe ist in Abbildung 1 dargestellt.

Ein Vergleich dieser Werte mit dem aus der Verkehrserhebung *Mobilität in Städten-SrV* (Ahrens et al., 2009) hervorgehendem Modal-Split der Stadt Dresden zeigt eine recht deutliche Übereinstimmung für die Modi Kfz und Rad. Für die Alternativen ÖV und zu Fuß ergeben sich jedoch Abweichungen. Der ÖV ist hierbei etwas über- und die Fußgänger demzufolge unterrepräsentiert.¹⁶ Männer und Frauen sind zu gleichen Anteilen in der Stichprobe repräsentiert (49 zu 51%). Das durchschnittliche monatliche Nettoeinkommen in der Stichprobe beträgt rund 1400 €. Die durchschnittlich zurückgelegte Distanz für einen Weg beträgt 11,7 km.

4.2 Modellschätzung

Für die empirische Ermittlung des Reisezeitwertes wurde die folgende Nutzenfunktion zugrunde gelegt:

$$U_{ym} = \beta_m + \beta_{ymt} T_{ym} + \beta_{ymc} C_{ym} + \varepsilon_{ym} \quad (11)$$

13. Durchschnittsverbräuche basieren auf Daten des ADAC (2011) für die verschiedenen PKW-Typen und auf einer Dokumentation vom Bundesumweltministerium (1999) für die Motorräder.

14. Als Kraftstoffkosten wurden die gemittelten Literpreise vom 18.06.2011 angenommen. Sie betragen für Diesel 1,40 €, für Benzin 1,55 € sowie für Gas (LPG/CNG) 0,85 €.

15. Der Grund hierfür ist, dass für die individuelle Nutzenmaximierung lediglich variable, nicht aber fixe Kosten Beachtung finden.

16. Diese Abweichungen sind vermutlich auf die Wetterverhältnisse am Erhebungstag zurückzuführen.

Tabelle 1 Verteilungsannahmen

	Motorisiert		Nicht-motorisiert	
	MMNL1	MMNL2	MMNL1	MMNL2
Zeitkoeffizient	normal	normal	lognormal	lognormal
Kostenkoeffizient	lognormal	konstant	lognormal	konstant
Zeitwert	-	normal	lognormal	lognormal

Ausgehend von dieser Nutzenfunktion wurden sowohl ein MNL als auch zwei MMNL geschätzt. Im MNL sind die Koeffizienten für alle Individuen gleich. Es gilt also $\beta_{ymt} = \beta_{mt}$ sowie $\beta_{ymc} = \beta_{mc}$ für alle y . Im Gegensatz dazu werden im MMNL Verteilungen für die Koeffizienten unterstellt, um die Heterogenität der individuellen Präferenzen abbilden zu können. Dies bedeutet letztlich, dass im MMNL implizit soziodemographische Einflüsse auf die Attributbewertung berücksichtigt werden.¹⁷ Die konkreten Ursachen für die Schwankung des Parameters werden auf diese Weise allerdings nicht aufgedeckt. In einem ersten MMNL wurden sowohl für den Kosten- als auch den Zeitkoeffizienten Verteilungen unterstellt. Für das zweite MMNL wurde von einem konstanten Kostenkoeffizienten ($\beta_{ymc} = \beta_{mc}$ für alle y) ausgegangen und lediglich für den Zeitkoeffizienten eine Verteilung angenommen.

Unsere empirischen Untersuchungen haben gezeigt, dass es zweckmäßig ist, den Reisezeitkoeffizienten zwischen motorisierten und nicht-motorisierten Modi zu differenzieren.¹⁸ Weitergehende Untersuchungen haben ergeben, dass das Verhalten der Befragten am besten mit der Annahme eines normalverteilten Reisezeitkoeffizienten für die motorisierten Verkehrsmittel und einem lognormalverteilten Koeffizienten für die übrigen Verkehrsmittel abgebildet werden kann. Für den Kostenkoeffizienten im ersten MMNL wurde unabhängig vom Modus eine Lognormalverteilung unterstellt. Die Verteilungsannahmen für die Koeffizienten sowie die daraus resultierende Verteilung des Reisezeitwertes sind in Tabelle 1 zusammengefasst.

Die Ergebnisse der finalen Modellschätzungen sind aus Tabelle 2 ersichtlich.

Alle drei Modelle zeigen eine zufriedenstellende Anpassbarkeit und die Vorzeichen der geschätzten Koeffizienten entsprechen den Erwartungen. Ein *Non-nested Hypothesentest* nach Horowitz (Horowitz, 1982, S. 390 f.) hat zudem gezeigt, dass alle drei Modelle als gleichwertig eingestuft werden können.

4.3 Reisezeitwerte

Ausgehend von den Modellergebnissen werden in diesem Abschnitt die ermittelten Reisezeitwerte dargestellt.

Da sowohl beim MNL als auch beim MMNL2 zumindest immer der Kostenkoeffizient konstant ist, kann für diese Modelle der Erwartungswert

17. Der Einfluss der Soziodemographie auf die Wahl einer einzelnen Alternative wird dadurch nicht modelliert.

18. Eine weitergehende Segmentierung nach ÖV und MIV hat gezeigt, dass für die hier vorliegenden Daten kein signifikanter Unterschied hinsichtlich der Reisezeitkoeffizienten für diese beiden Modi besteht.

Tabelle 2 Schätzergebnisse MNL, MMNL1 und MMNL2

Modell	MNL	MMNL1	MMNL2
<i>Alternativspezifische Konstanten</i>			
Kfz	0,00 (fixiert)	0,00 (fixiert)	0,00 (fixiert)
ÖV	0,89***	1,05***	0,97***
Rad	0,90***	1,22***	1,28***
zu Fuß	1,38***	1,97***	1,97***
<i>Variablen</i>			
	<i>Koeffizienten</i>		
Reisekosten	-0,44***	-0,66***	-0,47***
Reisezeit (motorisiert)	-0,06***	-0,08***	-0,08***
Reisezeit (nicht-motorisiert)	-0,12***	-1,76***	-1,81***
SIGMA Reisekosten	-	0,74***	-
SIGMA Reisezeit (motorisiert)	-	0,04***	0,04**
SIGMA Reisezeit (nicht-motorisiert)	-	0,24*	0,27**
Null Log-Likelihood	-873,36	-873,36	-873,36
Final Log-Likelihood	-640,76	-636,14	-638,12
Likelihood-Ratio Test	465,21	474,45	470,49
Adj. Pseudo-R-Square	0,26	0,26	0,26

Tabelle 3 Reisezeitwerte in €/h

Methodik	Motorisiert			Nicht-motorisiert		
	MNL	MMNL1	MMNL2	MNL	MMNL1	MMNL2
Division	8,90	(7,31)	10,40	16,92	(15,11)	21,74
Approximation/ Berechnung	-	11,52	-	-	28,60	-
Simulation	-	12,62	-	-	27,00	-

des Zeitwertes als Quotient des Erwartungswertes des Reisezeit- und des Kostenkoeffizienten bestimmt werden (siehe Abschnitt 3). Im Falle des MMNL1 ist diese Methode jedoch ungeeignet, da sowohl für den Zeit- als auch für den Kostenkoeffizienten eine Verteilung unterstellt wurde. Deshalb wurden hierfür die in Abschnitt 3 vorgestellten Berechnungsvorschriften¹⁹ (Punkt ii und iii) sowie die Simulationsmethode (Punkt iv) angewendet.

Um die sich ergebenden Abweichungen zwischen den verschiedenen Methoden zu verdeutlichen, sind die Werte der Division für das MMNL1 ebenfalls in Tabelle 3 aufgeführt.²⁰ Es ist zu erkennen, dass eine fälschlicherweise angewandte Division zu niedrige Zeitwerte hervorbringen würde. Die mittels der Berechnungsvorschrift und der Simulation ermittelten Werte fallen höher aus.

Aus Tabelle 3 ist weiterhin ersichtlich, dass die Zeitwerte des MNL niedriger sind als die der anderen beiden Modelle. Möglicherweise liegt hier eine Unterschätzung des Reisezeitwertes beim MNL und eine Überschätzung durch die MMNL-Modelle

19. Die Korrelationskoeffizienten für das MMNL1 sind 0,335 (nicht-motorisiert) und -0,231 (motorisiert).

20. Zu beachten ist, dass auch für den Reisekostenparameter der Erwartungswert der betrachteten Verteilung zu verwenden ist.

vor.²¹ Dies sollte auch im Hinblick auf die relativ hohen Reisezeitwerte des MMNL1 für den nicht-motorisierten Verkehr beachtet werden.

Zu erwähnen ist außerdem, dass die hier ermittelten Reisezeitwerte unabhängig vom betrachteten Modell wesentlich höher sind als die derzeit im Bundesverkehrswegeplan angesetzten Zeitkosten. Insofern erscheint es sinnvoll, die Werte des BVWP zu überprüfen und gegebenenfalls Anpassungen vorzunehmen. Ausgehend von den hier vorgestellten Ergebnissen erscheinen Zeitkosten, die sich zwischen den Werten des MNL und der MMNL-Modelle bewegen, plausibel.

Zudem ist ein deutlicher Unterschied zwischen den Werten des motorisierten und nicht-motorisierten Verkehrs zu erkennen. Bei den nicht-motorisierten Modi sind durchweg höhere Zeitwerte zu beobachten. Dies bedeutet, dass eine Reduzierung der Reisezeit beim nicht-motorisierten Verkehr einen höheren Nutzengewinn erzeugt als beim motorisierten Verkehr. Aus theoretischer Sicht könnte diese Beobachtung damit begründet werden, dass das Reisen für die Nutzer der nicht-motorisierten Modi beschwerlicher ist und sich eine Reisezeitreduzierung daher nutzenseitig stärker auswirkt als beim motorisierten Verkehr.

Da für die motorisierten Verkehrsmodi eine Normalverteilung für den Zeitkoeffizienten unterstellt wurde, könnten sich grundsätzlich auch negative Zeitwerte ergeben. Eine genauere Analyse der resultierenden Verteilung des Reisezeitwertes zeigte jedoch, dass der Anteil der Individuen, die einen negativen SVTT aufweisen, vernachlässigbar klein ist.²² Insofern erachten wir unsere Ergebnisse in dieser Hinsicht als konform zur konventionellen Zeitallokationstheorie.

4.4 Reisezeit und Zeitwert

Im Rahmen der Mixed-Logit-Modelle wurden für die Variablen Zeit und Kosten Zufallsparameter unterstellt. Wie bereits in Kapitel 2 erläutert, können damit Variationen in der Bewertung der einzelnen Einflussfaktoren über die Individuen hinweg berücksichtigt werden, ohne dass die Ursache dieser Variation explizit modelliert werden muss. Es ist allerdings auch möglich, die potentielle Ursache für die Variation direkt in ein Logit-Modell zu integrieren. Der Reisezeitwert kann dann als Funktion der entsprechenden Einflussvariablen dargestellt werden.

In diesem Abschnitt wird die Abhängigkeit des Reisezeitwertes von der Reisezeit betrachtet. Hierzu, wird folgende Nutzenfunktion verwendet:

$$U_{ym} = \beta_m + \beta_t T_{ym} + \beta_{t^2} T_{ym}^2 + \beta_c C_{ym} + \varepsilon_{ym} \quad (12)$$

Die Ergebnisse hinsichtlich des Reisezeitwertes sind in Abbildung 2 grafisch dargestellt.²³

Daraus geht hervor, dass der SVTT mit zunehmender Reisezeit abnimmt. Dieses Ergebnis kann mittels einer Datenbanksegmentierung nach der Reisezeit bestätigt werden.²⁴ Die horizontale Linie dient zur Orientierung und zeigt den

21. Siehe hierzu Hess et al. (2005, S. 232 f.).

22. Der Anteil der Personen mit negativen Reisezeitwerten ist geringer als 3,5 Prozent.

23. Wir sehen aus Platzgründen von einer ausführlichen Darstellung der Schätzergebnisse ab.

24. Hierzu wurden die Daten nach der Reisezeit segmentiert und Schätzungen für die einzelnen Segmente durchgeführt.

Abbildung 2 Reisezeitwert in Abhängigkeit der Reisezeit.

durchschnittlichen Reisezeitwert, welcher aus dem korrespondierenden MNL mit einer linear spezifizierten Nutzenfunktion hinsichtlich der Reisezeit resultiert.

Auch aus anderen Forschungsarbeiten geht – wenn auch mit konträren Ergebnissen hinsichtlich der Wirkungsrichtung – hervor, dass der Zeitwert in Abhängigkeit der Reisezeit variiert.²⁵ Bei der ökonomischen Bewertung von Reisezeitgewinnen wäre somit zu beachten, dass der monetäre Wert einer marginalen Zeiteinsparung abhängig von der Reisezeit selbst ist. Dabei stellt sich auch die Frage, ob der Zeitwert bei sehr hohen Reisezeiten letztlich null ist. Gesicherte Aussagen hierüber können mit den hier vorliegenden Daten jedoch nicht getroffen werden.

Ein kontrovers diskutiertes Thema ist die Bewertung von Zeitgewinnen bei kleinen Reisezeiteinsparungen. Denkbar ist, dass für kleine Reisezeiteinsparungen ein geringerer Zeitwert oder unterhalb einer bestimmten Reisezeitschwelle gar ein Zeitwert von Null anzusetzen ist. Gründe hierfür können sein, dass Reisezeitgewinne unterhalb einer Schwelle nicht wahrgenommen oder vom Individuum nicht berücksichtigt werden. Aus den hier vorliegenden Modellformulierungen lassen sich hierzu jedoch keine Aussagen oder Handlungsempfehlungen ableiten. Dazu sind weitergehende Untersuchungen erforderlich.

25. Kato (2006) führt Studien an, aus denen hervorgeht, dass Reisezeitwerte mit steigender Distanz (und folglich Reisezeit) sowohl steigen (Wardman, 1998, 2001, 2004 sowie Axhausen et al., 2006), fallen (Hultkrantz und Mortazavi, 2001 sowie Hensher, 1997) als auch konstant (De Lapparent, 2002) sein können.

5. Fazit

In diesem Beitrag wurden unter Verwendung von Verkehrsmittelwahlmodellen Reisezeitwerte für Pendlerwege ermittelt. Als Datengrundlage diente eine im Großraum Dresden durchgeführte Befragung zur Verkehrsmittelwahl für den Arbeitsweg.

Im Rahmen der Analyse wurde der Tatsache Rechnung getragen, dass die Bewertung der Einflussfaktoren für die Verkehrsmittelwahl über die Befragten hinweg variieren kann. Dazu wurden im Rahmen sogenannter Mixed-Logit-Modelle unterschiedliche Verteilungsannahmen hinsichtlich der zu schätzenden Parameter getroffen. In diesem Beitrag wurden insbesondere die Normal- und Lognormalverteilung betrachtet. Anfängliche Befürchtungen, dass bestimmte Konstellationen von Verteilungsannahmen zu einer Inkonsistenz von empirischen Ergebnissen und Zeitallokationstheorie im Hinblick auf negative Zeitwerte führen könnten, haben sich für die hier vorliegenden Daten nicht bestätigt.

Aus den Untersuchungen ging hervor, dass eine Differenzierung des Zeitwertes nach motorisiertem und nicht-motorisiertem Verkehr erfolgen sollte. Die Ergebnisse zeigen für beide Gruppen, dass die Annahme von Verteilungen für die Koeffizienten zu deutlich höheren mittleren Zeitwerten führt, als wenn keine Zufallskoeffizienten unterstellt werden. Im Ergebnis liegen die ermittelten Reisezeitwerte für den motorisierten Verkehr zwischen 9 und 13 Euro pro Stunde. Für den nicht-motorisierten Verkehr wurde eine Bandbreite von 17 bis 29 Euro ermittelt. Studien für verschiedene europäische Länder weisen Zeitwerte von 5 bis 20 Euro auf. Der Großteil der in diesem Beitrag ermittelten Zeitwerte liegt im Rahmen dieser Bandbreite. Die Werte von 27 Euro und mehr für ein Modell des nicht-motorisierten Verkehrs sind jedoch weitaus höher. Grundsätzlich liegen alle ermittelten Zeitwerte deutlich über den derzeit im Bundesverkehrswegeplan angesetzten Zeitkosten. Aus Sicht der Autoren erscheinen Zeitkosten, die sich zwischen den Werten des MNL und der MMNL-Modelle bewegen, plausibel zu sein.

Weiterhin konnte gezeigt werden, dass der Reisezeitwert abhängig von der Reisezeit selbst ist. Für die hier vorliegenden Daten war festzustellen, dass der Reisezeitwert mit steigender Reisezeit abnimmt. Im Hinblick darauf, dass in der Literatur jedoch konträre Ergebnisse zum Einfluss der Reisezeit auf den Zeitwert existieren, besteht auf diesem Gebiet weiterer Forschungsbedarf.

Literaturverzeichnis

- Abrantes, P.A.L. und M.R. Wardman (2011), Meta-analysis of UK values of travel time: an update, *Transportation Research Part A* 45, 1–17.
- ADAC (2011), ADAC-Autotest, <http://www.adac.de/infotestrat/tests/autotest/alltests.aspx> (Stand: 30.05.2011).
- Ahrens, G.A., F. Ließke, R. Wittwer und S. Hubrich (2009), Sonderauswertung zur Verkehrserhebung „Mobilität in Städten – SrV 2008“ – Städtevergleich, http://tu-dresden.de/die_tu_dresden/fakultaeten/vkw/ivs/srv/dateien/staedtevergleich_srv2008.pdf.
- Axhausen, K.W., A. König, G. Abay, J.J. Bates und M. Bierlaire (2006), Swiss Value of Travel Time Savings, <http://e-collection.library.ethz.ch/view/eth:28966>.
- Becker, G.S. (1965), A Theory of the Allocation of Time, *The Economic Journal* 75, 493–517.

- Ben-Akiva, M.E. und S.R. Lerman (1985), *Discrete Choice Analysis: Theory and Application to Travel Demand*. MIT Press, Cambridge/London.
- Birn, K., H. Bolik und P. Rieken (2005), Bundesverkehrswegeplan 2003 – Die gesamtwirtschaftliche Bewertungsmethodik, Bundesministerium für Verkehr, Bau- und Wohnungswesen, <http://www.bmvbs.de/SharedDocs/DE/Artikel/UI/bundesverkehrswegeplan-2003-die-gesamtwirtschaftliche-bewertungsmethodik.html?nn=45590>.
- Bundesumweltministerium (1999), Dokumentation Motorrad und Umwelt, <http://www.umweltdaten.de/verkehr/downloads/motorrad.pdf>.
- Daly, A., S. Hess und K.E. Train (2011), Assuring finite moments for willingness to pay in random coefficient models, *Transportation* 39, 19–31.
- De Lapparent, M. (2002), Nonlinearities in the valuations of travel times at the individual level, *Proceedings of the 19ème Journées de la Microéconomie Appliquée*, Université de Rennes, France.
- De Serpa, A. (1971), A Theory of the Economics of Time, *The Economic Journal* 81, 828–846.
- Deutscher Bundestag (2003), Bundesverkehrswegeplan 2003, Unterrichtung durch die Bundesregierung, Drucksache 15/2050, <http://dipbt.bundestag.de/doc/btd/15/020/1502050.pdf>.
- Hensher, D.A. (2011), Valuation of travel time savings, in: A. de Palma, R. Lindsey, E. Quinet und R. Vickerman (Hrsg.), *A Handbook of Transport Economics*, Edward Elgar.
- Hensher, D.A. (1997), Behavioral Value of Travel Time Savings in Personal and Commercial Automobile Travel, in: D.L. Greene, D.W. Jones und M.A. Delucchi (Hrsg.), *The Full Costs and Benefits of Transportation: Contributions to Theory, Method and Measurement*. Springer, Berlin/Heidelberg.
- Hess, S., M. Bierlaire und J.W. Polak (2005), Estimation of value of travel-time savings using mixed logit models, *Transportation Research Part A* 39, 221–236.
- Hess, S. und K.W. Axhausen (2004), Checking our assumptions in Mixed Logit modelling: recovering taste distributions, *CTS Working Paper*, Centre for Transport Studies, Imperial College London.
- Horowitz, J. (1982), Specification Tests for Probabilistic Choice Models, *Transportation Research Part A* 16, 383–394.
- Hultkrantz, L. und R. Mortazavi (2001), Anomalies in the Value of Travel-time Changes, *Journal of Transport Economics and Policy* 35, 285–299.
- Jara-Díaz, S.R. (2008), Allocation and valuation of travel time savings, in: D.A. Hensher und K.J. Button (Hrsg.), *Handbook of Transport Modeling*. Elsevier, Amsterdam.
- Johnson, M.B. (1966), Travel time and the price of leisure, *Western Economic Journal* 4, 135–145.
- Kato, H. (2006), Nonlinearity of the utility function and the value of travel time savings: empirical analysis of interregional travel mode choice of Japan, *Proceedings of European transport Conference 2006*, Strasbourg.
- Mackie, P.J., S.R. Jara-Díaz und A.S. Fowkes (2001), The value of travel time savings in evaluation, *Transportation Research Part E* 37, 91–106.
- McFadden, D. und K. Train (2000), Mixed MNL models for discrete response, *Journal of Applied Econometrics* 15, 447–470.
- Meijer, E. und J. Rouwendal (2000), Measuring welfare effects in models with random coefficients, *Research Report 00F25*, Research Institute SOM, University of Groningen.
- Munizaga, M., R. Correia, S.R. Jara-Díaz und J.D. de Ortúzar (2006), Valuing time with a joint mode choice-activity model, *International Journal of Transport Economics* 33, 69–86.
- Oort, O. (1969), The Evaluation of Travelling Time, *Journal of Transport Economics and Policy* 3, 279–286.
- Press, W.H., S.A. Teukolsky, W.T. Vetterling und B.P. Flannery (1992), *Numerical recipes in FORTRAN: The art of scientific computing*. Cambridge University Press, 2. Aufl., Cambridge u. a.

- Revelt, D. und K.E. Train (2000), Customer-specific taste parameters and mixed logit, *Working Paper E00-274*, Department of Economics, University of California, Berkeley.
- Shires, J.D. und G.C. de Jong (2009), An international meta-analysis of values of travel time savings, *Evaluation and Program Planning* 32, 315–325.
- Sillano, M. und J.D. de Ortúzar (2005), Willingness-to-pay estimation with mixed logit models: some new evidence, *Environment and Planning A* 37, 525–550.
- Small, K. (2012), Valuation of travel time, *Economics of Transportation* 1, 2–14.
- Small, K. und E.T. Verhoef (2007), *The Economics of Urban Transportation*. Routledge, London.
- Train, K.E. (2009), *Discrete Choice Methods with Simulation*. Cambridge University Press, 2. Aufl., Cambridge u.a.
- Wardman, M. (1998), The Value of Travel Time: A Review of British Evidence, *Journal of Transport Economics and Policy* 32, 285–316.
- Wardman, M. (2001), A Review of British Evidence on Time and Service Quality Valuation, *Transportation Research Part E* 37, 107–128.
- Wardman, M. (2004), Public Transport Values of Time, *Transport Policy* 11, 363–377.

Abstract: *Travel time savings are usually the most important utility component of transport projects. This paper shows estimation of the value of travel time savings (VTTS) with particular focus on random parameter models. Employing these models commuters' VTTS in the German City Dresden is estimated. Results show that travel time savings of motorised and non-motorised modes are valued differently, VTTS derived in this study are higher than values currently used in Germany's federal transport infrastructure plan and VTTS are dependent on travel time.*