

85. Jahrgang – Heft 1 – 2014

ZEITSCHRIFT FÜR VERKEHRSWISSENSCHAFT

INHALT DES HEFTES:

The rolling motorway as an alternative to door-to-door unimodal road transport: lessons from the Trieste-Chop project Von Romeo Danielis, Lucia Rotaris, Trieste	Seite 1
Synthetic Data Sets with Non-Constant Substitution Patterns for Fare Class Choice Von Frauke Seidel, Hamburg	Seite 32
Die Theorie der Zeitallokation und die empirische Reisezeitbewertung Von Andy Obermeyer, Christos Evangelinos, Dresden	Seite 56
Buchrezension Von Weert Canzler, Berlin	Seite 82

Manuskripte sind zu senden an die Herausgeber:
Prof. Dr. Bernhard Wieland
Institut für Wirtschaft und Verkehr,
Fakultät Verkehrswissenschaften an der Technischen Universität Dresden
01062 Dresden
Prof. Dr. Thorsten Beckers
Fachgebiet Wirtschafts- und Infrastrukturpolitik (WIP)
an der Technischen Universität Berlin
Straße des 17. Juni 135
10623 Berlin

Verlag – Herstellung – Vertrieb – Anzeigen:
Verkehrs-Verlag J. Fischer, Corneliusstraße 49, 40215 Düsseldorf
Telefon: (0211) 9 91 93-0, Telefax (0211) 6 80 15 44
www.verkehrsverlag-fischer.de
Einzelheft EUR 25,50 – Jahresabonnement EUR 70,50
zuzüglich MwSt und Versandkosten
Für Anzeigen gilt Preisliste Nr. 25 vom 1.1.2009
Erscheinungsweise: drei Hefte pro Jahr

Es ist ohne ausdrückliche Genehmigung des Verlages nicht gestattet, photographische Vervielfältigungen, Mikrofilme, Mikrophotos u.ä. von den Zeitschriftenheften, von einzelnen Beiträgen oder von Teilen daraus herzustellen.

Herausgeber

Prof. Dr. Bernhard Wieland (Technische Universität Dresden, federführender Herausgeber)
Prof. Dr. Thorsten Beckers (Technische Universität Berlin, federführender Herausgeber)
Prof. Dr. Herbert Baum (Universität zu Köln)
Prof. Dr. Karl-Hans Hartwig (Universität Münster)
Prof. Dr. Kay Mitusch (Karlsruher Institut für Technologie - KIT)
Prof. Dr. Kai Nagel (Technische Universität Berlin)

Schriftleitung

Prof. Dr. Bernhard Wieland (Technische Universität Dresden)
Prof. Dr. Thorsten Beckers (Technische Universität Berlin)
Dr. Christos Evangelinos (Technische Universität Dresden)
Dr. Martin Winter (Technische Universität Berlin)

Herausgeberbeirat

Prof. Dr. Gerd Aberle (Universität Gießen)
Prof. Dr. Kay W. Axhausen (Eidgenössische Technische Hochschule - ETH, Zürich)
Prof. Dr. Johannes Bröcker (Universität zu Kiel)
Dr. Astrid Gühnemann (Institut for Transport Studies - ITS, Universität Leeds)
Dr. Hendrik Haßheider (Bundesministerium für Verkehr, Bau und Stadtentwicklung, Berlin)
Prof. Dr. Georg Hauger (Technische Universität Wien)
Prof. Dr. Christian von Hirschhausen (Technische Universität Berlin)
Prof. Dr. Christian Kirchner † (Humboldt-Universität zu Berlin)
Prof. Dr. Günter Knieps (Universität Freiburg)
Prof. Dr. Jürgen Kühling (Universität Regensburg)
Dr. Gernot Liedtke (Karlsruher Institut für Technologie - KIT)
Dr. Heike Link (Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung - DIW, Berlin)
Dr. Robert Malina (Universität Münster)
Prof. Dr. Hans-Martin Niemeier (Hochschule Bremen)
Prof. Dr. Werner Rothengatter (Karlsruher Institut für Technologie - KIT)
Prof. Dr. Bernhard Schlag (Technische Universität Dresden)

The rolling motorway as an alternative to door-to-door unimodal road transport: lessons from the Trieste-Chop project

VON ROMEO DANIELIS UND LUCIA ROTARIS, TRIESTE

1. Introduction

In several documents, the European Commission underlined the need to shift from the current dominant door-to-door unimodal road transport towards a larger use of intermodal transport as a way to ensure a sustainable and efficient transport system. However, the rolling motorway, classified as an accompanied combined transport, is not gaining acceptance in Europe as documented in Subsection 2.1. This paper reviews the literature on intermodal transport, performed either by sea or by rail, in order to understand which are the economic, organizational, infrastructural and political factors that limit its growth. A particular attention is paid to the topic of who makes the decisions regarding the selection and organization of the transport mode.

Next, the paper focuses on the strengths and weaknesses of the rolling motorway and on its potential market demand. After reviewing the not abundant scientific or grey literature on the rolling motorway, the paper illustrates a study aimed at estimating the potential demand for a planned rolling motorway service connecting the Intermodal Terminal of Trieste Ferneti (Italy) and Chop, a city in the western Ukraine, close to the border with Slovakia and Hungary. Both cities are located along the Corridor V Barcelona-Kiev, identified by the EU as a major transport corridor between the southwestern European countries and the northeastern countries. Currently, along this corridor there is a considerable freight transport activity taking place almost exclusively by road. Compared with the other existing rolling motorway services, used mostly to cross the alpine countries of Switzerland and Austria, the one connecting Trieste Ferneti and Chop would be of interest because of its length (about 960 km), and because it involves former socialist countries with a long tradition of freight carried by rail.

Anschrift der Verfasser:

Prof. Dr. Romeo Danielis
Università degli Studi di Trieste
Dipartimento di Scienze Economiche,
Aziendali, Matematiche e Statistiche
P.le Europa 1
34100 Trieste, Italy
email: danielis@units.it

Prof.ssa Lucia Rotaris
Università degli Studi di Trieste
Dipartimento di Scienze Economiche,
Aziendali, Matematiche e Statistiche
P.le Europa 1
34100 Trieste, Italy
email: lucia.rotaris@econ.univ.trieste.it

The study of the potential demand for a rolling motorway service, carried out in cooperation with the management of the Intermodal Terminal of Trieste Ferneti, was crucial to assess the economic feasibility of the project and to calibrate it according to the needs of the potential users.

As documented in a vast literature, the choice of the mode of transport depends on many factors including monetary costs, travel time, time of departure, frequency, punctuality, risk of loss and damage, flexibility, organizational and management costs and a series of regulatory, sociological and political factors¹. The choice between the road transport currently used and the planned rolling motorway is no exception. Consequently, we thought essential for the study to interview the actors who play a role in selecting, organizing, and carrying out the transport service. Two important actors were interviewed: the freight forwarders and transport companies, and the truck drivers. Part of the interview consisted in a stated-choice exercise that allowed us to estimate a discrete choice mixed logit model and to use it to simulate for the sample the mode choice under various service scenarios.

2. The rolling motorway

The Rolling Motorway (hereafter RoMo), also known as RoLa (from the German term “Rollende Landstrasse”, rolling country road), “rolling highway” or “rolling road” (in Dalla Chiara et al., 2008) is a combined transport system, which, in turn, is a type of intermodal transport. In fact, intermodal transport is defined as “the movement of goods (in one and the same loading unit or vehicle) by successive modes of transport without handling of the goods themselves when changing modes” (United Nations, 2001). Combined transport is defined as “an intermodal transport where the major part of the European journey is by rail, inland waterways or sea and any initial and/or final legs carried out by road are short as possible” (UN/ECE, 2001). Depending on the transport mode included in the main leg of the trip, the combined transport can also be differentiated into maritime or continental transport. For a recent discussion and a comparison of the various definitions, see Reis et al. (2013).

Combined transport can be either unaccompanied or accompanied. The term unaccompanied combined transport is used when the goods travel in swap bodies, standardized containers or semi-trailers. They are loaded on the train either directly at the factory or carried by road to the terminals where they are transshipped to the train. The term accompanied combined transport is used when the whole road vehicle is transported by rail, including the traction cabin and the drivers. The wagons consist in special close-coupled, small-wheeled flatcars. At both ends of the rail link, there are purpose-built terminals which allow the train to be easily loaded and unloaded. The drivers drive the trucks themselves on the train, accompany the shipment in a couchette carriage and then drive the truck by road from the

¹ Previous research by the authors include Danielis et. al. (2005) and Danielis and Marcucci (2007).

terminal to the final destination. Being a combined transport, the longer leg of the trip is the one by rail.

2.1 Recent trend in the use of the RoMo

The RoMo is mainly used in Europe, in Canada and in India. For an overview of the main RoMo service route see Danielis et al. (2009). The recent European data in the accompanied and unaccompanied combined transport traffic reported by the UIRR are reported in Table 1 and Table 2.

Table 1 – Rolling motorway traffic (domestic + border crossing)

Year	1990*	1995*	2000	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
N° of consignments (10 ³)	214	312	460	316	382	390	429	416	448	426	324
Total tkm (10 ⁶)	2500	3000	4201	4299	4271	3573	4000	3766	4138	4217	3407
<300 km	10%	10%	37%	9%	14%	23%	23%	28%	28%	26%	18%
300-600 km	45%	45%	21%	45%	59%	61%	59%	59%	58%	60%	68%
600-900 km	45%	45%	42%	46%	27%	16%	18%	13%	14%	14%	14%
>900 km	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%

* Figures based on estimations and assumptions

Table 2 – Unaccompanied traffic (domestic + border crossing)

Year	1990*	1995*	2000	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
N° of consignments (10 ³)	969	1.303	1.507	2.142	2.336	2.563	2.566	2.402	2.641	2.651	2.401
Total tkm (10 ⁶)	19.500	21.000	25.942	32.658	41.104	42.496	41.971	35.133	38.229	38.777	37.394
<300 km	0%	2%	2%	1%	1%	1%	1%	2%	2%	6%	4%
300-600 km	20%	35%	20%	16%	12%	11%	13%	11%	12%	12%	13%
600-900 km	55%	35%	38%	51%	25%	44%	37%	38%	46%	44%	46%
>900 km	25%	40%	37%	32%	62%	45%	49%	48%	41%	37%	37%

* Figures based on estimations and assumptions

According to the Eurostat statistics, in 2012 in the EU27 the freight traffic by road was equal to 1,518,122 million of tonne-km. Jointly, the accompanied and unaccompanied rail traffic has been equal to 40,801 million of tonne-km, that is 2.7% of road. This provides an idea of the scale difference between the two modes. It can immediately also be noted the scale difference between the two: unaccompanied traffic is 7.4 larger than the RoMo in terms on number of consignments and 11 times larger in terms of tkm, and the difference between the two is growing. Both type of combined transport grew up to the economic crises in 2008. They then declined to recover in 2010. In 2011, the RoMo slightly decreased and in 2012 they both dropped, but the decline has been much larger for the RoMo: 24% in terms of consignments and 19% in terms of tkm for the accompanied transport versus 9% in terms of consignments and 4% in terms of tkm for the unaccompanied transport. The explanations of this “black year” according to UIRR (2013) have to do with the reduced economic output (production) and the significant train path shortages on Transalpine rail crossings of Brenner, due to a major reconstruction, and of Gotthard, caused by a landslide.

Major changes at company level took also place. After some years of profitless operation, Hungarokombi decided to stop its activities, effectively eliminating RoMo services in Hungary (the Szeged-Wels relation). The reasons include: a) the dramatically reduced interest from Romanian and Bulgarian road hauliers, whose circulation in Europe – after their countries joined the EU – is no longer limited by permit constraints; b) the increasing track access charges and other railway costs in Hungary, while the state has stopped its RoMo subsidy programme in 2010, and c) the delays experienced in the introduction of the distance-based eTolling in the country. Moreover, Ökombi, the largest European RoMo Operator, had to substantially reorganize its activities in light of the Austrian government diverting subsidies previously available to combined transport towards the single wagonload business.

Table 1 and Table 2 provide also information on the distance covered by the two type of combined transport. The RoMo is mainly concentrated in the 300-600 km distance, with some service in the 600-900 km range but no service above 900 km, whereas unaccompanied transport has its largest share in the 600-900 km and above 900 km routes. Knowing that road transport has no substitute in the very short distance, the RoMo appears to have a role to play in the medium distances, but not in very long distances: most probably, it makes no sense to carry the truck drivers over so long journeys.

2.2 Literature review on intermodal transport

Rail transport, rail-road or sea-road intermodal transport are commonly deemed to be superior to unimodal road transport as a way of moving goods in terms of energy consumption, air pollutants emission and safety. As far as noise is concerned the superiority is more uncertain. Further concerns regard land consumption and community severance. This is why in several European position papers, already in 1995, the European Commission called for a significant modal shift (European Commission, 1995)².

This common view is confirmed by many studies³, but caution should be paid to extend it to every link, moreover the technological development constantly improve the efficiency of the road trucks. For instance, Craig et al. (2013) calculate the overall CO₂ intensity of the US intermodal transportation using data supplied by intermodal operators and confirm the assumption that, on average, intermodal improves on the carbon efficiency of truck transportation. They estimate an average carbon intensity of intermodal transport of 67 g CO₂/ton-mile, 46% lower than truckload. However, they also estimate it can vary between 29 and 220 g CO₂/ton-mile depending on the specific origin–destination lane, concluding that intermodal shipping is more efficient than truckload only in a specific area surrounding

² In 2001, the Commission recognized the need to limit the growth of road transport and called for a modal shift towards rail or waterborne transport (European Commission, 2001a, b). Similar arguments are put forward in 2006 in the “Mid-Term Review of the 2001 White Paper” and in 2011 the “White Paper on Transport Policies”.

³ For instance, according to Bitzan and Keeler (2011) a shift of 1% of current US intercity truck freight to intermodal could generate savings of 0.92–2.18 Tg of CO₂ per year.

an intermodal terminal, called the carbon market area. Similarly, López-Navarro (2014), comparatively analyzing of the short sea shipping option in Spain, shows that intermodality is not always the best alternative under the environmental point of view. Consequently, the traditional environmental argument to justify this alternative should be used with caution. Also Vanherle and Delhaye (2010) comparing the emissions and external costs involved in road haulage and short sea shipping, conclude that there is no clear winner: short sea shipping scores better than road haulage in terms of CO₂ emissions but scores less in terms of NO_x, SO₂ and PM emission.

Another important aspect is infrastructural. It is a common concern that the estimated growth in European freight transportation would saturate many road infrastructures if the increase were mainly absorbed by road transport. The shift from road to rail would have, hence, the advantage of alleviating the road transport, reducing congestion and the deterioration of the road infrastructure. In fact, the burden of building, maintaining and restoring bridges, highways and roads is becoming increasing unsustainable for the national state budgets. However, the rail infrastructure requires also continuing investments and ameliorations⁴. What is the optimal balance between the two modes and how should infrastructural decisions be taken accordingly is a difficult issue that has been subject to some, but not much research. Nash (1993) has dealt with this issue thorough cost benefit analysis; Conrad (1997) with a theoretical general equilibrium framework; Conrad (2000) based on detailed microeconomic modeling of transportation. More recently, Gorman (2008) finds that approximately a quarter of truck freight travelling in the US could be handled at a 25% lower cost if the rail infrastructure needed to support it existed. He estimates that all levels of US government spend \$18.7 billion per year to maintain and expand roadways to support combination trucks and that a 58% savings in public infrastructure investment per gross ton mile can produce an 80% reduction in social costs associated with freight transportation.

All this documents and assumptions notwithstanding, it is estimated that, at the EU level, over 75% of freight (measured in tonne-kilometres) is still transported by road (Cloudt, 2012), while intermodal transport accounts for only approximately 5% of total freight (Savy, 2009).

Many papers discuss the difficulties faced by intermodal transport (e.g., Blauwens et al., 2006a,b; Button, 2010; Frémont and Franc, 2010).

An interesting stream of literature compares road and intermodal transport in terms of costs and travel times. Some papers deal specifically with short sea shipping vs. road only (au-

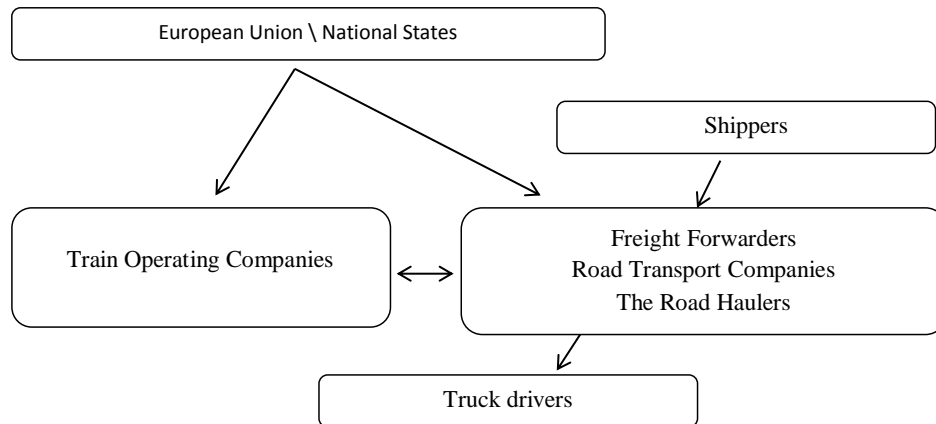
⁴ UIRR (2013) reports about the direct train connection between Ostrava and Verona, launched in collaboration with Cemat and Kombiverkehr. The train covers the 1061 km distance in a scheduled time of 27 hours resulting in a very competitive average speed of 40km/h. The four different electricity systems to be encountered in Italy, Austria and the Czech Republic require several locomotive changes, which will only be omitted once the necessary multi-system locomotive becomes certified in the Czech Republic. The 540m maximum allowed train length – if extended in the future – promises yet further potential efficiency improvements. In an ideal case, a scheduled journey time of well under 24 hours should be possible in the not too distant future.

thors Castells and Martinez, 2006; Koi, 2009), other with rail intermodality (Janic, 2007, 2008; Tsamboulas et al., 2007; Tsamboulas 2008). It is found that it is important to compare the private (and possibly social) costs and travel times for specific links. Interestingly, Rich et al. (2011) observed that there is a large structural inelasticity between road and rail. They estimate that in the Scandinavian region, depending on the commodity considered, between 57% and 97% (with an average of 78%) of all transports over less than 500 km has truck as the only alternative. However, it should be mentioned that the generalized costs depend on the infrastructural policies and that economies of scale should be also taken into account.

Another stream of literature extends the analysis to other factors and tries to identify the elements that determine the choice between transport modes. The identification of the mode choice determinants, often via discrete choice modeling, is relevant to be able to model and simulate how each determinant affects modal shift. Marcucci (2013) and Reis (2014) provide recent surveys of this literature. There are some common determinants found relevant in most studies such as monetary costs, travel time, punctuality, risk of loss or damage, and frequency. Other qualitative and institutional factors such as organizational and management costs, regulatory, sociological and political issues are more difficult to be measured and evaluated.

A further stream of literature studies is more firm-, managerial- and logistic- oriented and focuses on the profile of the road transport firms that use intermodal transport and analyze the elements of the relationship between such firms and the shipping companies that operate the lines. This literature stresses the larger complexity of intermodal transport relative to door-to-door unimodal transport (Woxenius, 1998), since it involves streamlining five different types of flows – physical, logical, contractual, financial and relational (Reis, 2010) – between multiple transport agents.

In the case of the RoMo, all the actors depicted in figure 1, play a role, in our view in determining the efficiency and competitiveness of the service offered.

Figure 1 – Actors playing a role in RoMo service

Source: Own illustration

The train operating companies are the central actors since they are responsible for organizing and coordinating the RoMO service. However, they operate with an infrastructural, technical and economic (competing\monopolistic) environment managed by the company managing the rail infrastructure and by the national States\European Union. The regulators set the rail access charges as well as road taxes and driving regulations.

The second crucial actor are the road transport companies who buy the service (in short sea shipping the freight forwarders are deemed the most relevant actor by Bergantino and Bolis, 2004, , 2005, 2008; Bergantino et al., 2013; Feo et. al., 2011). They take the responsibility, organize and manage the goods transport on behalf of and paid for the shipper (manufacturing firm). The shippers are the ultimate payers and can be involved in the mode choice, but the road shipping companies take the actual operative decisions.

The role of the shipper in the decision between road and intermodal transport is controversial. Many discrete choice modeling studies interviewed the shipper (Jiang et al., 1999; Bolis and Maggi, 2003; Norojono and Young, 2003; García-Menéndez et al., 2004; Danielis et. al., 2005, 2007; Arunotayanun and Polak, 2011; Puckett et al., 2011), since it is the shipper who ultimately faces the financial costs and the logistical consequences of a transport activities (i.e., if an input arrives late the shipper production activities are impacted, if an output arrives late the shippers business image is damaged). However, some studies have shifted their attention to the transport shipping companies in the believe that - as Schamm (2006) and Woxenius and Bergqvist (2011) argue - the success of intermodal transport chains depends greatly on the coordinator and on the operations integrator. These roles are play by the forwarders and road shipping companies to whom the logistics deci-

sions are often outsourced by the shippers. However, Eng-Larsson and Kohn (2012) argue that the choice of mode may not depend only on the transport operator, but can also require the shipper's involvement because they might want their firm to be associated to a proactive image in terms of preserving the environment⁵. Some other studies interview both the shipper and the freight forwarder (Garcia and Feo, 2009).

A further term used to identify an important actor is "carrier". The carrier is the transport company who performs the transportation (Crainic et al, 1990) and it can be either the freight forwarder, the haulier or the railway operators. A freight forwarder could be a transport company with own assets (not only acting as intermediary) and/or make special arrangements with other transport companies (Stefansson, 2006; Vassallo, 2007; Truschkin and Elbert; 2013). Finally, the road companies pay truck drivers, either as direct employees or as subcontractors to carry out the actual truck ride.

All this considered our conclusion is that in intermodal transport (but also in road transport) there is not a unique decision maker: mode choice is a joint decision into which several actors are directly or indirectly involved. Depending on many factors such as firm size, type of good, volume, size, frequency and origin-destination of the shipments, level of logistics outsourcing, number and type of actors involved in the transport demand (shipper, freight forwarder, as intermediary or with own assets, hauliers or road transport companies play a different role.

Recently, Patterson et al. (2010), recognizing that several actors participate in the decision process, investigate and compare the choices of more than one decision maker. In fact, looking at land transportation where more and more manufacturing firms outsource logistics and transport services to third party logistic providers (3PLP), they argue that most decisions are taken by 3PLPs, including the choice of the mode of transport. In such a case, it makes sense to investigate which is the 3PL's preference structure and whether it differs from that of end-shippers. Patterson et al. (2010) find that 3PLs tend to be more reluctant to use of intermodal carriers than end-shippers and that they are less price-sensitive and more quality-sensitive. This result makes sense given their risk-structure: shippers risk a disruption in the production or delivery process, 3PLs risk their business. If they fail to provide quality, this might affect their reputation and they may be substituted by other 3PLs. Similarly, but in the context of the port choice, De Langen (2007) compares the port selection criteria of Austrian shippers and freight forwarders, finding that shippers and forwarders have similar views on port selection, but shippers have a less price-elastic demand.

The management literature shows that freight transport management is part of the larger set of management issues known as supply-chain management, where a supply chain can be

⁵ A rail motorway initiative between Le Boulou (France) and Bettembourg (Luxembourg), run by the Lorry-Rail/Viaa rail operator is mentioned by Lopez-Navarro (2014): "This company offers logistics service providers/road hauliers using its services a CO2-saving certificate, accrediting the number of kilograms of CO2 that have not been emitted, which is calculated according to the number of semi-trailers the company has transported on the rail motorway. A similar certificate is also issued to shippers."

broadly defined as a system of organizations, people, technology, activities, information and resources involved in moving a product or service from suppliers to customers. In a supply chain, transport decisions are horizontally integrated with production and inventory decisions, and vertically distributed among the various actors of the supply chain.

How can this evidence be successfully reconciled and dealt with in a discrete-choice modeling framework remains an open question. Hensher and Puckett (2005), building on Hensher and Chow (1999) and Hensher (2003) and focusing on congestion in a urban area, explicitly recognize that agents interact in a retail supply chain and propose an interactive agency choice method as a way of formalizing a framework for studying the preferences of supply chain participants and evaluate their response to policy interventions. They propose four tasks to be studied within a discrete choice analysis framework: 1) identify the types of participants in a supply chain and their commitment to cooperation to achieve specific outcomes; 2) identify alternative distribution networks in a supply chain and evaluate participant support for each of them; 2) identify the factors (or attributes) that each party in the chain considers when deciding what participation structure to support; 3) identify how these networks and influencing attributes can be combined in a choice model to evaluate strategies for freight distribution. This line of research continued with a stimulating series of contributions dealing with various theoretical and methodological issues (e.g., Puckett et al. (2006), Puckett and Hensher (2006), Puckett et al. (2007), Hensher and Figliozzi (2007), Hensher et al. (2007a,b,c), Hensher and Puckett (2007), Puckett and Hensher (2008), Hensher and Puckett (2008a,b,c), Puckett and Hensher (2009). See also the special issue of Transportation Research Part A on Transportation and Social Interactions (2011).

Turning, finally, to the question on how to make an intermodal system work efficiently, Reis (2010) states that the physical, logical, contractual, financial and relational flows between the multiple transport agents should be streamlining. This makes the RoMo, as other types of intermodal transport, inherently much more complex than unimodal road transport, although complying with the road traffic regulation might also prove to be challenging. According to López-Navarro et al. (2011), who studies more than 100 road transport firms involved in short sea shipping between Spain and Italy, trust and shared planning are the central ingredients to make intermodal transport work efficiently. This literature makes it clear that the RoMo (accompanied intermodal transport) lies in between the unimodal road transport and the unaccompanied intermodal transport. A similar conclusion is reached by López-Navarro et al. (2011) in the context of short sea shipping: accompanied short sea shipping is, in organizational terms, less demanding than unaccompanied short sea shipping. However, a further note of concern comes from Eng-Larsson and Kohn (2012) who underline that the road transport companies might have a status quo bias against the rail, highlighting their unwillingness to invest even partially in rail transport operations when it comes into conflict with their own important road transport networks.

Equally relevant is the vast stream of literature of the policies needed to increase the efficiency of intermodal transport and spur its development. Some studies underline the multiple external barriers, including inadequate regulatory framework (Slack, 2001), absence of

an intermodal liability regime and lack of integration between the transport networks (Leinbach and Capineri, 2006). Other studies promote the research of the several support policy that could improve intermodal transport such as terminal network design, intermodal service network design, intermodal routing, drayage operations and ICT innovations. See Caris et al. (2013) for a recent survey.

2.3 The RoMo: strengths, weaknesses and market potential

The RoMo has a series of advantages and disadvantages.

As mentioned, from the shipper point-of-view, an important advantage of the RoMo over other types of intermodal transport is organizational: a road vehicle can be transported by rail without any prior condition, provided it is not oversize. Hence, the RoMo has a degree of flexibility almost similar to road transport and it can be used as a means to gradually substitute road with, eventually, unaccompanied combined transport. Having a good degree of flexibility the RoMo tends to be also used on a spot point-to-point basis, whereas the unaccompanied combined transport is more suited for frequent and consistent deliveries of goods. At the extreme side of the spectrum, there is the pure rail transport, of either singular wagons or block trains, which requires high organizational and infrastructural investments and it is therefore used for regular deliveries of large quantities of goods, which, because of their size or volume, tend to be hauled by rail.

If a transport company uses the RoMo instead of the road, it saves on fuel, highway tolls, time losses due to traffic jams and, in some instances, also on vehicle operating hours. In fact, the RoMo arrives and departs at specific times and in all atmospheric conditions and it never slows down because of the traffic. Moreover, when the rail transport is scheduled for the night, drivers travel in sleeping cars on the same train and are able to fulfill rest period regulations without interrupting the journey. Drivers can drive straight off without the need to take a break, as they would otherwise be obliged by law to do. Additionally, in some cases, night driving or weekend driving prohibitions are not in effect for trucks coming from or going to end-points of RoMos. These properties of the RoMo increase the life of vehicles and allow a firm to optimize the rotation of vehicles and personnel. For trips coming from outside the EU, it is also claimed that the RoMo facilitates time savings in carrying out customs formalities.

From an environmental point of view, according to UIRR (2009), unaccompanied transport is more energy and CO₂ efficient than the RoMO. UIRR estimates that relative to road transport unaccompanied transport entails a 29% energy saving, while the RoMo saves up to 11%; unaccompanied transport reduces CO₂ emissions by 55%, whereas the RoMo enables a reduction of only 18%.

Focusing on the disadvantages, an important, frequently quoted drawback of the RoMo is the relevance of the deadweight because, besides the load, the whole truck must be carried by rail. This reduces the efficiency of the system considerably. According to Ökombi

(2008) the weight carried is similar to that of the unaccompanied semi-trailer transport. Ökombi (2008) estimates that a RoMo wagon has an own weight of 17.5 tons. Carrying a 44 tons truck the total weight is equal to 61.5 tons. Since a 44 tons truck has an own weight of 12.5 tons, the net transported freight weight is equal to 31.5 tons. When an unaccompanied semitrailer is carried on train, his own weight is 7.5 tons and net load of 30.5 tons is possible⁶. Hence, their conclusion. However, it should also be noted that the total weight in the case of the unaccompanied combined transport is equal to 38 tons. This allows the use of longer trains compared with the RoMo. In fact, in Switzerland in 2005 it has been estimated that the average RoMo train carried 15 trucks, whereas the unaccompanied combined train can accommodate almost 3 times as much trucks. This has important implications when rail capacity is scarce.

Furthermore, it is recognized that the investment and maintenance costs are higher for the RoMo trains than for the unaccompanied trains, mainly because of the different nature of the wagons. With regard to the subsidies needed Metz (2009) shows that in Switzerland the RoMo requires higher subsidies but that the difference between the two techniques is declining.

Other economic and technical disadvantages of the RoMo are that, because of the limited tunnel profile in Europe, one must use for the transport of complete road trains and articulated vehicles special railroad cars with a very low loading floor and with extremely small wheels. This requires a significant design effort also for the wheels and the brakes. In addition, there are, at least partially, the staff costs for the truck drivers who are carried along on the train. Moreover, in certain countries of the European Union, particularly in southern Europe and Great Britain, the railway gauge is not sufficient to transport the 4m-high trucks on rolling road wagons. Freight forwarders also criticize, apart from the cost, the dependency on timetables and the time needed for loading and unloading.

The RoMo market potential is analysed by Reffet et al. (2008) who tried to understand how and under which conditions a road carrier would be ready to use a motorway-of-the-sea or the rail, whether accompanied or unaccompanied, instead of the road. The study was made in order to help the French Government in his decision on how to implement sea motorway services on the Atlantic coast, and also to develop the existing rail and sea services. They interviewed 22 road carriers, users of the alpine RoMo or the Motorway-of-the-sea between Toulon (France) and Civitavecchia (Italy). Their main conclusions are that the size of road carriers companies using both rail and sea services are quite different, while their purpose is the same: move regular and planned freight flows. Quantities and frequencies are variable as well as origins and destinations. The choice between accompanied or unaccompanied transport depends on origins and destinations. Unaccompanied transport is mainly used with short pre- or post-transfers. Companies usually start operating accompanied transport, which is more flexible, testing the quality of service, while preparing their organization for a later use of the unaccompanied option. Unaccompanied transport is mostly a large-sized

⁶ Regular freight wagons weigh 20.5 tons with a loading capacity of 38.5 tons for a total of 59 tons.

companies' choice, mainly because they carry high-volumes on a regular basis, own enough trailers, and are able to collaborate with foreign companies or even open subsidiaries in the other country. However, some small-sized businesses managed to optimize their organization to switch to unaccompanied transport too. Either accompanied or not, carriers choose these alternative modes when they allow them to reduce their costs, improve driving time, and still deliver on time with the same quality of service. Environmental issues did not seem to be a criterion for carriers to choose these new modes. Finally, they found that, although quite satisfied with current offers, carriers wish to see higher frequencies for the existing services.

A second scientific article on the market potential of the RoMo is by Dalle Chiare et al. (2008), focusing specifically on the RoMo, called in their case "rolling road" between the Italian and French Alps. It deals with a service that exists since 2003 and uses the Modalohr transshipment technique. The aim of the service was to reduce freight transit through the Frejus tunnel, limiting passage to hazardous tankers. In order to estimate the potential demand for the service two surveys are carried out: one with truck drivers and one with transport companies and forwarders with a seat or branch offices in the province of Turin. The aims were to: validate the O/D data, quantify the route choice, quantify the actual frequency of crossing the Alps by the tunnel, quantify the empty way back travels, and to better understand the problem of collecting the opinions of those road operators directly interested in the new service of combined transport. Although four attributes were considered relevant (travel time, travel cost, service frequency and the organizational structure of the transport company), only travel time, frequency and the accompanied\ unaccompanied transport dummy were included in the model. From the initial sample size of 358 transport operators, only 32 questionnaires remained usable. The results are interpreted by the authors as follows: a) the rolling road system is more attractive for origin-destination shipments in which there is an advantage in travel time, due to recovery of rest time; b) in general the road mode prevails over combined transport, but, with an adequate frequency of the service, the RoMo could attract significant numbers of users estimated between 4% to 9% of the total shipments in the corridor, depending on the frequency. In the case of increased frequency, from the present 4-10 round-trips per day, as planned in 2007, the percentage of users who would use the service comes out to be slightly less than 9% of the total.

Finally, it is interesting to report the view of UIRR, the largest railroad association of RoMo public and private companies. They state there is a business case for RoMo transport in three cases:

- When road haulers of a non-EU country have a limited number of permits granted to them for circulation in the European Union and would nonetheless like to proceed into Europe.
- In instances of crossing a geographical obstacle, such as the Alps, where the achievable average speed is slowed by steep climbs and truckers are forced to pay a substantial road toll.

- If a road hauler has to urgently fulfil his assignment and wishes to progress even at times of driving bans (weekend and holiday), or during the compulsory rest periods of drivers.

3. The RoMo project of the Intermodal Terminal of Trieste Ferneti (Italy)

The Intermodal Terminal of Trieste Ferneti, constructed almost 20 years ago, is located at the Italian-Slovenian border as a node of the intermodal corridor connecting Barcelona to Kiev (Figure 1). The terminal comprises 24,000m² of warehouses, 130,000m² of parking/clearance/storage yards and is directly connected with the railway station of Villa Opicina, with the motorway to Venice (Italy - Switzerland - France - Spain), Tarvisio (Austria - Germany) and Ljubljana (Slovenia - Central Southern Europe). It is located 18 km away from the Port of Trieste and 30 km from the Airport of Ronchi dei Legionari. H24-custom services for transport in transit and for clearances are provided. The terminal offers a wide range of logistic services, including warehousing and cargo handling. It hosts custom offices, revenue guard corps, a road tax office, a phytopathology office, a sanitary control office for animals, vegetables and foodstuff products, 60 freight forwarding agencies, and transport and assistance services to international traffic.

Figure 2 – The Barcelona-Kiev Corridor



In 2010, the management of the terminal was considering organizing a RoMo service connecting: Trieste Ferneti with Chop in the Ukraine. The RoMo would have to run at least once a week in both directions. The research presented in this paper was carried out with the aim to help the managers to evaluate of the market potential for such RoMo service. The management estimated that in 2009 about 50,000 trucks made a stop at the Trieste

Ferneti terminal, of which 26,303 took the Chop-Trieste Ferneti route. This represents a potential demand of about 114 trucks a day⁷ (about 4 RoMo trains a day).

4. A survey on the market potential of a RoMo service between Trieste and Chop

4.1 Elements of comparison between RoMo and road transport

In order to have a better understanding of the factors which play in favor or against the RoMo relative to road transport, Danielis et al. (2010) analyzed some cost and quality indicators such as monetary costs, travel time, punctuality, frequency, flexibility, departure time, risk of loss and damage, organizational and management costs, regulatory, sociological and political issues. Most information was derived from the literature or obtained through cost modeling. To appreciate which role these monetary and qualitative factors play in the decision making process of choosing between RoMo and road transport in the case of the planned Trieste Ferneti-Chop service, a series of computer-assisted (mostly) face-to-face interviews was carried out with two actors playing a different role in the supply chain: the truck drivers and the freight forwarders and transport companies,. Unfortunately, due to privacy limitations, it has not been possible to interview the shippers (the sending shipper or the receiving firm) to have more complete data on the relevant actors' preference structure.

The role of the truck driver in the decision making process on the choice between road only and the RoMo was not known a-priori, although we thought it unlikely that the drivers could be the ultimate decision makers. The discrete choice modeling framework allowed us to identify and compare the preference structure of the two types of respondents and to test whether they have similar preferences.

4.2 The interview and the stated choice experiment

The interview consisted of two parts. The first is aimed at understanding the degree of knowledge and experience of the respondent with the RoMo service, the respondents role in the organization of the trip and his preference regarding travel times, dates and destination with the intent of acquiring information on actual cost incurred when traveling by road (fuel, highway tolls, taxes, etc.) and on current travel times. The second part consisted in a stated-preference choice exercise. The attributes and levels reported in Table 3 were used to characterize the alternatives presented to interviewees:

⁷ Such figure is estimated dividing the 26,303 by 231 truck available working days (21 days times 11 months).

Table 3 – Attributes and levels

Attributes	Levels
Travel time	14, 16, 18 and 20 hours
RoMo cost	€ 350, 400, 450, 500, 550, 600, 650
Day of the week of departure	Friday, Saturday, Sunday, Rest of the week
Number of sleeping places per compartment	1, 2, 3
Highway toll	0%, +10%, +20%, +30% of current level

Source: Own design

An example of the choice-scenarios presented to the respondents is reported in Table 4.

Table 4 – Choice-scenario: an example

<i>Were the following alternatives available in the market, which one would you choose?</i>		
Alternative 1: RoMo service from Chop to Trieste Ferneti	Alternative 2: RoMo service from Chop to Trieste Ferneti	Alternative 3: Current truck transport
Travel time: 16 hours	Travel time: 14 hours	Travel time: current
RoMo cost: €800	RoMo cost: €650	Road cost: current
Day of the week of departure: Friday	Day of the week of departure: Saturday	Day of the week of departure: current
N° of sleeping places per compartment: 2	N° of sleeping places per compartment: 3	
no highway toll	no highway toll	current highway toll

Source: Own design

Attributes such as punctuality, frequency, flexibility, organizational and regulatory factors were not included in order to limit the cognitive effort and to concentrate on the attributes that were felt more important based on informal discussions we had with the two stakeholders. The experimental design has been developed using Ngene 1.02, optimizing the d-efficiency indicator⁸. The choice experiment was pre-tested collecting 30 interviews with the truck drivers and the resulting MNL parameter estimates were used as priors. Each interview consisted of 10 choice scenarios.

The administration of the interview allowed us to interact with respondents and to have a frank, open and informal discussion concerning the current difficulties of driving a truck in the enlarged Europe. Truck drivers made many interesting remarks that, although not part of the formal analysis, helped us gaining a better understanding of the social and human

⁸ Traditionally to perform CA/SP surveys only orthogonal fractional factorial designs were used. They are characterized by the fact that the attributes are statistically independent (Kuhfeld, 1997). Efficient designs, instead, are not necessarily orthogonal, but capture the maximum amount of information by minimizing the asymptotic joint confidence sphere surrounding the parameter estimates (Rose e Bliemer, 2004, Sandor and Wedel, 2002). An experimental design is called efficient if it yields data that enables estimation of the parameters with as low as possible standard errors. These standard errors can be predicted by determining the asymptotic variance covariance (AVC) matrix based on the underlying experiment and some prior information about the parameter estimates. There are several efficiency measures based on the AVC matrix (Scarpa and Rose, 2008), the most widely used is called the D-error and it is equal to the determinant of the AVC matrix (Rose e Bliemer, 2005).

implications of the transport business. The interviews with the truck drivers were carried out in Russian.

4.3 The sample

We interviewed 60 truck drivers who stop in Ferneti Trieste during their trip, either to perform custom formalities or to rest: the initial 30 interviews have been used to calibrate the design and the remaining 30 to estimate the model. We have been able to fully interview only 9 freight forwarders located within the Trieste Ferneti intermodal center or abroad. Because of privacy concerns of the intermodal center management it was not possible to identify and interview the shippers.

In order to understand the role of truck drivers in the mode decision process, three questions were asked: 1) whether they own the truck, 2) which contractual relationships they have, and 3) who chooses the route. It resulted that most of the drivers interviewed do not own the truck they are driving, which, in fact, belongs to the transport company. However, the drivers are not simple employees, since they share some risks (e.g. fines) and are often paid by shipment (i.e. the faster the trip the larger the gain). Furthermore, it is quite common for them to choose autonomously the route. For all these reasons, we decided to include their interviews in the data set and try to get as much as information as possible about their preferences.

On average, they manifested a medium-to-low knowledge of and experience with the RoMo service. Some of them asserted to have had a previous positive experience in Austria, others reported negative experiences (i.e., accidental damages to the truck), others simply did not know about it. Although their experience with the road transport service can be characterized as being quite good, some drivers reported concerns about delays and/or bribes when carrying out custom formalities at some border crossing and they welcomed the development of the RoMo service as far as these difficulties could be avoided. Some drivers complained about fines for alleged regulation infringements to traffic or truck maintenance regulation, particularly frequent in some eastern European countries. Drivers were particularly interested on how the time spent on the train would count with respect to the current mandatory rest regulation. Their appreciation of the service would much improve if the time spent on the train counts as rest and if time spent driving to access/egress the RoMo terminal would not count as actual driving time.

It is crucial to have information on freight forwarders' and transport companies' point of view since most truck drivers are employed by them. The number of companies potentially interested in using the RoMo service is not large but it was difficult to get in contact with them. For convenience, the potential customers group were divided into the transport companies (or freight forwarders) located within the Trieste Ferneti intermodal center and those located outside it, either in Italy, Ukraine or Russia. The first category was much easier to identify and to contact and, in fact, they were the first we interviewed (7 in total). 15 Russian companies were contacted by phone but only 2 completed the interview. Alt-

though the sample size is admittedly limited, the companies interviewed are highly representative since they specialize in freight deliveries on the Trieste Ferneti-Chop corridor. These firms are able to organize the forwarding (e.g. custom clearance, trip organization, carrier hiring) and either own or hire trucks. Since, both terms are appropriate, they will be called forwarding and transport companies.

To summarize, we report the results from the interviews to 33 truck drivers (because the initial 30 interviews which allowed us to improve the design efficiency are not included in the final model estimation) and 9 freight forwarding and transport operators. Since each respondent was presented 10 choice scenarios, the data consist of 420 stated choice observations.

4.4 The model

Notwithstanding its small dimension, the sample can be used to test preference homogeneity among forwarding and transport companies on one side and truck drivers on the other. We follow the random utility maximisation paradigm and write the utility function as follows:

$$U_i = asc_road + \sum_k \beta_{ki} x_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

where U_i is the utility for alternative i , x_i are the k attributes characterising alternative i . In our model the attribute considered are: travel time, departure time, monetary cost, day of the week of departure, number of sleeping places per compartment, highway toll), asc_road is a dichotomous attribute (1 for road and 0 for RoMo).

In order to estimate the model, the following steps were taken. In order to have a preliminary evaluation of the preference structure of the truck drivers and the forwarding and transport companies, two separate multinomial logit models were estimated. The results are reported Danielis et al. (2010). Hence, a test on whether the two sets of data (i.e. truck drivers and forwarding and transport companies) share the same scale is performed by using an error component model (Hensher et al., 2008) on a parsimonious model discarding the “number of sleeping places per compartment” and the “departure time” variable because they proved to be statistically insignificant. The standard deviation of the error component resulted as statistically insignificant, indicating that the two data sets are comparable. Thirdly, a dichotomous interaction term was inserted in a random parameter logit model (RPL). For the definition and discussion of the properties of the RPL model we refer to Train (2003) and Hensher and Greene (2003). A general formulation of the RPL model assuming an individual n chooses among J alternatives in T choice situations is the following:

$$U_{itn} = \sum_k \beta_{nk} x_{itnk} + \varepsilon_{itn} \quad (2)$$

where U_{itn} is the utility of the alternative i in the choice situation t for the individual n ; x_{itnk} is the vector of variables observed by the analyst; β_{nk} and ε_{itn} are unobserved and treated as stochastic variables. Furthermore, ε_{itn} is assumed independently and identically distributed extreme-value type I among individuals, alternatives and choice situations. The k model parameters are assumed continuously distributed across individuals with:

$$\beta_n = \beta + \Delta z_n + \Gamma v_n \quad (3)$$

where z_n is a vector of individual characteristics affecting the mean of the random parameter distribution and Δ is the associated parameter matrix. The underlying random effect, v_n is characterised by $E[v_n] = 0$, $Var[v_n] = diag[\sigma_1, \dots, \sigma_k]$, where σ_k is a known constant. The RPL formulation of Model **Fehler! Verweisquelle konnte nicht gefunden werden.** can be re-written as follows:

$$U_{itn} = asc_{sq} + \sum_{k=1}^K \beta_{nk} x_{itnk} + \varepsilon_{itn} \quad (4)$$

We assumed the variables for which we have a strong a priori regarding the sign (i.e. travel time, monetary cost and highway toll) to be triangularly distributed with a definite sign area, while the variables for which we do not have a strong a priori regarding the sign (i.e. the day of the week of departure and the alternative specific constant) to be normally distributed.

A single covariate z is introduced taking the value of 1 for truck drivers and 0 for freight forwarders and transport companies. The coefficients of the covariate capture how the random parameters vary around the mean when the decision maker is the truck driver.

4.5 The econometric estimates

Although, the two actors play a quite different role in the decision process, pooling together their stated choices after having checked for scale differences allowed us to increase fitness of the model without losing track of the main differences thanks to the use of an interaction term. The results are reported in Table 5.

Overall, the model is highly significant, with an adjusted rho-square equal to 0.41, improving by far the fitness of the two separate multinomial logit models previously estimated. The mean value coefficients for most variables are also highly significant. On average, road transport is *ceteris paribus* much preferred to RoMo: there is a strong status quo bias in the respondents as stated by Eng-Larsson and Kohn (2012). The travel time, the highway toll and monetary cost variables have the expected negative sign. Note that paying one euro of toll generates a higher disutility than paying one euro of other monetary costs such as fuel or maintenance. Departing on Saturday and Sunday is on average preferred to departing on weekdays, while departing on Friday is statistically insignificant and cannot be distin-

guished from departing on weekdays. This proves that a significant advantage of the RoMo would be its ability to use days of the week when truck driving is normally not permitted.

Table 3 – The estimates for the RPL model.

Variable	coefficient	t-statistics
ASC for road transport	10.233	5.95
Travel time	-0.268	-3.34
Highway toll	-0.092	-5.58
Monetary cost	-0.016	-4.84
Departure on Saturday or Sunday	2.217	3.53
Departure on Friday	0.720	0.99
Interaction terms for truck driver		
ASC for road transport	-7.924	-2.83
Travel time	0.113	1.19
Highway toll	0.095	3.60
Monetary cost	0.005	1.32
Departure on Saturday or Sunday	-2.426	-3.43
Departure on Friday	-1.267	-1.63
Standard deviation or spread		
ASC road transport – std deviation (N)	1.547	3.20
Travel time – spread (T)	0.268	3.34
Highway toll – spread (T)	0.092	5.58
Monetary cost – spread (T)	0.016	4.84
Departure on Saturday or Sunday – std deviation (N)	0.453	0.79
Departure on Friday – std deviation (N)	0.758	2.32
Adjusted rho2 – constants only	0.41	
Number of obs.	420	

Source: Own calculations

The spread for the triangularly distributed variables is, by assumption, equal to the coefficient size. For the normally distributed variable the standard deviation is significant for the road transport alternative specific constant (ASC) and for the departure on Friday. The interaction term, equal to 1 for truck drivers, is highly significant for the road ASC, for highway toll and for the departure on Saturday and Sunday variable and only weakly significant for the other three variables. Such a result indicates that the preference structure of the truck drivers has both differences and similarities relative to the average preference structure of the respondents.

Note that with this methodology, the precise preference structure of the forwarding and transport companies is not estimated. We refrained from estimating it due to low number of available interviews. However, the difference between the average preference structure and that of truck drivers signals a difference between the latter and that of the forwarding and transport companies. Relative to the average values, truck drivers are less but still quite in favor of road transport ($10.233 - 7.924 = 2.309$ vs. 10.233), less sensitive to the highway toll (0.002 vs. 0.092) and opposed to departing on Saturday and Sunday instead of weekdays (-0.208 vs. 2.217). The differences relative to travel time, monetary cost and departing on Friday are weakly significant.

Such differences in the preference structure make sense and could be interpreted as follows. Truck drivers, although still preferring driving to RoMo, are not so against it, since spending some time on the train would allow them to rest and have some social time. The highway toll, being paid by the transport company is not of their immediate concern, whereas they are against travelling on weekends (which would be possible with the RoMo but not with road transport) whereas this would mean an extension of the working activity for forwarders and transport companies.

However, truck drivers do share an aversion to longer travel times and higher monetary costs. To some degree, hence, their opinion most likely parallels that of their employers or of the firms they do business with.

4.6 A simulation

Based on the estimates reported in Table 5, it is possible to simulate the choice between RoMo and road. Note that the model has been estimated on stated preference data (including the current road cost) and not on actual revealed preference data since no RoMo service between Trieste and Chop existed. Consequently, the results should be interpreted as choice probability within the sample and not as forecasted market shares.

Table 6 – The choice between RoMo and road under 4 scenarios

	Base1 scenario		Base2 scenario		Tax Increase scenario		Switzerland or Austria scenario	
	RoMo (week-day)	Road	RoMo (Sat-Sun)	Road	RoMo (Week-day)	Road	RoMo (Week-day)	Road
Monetary cost including the current road toll (€)	1700	1055	1700	1055	1700	1055	1700	1055
Road toll increase (€)						300		660
Travel time (hours)	22	26	22	26	22	26	22	26
Departure day of the week	Week days	0	Saturday or Sunday	0	Week days	0	Week days	0
<i>Average choice</i>	0%	100%	0%	100%	0%	100%	29%	71%
<i>Truck drivers' choice</i>	0%	100%	0%	100%	0%	100%	0%	100%

Source: Own calculations

To the best of our knowledge, the Base1 scenario reflects the current prevailing market data. It includes a RoMo price of €1,700, including RoMo costs of €1,200 (a reasonable estimate according to our informal sources) and €500 fixed truck costs (Danielis et al., 2010). RoMo trains are assumed to depart on a weekday with a travel time of 22 hours. Road transport cost is estimated €1,055 (see Danielis et al., 2010) with a travel time of 26 hours⁹. The estimated choice probability when the decision makers are all the interviewed

⁹ Since 26 hours is outside the range of levels used in the interview, the estimate is valid only assuming a linear parameter, as an anonymous reviewer has pointed out.

actors or just the truck drivers are reported in the last two rows. It is estimated that in the base case scenario, the RoMo service has no prospects of being chosen.

The Base2 scenario differs from the Base1 scenario only in one respect: the trains leave on Saturdays or Sundays instead of on weekdays. Although this represents a very interesting opportunity for the transport companies, the model predicts that the probability of choosing the RoMo service would still be zero.

The Tax increase scenario allows for an increase in the road costs due to road taxes of €300 (from 1055 to 1355), imposed by the countries crossed by the trucks, on the top of the Base1 scenario (trains on weekdays). This would mean Hungary and Slovenia, in order to collect revenue from the crossing freight traffic, obtain from the EU the permission to considerably increase their highway tolls. It is not a completely unrealistic scenario. The resulting choice probability for the RoMo would not change anyway.

The last scenario assumes a road tax of €660 (the total monetary cost increases from 1055 to 1721), equivalent to that imposed in Switzerland or Austria where it is motivated by the need of protecting the fragile Alpine valleys from heavy-truck traffic. In this case, the RoMo choice probability increases on average to 29%, whereas no truck drivers would be in favor of using the RoMo service.

To summarize, although the preference structure the truck-drivers is different from that of the forwarding and transport companies, the RoMo service appears to have no probability of being chosen under most circumstances. Only, a high toll increase would enhance its probability of being chosen.

5. Discussion and conclusions

Although there is a consistent and strong political consensus that intermodal transport (intermodal rail transport, specifically) should play a greater role in the movement of freight across continental Europe, the available statistics show only a moderate absolute increase over time and a worrying decrease (especially for the rolling motorway) in the last years.

Understanding why that happened and what can be done is a challenging task for transport analysts. Given the more complex nature of the freight transport operations and of the decision-making process relative to passenger transport, the tools that proved useful for analyzing individuals' decisions are more difficult to apply to firms' decisions. Moreover, since intermodal transport requires the coordination of several firms, all playing an important, yet different role in providing the service, the preferences of each actor and their interplay should be taken into account in order to understand how decisions are made and which factors determine them.

Such a daunting task, methodologically analyzed by several authors, has been also tentatively applied in this case study concerning the planned introduction of a new RoMo ser-

vice connecting Trieste Ferneti (Italy) with Chop (Ukraine). Sharing the difficulty common to freight mode choice studies in gathering a sufficiently large sample, only 42 valid interviews with freight forwarding and transport companies and with truck drivers could be collected. However, the stated-preference preference interviews generated via an efficient design allowed us to estimate a robust mixed logit model containing several attributes of interest. Although, the two actors play a quite different role in the decision process, we have pooled together their stated choices without losing track of their main differences. The results indicate that:

- a) on average, road transport is *ceteris paribus* much preferred to RoMo by both actors, with the freight forwarders and transport companies showing a stronger aversity to RoMo;
- b) travel time and monetary costs are important variables for both actors;
- c) the highway toll is a very sensitive variable especially for the freight forwarders and transport companies;
- d) the freight forwarders and transport companies appreciate the possibility of using the RoMo on weekends, not much so the truck drivers.

A simple simulation performed with the estimated model allowed us to conclude that under the current circumstance the probability that a RoMo service between Trieste Ferneti and Chop be used is close to zero. A road toll increase of €300 euros would not change the RoMo prospects. Only an increase of €660 euros, setting the road toll to a level equivalent to that imposed in Switzerland or Austria where it is motivated by the need of protecting the fragile Alpine valleys, would increase to 29% the chances for the RoMo to be chosen. However, no equivalent motivation could be advanced in the case of the Trieste-Chop corridor.

Taking into account the results of this study and various other difficulties, the managers of the Intermodal Terminal of Trieste Ferneti decided to postpone the introduction of the planned RoMo service. To this date (May 2014), the project has not been implemented yet.

Although this paper sheds some light on a topic on which there is a scarcity of scientific literature, more research work is certainly needed. We feel that, while the point of view of the truck drivers has been thoroughly tested, more work should be done in order to better grasp the point of view of the transport companies and of the freight forwarders, who undoubtedly represent a crucial decision maker. The focus on a specific corridor has limited the population of shipping companies who could be interviewed. In particular, it was not possible, although the language barrier was overcome, to interview in a reliable way and in a sufficiently large number the Ukrainian and Russian companies who might be interested in using the RoMo service. However, the authors feel that the findings against the economic viability of the service under the current market conditions are quite robust.

Further research need to be carried out in two other directions: a) identifying the differing preference structure of the various stakeholder involved in a supply chain and b) exploring how an agreement is reached as suggested by the interactive agency choice model.

Acknowledgment

We would like to thank the management of the Trieste Ferneti Terminal, and particularly Claudio Grimm and Rino Palumbo, for their permission and help in carrying out the research. A special thanks to Luca Buzzulini and Elvira Biktimirova for carrying out the interview and assisting in the research.

Abstract

Although there is a consistent and strong political consensus that intermodal transport (intermodal rail transport, specifically) should play a greater role in the movement of freight across continental Europe, the available statistics (especially) for the rolling motorway (RoMo) show only a moderate absolute increase over time and a worrying decrease in the last years.

Understanding why that happened and what can be done about it is a challenging task for transport analysts. This paper adds to the existing literature - not very abundant for the rolling motorway - by illustrating, as a case study, the planned introduction of a new RoMo service, connecting Trieste Ferneti (Italy) with Chop (Ukraine). Sharing the difficulty common to freight mode choice studies in gathering a sufficiently large sample, only 42 valid interviews with freight forwarding and transport companies and truck drivers could be collected. However, the stated-preference interviews, generated via an efficient design, allowed us to estimate a quite robust mixed logit model containing several attributes of interest. The results indicate that: a) on average, road transport is, *ceteris paribus*, much preferred to RoMo both by freight forwarding and transport companies and truck drivers, with the first showing a stronger adversity towards RoMo; b) travel time and monetary costs are important variables for both actors; c) highway toll is a very sensitive variable especially for the freight forwarders and transport companies; d) differently from the truck drivers, the freight forwarders and transport companies appreciate the possibility of using the RoMo service on weekends.

A simple simulation performed with the estimated model allowed us to conclude that, under the current circumstances, the probability that a RoMo service between Trieste Ferneti and Chop be used is close to zero. A road toll increase of €300 euros would not change the probability of using the RoMo. Only an increase of €660 euros, setting the road toll to a level equivalent to that imposed in Switzerland or Austria, where it is motivated by the need of protecting the fragile Alpine valleys, would increase to 29% the chances of the

RoMo service to be chosen. However, no equivalent motivation could be advanced in the case of the Trieste-Chop corridor.

REFERENCES

- Arunotayanun, K., Polak, J.W. (2011), Taste heterogeneity and market segmentation in freight shippers' mode choice behavior, *Transportation Research Part E*, 47, 138–148.
- Bergantino, A.S., Bierlaire, M., Catalano, M., Migliore, M., Amoroso, S. (2013), Taste heterogeneity and latent preferences in the choice behaviour of freight transport operators, *Transport Policy*, 30, 77–91.
- Bergantino, A.S., Bolis, S. (2004), An analysis of maritime Ro-Ro freight transport service attributes through adaptative stated preferences: An application to a sample of freight forwarders, *European Transport \ Trasporti Europei*, 25–26, 33–51.
- Bergantino, A.S., Bolis, S. (2005), An Adaptive Conjoint Analysis of Freight Service Alternatives: Evaluating the Maritime Option, *Methods and Models in Transport and Telecommunications*, Advances in Spatial Science, 181–198.
- Bergantino, A.S., Bolis, S. (2008), Monetary values of transport service attributes: Land vs. maritime Ro-Ro transport. An application using adaptive stated preferences. *Maritime Policy & Management*, 35, 159–174.
- Bitzan, J., Keeler, T. (2011), Intermodal traffic, regulatory change and carbon energy conservation in us freight transport, *Applied Economics*, 43, 3945–3963.
- Blauwens, G., Baere, P., De. Voorde, E. (2006a), *Transport Economics*, Duculot, Belgium.
- Blauwens, G., Vandaele, N., Van de Voorde, E., Vernimmen, B., Witlox, F. (2006b), Towards a modal shift in freight transport? A business logistics analysis of some policy measures, *Transportation Review*, 26, 239–251.
- Bolis, S., Maggi, R. (2003), Logistics strategy and transport service choices: an adaptive stated preference experiment, *Growth and Change*, 34 (4), 490–504.
- Bontekoning, Y.M., Macharis, C.; Trip, J.J. (2004), A review of intermodal rail-truck freight transport literature, *Transportation Research Part A*, 38, 1–34.
- Button, K., (2010), *Transport Economics*, Edward Elgar Publishing Ltd, Cheltenham, UK.
- Caris, A., Macharis, C. Janssens, G.K. (2013), Decision support in intermodal transport: A new research agenda, *Computers in Industry*, 64, 105–112.
- Caris, A., Macharis, C., Janssens, G.K. (2008), Planning problems in intermodal freight transport: Accomplishments and prospects, *Transportation. Planning Technology*, 31, 277–302.

- Castells, M., Martinez, F.X. (2006), Studies on Short Sea Shipping routes in SW Europe, *Journal of Maritiem Reasearch*, 3 (2), 43-52.
- Cloudt, H. (2012), Modal Split of Freight Transport According to the Territoriality Principle (2008–2009), EUROSTAT-Stat, Focus 8.
- Conrad, K. (1997), Traffic, transportation, infrastructure and externalities: A theoretical framework for CGE analysi, *Annals of Regional Science*, 31, 369–389.
- Conrad, K. (2000), Competition in transport models and the provision of infrastructure services, *Journal of Transport Economics and Policy*, 34 (3), 333–358.
- Craig, A., Blanco, E.E., Sheffi, Y. (2013), Estimating the CO2 intensity of intermodal freight transportation, *Transportation Research Part D*, 22, 49–53.
- Crainic, T., Florian, M., Leal, J., (1990), A model for the strategic planning of national freight transportation by rail, *Transportation Science*, 24 (1), 1–24.
- Dalla Chiara, B., Deflorio, F., Spione, D. (2008), The rolling road between the Italian and French Alps: modeling the modal split, *Transportation Research Part E*, 44 (6), 1162–1174.
- Danielis R., Marcucci E, Rotaris L. (2005), Logistics managers stated preferences for freight service attributes, *Transportation Research Part E*, 41 (3), 201-215.
- Danielis R., Marcucci E. (2007), Attribute cut-offs in freight service selection, *Transportation Research Part E*, 43 (5), 506–515.
- Danielis, R., Rotaris, L., Buzzulini, L., Biktimirova, E. (2010), The choice between road transport and rolling motorway: a case study, Working Papers SIET 2010 - ISSN 1973-320, www.sietitalia.org.
- De Langen, P.W. (2007), Port competition and selection in contestable hinterlands: the case of Austria, *European Journal of Transport and Infrastructure Research*, 7 (1), 1–14.
- ECOPLAN, (2007), Betriebs- und Investitionskostenvergleich der RoLa, Stand 2007, Aktualisierung der EcoPLAN-Studie Betriebs-/Investitionskostenvergleich zweier RoLa-Systeme aus dem Jahre 2003, Bundesamt für Verkehr, Bern, Bundesamt für Verkehr.
- Eng-Larsson, F., Kohn, C. (2012), Modal shift for greener logistics – the shipper’s perspective, *International Journal of Physical Distribution and Logistics Management*, 42 (1), 36–59.
- European Commission (2001b), COM (2001) 360 Final – White Paper – European Transport Policy for 2010: Time to Decide, Brussels, Belgium.
- European Commission (2006), COM (2006) 314 Final – Keep Europe Moving – Sustainable Mobility for Our Continent Mid-term Review of the European Commission’s 2001 Transport White Paper, Brussels, Belgium.

- European Commission (2007), COM (2007) 606 Final – The EU's Freight Transport Agenda: Boosting the Efficiency, Integration and Sustainability of Freight Transport in Europe, Brussels, Belgium.
- European Commission (2009), COM (2009) 279 Final – A Sustainable Future for Transport: Towards an Integrated, Technology-Led and User Friendly System, Brussels, Belgium.
- European Commission (2011), COM (2011) 144 Final – White Paper: Roadmap to a Single European Transport Area – Towards a Competitive and Resource Efficient Transport System, Brussels, Belgium.
- European Commission, (2001a), COM (2001) 264 Final – A Sustainable Europe for a Better World: A European Union Strategy for Sustainable Development, Brussels, Belgium.
- Feo, M., Espino, R., Garcı, L. (2011), An stated preference analysis of Spanish freight forwarders modal choice on the south-west Europe Motorway of the Sea, *Transportation Policy*, 18, 60–67.
- Frémont, A., Franc, P. (2010), Hinterland transportation in Europe: combined transport versus road transport, *Journal of Transportation Geography*, 18, 548–556.
- García, L.; Feo, M. (2009), European common transport policy and short-sea shipping: Empirical evidence based on modal choice models, *Transportation Review*, 29, 239–259.
- García-Menéndez, L., Martínez-Zarzoso, I., Pinero De Miguel, D. (2004), Determinants of mode choice between road and shipping for freight transport: evidence for four Spanish exporting sectors, *Journal of Transport Economics and Policy*, 38 (3), 447–466.
- Gorman, M. F. (2008), Evaluating the public investment mix in US freight transportation infrastructure, *Transportation Research Part A*, 42, 1–14.
- Hensher, D.A. (2003), Models of Organisational and Agency Choices for Passenger and Freight-Related Travel Choices: Notions of Inter-Activity and Influence, Resource Paper prepared for the 8th IATBR Conference workshop on Models of organisational choices (freight and passenger), August 2003 (pp. 10–15), Switzerland.
- Hensher, D.A., Chow, G. (1999), Interacting Agents and Discrete Choices in Logistics Outsourcing: A Conceptual Framework, in: Meersman H, Van de Voorde E & Winkelmann W (eds), World Transport Research, Vol 3: *Transport Modelling/Assessment* (pp. 365–376), Pergamon Press, Oxford.
- Hensher, D.A., Figliozzi, M. (2007), Behavioural insights into the modelling of freight transportation and distribution systems, *Transportation Research Part B*, 41 (9), 921–923.

- Hensher, D.A., Greene, W.H. (2003), Mixed logit models: state of practice, *Transportation*, 30 (2), 133–176.
- Hensher, D.A., Puckett, S.M. (2005), Refocusing the modelling of freight distribution: Development of an economic-based framework to evaluate supply chain behaviour in response to congestion charging, *Transportation*, 32 (6), 573-602.
- Hensher, D.A., Puckett, S.M. (2007), Theoretical and conceptual frameworks for studying agent interaction and choice revelation in transportation studies, *International Journal of Transport Economics*, 34 (1), 17-47.
- Hensher, D.A., Puckett, S.M. (2008a), Behavioural responses of freight transporters and shippers to road-user charging schemes: an empirical assessment, in: Verhoef, E., van Wee, B., Steg, L., Bliemer M (eds), *Pricing in Road Transport: A Multi-Disciplinary Perspective*, Edward Elgar Publishing Ltd, Cheltenham, United Kingdom, pp. 29-63.
- Hensher, D.A., Puckett, S.M. (2008b), Assessing the influence of distance-based charges on freight transporters, *Transport Reviews*, 28 (1), 1-19.
- Hensher, D.A., Puckett, S.M. (2008c), Power, Concession and Agreement in Freight Distribution Chains subject to Distance-Based User Charges, *International Journal of Logistics: Research and Applications*, 11 (2), 81-100.
- Hensher, D.A., Puckett, S.M., Rose, J.M. (2007a), Agency Decision Making in Freight Distribution Chains: Revealing a Parsimonious Empirical Strategy from Alternative Behavioural Structures, *Transportation Research Part B*, 41 (9), 924-949.
- Hensher, D.A., Puckett, S.M., Rose, J.M. (2007b), Extending stated choice analysis to recognise agent-specific attribute endogeneity in bilateral group negotiation and choice: a think piece, *Transportation*, 34 (6), 667-679.
- Hensher, D.A., Puckett, S.M., Rose, J.M. (2007c), Agency Decision Making in Freight Distribution Chains: Revealing a Parsimonious Empirical Strategy from Alternative Behavioural Structures, *Transportation Research Part B*, 41 (9), 924-949.
- Hensher, D.A., Rose, J.M., Greene, W.H. (2008), Combining RP and SP data: biases in using the nested logit trick – contrasts with flexible mixed logit incorporating panel and scale effects, *Journal of Transport Geography*, 16 (2), 126-133.
- IFEU – Institut für Energie und Umweltforschung (2005), TREMOD: Transport Emission Model Energy Consumption and Emissions of Transport in Germany 1960-2030, Final Report – Summary, Heidelberg GmbH.
- Janic, M. (2007), Modelling the full costs of an intermodal and road freight transport network, *Transportation Research Part D*, 12, 33–44.
- Janic, M. (2008), An assessment of the performance of the European long intermodal freight trains (LIFTS), *Transportation Research Part A*, 42 (10), 1326–1339.

- Jiang, F., Johnson, P., Calzada, C. (1999), Freight demand characteristics and mode choice: an analysis of the results of modeling with disaggregate revealed preference data, *Journal of Transportation and Statistics*, 2 (2), 149–158.
- Koi, A. (2009), Competitiveness of Short Sea Shipping and the role of ports: the case of North Europe, *Maritime Policy & Management*, 36 (4), 337–353.
- Kuhfeld, W. (1997), Efficient experimental designs using computerized searches, Sawtooth software research paper series, Sequim, WA.
- Leinbach, C., Capineri, T.R. (2006), Freight transport, seamlessness, and competitive advantage in the global economy, *European Journal of Transportation Infrastructure Research*, 6, 23–37.
- López-Navarro, M.A. (2013), The effect of shared planning by road transport firms and shipping companies on performance in the intermodal transport chain: The case of Ro-Ro short sea shipping, *European Journal of Transportation Infrastructure Research*, 13, 39–55.
- López-Navarro, M.A. (2013), Unaccompanied transport as a strategy for international road hauliers in Ro-Ro short sea shipping, *Maritime Economics & Logistics*, 15, 374–394.
- López-Navarro, M.A. (2014), Environmental Factors and Intermodal Freight Transportation: Analysis of the Decision Bases in the Case of Spanish Motorways of the Sea, *Sustainability*, 6, 1544–1566
- López-Navarro, M.A., Moliner, M.A., Rodríguez, R.M. (2011), Long-term orientation of international road transport firms in their relationships with shipping companies: The case of short sea shipping, *Transportation Journal*, 50, 346–369.
- López-Navarro, M.A., Moliner, M.A., Rodríguez, R.M., Sánchez, J. (2011), Accompanied versus unaccompanied transport in short sea shipping between Spain and Italy: An analysis from transport road firms perspective, *Transportation Review*, 31, 425–444.
- Macharis, C., Bontekoning, Y.M. (2004), Opportunities for OR in intermodal freight transport research: A review, *European Journal of Operations Research*, 153, 400–416.
- Macharis, C., Caris, A., Jourquin, B., Pekin, E. (2011), A decision support framework for intermodal transport policy. *European Transportation Research*, 3, 167–178.
- Macharis, C., Van Hoeck, E., Pekin, E., van Lier, T. (2010), A decision analysis framework for intermodal transport: comparing fuel price increases and the internalization of external costs, *Transportation Research Part A*, 44, 550–561.
- Marcucci, E. (2013), Logistics Managers' Stated Preferences for Freight Service Attributes: A Comparative Research Method Analysis, in: Ben-Akiva, M.E., Meersman, H., Van de Voorde, E. (eds), *Freight Transport Modelling*, Emerald Group Publishing Limited, Bingley, UK.

- Metz, K., (2009), Begleiteter kombinierter Verkehr – Fluch oder Segen? http://www.metzco.ch/fileadmin/download/2010/Uni_SG_Beitrag_Rola_RAAlpin.pdf.
- Nash, C. (1993), Cost-benefit analysis of transport projects, in: Williams, Alan, Giardina, Emilio (eds), *Efficiency in the Public Sector: The Theory and Practice of Cost-Benefit Analysis*, Edward Elgar, Aldershot, pp. 83–105.
- Norojono, O., Young, W. (2003), A stated preference freight mode choice model, *Transportation Planning & Technology*, 26 (2), 195–212.
- Nunez, A., Morcello, E., Noleo, M., Berger, L., (2008), The value of time and the value of reliability in cross-Alpine and cross-Pyrenean freight transport, paper presented at the European Transport Conference 2008.
- Patterson, Z., Ewing, G.O., Haider, M. (2010), How different is carrier choice for third party logistics companies?, *Transportation Research Part E*, 46 (5), 764–774.
- Puckett, S.M., Hensher, D.A. (2006), Modelling Interdependent Behaviour as a Sequentially-Administered Stated Choice Experiment: Analysis of Freight Distribution Chains, IATBR 2006, Kyoto, Japan, 1st January 2006–31st December 2006.
- Puckett, S.M., Hensher, D.A. (2008), The role of attribute processing strategies in estimating the preferences of road freight stakeholders under variable road user charges, *Transportation Research Part E*, 44 (3), 379–395.
- Puckett, S.M., Hensher, D.A. (2009), Modelling Interdependent Behaviour as a Sequentially Administered Stated Choice Experiment: Analysis of Variable User Charging and Agent Influence in Freight Distribution Chains. In *The Expanding Sphere of Travel Behaviour Research: Selected Papers from the 11th International Conference on Travel Behaviour Research*, ed. R. Kitamura, T. Yoshii and T. Yamamoto, Emerald Group Publishing Limited, Bingley, United Kingdom, pp. 539–570.
- Puckett, S.M., Hensher, D.A., Battellino, H. (2006), The Adjustment of Supply Chains to New States: A qualitative assessment of decision relationships with reference to congestion charging, *International Journal of Transport Economics*, 33 (3), 313–339.
- Puckett, S.M., Hensher, D.A., Brooks, M.R., Trifts, V. (2011), Preferences for alternative short sea shipping opportunities, *Transportation Research Part E*, 47, 182–189.
- Puckett, S.M., Hensher, D.A., Rose J.M., Collins, A. (2007), Design and Development of a Stated Choice Experiment in a Two-Agent Setting: Interactions between Buyers and Sellers of Urban Freight Services, *Transportation*, 34 (4), 429–451.
- Puckett, S.M., Hensher, D.A., Brooks, M.R., Trifts, V. (2011), Preferences for alternative short sea shipping opportunities, *Transportation Research Part E*, 47, 182–189.
- Reffet, F., Potier, M., Le Bourhis, P., Olivier, S., de Solere, R., Desiderio, M. (2008), Motorways of the sea and rolling highways: from the users' point of view, paper presented at the European Transport Conference 2008.

- Reis, V. (2010), Development of Cargo Business in Combination Airlines: Strategy and Instrument, Instituto Superior Técnico, University of Lisbon.
- Reis, V. (2014), Analysis of mode choice variables in short-distance intermodal freight transport using an agent based model, *Transportation Research Part A*, 61, 100–120.
- Reis, V. Meier, J.F., Pace, G., Palacin, R. (2013), Rail and multi-modal transport, *Research in Transportation Economics*, 41, 17-30.
- Rich, J., Kveiborg, O., Hansen, C.O. (2011), On structural inelasticity of modal substitution in freight transport, *Journal of Transportation Geography*, 19, 134–146.
- Rose, J.E., Bliemer, M. (2004), The Design of Stated Choice Experiments: The State of Practice and Future Challenges, ITLS-WP-04-09, Institute of Transport and Logistics Studies, University of Sydney.
- Rose, J.E., Bliemer, M. (2005), Constructing efficient choice experiments, *ITLS-WP-05-07*, Institute of Transport and Logistics Studies, University of Sydney.
- Sandor, Z., Wedel, M. (2002), Profile construction in experimental choice designs for mixed logit models, *Marketing Science* 21 (4), 455-475.
- Savy, M. (2009), Freight Transport Modes: Competition, Cooperation or Areas of Advantage?, Brussels, Belgium.
- Scarpa, R., Rose, J. (2008), Design efficiency for non-market valuation with choice modeling: how to measure it, what to report and why, *The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 52, 253–282.
- Schamm, H.J. (2006), Governance of multimodal transport chains: A brokerage roles approach. In Proceedings of the Logistics Research Network Annual Conference, Newcastle, UK, 6–8 September 2006.
- Slack, B. (2001), Intermodal transportation, in: Brewer, A.M., Button, K.J., Hensher, D.A. (eds), *Handbook of Logistics and Supply-Chain Management*, Emerald Group Publishing Limited, pp. 141–154.
- Stefansson, G. (2006), Collaborative logistics management and the role of third-party service providers, *International Journal of Physical Distribution and Logistics Management*, 36 (2), 76–92.
- Train, K.E. (2003), *Discrete Choice Methods with Simulation*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Transportation Research Part A (2011), Special Issue: Transportation and Social Interactions, Edited by Dugundji, E. R., Páez, A., Arentze, T.A., Walker, J.L., 45 (4), 239-374.

- Truschkin, E., Elbert, R. (2013), Horizontal transshipment technologies as enablers of combined transport: Impact of transport policies on the modal split, *Transportation Research Part A*, 49, 91–109.
- Tsamboulas, D. (2008), Development strategies for intermodal transport in Europe, in: Konings, R., Priemus, H., Nijkamp, P. (eds), *The Future of Intermodal Freight Transport – Operations, Design and Policy*, Edward Elgar Publishing Ltd, Cheltenham, United Kingdom, p. 360.
- Tsamboulas, D., Vrenken, H., Lekka, A.-M. (2007), Assessment of a transport policy potential for intermodal mode shift on a European scale. *Transportation Research Part A*, 41, 715–733.
- UIRR (2009, 2012), *Annual Report*, www.uirr.com.
- United Nations (2001), *Terminology on Combined Transport*, Geneva, Switzerland, Weiss, G. (ed), 1999, *Multiagent Systems: A Modern Approach to Distributed Artificial Intelligence*, Massachusetts Institute of Technology Press, London, United Kingdom.
- Vanherle, K., Delhay, E. (2010), Road versus short sea shipping: Comparing emissions and external costs. In *Proceedings of the International Association of Maritime Economists*, Lisbon, Portugal, 7–9 July 2010.
- Vassallo, W. (2007), *Freight Market Structure and Requirements for Intermodal Shifts*, European Commission.
- Woxenius, J. (1998), *Development of Small Scale Intermodal Freight Transportation in a Systems Context*, Chalmers University of Technology.
- Woxenius, J., Bergqvist, R. (2011), Comparing maritime containers and semi-trailers in the context of hinterland transport by rail, *Journal of Transportation Geography*, 19, 680–688.

Synthetic Data Sets with Non-Constant Substitution Patterns for Fare Class Choice

BY FRAUKE SEIDEL, HAMBURG

1. Introduction

Synthetic data sets that are based on discrete choice models are applied in various research areas. A major field of study utilizing generated data focuses on the properties of newly developed discrete choice models and their predictive performance (Chiou and Walker, 2007). A prominent example is the Mixed Logit model whose development has led to an increase in studies applying synthetic data (Garrow et al., 2010). In addition to testing the performance of discrete choice models by applying synthetic data sets as done by Walker (2001, pp. 57), generated data is also applied to verify estimation results obtained by new estimators. In this context, Bierlaire et al. (2008) provide a study based on the comparison of two estimators for choice based samples. Synthetic data also provides the basis for evaluating the process of data generation itself. For instance, Garrow et al. (2010) compare three methodologies for generating such data and offer recommendations based on their empirical findings. Another option for applying generated data occurs when real data is not available. In mathematical optimization models disaggregate choice decisions from synthetic data can be utilized to represent demand for a certain product or service. For example, in revenue management in the airline industry the seat inventory control provides a solution to whether a seat in a fare class is offered to a passenger for a certain price (Andersson, 1998). Therefore, demand data is needed. In a discrete choice context this requires the generation of utility functions at the level of the decision maker, i.e. the individual. According to its respective definition, the deterministic part of utility may contain variables like travel cost, in-vehicle travel time, out- of-vehicle travel time and distance as well as income, gender and trip purpose (Williams and Ortuzar, 1982). When applying synthetic data these values are generated using probability distributions that can be verified by real data. The stochastic part of utility is then generated according to the assumptions the modeler makes about the underlying choice behavior of the generated population. Specifically in airline revenue management accurate data on fare class choice decisions is not available or is lacking important information (Hess et al., 2010).

Anschrift der Verfasserin:

Dipl.-Verk.wirtsch. Frauke Seidel
Universität Hamburg
Fakultät für Betriebswirtschaft
Institut für Verkehrswirtschaft
Von-Melle-Park 5
20146 Hamburg
email: frauke.seidel@uni-hamburg.de

To fill this gap, this paper provides a methodology to generate synthetic data for this purpose. Thereby it is assumed that the provided approach is valid for the case of a single flight with fixed capacity between a certain city pair. Furthermore, the airline as a monopolist is able to differentiate the fares offered to customers on that particular flight. This construct is known as price discrimination (Talluri and Van Ryzin, 2005, pp. 352-363). For data generation we assume in the following, that the utility a passenger receives from choosing a particular fare is dependent on product attributes, individual characteristics as well as factors that are not observed by the modeler. These unobserved factors are assumed to be correlated over alternatives and to have an important impact on demand by causing non-constant substitution between these fare classes (Berry, 1994). Insights on the methodology used to generate individual discrete choice utility values with constant and non-constant substitution patterns are given in section 2. Assumptions regarding the attributes of the considered alternatives as well as the characteristics of the generated population are provided in section 3. Furthermore, estimation results and elasticities are presented proving that the assumed substitution patterns are well recovered by the generated data.

2. Modeling Framework

Our considerations regarding the demand model for fare class choice are based on the theoretical framework of random utility theory. According to Marschak (1960) a choice model derived under the assumption that a decision maker maximizes its personal utility is called a random utility model (RUM). Thereby, utility is a random variable from the researcher's perspective as some influences affecting the choice decision usually remain unknown. Discrete choice models belong to this category of models (McFadden, 1974).

In this context, we consider fare class choice in airline revenue management. Airline passengers indexed $n = 1, \dots, N$ are assumed to choose exactly one fare class f out of an individual choice set C_n . The number of choice alternatives in C_n is required to be finite and exhaustive. Furthermore, alternatives within the choice set are mutually exclusive (Train, 2009, p. 15).

2.1. Utility and Decision Rule

Passengers are assumed to evaluate each fare class according to fare class attributes. Choices are further influenced by passenger characteristics. Each passenger n receives a certain utility u_{nf} of choosing fare class f . Utility u_{nf} is decomposed into a deterministic part v_{nf} and a stochastic part ε_{nf} and is formally defined as

$$u_{nf} = v_{nf} + \varepsilon_{nf} \quad (2.1)$$

with

$$v_{nf} = \sum_k \beta_{fk} z_{nfk}. \quad (2.2)$$

Pursuant to random utility theory a decision maker chooses the alternative with highest utility. Hence, the decision rule for the fare class choice problem can be stated as follows: A passenger n chooses fare class f only if $u_{nf} > u_{nf'} \forall f' \neq f$ (McFadden, 2001; Ben-Akiva and Lerman, 1985, p. 101). The probability of choosing fare class $f \in C_n$ over fare class f' is then defined by

$$\begin{aligned} P_{nf} &= \text{Prob}(u_{nf} \geq u_{nf'}, \forall f' \in C_n, f' \neq f) \\ &= \text{Prob}(v_{nf} + \varepsilon_{nf} \geq v_{nf'} + \varepsilon_{nf'}, \forall f' \in C_n, f' \neq f) \\ &= \text{Prob}(\varepsilon_{nf'} \leq v_{nf} - v_{nf'} + \varepsilon_{nf}, \forall f' \in C_n, f' \neq f) \end{aligned} \quad (2.3)$$

Given a specific assumption about the joint distribution of the stochastic utility component any choice model can be derived from equation 2.3 (Ben-Akiva and Lerman, 1985, p. 101). Thus, the specification of the joint distribution of ε_{nf} differs according to the choice model the researcher believes best represents the underlying choice situation.

2.2. Generation of Stochastic Utility

In a synthetic data set the stochastic utility component is generated such that the assumed behavioral process can be represented by the choice model that is considered for the data generation process. In simulation this approach is known as input modeling. Hence, to generate data that complies with our assumptions regarding the behavioral process for fare class choice we consider probability distributions according to a Multinomial Logit (MNL) and Nested Logit (NL) model for the generation of ε_{nf} . The disturbances of the discrete choice utilities are simulated by applying a pseudo random number generator (Garrow et al., 2010; Rosenthal, 2004).

An alternative approach to generate synthetic discrete choice data sets includes the utilization of NL choice probabilities to determine chosen alternatives. According to Garrow et al. (2010) the approximation of Gumbel distributed random variables with normals should be avoided as it yields biased data sets that do not reflect the desired behavioral model.

2.2.1 MNL Errors

The MNL model is derived from equation 2.3 if we assume that ε_{nf} is independently and identically (iid) type I¹ extreme value (EV) distributed with location parameter η and scale parameter μ (Train, 2009, p. 38). Thus, MNL error terms are distributed with density

$$f(\varepsilon_{nf}) = \mu e^{-\mu(\varepsilon_{nf}-\eta)} e^{-e^{-\mu(\varepsilon_{nf}-\eta)}} \quad (2.4)$$

¹ The type I extreme value distribution is also referred to as Gumbel distribution (Coles et al., 2001, pp. 46-48).

and cumulative distribution

$$F(\varepsilon_{nf}) = e^{-e^{-\mu(\varepsilon_{nf}-\eta)}}. \quad (2.5)$$

Let $F(\varepsilon_{nf}) = d$ be the probability of retrieving a draw that is equal or below ε_{nf} with d being a number between zero and one. Then, we can define $F(\varepsilon_{nf}) = \delta$ with δ being a draw of the standard uniform distribution. By solving for ε_{nf} we obtain a draw from distribution 2.5 as $\varepsilon_{nf} = F^{-1}(\delta) = \frac{1}{\mu} (-\ln(-\ln(\delta))) + \eta$ for decision maker n and a fare class f (Train, 2009, pp. 209-210). The inverse cumulative distribution of equation 2.5 is denoted by $F^{-1}(\delta)$ and is also called the quantile function $Q(\delta)$ (Gilchrist, 2000, pp. 12-14). The cumulative distribution function (CDF) $F(\cdot)$ is always invertible in a unique way if the argument is univariate and the corresponding probability density is nonzero.

The value of μ in the MNL model is arbitrary as it only sets the scale of the utilities. Thus, for convenience μ is usually chosen to equal one (Ben-Akiva and Lerman, 1985, p. 71). Without loss of generality, the location parameter is assumed to be $\eta = 0$ if a full set of alternative-specific constants (i.e., $|C| - 1$ constants in the considered fare class choice problem with $C = \bigcup_n C_n$) is included in the choice model (Hunt, 2000).

2.2.2 Substitution Patterns

By definition, the MNL model is not able to capture correlations between alternatives as the unobserved utility components for different alternatives are unrelated (Train, 2009, p. 39). Fare classes on a single flight are defined as differing products exhibiting several combinations of travel restrictions as well as differing prices. They are distinguished by compartment (first, business and economy) and are further characterized by additional benefits customers gain beyond the actual flight between an origin and destination. Within each of the mentioned compartments fare classes exhibit similar characteristics like advance purchase requirements, length-of-stay requirements, rebooking and cancellation penalties, the possibility to upgrade, the possibility to collect frequent flyer miles and many more. More complex combinations of restrictions imposed on a fare class result in lower prices (Talluri and Van Ryzin, 2005, pp. 521). Restrictions, thus, provide a necessary fencing between low and high fare products to prevent certain customers (i.e., business travelers) from buying down to a cheaper fare class (Zhang and Bell, 2010).

A buy down occurs when a customer who is willing to purchase a high fare product in the first place actually chooses a discount fare when both products are available. Thus, fencing serves as a justification for the disregard of up sell and down sell between fare classes. In particular, high fare customers are discouraged from purchasing low fare tickets as fare restrictions reduce the attractiveness of cheaper fares (Fiig et al., 2010).

As various fares on a single flight provide customers with similar restrictions we suppose

that dependencies in demand between alternatives with common characteristics exist. Hence, MNL substitution patterns that are constant between alternatives represent an inappropriate assumption for the considered fare class choice problem.

However, in airline revenue management research it is common practice to assume that demand for alternatives offered at the same time is independent. This is also known as the independent demand assumption. Thereby, demand for each fare class is supposed to be an independent stochastic process that is not influenced by the availability of other alternatives. An endogenization of customer behavior is not considered in the independent demand model (Talluri and Van Ryzin, 2005, p. 301).

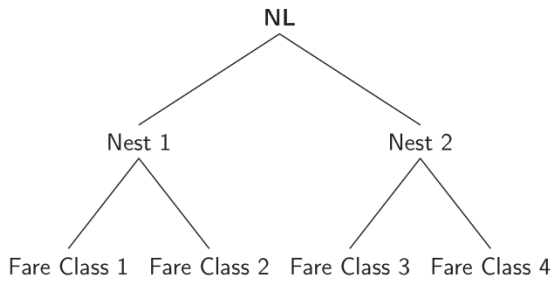
We presume, in the following, that correlation between fare classes is caused by the above mentioned fare attributes that are not included in the deterministic utility component v_{nf} . According to Berry (1994) these unobserved factors have important influence on demand as they lead to non-constant substitution patterns.

To account for the supposed demand dependencies between available alternatives our approach focuses on the generation of synthetic data based on a discrete choice model with more flexible substitution patterns. The NL model, for instance, is able to account for correlation in unobserved factors of alternatives and provides a more realistic representation of choice behavior.

2.2.3 NL Errors

Individual choices that comply with an NL model can be derived by assuming that the stochastic utility components of equation 2.3 follow a generalized extreme value (GEV) distribution (Train, 2009, pp. 80-81). For further details on the derivation of the NL choice probabilities see McFadden et al. (1978).

Figure 1 – NL nesting structure for a two-level NL model with four alternatives grouped into two nests.



Source: Own illustration

The assumption stated above, allows the grouping of alternatives that share common unobserved attributes into $m = 1, \dots, M$ non-overlapping nests. Thus, the stochastic utility component ε_{nf} of equation 2.1 can be decomposed into a nest specific term ε_{nm} that is the same for all alternatives in nest m and an alternative specific term ε_{nfm} that is independent across all alternatives (Bhat, 1996). The sum of both disturbances again has the same variance as the disturbance of the MNL model (Ben-Akiva and Lerman, 1985, p. 287). A general example on the nesting of four alternatives in a two-level NL model is given in figure 1. Although, the choice decision according to an NL model is not a hierarchical process we distinguish between the upper (nest) level and lower (alternative) level choice decision to derive the required terms for the data generation procedure.

Individual utility for choosing an alternative according to the NL model is obtained as

$$u_{nf} = v_{nf} + \varepsilon_{nm} + \varepsilon_{nfm} \quad \forall n, f \in C_{nm}|m \quad (2.6)$$

where C_{nm} denotes the choice set of individual n for a given nest m . The error terms ε_{nfm} are iid Gumbel distributed with scale parameter μ_m whereas the distribution of ε_{nm} is not known (Garrow et al., 2010). The ε_{nfm} are generated according to the procedure for the MNL error terms as stated in section 2.2.1. The scale parameter μ_m hereby describes the variances of the unobserved effects of utility u_{nf} on the lower level of the nesting structure. Thus, for all alternatives in the same nest m the scale parameter μ_m is identical. Alongside

the decomposition of the total error term ε_{nf} in equation 2.6 we also consider a compound error term for the generation of stochastic utility in the NL model as

$$\bar{\varepsilon}_{nf} = \varepsilon_{nm} + \tilde{\varepsilon}_{nfm} \quad \forall n, f \in C_{nm}|m \quad (2.7)$$

Thereby, ε_{nm} is the disturbance associated with the choice decision of an individual n on the upper level of the choice problem while $\tilde{\varepsilon}_{nfm}$ is the disturbance of the maxima of the individual utilities associated with the lower level choice decision. For each individual, the choice decision on the lower level is determined by the maximum of the utility values associated with the available alternatives. In the following, this maximum is denoted by \tilde{u}_{nf} .

The compound error $\bar{\varepsilon}_{nf}$ from equation 2.7 is non-independently and identically Gumbel distributed with scale parameter μ (Hunt, 2000; Silberhorn et al., 2008).

In an NL model formulation only the ratio of the two scale parameters μ/μ_m can be identified from the data. Therefore, the scale of utility is set by normalizing one of the scale parameters to one. The decision as to which parameter is to normalize is arbitrary as either possibility results in the same model (Ben-Akiva and Lerman, 1985, p. 287; Hensher and Greene, 2002). For the sake of generalization we will in the following illustrate the generation of the NL error terms by explicitly considering both scale parameters within the formal representations. Thus, the data generation process can be easily reproduced regardless of the normalization applied by the modeler.

The difficulty in generating a data set with the desired NL correlation structure lies in the disturbances ε_{nm} that are distributed such that the maxima of the individual utility values, \tilde{u}_{nf} , are iid Gumbel distributed with scale parameter μ . This is an indirect conclusion as the distribution of ε_{nm} is unknown. However, it can be obtained from the information about the mean value and variance of the compound error $\bar{\varepsilon}_{nf}$ and the independent errors of each individuals maximum utility $\tilde{\varepsilon}_{nfm}$ (Garrow et al., 2010). Therefore, in the following we utilize the relation of these error terms as given by equation 2.7.

In general, the mean value and variance of an iid type I EV random variable X with location parameter η and scale μ are formally given by

$$E(X) = \eta + \frac{\gamma}{\mu} \quad (2.8)$$

and

$$Var(X) = \frac{\pi^2}{6\mu^2} \quad (2.9)$$

with γ being Euler's constant.

According to Ben-Akiva and Lerman (1985, pp. 104-105) the maximum of $|C|$ iid Gumbel distributed random variables (i.e.; $\tilde{\varepsilon}_{nfm}$) with location and scale parameters $(\eta_1, \mu_m), (\eta_2, \mu_m), \dots, (\eta_F, \mu_m)$ is also iid Gumbel distributed with parameters

$$\left(\frac{1}{\mu_m} \ln \sum_{f \in C_{nm}} e^{\mu_m \eta_f}, \mu_m \right). \quad (2.10)$$

Furthermore, the variance of the independent error term is

$$\text{Var}(\varepsilon_{nfm}) = \frac{\pi^2}{6\mu_m^2} \quad (2.11)$$

and since $\eta_f = 0$, together with 2.8 and 2.11, its mean value is

$$E(\varepsilon_{nfm}) = \frac{\gamma}{\mu_m}. \quad (2.12)$$

Following Hunt (2000) the location parameter of an iid Gumbel distributed random variable can be set to zero, as any nonzero location parameter is eliminated by an alternative-specific constant. Assuming a full set of constants in our choice model we can set $\eta_f = 0$. Hence, the location parameter of the distribution of the maximum values of the independent disturbances $\tilde{\varepsilon}_{nfm}$, becomes

$$\tilde{\eta} = \frac{1}{\mu_m} \ln |C_{nm}|. \quad (2.13)$$

Substituting 2.13 in 2.8, we derive the mean value of the disturbance maxima as

$$E(\tilde{\varepsilon}_{nfm}) = \frac{1}{\mu_m} \ln |C_{nm}| + \frac{\gamma}{\mu_m}. \quad (2.14)$$

Furthermore, the variance of $\tilde{\varepsilon}_{nfm}$ equals the variance of ε_{nfm} :

$$\text{Var}(\tilde{\varepsilon}_{nfm}) = \frac{\pi^2}{6\mu_m^2}. \quad (2.15)$$

To derive the unknown distribution of ε_{nm} we need the mean value and the variance of the compound error from equation 2.7. Both values are defined as

$$E(\bar{\varepsilon}_{nfm}) = E(\varepsilon_{nm} + \tilde{\varepsilon}_{nfm}) = \frac{\gamma}{\mu} \quad (2.16)$$

and

$$\text{Var}(\bar{\varepsilon}_{nfm}) = \text{Var}(\varepsilon_{nm} + \tilde{\varepsilon}_{nfm}) = \frac{\pi^2}{6\mu^2}. \quad (2.17)$$

Having made the above definitions the derivation of the mean value and variance of ε_{nm} is now straightforward. From equations 2.14, 2.16, 2.15 and 2.17 we obtain the mean value and variance of ε_{nm} as

$$\begin{aligned} E(\varepsilon_{nm}) &= E(\bar{\varepsilon}_{nfm}) - E(\tilde{\varepsilon}_{nfm}) \\ &= \left(\frac{1}{\mu_m} \ln |C_{nm}| \right) + \left(\frac{\gamma}{\frac{\mu_m \mu}{\mu_m - \mu}} \right) \end{aligned} \quad (2.18)$$

and

$$\begin{aligned} Var(\varepsilon_{nm}) &= Var(\bar{\varepsilon}_{nfm}) - Var(\tilde{\varepsilon}_{nfm}) - 2Cov(\varepsilon_{nm} \tilde{\varepsilon}_{nfm}) \\ &= \frac{\pi^2}{6\mu^2} - \frac{\pi^2}{6\mu_m^2} - 0 \\ &= \frac{\pi^2}{6 \left(\frac{\mu_m^2 \mu^2}{\mu_m^2 - \mu^2} \right)}. \end{aligned} \quad (2.19)$$

As mentioned before, the independent error term ε_{nfm} from the NL utility function 2.6 is Gumbel distributed with location parameter 0 and scale parameters μ_m . As the scale parameters μ_m are predetermined by the modeler the disturbance is obtained according to the generation of the MNL errors as described in section 2.2.1. From equations 2.18 and 2.19 we get the location and scale parameter of the nest specific error terms ε_{nm} :

$$\left[\underbrace{- \left(\frac{1}{\mu_m} \ln |C_{nm}| \right)}_{\text{location parameter}}; \underbrace{\sqrt{\left(\frac{\mu_m^2 \mu^2}{\mu_m^2 - \mu^2} \right)}}_{\text{scale parameter}} \right]. \quad (2.20)$$

The NL disturbances can now be generated by combining the inverse of the Gumbel cumulative distribution function with the parameters from 2.20:

$$\begin{aligned} \varepsilon_{nm} &= F^{-1}(\delta) = \frac{1}{\mu} (-\ln(-\ln(\delta))) + \eta \\ &= \frac{1}{\left(\frac{\mu_m^2 \mu^2}{\mu_m^2 - \mu^2} \right)} (-\ln(-\ln(\delta))) - \left(\frac{1}{\mu_m} \ln |C_{nm}| \right) \end{aligned} \quad (2.21)$$

with δ being a uniform $[0, 1]$ distributed random variable.

2.2. Generation of Systematic Utility

For the generation of the deterministic part of utility v_{nf} , we consider $k = 1, \dots, 3$ observable attributes of the alternatives as well passenger characteristics. According to equation 2.2 coefficients β_{fk} provide a weighting regarding the influence of each observed factor z_{nfk} on deterministic utility v_{nf} . Let

$$v_{nf} = \beta_{f0} + \beta_1 \cdot z_{nf1} + \beta_{f2} \cdot z_{n2} + \beta_{f3} \cdot z_{n3} \quad \forall n, f \quad (2.22)$$

be the function of the deterministic part of individual utility for the fare class choice problem.

2.3.1 Attributes and Characteristics z_{nfk}

According to equation 2.22 the value of v_{nf} depends on

- the price paid by passenger n for a ticket in fare class f - z_{nf1} ,
- passengers gender - z_{n2} and
- the trip purpose of passenger n - z_{n3} .

As for the error terms, values for these variables are again generated by making assumptions about their distribution across the synthetic population. Characteristics gender and trip purpose, are dummy variables and can easily be generated by drawing from a uniform $[0,1]$ distribution. Prices for each passenger and fare class are assumed to be truncated normally distributed random variables.

2.3.2 Coefficients β_{fk}

Each of the considered attributes z_{nfk} is weighted by a coefficient β_{fk} . For existing real data on a specific choice problem these coefficients are determined by estimation. Hence, in a data generation context these coefficients are chosen to ensure that the data set reflects the assumptions regarding the influence of each attribute and characteristic on individual utility. Furthermore, it is important that neither the deterministic part nor the stochastic part of utility dominates the overall utility value u_{nf} (Munizaga et al., 2002). Therefore, the values of the two utility components of equation 2.1 and their respective influence on the overall value of utility u_{nf} have to be verified and adjusted prior to data generation.

Further details on the specification of the values of the variables z_{nfk} and the coefficients β_{fk} are provided in section 3.

3. Fare Class Choice

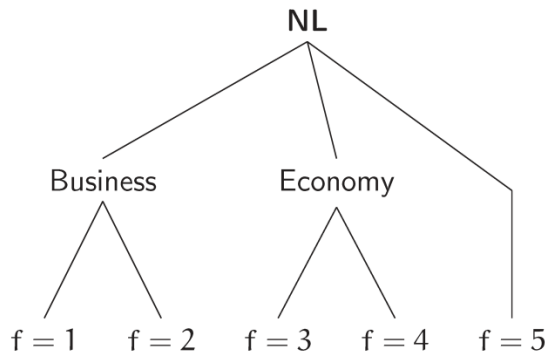
Since the liberalization of the airline market in the early 1970s airlines have started to utilize price discrimination for differentiated products as an instrument to maximize revenues (McGill and Van Ryzin, 1999; Anderson et al., 1992, pp. 1-5). Based on this, we suppose that the considered fare class choice problem is described by the choice decision between four ticket fares and a no choice option. We act on the assumption that the following alternatives exist:

- a regular ($f = 1$) and a discount fare ($f = 2$) in business class,
- a regular ($f = 3$) and a discount fare ($f = 4$) in economy class, and
- a no choice option ($f = 5$).

The no choice option expresses the decision of a potential customer to not buy a ticket in a certain fare class at all. It further ensures that the choice set of each generated individual is realistic and exhaustive. In the presented approach the alternative $f = 5$ serves as the reference alternative of the choice model. Furthermore, it is not assigned an attribute value for fare class price as the decision of not choosing an alternative is assumed to not impose any cost on a particular passenger. The functions of deterministic utility for a passenger n are defined as follows:

$$\begin{aligned}
 V_{n1} &= \beta_{10} + \beta_1 \cdot z_{n11} + \beta_{12} \cdot z_{n2} + \beta_{13} \cdot z_{n3} \\
 V_{n2} &= \beta_{20} + \beta_1 \cdot z_{n21} + \beta_{22} \cdot z_{n2} + \beta_{23} \cdot z_{n3} \\
 V_{n3} &= \beta_{30} + \beta_1 \cdot z_{n31} + \beta_{32} \cdot z_{n2} + \beta_{33} \cdot z_{n3} \\
 V_{n4} &= \beta_{40} + \beta_1 \cdot z_{n41} + \beta_{42} \cdot z_{n2} + \beta_{43} \cdot z_{n3} \\
 V_{n5} &= 0
 \end{aligned}$$

Figure 1 - Assumed nest structure for utility generation in a fare class choice demand model.



Source: Own illustration

As already stated in the previous section fare class attributes for the remaining alternatives as well as passenger characteristics have to be defined.

Thereby, prices z_{nf1} in € for each passenger n and fare class f are assumed to be normally distributed $N(\mu, \sigma)$ random variables with mean μ and standard deviation σ :

- $\mu = 1000, \sigma = 200$ for $f=1$,
- $\mu = 800, \sigma = 150$ for $f=2$,
- $\mu = 400, \sigma = 100$ for $f=3$,
- $\mu = 200, \sigma = 50$ for $f=4$.

The data set is furthermore generated such that 47% of the passengers of the synthetic population are female and 53% male, respectively. Additionally, the population can be segmented in passengers traveling for leisure or business purposes. Thereby, passengers with leisure trips represent 72% of the population and passengers with business trips the remaining 28% (Brey and Walker, 2011).

As for the coefficients β_{fk} , we have to make sure that the assumptions made about the influence of the attributes and characteristics on the deterministic utility of each alternative are reflected by the synthetic data. The corresponding coefficient values that are applied in the data generation process are displayed in column ‘*true value*’ in table 1.

Besides true coefficient values the estimates for both an NL model and an MNL model are compared. Estimates are obtained from the synthetic data set with NL errors.

By setting the true coefficient values, we first assume that the alternative specific constants (ASC) β_{fk} provide the desired market shares of the fare classes considered in our choice model. Second, price sensitivity is included in the behavioral model by assuming that a higher price decreases the utility value an individual receives from choosing a certain fare class. This is achieved by assuming a negative price coefficient β_1 that is the same for all alternatives. This is known as generic specification (Garrow et al., 2007).

Table 1 - True and estimated coefficients of the synthetic data set with confidence levels ***= 99%, ** = 95% and * = 90%.

Coefficient		NL			MNL		
β_{fk}	True value	Estimate	t-statistic against zero	t-statistic against true value	Estimate	t-statistic against zero	t-statistic against true value
ASC							
β_{10}	0.50	0.065	0.27	-1.81*	0.348	1.33	-0.58
β_{20}	1.50	1.560	8.34***	0.32	2.310	16.14***	5.66***
β_{30}	1.60	1.420	20.08***	-2.24***	1.160	13.77***	-5.24***
β_{40}	2.00	1.820	31.66***	-3.14***	1.980	38.54***	-0.39
β_{50}	0.00	0.00	-	-	-	-	-
Price							
β_1	-0.0040	-0.00427	-17.55***	-1.11	-0.00535	-30.78***	-7.76***
Gender							
β_{12}	0.80	0.899	5.47***	0.60	0.930	4.58***	0.64
β_{22}	0.50	0.561	6.51***	0.71	0.537	6.47***	0.42
β_{32}	0.20	0.184	3.01***	-0.26	0.299	4.27***	1.41
β_{42}	-0.10	-0.0934	-1.83*	0.13	-0.124	-2.40***	-0.46
β_{52}	0.00	0.00	-	-	-	-	-
Trip Purpose							
β_{13}	2.00	2.290	12.53***	1.58	2.560	12.18***	2.67***
β_{23}	1.50	1.380	14.84***	-1.29	1.360	14.26***	-1.47
β_{33}	1.00	1.070	14.15***	0.93	1.280	16.08***	3.53***
β_{43}	0.50	0.557	8.60***	0.88	0.496	7.56***	-0.06
β_{53}	0.00	0.00	-	-	-	-	-
Nest Coefficients² μ_m							
μ_1	1.80	1.40	8.75***	-2.50***			
μ_2	1.60	1.570	13.76***	-0.26			
μ_3	1.00	1.00	-	-			

²The value of the t-statistic as displayed for the nest coefficients tests the null hypothesis that $\mu_m = 1$ for all m .

Source: Own calculations

Finally, coefficients β_{f2} and β_{f3} provide a weighting of the socio-economic characteristics gender and trip purpose that are both included in the choice model as dummy variables. As both characteristics do not vary across alternatives the corresponding coefficients are defined alternative-specific. We further assume male business ($z_{nf2} = 1$, $z_{nf3} = 1$) travelers to receive higher utility from choosing a business fare over economy. Buying a ticket in business class is, due to better seat comfort and less restrictive regulations regarding re-

booking and cancellation, supposed to have a positive effect on utility for male passengers as well as business travelers.

The latter are generally considered relatively price-insensitive (Talluri and Van Ryzin, 2005, pp. 516-517) while leisure travelers, in particular, are found to have a higher price-sensitivity than business travelers (Garrow, 2010, pp. 18-19).

In equation 2.22 that represents the functional form of utility for our fare class choice problem, we do not account for fare flexibility, amenities like lounge access, seating on board or preferences of customers associated with business or economy class within the specification of v_{nf} . However, these attributes have an important influence on the utility value an individual receives from choosing a particular alternative as well as on substitution patterns between alternatives.

As outlined in section 2.2.3 we assume that these unobserved effects are completely captured by ε_{nf} leading to correlation in alternatives with similar restrictions.

Hence, the alternatives of the considered fare class choice problem are assigned to $m = 1, \dots, 3$ nests in the following way:

- Nest 1: $f = \{1, 2\}$
- Nest 2: $f = \{3, 4\}$
- Nest 3: $f = \{5\}$.

The corresponding nesting structure is displayed in figure 2. It reflects the assumption that business fares and economy fares are closer substitutes among each other than are fares from other nests. Substitution patterns in the NL model are by definition constant between fare classes in the same nest but not constant across nests. Hence, the independence of irrelevant alternatives (IIA) assumption holds within each nest but not in general for alternatives that are assigned to different nests (Train, 2009, p.81). This is justified by the fact that more price sensitive leisure passengers book their trips way in advance and tend to choose the least expensive option. On the contrary, business travelers are known to choose fares that allow for additional amenities at the airport and on board. As business travelers tend to be more time sensitive they also prefer the possibility to cancel or rebook a flight on a short notice if appointments change (Garrow et al., 2007).

To achieve the desired correlation structure for our fare class choice problem, the nest coefficients μ_m for $m = 1, \dots, 3$ are provided for the generation of the NL error term. These coefficients allow for alternatives within the same nest to be closer substitutes than alternatives from different nests resulting in flexible substitution patterns. They are the same for all alternatives in one nest. As alternative $f = 5$ is solely assigned to the third nest, leading to a degenerate nesting structure, we choose $\mu_3 = 1$ for identification purposes.

3.1. Data Sets

As proposed by Garrow et al. (2010) a synthetic data set with 10.000 observations and correlation structure as proposed in the previous section is generated. Both an NL model and an MNL model are estimated from the data. We hereby assume that the behavioral process according to an NL model represents the true choice behavior of airline passengers. Estimates as displayed in table 1 are obtained by estimation with BIOGEME version 2.2 (Bierlaire, 2003). Besides true and estimated coefficients β_{fk} for both the NL and MNL models, the corresponding t-statistics against zero and significance levels are provided. Except for the NL and MNL estimate of the alternative-specific constant β_{10} the null hypothesis is rejected at the 99% level of confidence for the remaining estimates.

Regarding the nest coefficients the null hypothesis of the t-statistic is $\mu_m = 1$ for all nests m confirming that the nest coefficients are statistically significant on a 99% level of confidence.

Column ‘*t-statistic against true value*’ displays the value of the t-statistic for each estimate and nest coefficient against its corresponding true coefficient value. Results show that the true coefficients provided for data generation are well recovered for the NL model. However, we have to reject the null hypothesis that NL estimates β_{30} and β_{40} as well as nest coefficient μ_1 equal their respective true value on a 99 % level of confidence. Although, we cannot be sure whether the estimated coefficients are equal to the true coefficients we can confirm, by the corresponding t-tests against zero, that all three estimates have significant influence on the individual utility values.

As the MNL estimates are obtained from a data set with an NL error structure the value of the t-statistic against the true coefficient value in the MNL yields that the null hypothesis has to be rejected for β_{20} , β_{30} , β_1 , β_{13} and β_{33} on a 99% level of confidence.

Nest coefficients μ_1 , μ_2 and μ_3 are only obtained for the NL model and reflect the degree of correlation between alternatives within the same nest. Correlation for any pair of alternatives in a common nest can be determined by calculating $\kappa_m = 1 - \left(\frac{\mu}{\mu_m}\right)$ with $m = \{1,2,3\}$. Thereby, as proposed in section 2.2, μ is the upper level scale parameter of the NL model and is set to one for identification purposes (Ben-Akiva and Lerman, 1985, p. 287). The correlation matrix associated with our fare class choice problem is

$$\begin{pmatrix} 1 & \kappa_1 & 0 & 0 & 0 \\ \kappa_1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & \kappa_2 & 0 \\ 0 & 0 & \kappa_2 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \quad (3.1)$$

with $\kappa_1 = 0.49$ and $\kappa_2 = 0.59$ being the correlation coefficients of nest 1 and nest 2,

respectively. As $\mu_3 = 1$ we obtain $\kappa_3 = 0$.

3.2. Market Shares

According to the definition of the error terms in section 2.2 we assume demand shifts to be proportional in the MNL model and non-proportional in the NL model between alternatives in different nests, if a fare class is closed. The following analysis of substitution patterns is based on an exemplary comparison of each alternatives' market shares (MS) when

- (i) all alternatives are available
- (ii) the cheapest fare class is closed.

In airline revenue management optimization models similar decisions are part of the seat inventory control aiming on revenue maximization.

Table 2 - MNL market shares in % for situations (i) and (ii).

Fare Class	1	2	3	4	5
Market Share (i)	1.25	7.59	14.60	55.37	21.19
Market Share (ii)	2.54	16.02	31.44	-	50.00

Source: Own calculations

For the simulation of market shares for both situations we apply BIOSIM (Bierlaire, 2003). The market shares corresponding to the MNL estimates of the NL data set for the above defined situations are displayed in table 2. Clearly, the most chosen option in situation (i) is the inflexible economy tariff (alternative 4) and, as expected, the most expensive business fare (alternative 1) is the least chosen option. Now we compare our findings with situation (ii) where only four alternatives remain in the choice set of the individuals. We assume that due to a decision based on a revenue management model fare class four is closed. Thus, ca. 55% of the generated individuals are not able to purchase their first choice and switch to other available alternatives. In table 2 we see that all alternatives gain from the closure of fare class four. The initial market shares of all remaining fare classes increase by approximately 100% in situation (ii). Furthermore, we are able to observe whether the occurring demand shifts from the closed option towards the remaining alternatives are constant by calculating the ratio of substitution for any pair of alternatives. The substitution ratio for two alternatives is then obtained by dividing the respective market shares. According to the IIA assumption of the MNL we expect substitution patterns to be constant for situations (i) and (ii) (Train, 2009, pp. 49-51). Using the example of alternatives one, two and three we obtain the following substitution ratios (SR) for situations (i) and (ii):

$$SR_{13}^{MNL}(i) = \frac{MS_{f=1}}{MS_{f=3}} = \frac{1.25}{14.60} = 0.08$$

$$\begin{aligned}
SR_{13}^{MNL}(ii) &= \frac{MS_{f=1}}{MS_{f=3}} = \frac{2.54}{31.44} = 0.08 \\
SR_{23}^{MNL}(i) &= \frac{MS_{f=2}}{MS_{f=3}} = \frac{7.59}{14.60} = 0.51 \\
SR_{23}^{MNL}(ii) &= \frac{MS_{f=2}}{MS_{f=3}} = \frac{16.02}{31.44} = 0.51
\end{aligned}$$

As expected, substitution patterns are constant if passenger choice behavior is assumed to be best represented by an MNL model. Thus, substitution ratios between all remaining fare classes do not change if a fare class is closed for purchase. This is exemplarily presented here by comparing $SR_{13}^{MNL}(i)$ with $SR_{13}^{MNL}(ii)$ and $SR_{23}^{MNL}(i)$ and $SR_{23}^{MNL}(ii)$. Of course, the same applies for the remaining ratios. However, if we assume that some fare classes share common unobserved attributes this approach does not seem to be correct.

Table 3 - NL market shares in % for situations (i) and (ii).

Fare Class	1	2	3	4	5
Market Share (i)	1.25	7.59	14.5	55.40	21.19
Market Share (ii)	2.54	13.53	43.53	-	40.81

Source: Own calculations

Hence, in the following we examine the case where individual choice behavior is assumed to follow an NL model. For that matter, the market shares are given in table 3. According to the assumptions made above we consider the nesting structure displayed in figure 2. Note, that the displayed NL market shares for situation (i) equal the MNL market shares for situation (i). These values reflect the true market shares of the generated data set as a full set of alternative-specific constants is considered both for data generation and estimation. After closing fare class four we examine demand shifts in the NL model by exemplarily calculating the ratios of substitution for alternatives one, two and three. Thereby, alternatives one and two are members of the same nest, while alternative three belongs to a different nest. By definition, substitution patterns are constant within nests and non-constant across nests. We obtain the following results:

$$\begin{aligned}
SR_{12}^{NL}(i) &= \frac{MS_{f=1}}{MS_{f=2}} = \frac{1.25}{7.59} = 0.16 \\
SR_{12}^{NL}(ii) &= \frac{MS_{f=1}}{MS_{f=2}} = \frac{2.12}{13.53} = 0.16 \\
SR_{13}^{NL}(i) &= \frac{MS_{f=1}}{MS_{f=3}} = \frac{1.25}{14.57} = 0.086 \\
SR_{13}^{NL}(ii) &= \frac{MS_{f=1}}{MS_{f=3}} = \frac{2.12}{43.53} = 0.048 .
\end{aligned}$$

Clearly, substitution patterns in the NL model are as expected constant between alternatives one and two (SR_{12}^{NL}) that share a common nest. However, substitution patterns are not constant between alternatives one and three (SR_{13}^{NL}) that belong to different nests.

3.3. Elasticities

Besides market shares elasticities can also be obtained for the synthetic data sets. Elasticities represent the responsiveness of passengers to a change in a certain attribute. As in microeconomic consumer theory the price for a ticket in fare class f is the only attribute of the alternatives in the fare class choice problem. Hence, the following explanations refer to the responsiveness of the passengers of both populations regarding a change in ticket price. Therefore, the only relevant elasticity is the price elasticity. Furthermore, rather than examining disaggregate price elasticities we focus on the corresponding aggregate values (Ben-Akiva and Lerman, 1985, pp. 111-113). Elasticities are calculated based on the true coefficient values provided for data generation. Furthermore, substitution patterns according to the respective choice model are applied to obtain the responsiveness for both the NL and MNL model. The disaggregate direct and cross price elasticities for the MNL model are given by

$$\varepsilon_{z_{nfk}}^{P_{nf}} = [1 - P_{nf}]z_{nfk}\beta_k \quad (3.2)$$

and

$$\varepsilon_{z_{nf'k}}^{P_{nf}} = -P_{nf'}z_{nf'k}\beta_k \cdot \quad \forall f \neq f' \quad (3.3)$$

The values obtained by equations 3.2 and 3.3 refer to the responsiveness of an individual. In contrast, aggregate elasticities provide the responsiveness of some group of decision makers. They are the weighted averages of the individual level elasticities with weighting provided by the choice probabilities. Following Ben-Akiva and Lerman (1985, p. 113) the expected share of a group of decision makers is defined as

$$\bar{P}_{nf} = \frac{\sum_{n=1}^N P_{nf}}{N} \quad (3.4)$$

with N being the total number of decision makers within the respective group. Aggregate direct and cross elasticities for the MNL model are obtained by

$$\varepsilon_{z_{nfk}}^{\bar{P}_{nf}} = \frac{\sum_{n=1}^N P_{nf} \varepsilon_{z_{nfk}}^{P_{nf}}}{\sum_{n=1}^N P_{nf}} \quad (3.5)$$

and

$$\varepsilon_{z_{nf'k}}^{\bar{P}_{nf}} = \frac{\sum_{n=1}^N P_{nf} \varepsilon_{z_{nf'k}}^{P_{nf}}}{\sum_{n=1}^N P_{nf}} \quad (3.6)$$

Disaggregate and aggregate elasticities for the NL model are obtained in a similar way. For further information on the calculation of NL elasticities we refer to Koppelman and Bhat (2006, pp. 163-165).

Table 4 - NL and MNL aggregate direct price elasticities

Fare Class	1	2	3	4
NL	-2.348	-2.433	-0.743	-0.265
MNL	-3.234	-2.621	-1.129	-0.359

Source: Own calculations

Aggregate elasticities, as considered in the following, refer to the generated population as a whole. Table 4 shows the aggregate direct elasticities for both the MNL and NL model. Price sensitivity clearly seems to be less distinct in the NL model. We suspect this to be a result of the differing definition of stochastic utility as deterministic utility is identical for both models according equation 2.22. Furthermore, price changes in business class fares, as assumed, have a much higher influence on choice probabilities than price changes in economy fares. This conclusion holds for both the MNL and the NL model.

Table 5 - MNL aggregate cross price elasticities.

Fare Class	1	2	3	4
1		0.257	0.373	0.388
2	0.092		0.353	0.399
3	0.074	0.198		0.408
4	0.062	0.179	0.325	
5	0.056	0.170	0.324	0.438

Source: Own calculations

Aggregate values of the cross price elasticities are also obtained. Cross price elasticities reflect the influence on the choice probability of an alternative when the price attribute of another alternative is changed. Thereby, disaggregate cross elasticities of the MNL are uniform, i.e. equal for all alternatives $f \neq f'$ that are affected by the attribute change of alternative f (Ben-Akiva and Lerman, 1985, pp.111-113).

Tables 5 and 6 display aggregate cross price elasticities that are attained for changes in the price of one fare class and the corresponding impact on the choice probabilities of all other fare classes.

Table 6 - NL aggregate cross price elasticities.

Nest	Fare Class	1	2	3	4
1	1		1.211	0.282	0.406
1	2	0.0273		0.248	0.423
2	3	0.061	0.233		0.762
2	4	0.044	0.198	0.374	
3	5	0.040	0.190	0.209	0.467

Source: Own calculations

Thereby, the fare class number stated in the head of each column represents the fare class where a price change occurs. The corresponding elasticities of all other fare classes are displayed in the rows below the respective column.

For interpreting the results we have to keep the substitution patterns of the MNL and NL model in mind. The values of the responses to this price change are similar, though not exactly equal through aggregation, over all remaining fare classes. This indicates that a price change in the first fare class by one unit increases the choice probabilities of all other alternatives by approximately 0.1. The same way, price changes in the other fare classes are analyzed. Clearly, a change in price of the cheapest fare has the largest influence on choice probabilities. The responsiveness to a price change in a certain fare class results in similar changes of choice probabilities of all remaining fare classes. This finding again confirms constant substitution between fare classes if the behavioral process of fare class choice is assumed to be best represented by an MNL model.

Aggregate cross price elasticities of the NL model can be gathered from table 6. As substitution patterns are, by definition, not constant in the NL model the resulting NL cross price elasticities also differ from the ones obtained for the MNL model. For reasons of clarity, we add a column indicating the nest membership of each fare class. In the last four columns we have again the responses to a price change in a certain fare class. Obviously, elasticities of alternatives that are in the same nest with the alternative whose price is increased are larger in value than elasticities of alternatives that are in another nest. This indicates that substitution between fare classes within the same nest is more likely than substitution between alternatives that belong to different nests confirming the existence of the assumed correlation structure in NL error terms.

Both market shares and elasticities obtained for the generated data sets indicate that the consideration of demand dependencies for fare classes with similar characteristics may have an important impact on decisions regarding the seat inventory control in airline revenue management. Airline seat inventory control is an approach where seats are allocated to different fare classes such that revenues are maximized (Williamson, 1992, p. 28). This is done by deciding on the fare classes that are contained in each passenger's choice set. As stated above, in airline revenue management research it is common practice to assume that

demand for alternatives offered at the same time is independent and does not depend on the availability of other fare classes in the choice set of a certain passenger (Talluri and Van Ryzin, 2005, pp. 33-35). Thus, by assuming that demand is best represented by an MNL model demand shifts are assumed to be proportional which may lead to an erroneous estimation of revenues in seat inventory control. Therefore, demand with constant substitution patterns is not an appropriate approach when it comes to fare class choice. As outlined in section 2.2.2 different fare classes exhibit similar restrictions that may lead to non-proportional shifts in demand when fare classes are closed for purchase. Hence, to relax the independent demand assumption demand for the seat inventory control problem in airline revenue management should be represented by a discrete choice model with non-constant substitution patterns.

4. Conclusions

In this article, we have examined the generation of synthetic data sets for fare class choice with non-constant substitution patterns. We were able to show that true coefficients of the choice problem are well recovered and lead to desired substitution patterns. Furthermore, an analysis of market shares and elasticities proves that the generated NL data set exhibits the desired correlation structure. The results provide a basis for overcoming the independent demand assumption that is usually applied in revenue management optimization models. Considering today's possibilities of accurate demand modeling with discrete choice models this assumption clearly seems to be overrun. Although the MNL model already is frequently applied in many revenue management studies it is still lacking the possibility to account for demand dependencies. It is well known that fare class restrictions can be very complex depending on the fencing desired for a particular tariff. With up to 20 different fares on a single flight restrictions might overlap for at least a few fares requiring alternate approaches of demand modeling.

Thus, our findings imply the application of more flexible discrete choice models than MNL. Especially in a combined approach for seat allocation and pricing this allows for potential revenue gains as substitution patterns differ when demand is not assumed to be independent for fare classes with similar characteristics.

One aspect that is not addressed in this article are intertemporal substitutions. In this context, the approach provided in this article can be assumed to give a cross section of passenger's choices at a certain point in time. Hence, dependencies of choice decisions at different time points are not taken into account. However, it has to be assumed that potential passengers check seat availabilities of a desired flight for a certain period of time prior to an actual booking. Passenger's decisions to not book a ticket immediately but wait for a better offer in the future also influences seat availability within the offered fare classes in the days prior to the booking. Thus, modeling intertemporal substitution by applying dynamic choice models could be an interesting approach for future research. Thereby, intertemporal dependencies of passenger choices should be modeled such that recursivity and endogeneity

of passenger behavior are accounted for. Furthermore, the modeler has to keep in mind that passengers' preferences might change over time leading to dynamic inconsistency.

Abstract

The article provides a theoretical framework for the generation of synthetic discrete choice datasets for fare class choice in airline revenue management. The necessity of this research arises from simplifying assumptions regarding demand modeling that are commonly made in airline revenue management optimization models. By applying demand models with more flexible substitution patterns, like the Nested Logit (NL) model, it is possible to account for dependencies between offered fare products and their influence on airline revenue.

Acknowledgements

The author would like to thank an anonymous reviewer and the editor for their very helpful contribution on a first version of this article.

REFERENCES

- Anderson, S., de Palma, A., & Thisse, J.F. (1992), *Discrete Choice Theory of Product Differentiation*, MIT Press, Cambridge, MA.
- Andersson, S.E. (1998), Passenger Choice Analysis for Seat Capacity Control: A Pilot Project in Scandinavian Airlines, *International Transactions in Operational Research* 5(6), 471–486.
- Ben-Akiva, M. & Lerman, S. (1985), *Discrete Choice Analysis: Theory and Application to Travel Demand*, MIT Press, Cambridge, MA.
- Berry, S. T. (1994), Estimating Discrete-Choice Models of Product Differentiation, *The RAND Journal of Economics*, 242–262.
- Bhat, C. (1996), Covariance Heterogeneity in Nested Logit Models: Econometric Structure and Application to Intercity Travel. *Transportation Research Part B: Methodological* 31(1), 11–21.
- Bierlaire, M. (2003), BIOGEME: A Free Package for the Estimation of Discrete Choice Models. In *3rd Swiss Transport Research Conference*.

- Bierlaire, M., Bolduc, D. & McFadden, D. (2008), The Estimation of Generalized Extreme Value Models from Choice-Based Samples, *Transportation Research B*, 42(4), 381–394.
- Brey, R. & Walker, J.L. (2011), Latent Temporal Preferences: An Application to Airline Travel, *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 45(9), 880–895.
- Chiou, L. & Walker, J.L. (2007), Masking Identification of Discrete Choice Models under Simulation Methods, *Journal of Econometrics*, 141(2), 683–703.
- Coles, S., Bawa, J., Trenner, L. & Dorazio, P. (2001), *An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values*, Vol. 208, Springer.
- Fiig, T., Isler, K., Hopperstad, C. & Belobaba, P. (2010), Optimization of Mixed Fare Structures: Theory and Applications, *Journal of Revenue & Pricing Management* 9 (1), 152–170.
- Garrow, L., Bodea, T. & Lee, M. (2010), Generation of Synthetic Datasets for Discrete Choice Analysis. *Transportation*, 37, 183–202.
- Garrow, L. A. (2010), *Discrete Choice Modelling and Air Travel Demand: Theory and Applications*, Ashgate Publishing, Ltd.
- Garrow, L. A., Jones, S.P & Parker, R.A. (2007), How much Airline Customers are Willing to Pay: An Analysis of Price Sensitivity in Online Distribution Channels, *Journal of Revenue & Pricing Management*, 5 (4), 271–290.
- Gilchrist, W. (2000), *Statistical Modelling with Quantile Functions*, CRC Press.
- Hensher, D. A. & Greene, W.H. (2002), Specification and Estimation of the Nested Logit Model: Alternative Normalisations, *Transportation Research Part B: Methodological*, 36, 1-17
- Hess, S., Niemeier, H.-M., Forsyth, P., Müller, J. & Gillen, D. (2010), *Airport Competition: The European Experience*, Chapter: Modelling Air Travel Choice Behaviour, 151–176, Ashgate Publishing, Ltd.
- Hunt, G. L. (2000), Alternative Nested Logit Model Structures and the Special Case of Partial Degeneracy, *Journal of Regional Science* 40 (1), 89–113.
- Koppelman, F. S. & Bhat, C. (2006), A Self Instructing Course in Mode Choice Modeling: Multinomial and Nested Logit Models, *Technical Report*, U.S. Department of Transportation, Federal Transit Administration.

- Marschak, J. (1960), Binary-Choice Constraints and Random Utility Indicators, In: *Proceedings of a Symposium on Mathematical Methods in the Social Sciences*.
- McFadden, D. (1974), Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior. In: Zarembka P., *Frontiers in Econometrics*, 1974, 105-142, Academic Press, New York.
- McFadden, D. (1978), Modelling the Choice of Residential Location, *Institute of Transportation Studies*, University of California.
- McFadden, D. (2001), Economic Choices, *American Economic Review*, 91 (3), 351–378.
- McGill, J. & Van Ryzin, G. (1999), Revenue Management: Research overview and prospects, *Transportation Science*, 33 (2), 233-256.
- Munizaga, M. & Alvarez-Daziano, R. (2002), Evaluation of Mixed logit as a Practical Modelling Alternative. In: Proceedings: *European Transport Conference*, Cambridge, UK.
- Rosenthal, R. E. (2010), *Gams- A User's Guide*, GAMS Development Corporation, Washington, DC, USA.
- Silberhorn, N., Boztuğ, Y. & Hildebrandt, L. (2008), Estimation with the Nested Logit Model: Specifications and Software Particularities, *OR Spectrum*, 30 (4), 635–653.
- Talluri, K. & Van Ryzin, G. (2005), *The Theory and Practice of Revenue Management*, Springer Verlag. New York, NY, USA
- Train, K. E. (2009), *Discrete Choice Methods with Simulation*, Cambridge University Press.
- Walker, J.L. (2001), Extended Discrete Choice Models: Integrated Framework, Flexible Error Structures and Latent Variables, Ph. D. Thesis, Massachusetts Institute of Technology.
- Williams, H. C. W. L. & Ortuzar, J.D. (1982), Behavioural Theories of Dispersion and the Mis-specification of Travel Demand Models, *Transportation Research Part B: Methodological*, 16 (3), 167-219.
- Williamson, E. (1992), Airline Network Seat Inventory Control: Methodologies and Revenue Impacts, Ph. D. Thesis, Massachusetts Institute of Technology.
- Zhang, M. & Bell, P. (2010), Price Fencing in the Practice of Revenue Management: An Overview and Taxonomy, *Journal of Revenue & Pricing Management*, 11 (2), 146–159.

Die Theorie der Zeitallokation und die empirische Reisezeitbewertung

VON ANDY OBERMEYER, CHRISTOS EVANGELINOS, DRESDEN

1. Einleitung

Ein wichtiges Ziel von Maßnahmen im Verkehrsbereich besteht in der Reduzierung der Reisezeit für die Verkehrsteilnehmer. Im Rahmen von Kosten-Nutzen-Analysen sind diese Reisezeiteinsparungen zu monetarisieren – d. h. in Geldeinheiten zu bewerten. Bei diesen Wirtschaftlichkeitsuntersuchungen von insbesondere Infrastrukturbaumaßnahmen im Verkehr liefern die monetär bewerteten Reisezeiteinsparungen typischerweise 70 bis 90 % des Gesamtnutzens (Welch und Williams, 1997, S. 231).¹ In Deutschland erfolgt eine Abwägung der Kosten und Nutzen von Verkehrswegen im Rahmen des Bundesverkehrswegeplans (BVWP). Entscheidenden Einfluss auf das Ergebnis der Nutzen-Kosten-Analyse hat dabei der verwendete Reisezeitwert, der zur Umrechnung von Zeit- in Geldeinheiten angesetzt wird. Mit dem Zeitwert werden nicht etwa die Einsparung von Kraftstoffkosten oder ähnliche kraftfahrzeugbezogene Kosten abgebildet, sondern der Wert der eingesparten Reisezeit. Bei der Auseinandersetzung mit diesem Thema stellt sich aus theoretischer Sicht die Frage, warum Menschen Zeiteinsparungen überhaupt einen Wert beimessen. Eine intuitive Erklärung hierfür ist, dass sie die frei werdende Zeit für andere Aktivitäten nutzen können. Es ist allerdings auch nicht ungewöhnlich, dass das Reisen selbst als unangenehm empfunden wird und somit die Reduzierung der Reisezeit an sich schon einen Nutzengewinn für eine Person darstellt.

Es scheint also verschiedene Erklärungsansätze dafür zu geben, warum sich Reisezeitänderungen auf den Nutzen von Personen auswirken können. Für eine systematische modellbasierte Analyse der verschiedenen Einflüsse ist ein Blick in die Mikroökonomie unerlässlich.

Anschrift der Verfasser:

Dipl.-Verkehrswirtschaftler Andy Obermeyer
Technische Universität Dresden
Institut für Wirtschaft & Verkehr
Chemnitzer Str. 48
01187 Dresden
e-mail: andy.obermeyer@tu-dresden.de

Dr. rer. pol. Christos Evangelinos
Technische Universität Dresden
Institut für Wirtschaft & Verkehr
Chemnitzer Str. 48
01187 Dresden
e-mail: christos.evangelinos@tu-dresden.de

¹ Dass Reisezeiteinsparungen bei der derzeitigen Bewertungspraxis einen derart hohen Stellenwert einnehmen, wird allerdings auch kritisch gesehen. Metz (2008, S. 326) beispielsweise betont, dass Verkehrsprojekte – zumindest in der langen Frist – vielmehr auf die Verbesserung der Erreichbarkeit als auf die Realisierung von Reisezeiteinsparungen abzielen. Die aktuelle Fokussierung der Bewertungspraxis auf Reisezeiteinsparung ist seiner Auffassung nach nicht korrekt, wobei er sogar vom „Mythos Reisezeiteinsparung“ spricht (Metz, 2008, S. 322).

Hier liefert die sogenannte Zeitallokationstheorie die theoretische Grundlage für eine fundierte Interpretation von empirisch ermittelten Reisezeitwerten.

Aus diesem Grund ist die Zeitallokationstheorie Gegenstand der Abhandlungen in Abschnitt zwei. Im darauf folgenden Abschnitt drei wird auf methodische Grundlagen der empirischen Zeitwertermittlung mit diskreten Entscheidungsmodellen eingegangen. Diese Methode der Zeitwertermittlung stellt eine Zahlungsbereitschaftsanalyse dar. Der Beitrag beschränkt sich dabei auf die Zeitbewertung für den nicht-gewerblichen Personenverkehr.² Ein Schwerpunkt hierbei ist die Herausstellung der Verbindung zwischen der Zeitallokationstheorie und der empirischen Vorgehensweise. Diese Verbindung wird exemplarisch anhand eines konkreten Modells in Abschnitt vier aufgezeigt. Abschnitt fünf liefert einen Überblick der bisherigen empirischen Erkenntnisse zum Reisezeitwert und Abschnitt sechs fasst schließlich zusammen.

2. Zeitallokationstheorie

Die Zeitallokationstheorie liefert die theoretische Basis für die Reisezeitbewertung. Nachfolgend werden deren wichtigste Modelle und Entwicklungsschritte aufgeführt. Es wird gezeigt, welche Erweiterungen im Laufe der Zeit mit welcher Motivation und welchem Ergebnis vorgenommen wurden. Dabei werden auch einige wichtige Gleichungen für die aus den Modellen hervorgehenden Zeitwerte präsentiert.³

In der traditionellen mikroökonomischen Theorie des Konsumentenverhaltens wurde der Faktor Zeit nicht berücksichtigt (Jiang und Morikawa, 2004, S. 552). Der Nutzen der Individuen war in dieser Theorie ausschließlich durch den Konsum von Gütern geprägt, deren Erwerb lediglich durch die zugehörigen Preise und das verfügbare Einkommen determiniert wurde. Aussagen über den Wert der Zeit ließen sich daraus nicht ableiten. Dies änderte sich mit dem Aufsatz von Becker (1965). Seinem Ansatz zufolge kombinieren Personen Markt-güter und Zeit zu sogenannten „final goods“ (Jara-Diaz, 2008, S. 364). Die Intuition hierfür ist, dass nicht nur das Gut an sich zur Generierung von Nutzen ausreichend ist, sondern auch die für den Konsum benötigte Zeit zu berücksichtigen ist. Wie in der gesamten Zeitallokationstheorie ist Zeit damit als eine ökonomische Ressource zu betrachten, deren Allokation eine Person in der Weise wählt, dass der persönliche Nutzen maximiert wird (González, 1997, S. 246). Güter und Zeit sind bei Becker somit als Inputs zu betrachten, die vom Individuum zur Erstellung der letztendlich nutzenstiftenden „final goods“ eingesetzt werden (González, 1997, S. 246). Über diesen Weg fand die Zeit als Inputfaktor den Weg in die Nutzenfunktion des Individuums. Zusätzlich führte Becker eine Zeitrestriktion in das Modell ein, welche die vorhandene Zeit auf die Aktivitäten Arbeiten und Konsumieren aufteilt (Jiang und Morikawa, 2004, S. 552). Im Rahmen dieser Theorie kann die Zeit direkt

² Die Zeitwertermittlung im Geschäftsreise- und Frachtverkehr werden in diesem Beitrag nicht betrachtet.

³ Für eine ausführliche formale Darstellung der Modelle sei auf die Arbeiten der nachfolgend erwähnten Autoren sowie auf González (1997, S. 246-264), Jara-Diaz (2008, S. 363-369), Mackie et al. (2001, S. 92-95) oder Jiang und Morikawa (2004, S. 552-554) verwiesen.

in Geld transformiert werden, indem Zeit aus dem Konsum hin zu Arbeit transferiert wird. Dies war die Grundlage für das erste Konzept der Zeitbewertung, nämlich der Opportunitätskostenbetrachtung der Zeitverwendung (Mackie et al., 2001, S. 92). Die Nutzung der verfügbaren Zeit für jede andere Aktivität als Arbeiten verursacht demnach Kosten in Höhe des Lohnsatzes. Dies gilt letztlich auch für das Reisen, womit der Zeitwert (*VOT*), wie in (1) dargestellt, dem Lohnsatz *w* entspricht (Jara-Diaz, 2008, S. 368).

$$VOT = w \quad (1)$$

Der nächste bedeutende Schritt in der Entwicklung der Zeitallokationstheorie bestand in der expliziten Berücksichtigung der Arbeitszeit (*W*) im Nutzen (*U*) durch Johnson (1966).⁴ Dieses Vorgehen ist damit zu begründen, dass für das Individuum die Arbeitszeit selbst angenehm oder auch unangenehm sein kann und damit sowohl positiv als auch negativ auf den Nutzen des Individuums wirken kann (Jiang und Morikawa, 2004, S. 552). Im Ergebnis ist der Geldwert des Grenznutzens der Freizeit gleich dem Lohnsatz zuzüglich des Wertes des Grenznutzens der Arbeitszeit.⁵ Somit ergibt sich auch aus diesem Modell ein von der konkreten Verwendung der Zeit unabhängiger Zeitwert für alle Nichtarbeitsaktivitäten. Dieser ist in (2) dargestellt, wobei *L* und *G* die Freizeit bzw. das Geld symbolisieren (Jara-Diaz, 2008, S. 368).

$$VOT = \frac{\partial U / \partial L}{\partial U / \partial G} = w + \frac{\partial U / \partial W}{\partial U / \partial G} \quad (2)$$

DeSerpa (1971) berücksichtigt Güter und Aktivitäten als Argumente der Nutzenfunktion, wobei die Aktivitäten durch Zeitperioden repräsentiert sind (Jara-Diaz, 2008, S. 366). Eine Zeiteinsparung bei einer Aktivität (z. B. Reisen) führt damit zu einem indirekten Effekt auf den Nutzen über die Zeitrestriktion und zusätzlichen zu einem direkten Effekt über die Nutzenfunktion. Auf diese Weise kann z. B. berücksichtigt werden, dass die Reisezeit an sich vom Individuum als angenehm oder unangenehm empfunden wird.⁶ Zusätzlich führte er Restriktionen ein, die Mindestdauern für bestimmte Aktivitäten festlegen (Jara-Diaz, 2008, S. 366). Derartige Restriktionen bewirken letztlich, dass die Individuen mehr Zeit auf bestimmte Aktivitäten verwenden müssen, als sie es im hypothetischen Optimum ohne Restriktion tun würden. Diese Restriktionen greifen bei sogenannten Zwischenaktivitäten wie beispielsweise dem Reisen (Mackie et al., 2001, S. 93). Der Hauptbeitrag DeSerpas zur Zeitallokationstheorie besteht in der expliziten Darstellung von drei Komponenten des Zeitwertes (González, 1997, S. 249; Mackie et al., 2001, S. 93). Die erste Komponente

⁴ Oort (1969) und Evans (1972) waren weitere Autoren, die dies aufgriffen.

⁵ Der Wert des Grenznutzens der Freizeit ist die Grenzrate der Substitution zwischen Freizeit und Geld, wobei *G* den aggregierten Güterkonsum in Geldeinheiten widerspiegelt. Die Grenzrate der Substitution ist als marginale Zahlungsbereitschaft für eine zusätzliche Minute Freizeit zu interpretieren. Dementsprechend ist der Wert des Grenznutzens der Arbeitszeit die Grenzrate der Substitution zwischen Arbeitszeit und Geld.

⁶ Dies geht bereits aus der Arbeit von Oort (1969) hervor. Da sich die Resultate seines Modells allerdings in denen von DeSerpa wiederfinden lassen, DeSerpas Modell aber eine entscheidende Erweiterung aufweist (Mindestdauerrestriktion), wird auf eine nähere Betrachtung des Modells von Oort verzichtet.

(VTR) betrachtet die Zeit als Ressource (*value of time as a resource*). Sie gibt den Wert einer hypothetischen Ausdehnung des gesamten zur Verfügung stehenden Zeitbudgets an. Sie entspricht damit dem Wert, den eine zusätzliche Zeiteinheit für das Individuum hätte. In der zweiten Komponente (VTC) wird die Zeit als Gut betrachtet (*value of time as a commodity*). Sie spiegelt den Wert, den die Zeit bei der Ausübung einer bestimmten Aktivität erzeugt, wider. Schließlich stellt die Differenz aus dem Wert der Zeit als Ressource und dem Wert der Zeit als Gut die dritte Komponente, den Wert der Mindestdauerreduzierung einer Aktivität, dar. Insoweit es sich bei der betreffenden Aktivität um das Reisen handelt, gibt diese Komponente den Wert der Reisezeiteinsparung wieder. Damit wird deutlich, dass es sich bei dem Zeitwert bzw. *value of time (VOT)* aus den vorangegangenen Studien streng genommen um den Wert der Zeiteinsparung bzw. *value of travel time savings (VTS)* handelt (Jiang und Morikawa, 2004, S. 553).⁷ Da sich der Wert der Zeit als Gut von Aktivität zu Aktivität unterscheiden kann, können auch unterschiedliche Zeitwerte für z. B. Fahrzeit und Wartezeit mit dieser Theorie begründet werden (Mackie et al., 2001, S. 94). Auch verkehrsmittel- oder wegezweckspezifische Reisezeitwerte sind damit erklärbar.⁸ Der Index i in (3) verdeutlicht, dass es sich hier um den Wert der Zeiteinsparung für eine bestimmte Aktivität i handelt (Jara-Diaz, 2008, S. 368; Jiang und Morikawa, 2004, S. 553).

$$VOT_i = VTS_i = VTR - VTC_i = \frac{\partial U / \partial L}{\partial U / \partial G} - \frac{\partial U / \partial T_i}{\partial U / \partial G} \quad (3)$$

Anhand eines Beispiels lässt sich leicht verdeutlichen, woraus sich der Nutzenzuwachs durch eine Reisezeiteinsparung bei einem Individuum ergibt. Angenommen die Reisezeit einer Person reduziere sich um eine Minute. Dann ergibt sich für das Individuum eine in Geldeinheiten bewertete Nutzenerhöhung zum einen dadurch, dass die frei werdende Minute anderweitig genutzt werden kann und zum anderen daraus, dass die (unangenehme) Reisezeit an sich verringert wird.⁹ Bei Aktivitäten, bei denen die Mindestdauerrestriktion nicht greift (die also vom Individuum freiwillig länger ausgeführt werden, als durch die Restriktion erforderlich), stimmen der Wert der Zeit als Ressource und der Wert der Zeit als Gut überein (González 1997, S. 250). Folglich ist der Wert der Mindestdauerreduzierung einer solchen Aktivität null (Jara-Diaz, 2008, S. 367).¹⁰ Nach DeSerpa sind diese als Freizeitaktivitäten zu bezeichnen. Auf Grundlage dieses theoretischen Modells lassen sich also negative Reisezeitwerte, wie sie in der Empirie gelegentlich zu beobachten sind, nicht begrün-

⁷ Im weiteren Verlauf dieses Beitrages wird zur besseren Lesbarkeit allerdings häufig die Bezeichnung Zeitwert als Kurzform verwendet.

⁸ Dazu ist z. B. die Fahrt mit dem Bus als eine andere Aktivität als die Fahrt mit dem Auto zu betrachten.

⁹ Damit sich ein positiver Wert der Zeiteinsparung für eine Aktivität ergibt, muss der Wert der Zeit als Gut nicht, wie üblicherweise bei der Aktivität Reisen angenommen, zwingend negativ sein. Ist der Grenznutzen aus der Aktivität positiv, dann fällt der Wert der Zeiteinsparung kleiner aus als der Wert der Zeit als Ressource.

¹⁰ Dies folgt direkt daraus, dass die Dualvariable einer nicht bindenden Mindestdauerrestriktion null ist (González, 1997, S. 250).

den.¹¹ Die Tatsache, dass aus diesem Modell keine negativen Reisezeitwerte hervorgehen können, liegt darin begründet, dass im Optimum alle Freizeitaktivitäten den gleichen Grenznutzen liefern müssen. Hätte eine Aktivität einen höheren Grenznutzen als eine andere, dann würde das Individuum von sich aus die darin investierte Zeit erhöhen. Im Umkehrschluss würde die Zeit für Aktivitäten, die einen zu geringen Grenznutzen erzeugen, verringert werden. Diese Anpassungen führen im Endeffekt dazu, dass alle Freizeitaktivitäten den gleichen Grenznutzen aufweisen. Dies ist allerdings, wie bereits erwähnt, nur möglich, insoweit keine Mindestdauerrestriktion entgegensteht. Greift diese Restriktion, dann sinkt der Grenznutzen der Aktivität unter den der Freizeitaktivitäten. Bezogen auf (3) bedeutet das nichts anderes, als dass die Komponente *VTC* nie größer sein kann als *VTR*. Es kann also theoretisch (diesem Modell zufolge) nicht vorkommen, dass durch eine Reduktion der Mindestdauer der Nutzen des Individuums sinkt. Ein empirisch ermittelter negativer Zeitwert würde aber genau dies implizieren.

In der Literatur zur Zeitallokationstheorie werden weitere Bestimmungsgründe des Zeitwertes angeführt (Mackie et al., 2001, S. 94). Dies betrifft unter anderem Themen wie die Variation des Güterkonsums in Abhängigkeit der ausgeübten Aktivitäten sowie die Neuordnung von Aktivitäten, um sie nach einem gewünschten Ablaufplan auszuführen. Letzteres wurde von Small (1982) aufgegriffen. Jara-Diaz (2003) nahm sich der Frage nach dem Zusammenhang von Zeitaufteilung und Güterkonsum an. Er zeigte, dass die zusätzliche Berücksichtigung von Restriktionen, die ein Minimum an bestimmten Gütern für die Ausübung von Aktivitäten erfordern,¹² in einer vierten Komponente des Wertes der Zeiteinsparung resultiert, welche die Variation des Konsums durch das aufgrund der Reisezeiteinsparung erzeugte veränderte Aktivitätsmuster repräsentiert (Jara-Diaz, 2003, S. 15).¹³

In diesem Abschnitt wurden mit der Zeitallokationstheorie die theoretischen Grundlagen der Reisezeitbewertung dargestellt. Die Theorie gibt Aufschluss darüber, was unter dem Wert der Reisezeiteinsparung zu verstehen ist und wie sich dieser zusammensetzt. Einen entscheidenden Beitrag lieferte hier DeSerpa mit seiner Definition der drei Komponenten des Zeitwertes. In einfachen Worten geht daraus hervor, dass Reisezeitreduzierungen für Menschen von Nutzen sind, weil sie erstens in dieser Zeit anderen Aktivitäten nachgehen können und zweitens die womöglich unliebsame Aktivität Reisen an sich kürzer ausfällt. Des Weiteren liefert DeSerpa mit seiner Theorie die Grundlage dafür, dass der Wert der

¹¹ Empirisch ermittelte negative Reisezeitwerte können z. B. aufgrund von mit der Reise verbunden und einen positiven Nutzen generierenden Nebenaktivitäten (z. B. angenehmes Gespräch mit Mitreisenden) erzeugt werden (Hess und Axhausen, 2004, S. 2). Ist der Nutzen aus der Nebenaktivität hinreichend groß, kann dadurch u. U. der Nutzenverlust durch die aufgewendete Zeit für das Reisen überkompensiert werden. Außerdem sind Reisen, die rein aus dem Vergnügen an der Fahrt ausgeführt werden von den hier betrachteten Fahrten zur Erreichung einer bestimmten Destination abzugrenzen.

¹² Diese Restriktionen waren bereits implizit in einem früheren Modell von Evans (1972) enthalten. Jara-Diaz kombinierte quasi die Restriktionen von DeSerpa und Evans in einem Modell (Jara-Diaz, 2003, S. 367; Jiang und Morikawa, 2004, S. 554).

¹³ Eine Person könnte z. B. aufgrund dessen, dass sie weniger Zeit im Auto verbringt und dadurch mehr Freizeit hat, auch weniger CDs mit klassischer Musik konsumieren und dafür öfter in die Oper gehen.

Reisezeiteinsparung je nach Verkehrsmittel, Wegezweck oder Komponente der komplexen Reisezeit (z. B. Fahrzeit, Wartezeit) unterschiedlich sein kann. Daraus geht auch deutlich hervor, dass der Reisezeitwert keineswegs dem Lohnsatz entsprechen muss. Er kann aus theoretischer Sicht vielmehr kleiner oder auch größer als der Lohnsatz sein (Small, 2012, S. 4).¹⁴ Negative Zeitwerte sind mit der Zeitallokationstheorie nicht vereinbar (González, 1997, S. 257).

3. Modellierung diskreter Entscheidungen

Über die Beobachtung diskreter Entscheidungen in Bezug auf Reisezeit und Kosten kann der Reisezeitwert ermittelt werden. Ein einfaches Beispiel hierfür ist die Entscheidung zwischen einer schnellen (Reisezeit: 5 Minuten) und teuren (Preis: 2 €) Alternative und einer langsamen (Reisezeit: 10 Minuten), dafür aber billigeren (Preis: 1 €) Alternative für eine Reise von A nach B. Aus dem Verhältnis von Kosten- zu Zeitdifferenz (0,2 €/Minute bzw. 12 €/h) und der von einer Person getroffenen Entscheidung für eine der beiden Alternativen lässt sich eine Aussage über deren Zeitwert ableiten. Angenommen sie hätte die schnellere Alternative gewählt. So wäre dies ein Beleg dafür, dass die Person einer Zeiteinsparung von einer Minute einen Wert von mindestens 0,2 € beimisst. Der Zeitwert von 12 €/h würde damit eine untere Grenze des subjektiven Zeitwertes darstellen. Aus einer Vielzahl derartiger Entscheidungen lässt sich auf den Zeitwert der Person schließen. Zusätzlich sollte natürlich für weitere Einflüsse, in denen sich die beiden Alternativen unterscheiden, kontrolliert werden. Hierfür hat sich der Einsatz von diskreten Wahlmodellen („Discrete Choice Models“) etabliert.¹⁵ In den folgenden drei Abschnitten werden die Grundzüge dieser Modelle vorgestellt, die Ermittlung des Zeitwertes erläutert und die Verbindung zur Zeitallokationstheorie hergestellt.

3.1 Grundzüge diskreter Wahlmodelle

In diesem Abschnitt werden die Grundzüge der Modellierung diskreter Entscheidungen erläutert. Die Ausführungen hierzu fußen vorwiegend auf Train (2009) sowie Ben-Akiva und Lerman (1994). Kernelement diskreter Wahlmodelle ist das Nutzenmaximierungskalkül. Es wird unterstellt, dass eine Person n aus einer Menge von zur Verfügung stehenden Alternativen genau die Alternative i auswählt, die den höchsten Nutzen U_{ni} stiftet. Ein weiterer zentraler Aspekt dieser Modelle ist die Aufteilung des Nutzens U_{ni} in eine deterministische Komponente V_{ni} und eine stochastische Komponente ε_{ni} .

¹⁴ Dies hängt von dem Grenznutzen der Arbeitszeit und der Reisezeit ab. Wird unterstellt, dass beide Grenznutzen negativ sind, so würde ein Zeitwert unterhalb des Lohnsatzes bedeuten, dass für die Menschen das Grenzleid der Arbeit größer ist als das des Reisens. Diese Aussage kann mit Hilfe von Gleichung (2) und (3) leicht nachvollzogen werden.

¹⁵ Die Ermittlung von Reisezeitwerten stellt nur eines von vielen Anwendungsfeldern diskreter Wahlmodelle dar. Für einen Überblick zur Geschichte dieser Modelle siehe McFadden (2001).

$$U_{ni} = V_{ni} + \varepsilon_{ni} \quad (4)$$

Die deterministische Komponente enthält alle berücksichtigten Einflüsse auf die Entscheidung des Individuums, während die stochastische Komponente alle nicht berücksichtigten Elemente enthält. Die Auswahlwahrscheinlichkeit einer Alternative (P_{ni}) lässt sich demnach wie folgt ermitteln:

$$P_{ni} = \text{Prob}(U_{ni} > U_{nj}, \forall j \neq i) \quad (5)$$

$$P_{ni} = \text{Prob}(\varepsilon_{nj} - \varepsilon_{ni} < V_{ni} - V_{nj}, \forall j \neq i)$$

Die konkrete Art des Modells hängt letztlich von der Verteilungsannahme für die Zufallsnutzenkomponente ab. Bei einer Normalverteilung ergibt sich das Probit- und bei einer Gumbelverteilung (Extremwertverteilung Typ I) das bekannte Logit-Modell, wobei es weitere Ausprägungen wie z. B. Nested oder Mixed Logit-Modelle gibt (Train, 2009).

Die deterministische Nutzenkomponente ist eine Funktion der Attribute X_{ni} der Alternative und der Eigenschaften S_n des Individuums:¹⁶

$$V_{ni} = f(X_{ni}, S_n) \quad (6)$$

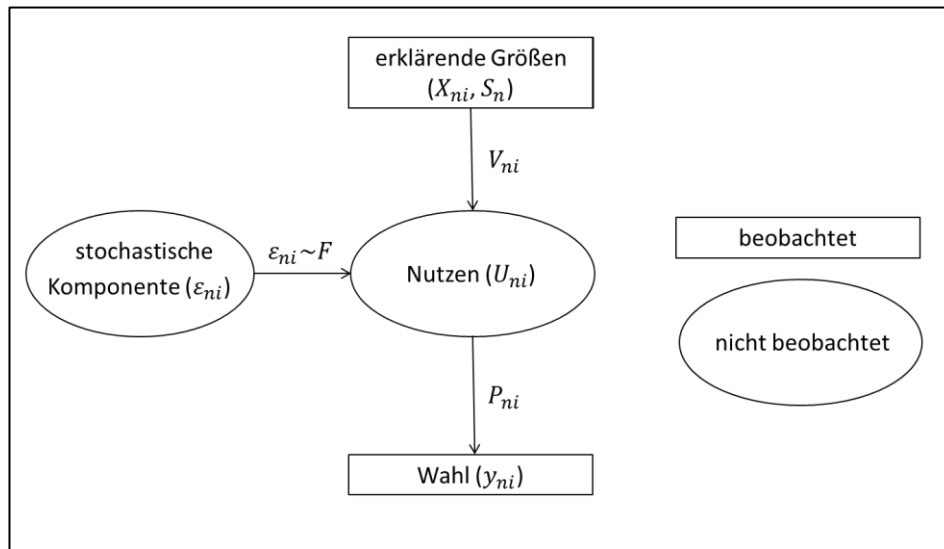
Eine einfache lineare deterministische Nutzenfunktion mit K verschiedenen Attributen ist in (7) dargestellt. Der Summand ASC_i wird als alternativenspezifische Konstante (*alternative-specific constant*) bezeichnet. Diese bildet den durchschnittlichen Effekt auf den Nutzen aller vom Modell unberücksichtigten Einflüsse ab (Train, 2009, S. 20).

$$V_{ni} = ASC_i + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kni} \quad (7)$$

Gesucht ist letztlich der Parametervektor β , der die zugehörige Log-Likelihood-Funktion maximiert (Train, 2009, S. 61). Die nachfolgende Abbildung stellt die Modellierung diskreter Entscheidung schematisch dar.¹⁷

¹⁶ Die Attribute der Alternative können von den Eigenschaften des Individuums abhängen. Beispielsweise hängt die Fahrzeit mit dem Fahrrad von der physischen Verfassung der betreffenden Person ab.

¹⁷ F stellt hierbei eine beliebige Verteilungsannahme (Verteilungsfunktion) dar.

Abbildung 1: Modellierung diskreter Entscheidungen

Quelle: eigene Darstellung.

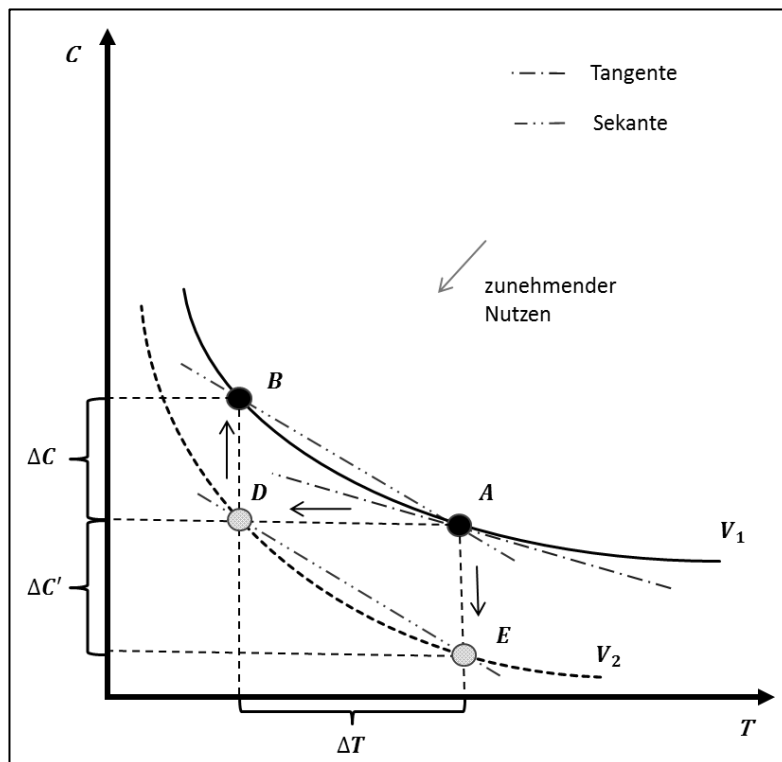
An dieser Stelle soll noch ein für die Zeitwertermittlung wichtiger Aspekt diskreter Wahlmodelle erwähnt werden. Die Skalierung des Nutzens ist grundsätzlich frei wählbar (Train, 2009, S. 23-25). Üblicherweise erfolgt die Skalierung des Nutzens durch die Normalisierung der Varianz der stochastischen Nutzenkomponente. Die Konsequenz daraus ist, dass Parameter von Modellen mit unterschiedlicher Varianz der Zufallsnutzenkomponente nicht unmittelbar vergleichbar sind. Des Weiteren ist Vorsicht beim Vergleich von Modellergebnissen auf Basis unterschiedlicher Datensätze geboten, da der unbeobachtete Nutzenanteil in verschiedenen Datensätzen eine unterschiedliche Varianz aufweisen kann. Allerdings hat die Skalierung, und das ist entscheidend für die Ermittlung von Reisezeitwerten, keinen Einfluss auf die Quotienten zweier Parameter. Diese können somit über unterschiedliche Modelle und Datensätze hinweg verglichen werden.

3.2 Ermittlung des Zeitwertes

Der Zeitwert ist letztendlich nichts anderes als das Austauschverhältnis zwischen Zeit (T) und Kosten (C). Für eine gegebene Zeitänderung ist genau die korrespondierende Kostenänderung zu bestimmen, die das Individuum auf dem gleichen Nutzenniveau wie zuvor belässt. Dies entspricht der kompensatorischen Variation (CV) (Boardman et al., 2006,

S. 64-69).¹⁸ Alternativ könnte auch die äquivalente Variation (EV) herangezogen werden. Hierfür müsste die Kostenänderung bestimmt werden, die das Individuum bereits im Vorherigen auf das Nutzenniveau nach der Zeitänderung hebt. In Abbildung 2 ist dies grafisch anhand einer Zeiteinsparung dargestellt.

Abbildung 2: Tangenten- und Sekantenzeitwert



Quelle: eigene Darstellung.

Der negative Anstieg der durch die Punkte A und B verlaufenden Sekante entspricht dem Zeitwert nach der Definition der kompensatorischen Variation, da das ursprüngliche Nutzenniveau V_1 beibehalten wird. Der Zeitwert nach der äquivalenten Variation hingegen gleicht dem Betrag des Anstieges der durch die Punkte D und E verlaufenden Gerade auf

¹⁸ Prinzipiell wird bei der kompensatorischen Variation das Einkommen angepasst. Die Einkommensänderung entspricht allerdings betragsmäßig genau der Kostenänderung. Aus dem in Abschnitt vier vorgestellten Modell geht zudem hervor, dass der geschätzte Kostenkoeffizient betragsmäßig dem Grenznutzen des Einkommens entspricht.

dem neuen Nutzenniveau V_2 . Ausgehend von Abbildung 2 lassen sich die beiden Varianten des Sekantenzeitwertes (durchschnittlicher Zeitwert) nach (8) und (9) ermitteln.

$$VOT_{CV} = -\frac{\Delta C}{\Delta T} \quad (8)$$

$$VOT_{EV} = -\frac{\Delta C'}{\Delta T} \quad (9)$$

Im Falle, dass wie in diesem Beispiel der Nutzen durch eine Zeiteinsparung steigt, handelt es sich bei der kompensatorischen Variation um die Zahlungsbereitschaft (Willingness-to-Pay) für die Realisierung der Zeiteinsparung und bei der äquivalenten Variation um die Akzeptanzbereitschaft (Willingness-to-Accept) für die Nichtrealisierung (Ahlheim und Buchholz, 2000, S. 256).¹⁹

Wird hingegen eine Marginalbetrachtung durchgeführt, so entspricht der Zeitwert dem negativen Anstieg der Tangente am Punkt A. Dieser Zeitwert kann deshalb als Tangentenzeitwert (marginaler Zeitwert) bezeichnet werden. Der zugehörige formale Ausdruck ist in (10) ersichtlich.²⁰

$$VOT_{Marginal} = -\frac{dC}{dT} = \frac{\partial V / \partial T}{\partial V / \partial C} \quad (10)$$

Beide Sekantenzeitwerte und der Tangentenzeitwert stimmen überein, wenn die Nutzenfunktion linear ist. Der Zeitwert entspricht in diesem Fall lediglich dem Quotienten aus Reisezeit- und Reisekostenkoeffizient.²¹ Da in der praktischen Modellierung üblicherweise lineare Funktionen unterstellt werden, erfolgt die hier aufgeführte Unterscheidung zwischen den verschiedenen Varianten der Zeitermittlung in der Regel nicht.²² Üblicherweise wird in der Literatur der Tangentenzeitwert verwendet. Über diesen lässt sich auch direkt die Verbindung zwischen den diskreten Wahlmodellen und der Zeitallokationstheorie her-

¹⁹ Die Darstellung der Größenordnungen beider Maße ist in Abbildung 1 beliebig gewählt und hängt letztlich von der unterstellten Nutzenfunktion und damit vom Verlauf der Indifferenzkurven ab. Es soll lediglich verdeutlicht werden, dass beide Maße nicht generell übereinstimmen müssen. Ursachen hierfür sind in Ahlheim und Buchholz (2000) aufgeführt. Neben dem Einfluss der Art der Präferenzen spielen auch psychologische Aspekte wie z. B. die stärkere Wertung von Verlusten im Vergleich zu Gewinnen eine Rolle (Kahneman und Tversky, 1979). Aus klassisch mikroökonomischer Perspektive stimmen die beiden Maße (mit der Konsumentenrente bzw. deren Änderung) überein, wenn keine Einkommenseffekte existieren (Mas-Colell et al., 1995, S. 83). Empirische Ergebnisse zeigen im Regelfall, dass bei einem Gewinner die EV größer ist als die CV.

²⁰ Die hier dargestellte Grenzrate der Substitution zwischen Zeit und Kosten kann sowohl als marginale maximale Zahlungsbereitschaft als auch als marginale minimale Kompensationsforderung interpretiert werden (Dascher, 2013, S. 137-141).

²¹ Wie in Abschnitt 3.1 erläutert, ist dieser Quotient unabhängig von der Skalierung des Nutzens.

²² Die verschiedenen Formulierungen können jedoch, wenn auch nicht explizit so bezeichnet, in der Literatur gefunden werden. Axhausen et al. (2006) beispielsweise verwenden wie viele andere auch den marginalen Zeitwert. In den Arbeiten von Li und Hultkrantz (2004, S. 2) oder auch Cantillo et al. (2006, S. 817) lässt sich der durchschnittliche Zeitwert finden.

stellen und zeigen, dass die Interpretation des aus dem diskreten Wahlmodell hervorgehenden Zeitwertes, von der zugrunde gelegten Theorie abhängt.

4. Verbindung von Zeitallokationstheorie und empirischer Methodik zur Ermittlung von Reisezeitwerten

Die Verbindung zwischen der Zeitallokationstheorie und den diskreten Wahlmodellen besteht in der bedingten indirekten Nutzenfunktion. Diese Funktion enthält die Lösung des Optimierungsproblems des Individuums. Sie liefert damit den maximal erzielbaren Nutzen bei gegebenen Ausgangswerten unter Berücksichtigung der Nebenbedingungen (Varian, 1994, S. 100). Insoweit sich die indirekte Nutzenfunktion auf eine bestimmte Alternative eines Entscheidungsproblems bezieht – also unter der Bedingung gilt, dass genau diese Alternative ausgewählt wurde, ist sie zusätzlich bedingt. Beispielsweise kann es bedingte indirekte Nutzenfunktionen für unterschiedliche Verkehrsmittel geben. Diese bedingten indirekten Nutzenfunktionen entsprechen den deterministischen Nutzenfunktionen in den diskreten Wahlmodellen (Jara-Diaz, 2008, S. 370). Zum Zwecke der Schätzung werden in der Regel lineare Approximationen dieser Funktionen verwendet.

Die Verbindung über die indirekte Nutzenfunktion liefert letztlich auch die Antwort darauf, warum z. B. Attribute wie Kosten, Zeit oder gar Lohnsätze, die üblicherweise Bestandteil von Restriktionen, nicht aber der Nutzenfunktion selbst sind, in der deterministischen Nutzenfunktion des empirischen Modells vorkommen können (González, 1997, S. 246; Train 2009, S. 53). Ein weiterer interessanter Aspekt ist, dass der Nutzen, der für die einzelnen Alternativen im diskreten Wahlmodell ermittelt wird, immer der maximal erzielbare Nutzen ist, wenn genau diese Alternative gewählt wird.

Bei der Interpretation des empirisch ermittelten Zeitwertes sollte der theoretische Hintergrund der Zeitallokationstheorie beachtet werden. Denn je nach zugrundeliegender Theorie unterscheiden sich die Spezifikation des empirischen Modells und die Interpretation des aus dem diskreten Wahlmodell ermittelten Zeitwertes (Jara-Diaz, 2008, S. 364). Auf Grundlage des Modells von Becker (1965) könnte beispielsweise die Verwendung von alternativen-spezifischen Parametern für die Reisezeit nicht begründet werden. Mit dem Modell von DeSerpa (1971) ist dies allerdings möglich. Ebenso wäre mit der Theorie von Becker ein aus dem diskreten Wahlmodell hervorgehender Zeitwert, der deutlich vom Lohnniveau abweicht, nicht erklärbar. Das DeSerpa-Modell liefert hierfür wiederum eine Erklärung.

Nachfolgend werden zwei Aspekte anhand eines Beispiels beleuchtet:

- (1) Die Herleitung der deterministischen Nutzenfunktion aus einem Nutzenmaximierungsproblem.
- (2) Der Einfluss des zugrundeliegenden Zeitallokationsmodells auf die Interpretation des empirisch ermittelten Reisezeitwertes.

Basierend auf den Modellen von Gonzales (1997, S. 258-259) und Bates (1987, S. 493-494) sei angenommen, ein Individuum habe eine Nutzenfunktion, die von den Attributen aggregierter Güterkonsum G , Freizeit L und Reisezeit T abhängt. Der Nutzen U wird unter Beachtung dreier Nebenbedingungen maximiert:

- (1) *Budgetrestriktion*: Dem Individuum steht ein Einkommen Y zur Verfügung, welches auf den Güterkonsum und die Reisekosten C aufgeteilt wird. Die zur Restriktion gehörige Dualvariable λ gibt den Grenznutzen des Einkommens an.
- (2) *Gesamtzeitrestriktion*: Das Individuum hat eine Zeit von T_0 zur Verfügung, die es auf Freizeit L und Reisezeit T verteilen kann. Der Multiplikator μ liefert den Grenznutzen der Erhöhung der gesamten zur Verfügung stehenden Zeit.
- (3) *Mindestdauerrestriktion*: Das Individuum benötigt zum Reisen eine gewisse Mindestdauer \bar{T} . Es ist hier nicht näher spezifiziert, woraus sich \bar{T} ergibt. Beispielsweise kann die Mindestreisezeit eine Funktion der Reisekosten C sein (Bates, 1987, S. 493). Eine Reduzierung dieser Mindestreisedauer um eine marginale Einheit stiftet einen Grenznutzen von ψ . Insoweit $T > \bar{T}$ ist, nimmt die Dualvariable ψ den Wert null an (Bates, 1987, S. 494).

Die Arbeitszeit und damit auch das zur Verfügung stehende Einkommen werden in diesem Modell als vom Individuum nicht beeinflussbar angenommen.²³

$$\begin{aligned}
 & \max_{G,L,T} U(G, L, T) && (11) \\
 \text{s. t. } & Y \geq G + C && [\lambda] \\
 & T_0 \geq L + T && [\mu] \\
 & T \geq \bar{T} && [\psi] \\
 & G, L, T \geq 0
 \end{aligned}$$

Ausgehend vom Nutzenmaximierungsproblem (11) ergeben sich die nachfolgend dargestellten Bedingungen erster Ordnung.

²³ In Anbetracht dessen, dass die Menschen zumindest in der kurzen Frist oft eine bestimmte Wochenarbeitszeit für eine festgesetzte Entlohnung arbeiten, ist dies eine plausible Annahme. Gonzalez (1997, S. 258) bezeichnet die Annahme einer völlig flexiblen Arbeitszeit gar als unrealistisch.

$$\begin{aligned}
\frac{\partial U}{\partial G} &= \lambda & (12) \\
\frac{\partial U}{\partial L} &= \mu \\
\frac{\partial U}{\partial T} &= \mu - \psi \\
Y - G - C &= 0 \\
T_0 - L - T &= 0 \\
T - \bar{T} &\geq 0
\end{aligned}$$

Wird die direkte Nutzenfunktion (U), wie in (13) dargestellt, im Optimum linear approximiert und darin die partiellen Ableitungen sowie G und L durch die Werte aus (12) ersetzt, ergibt sich die indirekte Nutzenfunktion (U^*) (14).²⁴

$$\begin{aligned}
U &\approx a + \left(\frac{\partial U}{\partial G}\right)G + \left(\frac{\partial U}{\partial L}\right)L + \left(\frac{\partial U}{\partial T}\right)T & (13) \\
U^* &\approx a + \lambda(Y - C) + \mu(T_0 - T) + (\mu - \psi)T & (14) \\
U^* &\approx a + \lambda(Y - C) + \mu T_0 - \psi T
\end{aligned}$$

Wird nun angenommen, es gäbe verschiedene Verkehrsmittel, aus denen genau eines ausgewählt werden muss, dann ergeben sich für das Nutzenmaximierungsproblem folgende Anpassungen:

- (1) Jedes Verkehrsmittel würde gesonderte Reisezeiten und Reisekosten aufweisen. Es wäre also jeweils T durch T_i und C durch C_i zu ersetzen, wobei der Index i für das jeweilige Verkehrsmittel steht.
- (2) Die Mindestreisedauer wäre von Verkehrsmittel zu Verkehrsmittel unterschiedlich. Damit wäre \bar{T} jeweils durch \bar{T}_i und ψ durch ψ_i zu ersetzen.

Unter Einbeziehung dieser beiden Anpassungen ergibt sich an Stelle von (14) Gleichung (15).²⁵ Werden nun noch die Terme, die nicht über die Alternativen variieren, eliminiert, ergeben sich die in (16) dargestellten bedingten indirekten Nutzenfunktionen.

$$U_i^* \approx a + \lambda(Y - C_i) + \mu T_0 - \psi_i T_i \quad (15)$$

$$V_i \approx -\lambda C_i - \psi_i T_i \quad (16)$$

Der Zeitwert kann in diskreten Wahlmodellen, wie zu (10) bereits erläutert, folgendermaßen ermittelt werden:

²⁴ Siehe González (1997, S. 258-259) oder auch Bates (1987, S. 493-494) für diese Vorgehensweise.

²⁵ Eine allgemeine Formulierung, in der von Beginn an alle Alternativen enthalten sind, ist z. B. in González (1997, S. 258-259) zu finden. Hier wurde zum Zwecke einer möglichst leicht erfassbaren Darstellung auf eine komplexere Modellformulierung verzichtet.

$$VOT_i = \frac{\partial V_i / \partial T_i}{\partial V_i / \partial C_i} = \frac{\psi_i}{\lambda} = VTS_i \quad (17)$$

Aus Gleichung (17) ist leicht zu erkennen, dass es sich bei dem hier ermittelten Zeitwert konkret um den Wert der Zeiteinsparung handelt. Er ist der Quotient aus dem Multiplikator der Mindestdauerrestriktion und der Budgetrestriktion. Es wird also der Grenznutzen einer Reduzierung der Mindestreisedauer durch den Grenznutzen des Einkommens dividiert.²⁶ Dementsprechend ist der Quotient der Wert der Mindestreisedauerreduzierung.

Mit Hilfe der Bedingungen erster Ordnung aus (12) lässt sich weiterhin zeigen, aus welchen Komponenten dieser Zeitwert zusammengesetzt ist. Durch Einsetzen und umstellen ergibt sich (19). Wird zusätzlich berücksichtigt, dass der Multiplikator und die Reisezeit alternativenspezifisch sind, ergibt sich schließlich Ausdruck (20).

$$\psi = \mu - \frac{\partial U}{\partial T} = \frac{\partial U}{\partial L} - \frac{\partial U}{\partial T} \quad (18)$$

$$\frac{\psi}{\lambda} = \frac{\partial U / \partial L}{\partial U / \partial G} - \frac{\partial U / \partial T}{\partial U / \partial G} \quad (19)$$

$$\frac{\psi_i}{\lambda} = \frac{\partial U / \partial L}{\partial U / \partial G} - \frac{\partial U / \partial T_i}{\partial U / \partial G} \quad (20)$$

Dies entspricht exakt der bereits in den Ausführungen zum Modell von DeSerpa gezeigten Differenz aus dem Wert der Zeit als Ressource und dem Wert der Zeit als Gut in Gleichung (3).

Die beiden Komponenten auf der rechten Seite der Gleichung (20) sind eher theoretischer Natur, die für die Interpretation des empirisch ermittelten Zeitwertes von Bedeutung sind. Bates (1987, S. 497) merkte hierzu an, dass es fraglich sei, ob diese Komponenten je separat geschätzt werden können. Jedoch zeigen Jara-Diaz und Guevara (2003) sowie Jara-Diaz et al. (2008), dass dies möglich ist.²⁷ Für die Reisezeitbewertung ist allerdings der Wert der Zeiteinsparung als Ganzes von Interesse, weshalb auf die Schätzung der einzelnen Komponenten in diesem Beitrag nicht näher eingegangen wird.

²⁶ Hieraus geht hervor, dass der Grenznutzen des Einkommens über die Kostenvariable bestimmt wird.

²⁷ Sie betrachten in einem Modellierungsansatz die Zeitaufwände verschiedener Aktivitäten und die Verkehrsmittelwahl (Jara-Diaz und Guevara, 2003, S. 37).

5. Empirisch ermittelte Reisezeitwerte

In den vergangenen Jahrzehnten wurden weltweit zahlreiche Zeitwertstudien durchgeführt. Heraus sticht dabei die große Anzahl britischer Studien.²⁸ Für Deutschland sind hingegen nur wenige Beiträge zu Reisezeitwerten zu finden. Neben zahlreichen internationalen Zeitwertstudien existieren auch bereits verschiedene Literaturanalysen (z. B. Hensher, 2011, Small 2012 oder Small und Verhoef 2007). Verschiedene Autoren haben hierbei sogenannte Meta-Analysen durchgeführt (z. B. Abrantes und Wardman, 2011; Shires und de Jong, 2009; Zamparini und Reggiani, 2007). Bezugnehmend auf die erwähnten Literaturanalysen werden nachfolgend die wichtigsten Erkenntnisse aus der empirischen Literatur zusammengefasst.

Die Spanne der aus den Studien hervorgehenden Reisezeitwerte ist sehr groß. Dies ist auch nicht weiter verwunderlich, hängt doch der Zeitwert von verschiedenen Faktoren wie dem Reisezweck (z. B. Pendel- oder Freizeitfahrt), dem Verkehrsmittel und vielen weiteren ab. Auch die Einkommensdifferenzen zwischen den Ländern führen zu Unterschieden beim Zeitwert. Die Betrachtung der absoluten Zahlen liefert demnach nur begrenzt Aufschluss. Dennoch sollen nachfolgend einige wenige Werte aufgeführt werden, um einen Eindruck der Bandbreite zu vermitteln. Axhausen et al. (2006, S. 2) beispielsweise weisen in ihrer Literaturanalyse Zeitwerte zwischen 3,70 €/h (Schweden, sonstige Wege, 1994) und 20,50 €/h (Schweiz, Pendlerwege, 1998) auf.²⁹ In der Studie selbst werden Zeitwerte von bis zu 24,50 €/h geschätzt (Axhausen et al., 2006, S. 15).³⁰ Die von Shires und de Jong (2009, S. 323) auf Basis ihrer Regressionsergebnisse *berechneten* Zeitwerte für verschiedene EU-Länder und Verkehrsmittel (PKW, Bus und Zug) liegen in einem Bereich von 3,25 €/h (Litauen, sonstige Wegezwecke) bis 15,85 €/h (Luxemburg, Pendelwege).³¹

Ein Dokument, dem Reisezeitwerte für Deutschland entnommen werden können, ist z. B. die gesamtwirtschaftliche Bewertungsmethodik für den Bundesverkehrswegeplan. Demnach wird im BVWP für den nicht-gewerblichen Personenverkehr ein nicht weiter differen-

²⁸ Dies ist deutlich zu erkennen, wenn die Anzahl der aufgeführten Studien in der Literaturanalyse von Shires und de Jong (2009, S. 324-325) betrachtet wird. Abrantes und Wardman (2011, S. 15) haben ihre Meta-Analyse der Literatur zum Reisezeitwert gar ausschließlich auf 226 britische Studien gestützt und damit nach ihrem Dafürhalten die bis dahin umfassendste Meta-Analyse zum Reisezeitwert durchgeführt.

²⁹ 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. In Preisen von 2012 ergibt sich für die Schweiz ein Wert von 27,40 €/h. Die Werte wurden auf Basis des harmonisierten Verbraucherpreisindex für den Euroraum ermittelt (Eurostat 2013). Eine ausführlichere Darstellung der in Axhausen et al. (2006) zitierten Studien ist in König et al. (2004, S. 25-36) zu finden.

³⁰ In Preisen von 2003. In Preisen von 2012 entspricht dies einem Wert von 29,50 €/h.

³¹ In Preisen von 2003. In Preisen von 2012 sind die entsprechenden Werte 3,95 €/h bzw. 19,15 €/h. Die Werte wurden auf Basis des harmonisierten Verbraucherpreisindex für den Euroraum ermittelt (Eurostat 2013).

zierter Zeitwert von 5,47 €/h,³² der zudem für den Straßenverkehr auf Grund einer unterstellten Zeitschwelle um 30 % auf 3,83 €/h reduziert ist, angesetzt (Birn et al., 2005, S. 73).³³ Der im BVWP angesetzte Zeitwert liegt damit an der unteren Grenze der oben dargestellten Bandbreite für Reisezeitwerte.³⁴ Derzeit findet eine Überarbeitung des Zeitkostensatzes für den BVWP 2015 statt.

Interessant ist es, den Zeitwert als Anteil des im jeweiligen Land vorherrschenden Bruttolohnsatzes zu betrachten.³⁵ Es hat sich herauskristallisiert, dass der Zeitwert für Pendelwege bei rund 50 % des Lohnsatzes liegt (Small 2012, S. 5; Small und Verhoef, 2007, S. 52-53). Auf Deutschland bezogen ergäbe sich damit ein Zeitwert von rund 11,30 €/h.³⁶ Streng genommen ist die Darstellung des Zeitwertes als Anteil des Lohnsatzes aber lediglich eine Approximation, denn wie aus der Empirie hervorgeht, wächst der Zeitwert lediglich unterproportional mit dem Einkommen (Small und Verhoef, 2007, S. 52). Die Abhängigkeit des Zeitwertes vom Einkommen und weiterer Einflussfaktoren wird in den Abschnitten 5.1 bis 5.6 erläutert. In Abschnitt 5.7. wird die Übertragung der empirisch ermittelten Reisezeitwerte in Bewertungsverfahren wie die Kosten-Nutzen-Analyse diskutiert.

³² Die Methodik, nach der dieser Wert ermittelt wurde, geht nicht unmittelbar aus der Bewertungsmethodik des BVWP 2003 hervor. Es wird jedoch auf die Methodik im BVWP von 1992 verwiesen (Birn et al., 2005, S. 73). Dort lässt sich dazu jedoch nur eine knappe Ausführung und ein Verweis auf Willeke und Paulußen (1991) finden (Planco Consulting, 1993, S. 30-31). Aufschlussreicher sind die Ausführungen in dem Bericht von Willeke und Paulußen (1991, S. 80-81). Demnach wurde, basierend auf internationalen Erfahrungswerten, für die Freizeit ein Wert in Höhe von 50 % des Bruttolohnes angesetzt. Dieser Wert wurde zusätzlich mit dem Anteil der Erwerbstätigen an der Gesamtbevölkerung multipliziert und damit implizit der Zeitwert der Nichterwerbstätigen auf null gesetzt. Wie bereits Willeke und Paulußen (1991, S. 86-87) kritisierten, ist dieses Vorgehen vor dem Hintergrund, dass auch nichterwerbstätige Personen ihrer Freizeit einen Wert zumessen, problematisch. Der im BVWP angesetzte Zeitwert fällt damit offensichtlich zu niedrig aus. Aus Willeke und Paulußen (1991, S. 80) geht zudem hervor, dass diese Verfahrensweise bereits im BVWP von 1985 Anwendung fand.

³³ Weitere Werte für Deutschland lassen sich in den Empfehlungen für Wirtschaftlichkeitsuntersuchungen an Straßen (EWS 1997) finden (Zeitwert für Bewertungsverfahren). Etwas ältere empirische Studien, aus denen Zeitwerte für Deutschland hervorgehen, stammen von Mandel et. al. (1994, 1997). Obermeyer et al. (2013) haben kürzlich eine Studie zu Zeitwerten von Pendlern im Einzugsgebiet einer deutschen Großstadt veröffentlicht. Sie weisen Werte von 9 bis 13 €/h im motorisierten Verkehr aus. Evangelinos und Schütze (2013, S. 60) haben für Pendelfahrten in Mitteldeutschland einen Zeitwert von 13,41 €/h ermittelt.

³⁴ Zu beachten ist, dass es sich hierbei um einen Zeitwert für ein Bewertungsverfahren handelt und nicht um das Ergebnis einer empirischen Untersuchung.

³⁵ Waters (1996, S. 215) weist darauf hin, dass eigentlich der Nettolohnsatz relevant für die Untersuchung des Konsumentenverhaltens wäre. Allerdings wird in der Praxis der Bruttolohnsatz verwendet, da dieser einfacher verfügbar ist.

³⁶ Für die Berechnung wurde ein Bruttoverdienst von 3391 €/Monat (Statistisches Bundesamt, 2013) bei 150 Arbeitsstunden angesetzt.

5.1 Reisezeitwert und Einkommen

Aus verschiedenen Literaturanalysen ergibt sich, dass die Einkommenselastizität des Zeitwertes für Querschnitts- und Zeitreihendaten unterschiedlich ausfällt.³⁷ Für Querschnittsdaten (unterschiedliche Länder) ist eine Elastizität von rund 0,5 beobachtbar (Small 2012, S. 5). Shires und de Jong (2009, S. 323) z. B. ermitteln in ihrer Meta-Analyse Einkommenselastizitäten von 0,7 für Pendelfahrten und 0,5 für sonstige Wege. Trotz der Panelstruktur ihrer Daten betonen Shires und de Jong (2009, S. 320), dass die ermittelte Elastizität maßgeblich auf die querschnittsbedingte Variation zurückzuführen ist. Empirische Belege speziell für die intertemporale Einkommenselastizität sind nur begrenzt vorhanden. Die Meta-Analyse von Abrantes und Wardman (2011, S. 15) ist eine der wenigen Arbeiten, der sich hierzu fundierte Aussagen entnehmen lassen. Die von ihnen ermittelte Elastizität ist mit einem Wert von 0,9 deutlich höher als die oben aufgeführten Einkommenselastizitäten. Dieses Ergebnis liefert eine Rechtfertigung für die Anhebung des Zeitwertes bei steigendem Einkommen über die Zeit. Allerdings steht dieses Ergebnis in Widerspruch zu Untersuchungen für verschiedene Jahre in ein und demselben Land, bei denen nur ein geringes oder gar kein Wachstum des Zeitwertes mit dem Einkommen festgestellt wurde (Abrantes und Wardman, 2011, S. 15).

Außerdem gibt es Ergebnisse zur Variation der Einkommenselastizität selbst. Abrantes und Wardman (2011, S. 10) haben festgestellt, dass diese über die Zeit hinweg stabil ist. Börjesson et al. (2012, S. 376) schlussfolgern, dass die Einkommenselastizität vom Einkommen selbst abhängt und mit diesem steigt. Dies ist konsistent mit der Beobachtung, dass Einkommenselastizitäten aus früheren Studien geringer ausfallen als in aktuelleren (Börjesson et al., 2012, S. 377).³⁸ Small (2012, S. 5) merkt dazu an, dass dies bei Bestätigung durch weitere Studien entscheidenden Einfluss auf die Verteilung der Kosten und Nutzen von Politikmaßnahmen hätte.

5.2 Reisezeitwert nach Fahrtzweck

Aus der Meta-Analyse von Abrantes und Wardman (2011, S. 11) geht hervor, dass Pendelfahrten einen um 12 % höheren Wert der Reisezeiteinsparung als Freizeitwege aufweisen. Dies wurde durch eine Analyse von Studien, die Zeitwerte für verschiedene Wegezwecke ausweisen, bestätigt. Hierbei ergab sich im Mittel für Pendelfahrten ein um 10 % höherer Zeitwert als für Freizeitfahrten (Abrantes und Wardman, 2011, S. 11).³⁹

³⁷ Das Einkommen wird beim Vergleich mehrerer Länder oder Zeitpunkte üblicherweise als Bruttoinlandsprodukt (BIP) pro Kopf definiert.

³⁸ Das Einkommen ist über die Zeit hinweg gestiegen.

³⁹ Die angegebenen Werte gelten im Mittel. Beispielsweise zeigen Ergebnisse aus der schwedischen Zeitwertstudie einen um 30 % höheren Wert bei Pendelfahrten im Vergleich zu sonstigen privaten Fahrten (Börjesson und Eliasson, 2014, S. 154).

Zhang et al. (2004, S. 20) plädieren allerdings dafür keinen Unterschied zwischen den Zeitwerten nach Wegezweck zu treffen.⁴⁰

5.3 Reisezeitwert bei Stau und zu Spitzenlastzeiten

Aus der Literatur geht hervor, dass zu Spitzenlastzeiten und bei Stau höhere Reisezeitwerte zu verzeichnen sind. Nach Abrantes und Wardman (2011, S. 11) sind Spitzenlastzeiten durch einen um 12 % höheren Zeitwert gekennzeichnet, wenn gleichzeitig für den Einfluss des Staus korrigiert wird. Aus den Zahlen von Hensher (2011, S. 149) gehen für Pendelfahrten bei Stau um 40 % (verlangsamer Verkehr) bis 92 % (Stop-and-go-Verkehr) erhöhte Zeitwerte im Vergleich zur freien Fahrt hervor. Für sonstige Fahrten beträgt die Spanne 27 % bis 53 %. Small (2012, S. 5) führt Aufschläge zwischen 25 und 55 % für Zeitwerte unter Stau an. Zhang et al. (2004, S. 20) zufolge sollte der Zeitwert unter Stau dem doppelten des Wertes ohne Stau entsprechen.

5.4 Reisezeit im und außerhalb des Verkehrsmittels

Die Gesamtreisezeit setzt sich neben der reinen Fahrzeit im Verkehrsmittel – *In-Vehicle Time* (IVT) – auch aus Zugangs-, Abgangs-, Umsteige- und Wartezeiten – *Out-Of-Vehicle Time* (OVT) – zusammen. Geh- und Wartezeiten werden dabei mit einem zwei- bis dreimal so hohen Zeitwert wie die IVT bewertet (Small 2012, S. 5; Small und Verhoef, 2007, S. 53). Nach Mackie et al. (2003, S. 45) ist es ein weitverbreiteter Grundsatz die OVT relativ zur IVT mit dem Faktor zwei anzusetzen. Wardman (2004, S. 376) schlägt für Gehzeiten einen Multiplikator von zwei und für Wartezeiten von 2,5 vor.

5.5 Reisezeitwert und Verkehrsmodus

Bezüglich der Reisezeitwerte für verschiedene Verkehrsmodi weisen Abrantes und Wardman (2011, S. 12) und Shires und de Jong (2009, S. 321) auf eine wichtige Unterscheidung hin. Es gibt zum einen den nutzer- und zum anderen den modusspezifischen Effekt. Ersterer ergibt sich aus den sozioökonomischen Eigenschaften (z. B. Einkommen) des betreffenden Nutzerkreises eines Verkehrsmittels. Der modusspezifische Effekt ist auf die Eigenschaften des jeweiligen Modus wie etwa Komfort oder Sicherheit zurückzuführen.

Die Schwierigkeit besteht darin, diese beiden Effekte voneinander zu trennen. In den meisten empirischen Studien können die beiden Effekte nicht separat ermittelt werden, da die Nutzer eines bestimmten Modus in der Regel lediglich Routenwahlexperimente innerhalb ihres gewählten Modus zu bearbeiten haben (Shires und de Jong, 2009, S. 321). Abrantes

⁴⁰ Ausgenommen davon sind berufliche bzw. gewerbliche Wege.

und Wardman konnten in ihrer Meta-Analyse für Großbritannien allerdings beide Effekte voneinander trennen.⁴¹

Sie kommen zu dem Ergebnis, dass Nutzer von Bussen im Vergleich zu Autonutzern einen um 33 % reduzierten Zeitwert haben,⁴² während der Zeitwert von Nutzern der Eisenbahn um 43 % über dem der Autofahrer liegt (Abrantes und Wardman, 2011, S. 11). Für Fluggäste ist der Zeitwert sogar viereinhalbmal so groß wie der von Autofahrern.⁴³ Auch Shires und de Jong (2009, S. 322) kommen zu ähnlichen Schlussfolgerungen.

Hinsichtlich des modusspezifischen Effektes kommen Abrantes und Wardman (2011, S. 12) auf Basis eines Studienvergleichs zum Ergebnis, dass die IVT beim Öffentlichen Verkehr (ÖV) höher bewertet wird als beim Individualverkehr (IV). Die höheren Zeitwerte im ÖV können z. B. aufgrund von Komforteinbußen entstehen. Im Widerspruch dazu steht das Ergebnis ihrer Meta-Analyse. Aus dieser geht für Zugfahrten ein geringerer Zeitwert als für Autofahrten hervor. Reisezeiteinsparungen im Flugzeug werden mehr als 80 % höher als Zeiteinsparungen im Auto bewertet, was Abrantes und Wardman (2011, S. 12) auf Komforteinbußen und eine mögliche Abneigung gegen das Fliegen zurückführen.

Es ist weiterhin festzustellen, dass Nutzer für nichtgewählte Verkehrsmittel in einigen Studien einen höheren Zeitwert aufweisen als für das tatsächlich genutzte Verkehrsmittel. Dies kann als Selbstselektionseffekt interpretiert werden (Shires und de Jong, 2009, S. 322). Jedoch handelt es sich hierbei nicht um eine feste Regel. Aus Mackie et al. (2003, S. 60) ist zu erkennen, dass Autonutzer für die Eisenbahn einen geringeren, für den Bus jedoch einen höheren Zeitwert im Vergleich zum Auto zeigen. Dies kann nach Shires und de Jong (2009, S. 322) als Indiz für einen modusspezifischen Effekt gesehen werden.

Aufgrund der möglicherweise entgegengesetzten Wirkung von nutzer- und modusspezifischem Effekt, ist schwer vorherzusagen, ob z. B. ÖV-Zeitwerte generell niedriger oder höher sein müssen als IV-Zeitwerte. Dies hängt letztlich davon ab, welcher Effekt in der jeweiligen Studie dominiert.

5.6 Reisezeitwert nach Reisedistanz und Reisezeit

Aus verschiedenen Forschungsarbeiten geht hervor, dass der Zeitwert in Abhängigkeit der Reisezeit bzw. der Distanz variiert. Die Ergebnisse unterscheiden sich jedoch hinsichtlich

⁴¹ Die im folgenden dargestellten Ergebnisse – insbesondere hinsichtlich Bus und Zug – sind nicht direkt auf Deutschland übertragbar, da im Gegensatz zu Ländern wie England im Nahverkehr in der Regel keine Preisunterschiede zwischen Bus und Bahn bestehen (aufgrund von Verkehrsverbänden in Deutschland) und im Mittelstrecken- bzw. Fernverkehr der Busverkehr in Deutschland (noch) eine untergeordnete Rolle spielt.

⁴² Abrantes und Wardman (2011, S. 11) führen dies auf Einkommensunterschiede zwischen den Nutzergruppen zurück.

⁴³ Abrantes und Wardman (2011, S. 11) weisen hier auf eine Vermengung mit weiteren Effekten wie der Distanz und dem hohen Anteil an Geschäftsreisen hin.

der Wirkungsrichtung. So listet Kato (2006, S. 1) Studien auf, die mit steigender Distanz bzw. Reisezeit entweder fallende, konstante oder auch steigende Reisezeitwerte ausweisen.⁴⁴ Aus den Meta-Analysen von Shires und de Jong (2009, S. 319) sowie Abrantes und Wardman (2011, S. 10) geht hervor, dass der Wert der Reisezeiteinsparung mit der Distanz zunimmt.

5.7 Reisezeitwerte für Bewertungsverfahren

In den bisherigen Ausführungen wurde der subjektive Wert, den Reisende einer Zeiteinsparung beimessen, betrachtet. Dieser muss aber nicht notwendigerweise dem Wert entsprechen, der einer Reisezeiteinsparung aus gesellschaftlicher Sicht beizumessen ist. Besondere Bedeutung kommt hier der Diskussion um die Variation des Zeitwertes in Abhängigkeit des Einkommens zu. Zwar ist diese Abhängigkeit vielfach empirisch nachgewiesen worden, jedoch bedeutet dies nicht zwangsläufig, dass sie auch in die Projektbewertung Eingang finden sollte. Ausgehend von einem Ansatz basierend auf sozialen Wohlfahrtsfunktionen zeigt z. B. Jara-Diaz (2008, S. 374), dass ein *gesellschaftlicher* Zeitwert eines Individuums bzw. einer Gruppe nur dann mit dem subjektiven Wert übereinstimmen kann, wenn die Gewichtung der einzelnen Individuen bzw. Gruppen invers mit dem marginalen Nutzen des Einkommens korreliert ist. Dies bedeutet letztendlich, dass Individuen bzw. Gruppen mit höherem Einkommen stärker gewichtet würden. Wie Börjesson und Eliasson (2014, S. 155) zusammenfassen, kann ausgehend von einer einheitlichen Gewichtung aller Gruppen (Bentham'sche Wohlfahrtsfunktion) und unter der Annahme, dass die Reisenden die letztendlichen Nutznießer von Verkehrsprojekten sind, gezeigt werden, dass der gesellschaftliche Zeitwert der Quotient aus den Grenznutzen der Reisezeit der *Reisenden* und dem Grenznutzen des Geldes der *für das Projekt zahlenden* Gruppe ist.⁴⁵ Börjesson und Eliasson (2014, S. 156) führen darauf aufbauend aus, dass der gesellschaftliche Zeitwert somit je nach Finanzierungsquelle (Nutzer oder staatliche Institution) variieren kann. Da der Grenznutzen der Zeiteinsparung der Reisenden Eingang in die Berechnung des gesellschaftlichen Zeitwertes findet, kann dieser ebenfalls über die Individuen variieren (Jara-Diaz, 2008, S. 375). Der Schluss, Einkommenseffekte auf den Zeitwert im Rahmen eines gesellschaftlichen Bewertungsverfahrens zu eliminieren, fußt letztlich auf der Annahme einer Bentham'schen Wohlfahrtsfunktion (Börjesson und Eliasson, 2014, S. 156). Letztendlich enthält aber auch die Bentham'sche Wohlfahrtsfunktion ein Werturteil, da allen Individuen das gleiche Gewicht zugesprochen wird. Außerdem kann die Annahme, dass die letztendlichen Nutznießer von Verkehrsprojekten lediglich die Reisenden sind, zumindest in der langen Frist kritisiert werden, da neben den Reisenden unter anderem auch Unternehmen, Steuerzahler oder Landeigentümer profitieren (Börjesson und Eliasson, 2014, S. 156). Somit gibt es durchaus auch Argumente auf die Elimination des Einkommenseffektes zu verzichten. Praktisch kann die Elimination des Einkommenseffektes

⁴⁴ Studien mit steigenden Reisezeitwerten sind z. B. Axhausen et al. (2006) oder Mackie et al. (2003). Fallende Zeitwerte gehen z. B. aus Hultkrantz und Mortazavi (2001) oder Mandel et. al. (1994, 1997) hervor.

⁴⁵ Jara-Diaz (2008, S. 374) definiert den gesellschaftliche Zeitwert einer Gruppe als Produkt aus deren Gewichtungsfaktor in der sozialen Wohlfahrtsfunktion und dem eben geschilderten Quotienten.

dadurch realisiert werden, dass der Zeitwert unter Nutzung des mittleren Einkommens der gesamten Stichprobe ermittelt wird (Börjesson und Eliasson, 2014 S. 155).

Des Weiteren existieren auch ökonometrische und praktische Probleme bei der Nutzung der empirisch ermittelten Zeitwerte in Bewertungsverfahren. Entspricht die Verteilung einer Einflussvariablen auf den Zeitwert in der Stichprobe nicht ihrer Verteilung in der Grundgesamtheit so sind gegebenenfalls Anpassungen erforderlich. Beispielsweise haben Axhausen et al. (2006, S. 15) die von ihnen ermittelten Zeitwerte unter Berücksichtigung der Einkommens- und Wegelängenverteilung für die Schweiz gewichtet. Ein praktisches Problem für die Bewertung besteht zudem darin, dass zwar bei der Reisezeitwertbestimmung zahlreiche Einflussfaktoren berücksichtigt werden können, die Fülle an Dimensionen, von denen der Wert der Reisezeiteinsparung abhängen kann, aber nicht in den Planungsinstrumenten abbildbar ist. Dies betrifft insbesondere auch sozioökonomische Einflüsse (Börjesson und Eliasson, 2014, S. 154).

6. Fazit

Reisezeiteinsparungen können aus verschiedenen Gründen einen Nutzen für die Verkehrsteilnehmer erzeugen. Dies geht aus der Zeitallokationstheorie hervor. Die Anfänge gehen hierbei auf Becker (1965) zurück, dessen Modell die theoretische Basis für die Bewertung von Zeiteinsparungen in Höhe des Lohnsatzes lieferte. Die jedoch bis heute wichtigste und am weitesten verbreitete Interpretation des Reisezeitwertes basiert auf DeSerpa (1971). Sein Modellierungsansatz zeigte, dass Reisezeitreduzierungen den Nutzen in zweierlei Hinsicht beeinflussen. Erstens weil in der eingesparten Zeit anderen Aktivitäten nachgegangen werden kann und zweitens weil die (unliebsame) Aktivität des Reisens an sich weniger lang ausgeführt werden muss.

DeSerpas Theorie ist auch in der Hinsicht von Bedeutung, dass sie unterschiedliche Zeitwerte für verschiedene Aktivitäten zulässt. Im Hinblick auf Reisezeiteinsparungen bedeutet dies, dass unterschiedliche Zeitkostensätze für beispielsweise verschiedene Verkehrsmittel und Wegezwecke nicht nur empirisch nachweisbar, sondern auch aus der mikroökonomischen Theorie heraus begründbar sind. Folglich muss der Reisezeitwert auch keineswegs dem Lohnsatz entsprechen, sondern kann von diesem nach oben oder unten hin abweichen. Auf Basis der Theorie von Becker wäre eine solche Interpretation nicht möglich. Dies zeigt welche Bedeutung das zugrunde gelegte mikroökonomische Modell für die Modellierung und Interpretation des empirisch ermittelten Reisezeitwertes hat.

Formal besteht die Verbindung zwischen der Zeitallokationstheorie und der in empirischen Studien oft verwendeten diskreten Entscheidungsmodelle in der bedingten indirekten Nutzenfunktion. Diese ist das Ergebnis des unterstellten Optimierungsverhaltens des Individuums in der Zeitallokationstheorie und gleichzeitig die zu schätzende Nutzenfunktion (deterministische Komponente) im diskreten Entscheidungsmodell.

Bei Betrachtung der empirisch ermittelten Reisezeitwerte wird deutlich, dass diese eine erhebliche Bandbreite aufweisen. Dies ist auch nicht weiter verwunderlich, hängt doch der Zeitwert von zahlreichen Einflussfaktoren ab. Diese sind z. B. Einkommen, Fahrtzweck, Stau, Modus oder Länge der Reise. Hinsichtlich einiger Faktoren lässt sich eine relativ klare Aussage über Wirkungsrichtung und Größe des Effektes treffen. Bei anderen hingegen sind die empirischen Resultate weniger eindeutig. Interessant ist z. B. dass der Wert der Reisezeiteinsparung approximativ bei 50 % des Bruttolohnsatzes liegt, Pendelwege nur einen um rund 10 % höheren Reisezeitwert als Freizeitfahrten aufweisen und für Reisezeiten außerhalb des Verkehrsmittels ein zwei bis dreimal so hoher Zeitwert wie für die reine Fahrzeit im Verkehrsmittel angenommen werden kann.

Abstract

Travel time savings are usually the most substantial economic benefit of transport infrastructure projects. This paper reviews literature on three major fields of the subjective valuation of travel time savings. At first, we address the microeconomic foundation of current research. At second, we provide the link between theory and empirical valuation methods, in particular between the theory of time allocation and discrete choice models. Finally, we summarize findings from empirical literature, especially from meta-analyses. As we show, the value of time depends on the wage rate but it does not necessarily coincide with it. The connection between discrete choice models used for value of time elicitation and the time allocation theory is the conditional indirect utility function. Empirical values of travel time savings depend on various factors such as income, congestion or distance.

Schlagworte: value of time, time allocation theory, discrete choice model

Danksagung

Wir danken Herrn B. Wieland sowie zwei anonymen Gutachten für kritische Hinweise und Verbesserungsvorschläge. Für alle verbleibenden Irrtümer, Unklarheiten und Fehler sind allein die Autoren verantwortlich.

LITERATURVERZEICHNIS

- Abrantes, P.A.L. und Wardman, M.R. (2011), Meta-Analysis of UK Values of Travel Time: An Update, *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 45(1), S. 1-17.
- Ahlheim, M. und Buchholz, M. (2000), WTP or WTA - Is that the Question? : Reflections on the Difference between "Willingness to Pay" and "Willingness to Accept", *Zeitschrift für Umweltpolitik & Umweltrecht: ZfU; Beiträge zur rechts-, wirtschafts- u. sozialwissenschaftl. Umweltforschung*, Frankfurt, M: Dt. Fachverl, ISSN 0343-7167, ZDB-ID 2466144. 23(2)253-271.
- Axhausen, K.W., König, A., Abay, G., Bates, J.J. und Bierlaire, M. (2006), Swiss Value of Travel Time Savings. <http://e-collection.library.ethz.ch/view/eth:28966> (16.09.2011).
- Bates, J.J. (1987), Measuring Travel Time Values with a Discrete Choice Model: a Note, *Economic Journal*, 97(386), S. 493-498.
- Becker, G.S. (1965), A Theory of the Allocation of Time, *Economic Journal*, 75(299), S. 493-517.
- Ben-Akiva, M. und Lerman, S.R. (1994), *Discrete Choice Analysis / Theory and Application to Travel Demand*, The MIT Press, Cambridge, London.
- Birn, K., Bolik, H. und Rieken, P. (2005), Bundesverkehrswegeplan 2003 – Die gesamtwirtschaftliche Bewertungsmethodik, Bundesministerium für Verkehr, Bau- und Wohnungswesen.
- Boardman, A.E., Greenberg, D.H., Vining, A.R. und Weimer, D.L. (2006), *Cost-Benefit Analysis / Concepts and Practice*, Pearson Prentice Hall, Upper Saddle River, New Jersey.
- Börjesson, M., Fosgerau, M. und Algers, S. (2012), On the Income Elasticity of the Value of Travel Time, *Transportation Research Part A: Policy & Practice*, 46(2), S. 368-377.
- Börjesson, M. und Eliasson, J. (2014), Experiences from the Swedish Value of Time Study, *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 59, S. 144-158.
- Cantillo, V., Heydecker, B. und Ortúzar, J.d.D. (2006), A Discrete Choice Model Incorporating Thresholds for Perception in Attribute Values, *Transportation Research Part B: Methodological*, 40(9), S. 807-825.
- Dascher, K. (2013), *Volkswirtschaftslehre – eine Einführung in Bausteinen*, 2. Aufl., Oldenbourg, München.
- DeSerpa, A.C. (1971), A Theory of the Economics of Time, *Economic Journal*, 81(324), S. 828-846.
- Eurostat (2013): Harmonisierter Verbraucherpreisindex EU-Raum, <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/hicp/data/database> (18.10.2013).

- Evans, A.W. (1972), On the Theory of the Valuation and Allocation of Time, *Scottish Journal of Political Economy*, 19(1), S. 1-17.
- Evangelinos, C. und Schütze, M. (2013), Zur Frage des Nutzens von Verkehrsverbänden: Eine empirische Analyse im Gebiet des MDV, *Zeitschrift für Verkehrswissenschaft*, 84 (1), S. 50-68.
- González, R.M. (1997), The Value of Time: a Theoretical Review, *Transport Reviews*, 17(3), S. 245-266.
- Hess, S. und Axhausen, K.W. (2004), *Checking our Assumptions in Mixed Logit Modelling: Recovering Taste Distributions*, CTS Working Paper. Centre for Transport Studies, Imperial College London.
- 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, S. 135-159.
- Hultkrantz, L. und Mortazavi, R. (2001), Anomalies in the Value of Travel-Time Changes, *Journal of Transport Economics and Policy*, 35(2), S. 285-299.
- Jara-Diaz, S.R. (2008), Allocation and Valuation of Travel Time Savings, in: D.A. Hensher und K.J. Button (Hrsg.), *Handbook of Transport Modelling*, 2. Auflage, Elsevier Ltd., Oxford, S. 363-379.
- Jara-Diaz, S.R. (2003), On the Goods-Activities Technical Relations in the Time Allocation Theory, *Transportation*, 30(3), S. 245-260.
- Jara-Diaz, S.R. und Guevara, C.A. (2003), Behind the Subjective Value of Travel Time Savings: The Perception of Work, Leisure, and Travel from a Joint Mode Choice Activity Model. *Journal of Transport Economics and Policy*, 37(1), S. 29-46.
- Jara-Díaz, S.R., Munizaga, M.A., Greeven, P., Guerra, R. und Axhausen, K. (2008), Estimating the Value of Leisure from a Time Allocation Model, *Transportation Research Part B: Methodological*, 42(10), S. 946-957.
- Jiang, M., und Morikawa, T. (2004), Theoretical Analysis on the Variation of Value of Travel Time Savings, *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 38(8), S. 551-571.
- Johnson, M.B. (1966), Travel Time and the Price of Leisure, *Economic Inquiry*, 4(2), S. 135-145.
- Kahneman, D. und Tversky, A. (1979), Prospect Theory: An Analysis of Decision Making under Risk, *Econometrica*, 47(2), S. 263-292.
- 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, Strasburg.
- König, A., Axhausen, K.W. und Abay, G. (2004), Zeitkostenansätze im Personenverkehr, Bericht an Eidgenössisches Departement für Umwelt, Verkehr, Energie und Kommunikation, Bundesamt für Straßen.

- Li, C. und Hultkrantz, L. (2004), A Stochastic Threshold Model for Estimating the Value of Travel Time, in: B. Mao, Z. Tian und Q. Sun (Hrsg.), *Traffic and Transportation Studies, Proceedings of ICTTS 2004*, Beijing. Science Press, S. 363-373.
- Mackie, P.J., Wardman, M., Fowkes, A.S., Whelan, G. und Nellthorp, J. (2003), Values of Travel Time Savings in the UK, Report to Department for Transport.
- Mackie, P.J., Jara-Diaz, S.R. und Fowkes, A.S. (2001), The Value of Travel Time Savings in Evaluation, *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, 37(2-3), S. 91-106.
- Mandel, B., Gaudry, M. und Rothengatter, W. (1997), A Disaggregate Box-Cox Logit Mode Choice Model of Intercity Passenger Travel in Germany and Its Implications for High-Speed Rail Demand Forecasts, *Annals of Regional Science*, 31(2), S. 99-120.
- Mandel, B., Gaudry, M. und Rothengatter, W. (1994), Linear or Nonlinear Utility Functions in Logit Models? The Impact on German High-Speed Rail Demand Forecasts, *Transportation Research Part B: Methodological*, 28(2), S. 91-101.
- Mas-Colell, A., Whinston, M.D. und Green, J.R. (1995), *Microeconomic theory*, Oxford Univ. Press, New York.
- McFadden, D. (2001), Economic Choices, *American Economic Review*, 91(3), S. 351-378.
- Metz, D. (2008), The myth of travel time saving, *Transport Reviews*, 28(3), S. 321-336.
- Obermeyer, A., Evangelinos, C. und Beshertz, A. (2013), Der Wert der Reisezeit deutscher Pendler, *Perspektiven der Wirtschaftspolitik*, 14(1-2), S. 118-131.
- Oort, C.J. (1969), The Evaluation of Travelling Time, *Journal of Transport Economics and Policy*, 3(3), S. 279-286.
- Planco Consulting (1993), Gesamtwirtschaftliche Bewertung von Verkehrswegeinvestitionen – Bewertungsverfahren für den Bundesverkehrswegeplan 1992. Schlußbericht zum FE Vorhaben 90372/92. Schriftenreihe - Bundesministerium für Verkehr, 72.
- Shires, J.D. und Jong, G.C.d. (2009), An International Meta-Analysis of Values of Travel Time Savings, *Evaluation and Program Planning*, 32(4), S. 315-325.
- Small, K.A. (2012), Valuation of Travel Time, *Economics of Transportation*, 1(1-2), S. 2-14.
- Small, K.A. (1982), The Scheduling of Consumer Activities: Work Trips, *American Economic Review*, 72(3), S. 467-479.
- Small, K.A. und Verhoef, E. (2007), *The Economics of Urban Transportation*, Routledge, New York.
- Statistisches Bundesamt (2013b), Durchschnittliche Bruttoverdienste – Deutschland, <https://www.destatis.de/DE/ZahlenFakten/GesamtwirtschaftUmwelt/VerdiensteArbeit/skosten/VerdiensteVerdienstunterschiede/Tabellen/LangeReiheD.html> (28.10.2013)
- Train, K. (2009), *Discrete Choice Methods with Simulation*, Cambridge Univ. Press, Cambridge u.a.

- Varian, H.R. (1994), *Mikroökonomie*, 3. Auflage, Oldenbourg, München.
- Wardman, M. (2004), Public Transport Values of Time, *Transport Policy*, 11(4), S. 363-377.
- Waters, W.G. (1996), Values of travel time savings in road transport project evaluation, in: D. Hensher, J. King und T.H. Oum (Hrsg.), *World Transport Research - 3: Transport modelling/assessment*, Pergamon.
- Welch, M. und H. Williams (1997), The Sensitivity of Transport Investment Benefits to the Evaluation of Small Travel-Time Savings, *Journal of Transport Economics and Policy*, 31(3), S. 231-254.
- Willeke, R. und Paulußen, U. (1991), Berücksichtigung projektbedingter Ersparnisse an Reisezeit im nicht-gewerblichen Personenverkehr bei der Planung von Verkehrswegen des Bundes. Endbericht zum Forschungsauftrag 90227/90 des Bundesministers für Verkehr.
- Zamparini, L. und Reggiani, A. (2007), Meta-Analysis and the Value of Travel Time Savings: A Transatlantic Perspective in Passenger Transport, *Networks & Spatial Economics*, 7(4), S. 377-396.
- Zhang, A., Boardman, A.E., Gillen, D. und Waters, I. (2004), Towards Estimating the Social and Environmental Costs of Transportation in Canada, Report for Transport Canada.

Buchrezension

Rezension des Bandes "Mobilität und demografische Entwicklung", herausgegeben von Bernhard Schlag und Klaus J. Beckmann, Bd.7 der Schriftenreihe "Mobilität und Alter" der Eugen-Otto-Butz-Stiftung, Köln: TUEV-Media 2013

Mobilität im Alter: mit Vielfalt umgehen

In fast allen früh industrialisierten Ländern werden die Menschen in den nächsten Jahrzehnten im Durchschnitt zunehmend älter. Das hat auch für Mobilität und Verkehr erhebliche Folgen. Neben etlichen noch offenen Fragen gibt es in der verkehrswissenschaftlichen Forschung hier einige gesicherte Erkenntnisse: Die Alten von morgen werden, die finanziellen und technischen Möglichkeiten vorausgesetzt, mobiler sein als frühere Altkohorten. Als Gruppe werden sie heterogener sein als je zuvor, sowohl in ihren individuellen Merkmalen und Präferenzen als auch in ihren sozialen Positionen und Selbstzuschreibungen. Innerhalb der wachsenden Gruppe der "Zukünftigen Alten" werden "Junge aktive Senioren" neben einer wachsenden Gruppe gesundheitlich eingeschränkter "Hochbetagter" zu finden sein.

Mit der Absicht, diese absehbaren generellen Tendenzen zu vertiefen, versammeln die Herausgeber des Bandes "Mobilität und demografische Entwicklung", Bernhard Schlag und Klaus J. Beckmann, verschiedene Beiträge zum Stand der internationalen verkehrswissenschaftlichen Forschung. Darüber hinaus fragen sie, wie "verkehrsbezogene Handlungsoptionen und Interventionsmöglichkeiten in einer alternden Bevölkerung" aussehen könnten. Darauf versuchen im zweiten Teil des Buches eine Reihe von Autoren zu antworten. In dieser Kombination von Stand des Wissens, problemorientierter Analyse und praktischer Bearbeitung eines tiefgreifenden Wandels von privater und öffentlicher Mobilität liegt die besondere Qualität des vorliegenden Bandes. Diese Sammlung gut lesbarer Artikel kann als "Zwischenbilanz" der Publikationsreihe "Mobilität und Alter" der Eugen-Otto-Butz-Stiftung gelten, wie der Kuratoriumsvorsitzende der Stiftung in seinem Vorwort hervorhebt.

In wahrlich interdisziplinärer Zusammensetzung von verschiedenen ingenieurwissenschaftlichen über planerische und geografische bis zu psychologischen und soziologischen Beiträgen werden eine Fülle von Optionen aufgezeigt und Empfehlungen formuliert. Dabei steckt die Problemanalyse der Herausgeber den Rahmen ab: trotz aller Heterogenität der Bedürfnisse und Fähigkeiten der künftigen Alten muss es allgemein akzeptierte Regeln und verkehrswirtschaftlich tragbare Anpassungen geben. Solche "altengerechten Anpassungen" werden in erster Linie auf kognitive und körperliche Einschränkungen Rücksicht nehmen müssen. Vieles wird im Verkehr langsamer gehen müssen, mit weniger komplexen Markierungen und eben barrierefrei (oder zumindest barrierearm) organisiert. Damit gerät die altengerechte Mobilität von morgen in einen möglichen Konflikt zu heute dominierenden verkehrstechnischen Prinzipien, nämlich möglichst schnelle Verbindungen und eine möglichst situationsangemessene Regulierung über Wechsellanzeigen oder aufkommensabhängige Verkehrssteuerung. Man ahnt, dass verkehrspolitischer Sprengstoff in diesem latenten

Widerspruch steckt: Mehr Geschwindigkeitsbeschränkungen und ein generelles Tempolimit auf Autobahnen können aus demografischen Gründen auf die Agenda kommen; in dem Band wird das nicht explizit thematisiert. Zwischen den Zeilen blitzt dieses Spannungsverhältnis immer wieder auf. Gleichzeitig betonen die Herausgeber zu Recht, dass eine Anpassung speziell für die Alten nicht das Ziel sein kann. Eine solche Stigmatisierung würde von den Alten kaum akzeptiert. Anzustreben ist vielmehr ein "universales Produktdesign", das Prinzipien folgt, das allen Verkehrsteilnehmern nützt.

Vielfalt ist die eigentliche Herausforderung. Die Unterschiede zwischen verschiedenen Altersgruppen selbst wachsen, aber auch zwischen den Lebens- und Mobilitätsaussichten der Alten in Wachstumsregionen einerseits und in Schrumpfungsbereichen andererseits. Schon jetzt gibt es Hinweise darauf, dass das Siedlungsverhalten der Jungen Alten widersprüchlichen Rahmenbedingungen unterliegt. Einerseits bieten die kurzen Wege in der Stadt gute Chancen, vielfältige Bedürfnisse und Freizeitinteressen auszuleben. Offenbar steigt das Interesse vieler Senioren aus suburbanen Eigenheimsiedlungen, in ein urbanes Umfeld zu ziehen. Doch steht eine scherenartige Entwicklung des Immobilienmarktes dem oft entgegen: attraktive städtische Wohnungen sind begehrt und teuer, während für das gebrauchte Eigenheim im Grünen die Nachfrage fehlt. Dort, wo der Wohnungswechsel dennoch gelingt, ist übrigens die Stellung des eigenen Autos eine verkehrswissenschaftlich interessante und offene empirische Frage. Nehmen die neuen Städter ihre suburbanen Autonutzungsmuster mit oder steigen sie auf die Verkehrsmittel des Umweltverbundes um? Das Auto und seine Bedeutung für die Alten von heute und von morgen ist darüber hinaus aus anderen Gründen ein wichtiges Thema in zwei Beiträgen des Bandes: offenbar kommt die zunehmende Verbreitung von Fahrerassistenzsystemen den Bedürfnissen der Alten entgegen, das gilt insbesondere für Spurhaltehilfen und für die noch in der Entwicklung steckende Kreuzungsunterstützung. Viel spricht dafür, dass die Alterung insgesamt ein wichtiger Treiber für die derzeit mit erheblichem Forschungsaufwand vorangetriebenen Entwicklungen zum teilautonomen Fahren ist. Viele wesentliche Punkte der künftigen "demografieangemessenen Mobilität" werden in dem von Bernhard Schlag und Klaus J. Beckmann komplementär angelegten Band thematisiert und aus wissenschaftlicher sowie aus einer planerischen Perspektive behandelt. Insofern ist eine Zwischenbilanz des uns auch weiterhin beschäftigenden Verhältnisses von Alter und Mobilität überaus gelungen. Kritisch anzumerken bleibt allein, dass die Dimension der potenziellen zivilgesellschaftlichen Organisation von Mobilität, beispielsweise Konzepte, wie der Bürgerbus als auch die organisierte Mitnahme in Privat-Pkw, wenig beleuchtet wird. Auch die Frage, ob nicht der Übergang von der Berufstätigkeit in den Ruhestand gerade für aktive und gesundheitlich fitte "Junge Alte" die Chance zum Routinebruch und zum Umstieg auf Verkehrsnutzungen jenseits des Privatautos eröffnet, wird nicht gestellt. Beide Themen können jedoch auch in Fortführung des Diskurses über "Mobilität und Alter" Zukunftsthemen sein, die Eingang in einen nächsten Band finden. Denn klar ist: die Herausforderung der künftigen Mobilität im Alter wird nicht geringer, sondern größer. Denn es gilt, technische, organisatorische und sozial akzeptierte Mobilitätslösungen für eine zunehmende Vielfalt zu finden.

Dr. Weert Canzler
Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung