

Preiselastizitäten der Nachfrage im ÖPNV unter spezieller Berücksichtigung ermäßigter Sozialtarife am Beispiel einer mittelgroßen Stadt

Christoph Vietze

Eingegangen: 12. April 2011 / Angenommen: 18. August 2011 / Online publiziert: 15. September 2011
© Springer-Verlag 2011

Zusammenfassung Ziel der Arbeit ist es, die Preiselastizitäten der Nachfrage für einzelne (u. a. ermäßigte) Tarife des ÖPNV einer mittelgroßen deutschen Stadt (hier Jena) mithilfe einer empirischen Schätzung zu ermitteln. Insbesondere wird es dadurch möglich, den städtischen Zuschussbedarf an den ÖPNV, der nach Einführung ermäßigter Sozialtarife für bestimmte Bevölkerungsgruppen entsteht, abzuschätzen. Die Schätzung mittels AR-Modells erfolgte auf Grundlage monatlicher Umsatzdaten einzelner Produkte der vergangenen zehn Jahre. Für den ÖPNV in Jena beträgt die Preiselastizität der Nachfrage nach Einzeltickets zum Normalpreis $-0,63$ und ist somit, geografisch bedingt, in Absolutwerten etwas höher als in vergleichbaren Studien. Für ermäßigte Sozialtarife konnte ein höherer Elastizitätswert festgestellt werden. Somit kann für Personen, die von Sozialtransfers leben, festgestellt werden, dass die Nachfrage nach Leistungen des ÖPNV (Einzelfahrten) weniger vom Einkommenseffekt (geringere Preiselastizität bei einkommensschwacher Bevölkerungsgruppen) als vielmehr vom Effekt einer höheren Preiselastizität bei nicht berufsbedingten Freizeitfahrten bestimmt wird.

Schlüsselwörter ÖPNV · Empirische Schätzungen · Preiselastizität der Nachfrage · Ermäßigte Sozialtarife

Social Tariff Concessions and the Price Elasticity of Demand of Local Public Transport System in a Medium Sized Urban Area

Abstract The aim of the study is to calculate the price elasticity of demand for several local public transport products of a mid-sized German city (Jena) to estimate the potential subsidy requirements of social tariff concessions. The results of the ten year time series AR-model estimation show an elasticity coefficient of -0.63 for a single ticket which is slightly higher in absolute terms compared with past studies but can be explained with the geographical structure of the examined city. The price elasticity of social concession-tariffs is significantly higher. This means that the income effect will be outweighed by the effect of lower demand of welfare recipients for (relatively inelastic) intra-city commuting.

Keywords Local public transport · Empirical estimation · Price elasticity of demand · Social tariff concession

JEL Classification R 48 · C33 · D12

1 Einführung

Der Beitrag beruht auf einer Studie im Auftrag der Stadt Jena und der Jenaer Nahverkehrsgesellschaft mbH (JNVG), die zum Ziel hatte, die Kosten für sozialpolitisch begründete niedrigere Tarife für bestimmte Bevölkerungsgruppen abzuschätzen. Mittels eines bei Ticketkauf bereitzuhaltenden „JenaPasses“ gewährt die Stadt Jena seit Februar 2005 bedürftigen Bürgern ermäßigte Tarife für den Nahverkehr. Diesen „JenaPass“ erhalten die Berechtigten von der Stadt, die sich ihrerseits verpflichten musste, der JNVG die dar-

Dr. C. Vietze (✉)
Friedrich-Schiller-Universität Jena, Lehrstuhl für
Wirtschaftspolitik, Carl-Zeiß-Straße 3, 07743 Jena, Deutschland
E-Mail: christoph.vietze@uni-jena.de

aus entstandenen Verluste auszugleichen. Bei der Quantifizierung des Zuschussbedarfs würde es jedoch zu kurz greifen, die Anzahl der ermäßigt verkauften Tickets mit der Höhe der Preisermäßigung zu multiplizieren, da unstrittig ist, dass durch die Ermäßigung auch eine erhöhte Nachfrage induziert wird (vgl. z. B. Balcombe/Astrop/Hill 1998; Balcombe/Mackett/Paully et al. 2004). Dazu ist jedoch die mögliche Zusatznachfrage nach Tickets abzuschätzen, die durch eine Preissenkung (für bestimmte Personengruppen) hervorgerufen wird.

Ziel der Studie ist es deshalb, die prozentuale Reaktion der Nachfrage im Zuge einer prozentualen Preisänderung (Preiselastizität der Nachfrage¹) mittels eines empirischen Schätzverfahrens zur multivariaten Zeitreihenanalyse für die Nahverkehrstarife der JNVG näherungsweise zu quantifizieren, damit der sozialpolitisch begründete erhöhte Zuschussbedarf der Stadt Jena an die JNVG am Ende eines jeden Jahres berechnet werden kann. Auf Grundlage der ermittelten Preiselastizität wird gegenwärtig der (zusätzliche) Zuschussbedarf für die JNVG für jedes Jahr ex-post mittels folgender Formel berechnet. Dabei wird von dem Umsatzausfall aufgrund der Preissenkung der Umsatzzuwachs durch die zusätzliche (durch die Preissenkung hervorgerufene) Nachfrage abgezogen:

$$\begin{aligned} \text{Zuschuss} = & (\text{Ticketpreis}_{\text{normal}} - \text{Ticketpreis}_{\text{ermäßigt}}) \\ & * \text{Anzahl verkaufte Tickets}_{\text{ermäßigt}} \\ & - (\text{Ticketpreis}_{\text{ermäßigt}} \\ & * \text{Anzahl verkaufte Tickets}_{\text{ermäßigt}} \\ & * |\text{ermittelte Elastizität}|) \end{aligned}$$

Inhaltlich gibt die vorliegende Studie zunächst einen kurzen Abriss bereits publizierter Untersuchungen zum Thema. Anschließend werden das Schätzmodell und die Struktur der Daten erläutert sowie die Ergebnisse präsentiert. Eine kurze Zusammenfassung greift nochmals die wichtigsten Punkte der Untersuchung auf.

2 Literaturüberblick

Nahezu alle vorangegangenen Studien zur Preiselastizität der Nachfrage nach Leistungen des ÖPNV beschreiben eine Preiselastizität im negativen Bereich, die aber zumeist den Bereich von $-1,0$ nicht unterschreitet (vgl. z. B. Nijkamp/Pepping 1998; Hanly/Dargay 1999; Dargay/Hanly 2002; Balcombe/Mackett/Paully et al. 2004; vgl. auch Anhang I). Das zeigt zum einen, dass bei Preissenkungen von ÖPNV-Tarifen stets zusätzliche Fahrten nachgefragt werden. Zum

anderen bedeutet dies aber auch, dass Preissenkungen nicht vollständig selbstfinanzierend sind; das heißt, der Umsatzausfall durch die Preissenkung wird nicht komplett durch die zusätzliche Nachfrage wettgemacht. Dies wäre erst bei einer Preiselastizität ab $-1,0$ der Fall.

Konkret zeigen Surveys eine Preiselastizität der Nachfrage nach ÖPNV auf, die zwischen $-0,01$ und $-0,78$ liegt, wobei die meisten Berechnungen in den Bereich zwischen $-0,1$ und $-0,6$ fallen (Oum/Waters Jr./Yong 1992; Hanly/Dargay 1999; Dargay/Hanly 2002; Balcombe/Mackett/Paully et al. 2004; Bastians 2009). Während die vorliegende Studie im Sinne eines Gleichgewichtsmodells den langfristigen Mittelwert der Mengenänderung aufgrund einer Preisänderung widerspiegelt, betrachteten andere Studien kurz- versus langfristige Effekte von Preisänderungen getrennt. Dabei zeigt sich, dass eine einprozentige Preiserhöhung einen Rückgang der Nachfrage um $0,3\%$ nach dem ersten Jahr zur Folge hatte. Nach vier Jahren setzten weitere Substitutionseffekte (wie z. B. der Kauf eines Autos) ein, was sich in einem mittelfristigen Elastizitätswert von $-0,55$ widerspiegelt, der nach zehn Jahren auf durchschnittlich $-0,65$ steigt² (Goodwin 1992: 160).

Lange Zeit wurde eine Preiselastizität von $-0,3$ als allgemein gültig akzeptiert (zuerst bei Webster/Bly 1980). Seit den 1980er Jahren wurden kontinuierlich höhere Elastizitätswerte gemessen (Goodwin 1992; Goodwin/Oum/Waters Jr. et al. 1992; Oum/Waters Jr./Yong 1992; vgl. auch Anhang I). Grund hierfür ist vor allem eine Zunahme des Automobilbesitzes. Besitzt ein Haushalt ein Automobil, sind die Haushaltsmitglieder nämlich viel eher bereit, Fahrten, die zuvor mit dem ÖPNV durchgeführt wurden, dauerhaft mit dem Automobil durchzuführen, was die Preiselastizität entsprechend erhöht (Goodwin 1992: 162; Gillen 1994: 137; Hanly/Dargay 1999: 4; Dargay/Hanly 2002: 90). Ein weiterer Faktor ist der zunehmende Anteil von Freizeitfahrten (im Gegensatz zu beruflich bedingten Fahrten) am Gesamtverkehrsaufkommen, da dieser Teil der Nachfrage durch eine hohe Preiselastizität gekennzeichnet ist (vgl. z. B. Balcombe/Mackett/Paully et al. 2004; Bastians 2009). Gegenläufig wirkt ein Wachsen der Städte und damit des innerstädtischen Verkehrs. So zeigen Studien eine umso kleinere Elastizität auf, je größer die jeweilige Stadt ist (Higginson 1987; Pratt Consultant Inc./Texas Transportation Institute/Cambridge Systematics Inc. et al. 2000; Litman 2004; Bastians 2009). Dies ist unmittelbar verständlich, da in Großstädten wie London, Paris oder Berlin aufgrund von Stau- und Parkplatzproblemen nur wenige Berufstätige mit dem Auto die täglichen Wege in die Innenstadt bestreiten. Das heißt im Umkehrschluss, dass in diesen Städten die Fahrgäste Preiserhöhungen der ÖPNV-Tarife

¹ Die Preiselastizität der Nachfrage gibt an, um wie viel Prozent sich die Nachfrage nach einem Gut ändert, wenn der Preis des Gutes um ein Prozent erhöht oder gesenkt wird.

² Wenn im Folgenden von hoher oder niedriger Preiselastizität die Rede ist, sind die (negativen) Absolutwerte gemeint.

viel eher akzeptieren (müssen), also eine geringe Preiselastizität haben.

In mittelgroßen Städten wie Jena (rund 110.000 Einwohner) ist dies nicht der Fall, da hier eine Fahrt in die Innenstadt, aus welchem Grund auch immer (Freizeit oder beruflich), grundsätzlich mit dem Auto in mit dem ÖPNV vergleichbarer Zeit durchführbar ist. Zumal wenn Personengruppen in den Randgebieten und Eingemeindungen der Stadt wohnen, stellt das Auto eine attraktive Alternative dar. Insofern ist hier eine höhere Preiselastizität der Nachfrage zu erwarten. Das bestätigen auch weitere Studien, die in semiurbanen Räumen eine höhere Elastizität feststellen als in reinen Stadtgebieten (Higginson 1987; Hanly/Dargay 1999; Pratt Consultant Inc./Texas Transportation Institute/Cambridge Systematics Inc. et al. 2000).

Bezüglich der Unterschiede zwischen Straßenbahn und Bus lässt sich sagen, dass die Kunden die höhere Schnelligkeit und geringere Stauanfälligkeit der Straßenbahn zu schätzen wissen, indem sie bereit sind, für Fahrten mit der Straßenbahn eher eine Preiserhöhung zu akzeptieren als für Busfahrten, was sich in einer höheren Preiselastizität für letztere ausdrückt (Pratt Consultant Inc./Texas Transportation Institute/Cambridge Systematics Inc. et al. 2000: 12.11).

Da sich dieser Beitrag vor allem mit der Veränderung der Ticketnachfrage nach einer Tarifsenkung für bestimmte Personengruppen beschäftigt, soll der Literaturüberblick mit bisherigen Ergebnissen zur Wirkung von Berufstätigkeit und Einkommen auf die individuelle Preiselastizität abschließen. Die Mikroökonomische Theorie geht grundsätzlich davon aus, dass Personen mit geringem Einkommen preiselastischer reagieren als solche mit höherem Einkommen, da sie – vereinfacht gesprochen – „auf jeden Pfennig achten müssen“ und sich Ausgaben genau überlegen (z. B. Varian 1999: 91 ff.). Bei Nahverkehrsdienstleistungen kann eher das Gegenteil angenommen werden, da Personen mit geringem Einkommen oft auf den ÖPNV angewiesen sind und somit keine Möglichkeit haben, auf Preisänderungen zu reagieren (ähnlich dem so genannten Giffen-Paradoxon bei Grundnahrungsmitteln, vgl. z. B. Varian 1999: 98). Personen mit höherem Einkommen benutzen in diesem Fall eher ihr Auto oder sind bereit, zusätzliche Ausgaben für ein Taxi zu tätigen. Empirisch beobachtet wurde in den meisten Studien eine umso höhere Preiselastizität für Nahverkehrsdienstleistungen, je höher das Einkommen der betreffenden Personengruppe ist (Hamberger/Chatterjee 1987; Halcrow Fox/Accent Marketing Research/University of Leeds 1993; Balcombe/Mackett/Paully et al. 2004). Fahrten zur Arbeitsstätte (und Schule) sind zeitlich und örtlich relativ unflexibel (Balcombe/Mackett/Paully et al. 2004: 59), was heißt, dass Berufspendler, wenn sie sich einmal für den ÖPNV entschieden haben, auch nach Preiserhöhungen nicht mit Einschränkungen ihrer täglichen Fahrten reagieren. Auf der

anderen Seite führt eine Preissenkung auch nicht zu einer Erhöhung der Nahverkehrsnachfrage durch diese Personengruppe. Diese Vermutung wurde durch eine Vielzahl empirischer Studien bestätigt, die allesamt eine geringe Preiselastizität für Berufspendler feststellen (z. B. Halcrow Fox/Accent Marketing Research/University of Leeds 1993; Gunn/Tuinenga/Allouche et al. 1998; Pratt Consultant Inc./Texas Transportation Institute/Cambridge Systematics Inc. et al. 2000; Bastians 2009). Konsequenterweise fand Fairhurst (1996), dass ökonomisch nicht aktive Personengruppen eine höhere Preiselastizität zeigen. Seinen Untersuchungen zufolge stieg in London nach Einführung einer Ermäßigung die Nachfrage nicht berufstätiger Personen um bis zu 50 % an, während Berufspendler nur 10 % mehr Fahrten nachfragten. Bezogen auf den Untersuchungsgegenstand lässt dies auf eine nicht unerhebliche Nachfrageausweitung nach ÖPNV-Fahrten durch Einführung ermäßigter Tickets für die begünstigte (und eher nicht berufstätige) Personengruppe der ALG II-Empfänger schließen. Im Lichte der Ergebnisse wird in der Zusammenfassung auf diese Frage nochmals eingegangen.

3 Empirische Vorgehensweise

3.1 Allgemeine Ausführungen zur Preiselastizität

Ziel dieser Studie ist es, die mögliche Zusatznachfrage, die durch eine Preissenkung für Fahrten (für bestimmte Personengruppen) hervorgerufen wird, *ex ante* abzuschätzen. Mit anderen Worten: Es soll die sogenannte Preiselastizität der Nachfrage für die Nahverkehrstarife im ÖPNV näherungsweise quantifiziert werden. Die Vorgehensweise bei der Berechnung soll im Folgenden kurz beschrieben werden.

In der Grundform drückt die Preiselastizität der Nachfrage die prozentuale Reaktion der Nachfrage auf eine prozentuale Preisänderung aus:

$$\varepsilon_{Preis} = \frac{\Delta \text{Nachfrage}}{\text{Nachfrage}} \bigg/ \frac{\Delta \text{Preis}}{\text{Preis}}$$

Da diese so genannte Punktelastizität immer nur für einen bestimmten Punkt auf der Nachfragekurve gilt, wird abweichend vom Grundmodell ein log-lineares Modell als Referenzmodell für die vorgenommenen Schätzungen zugrunde gelegt.

$$\varepsilon_{Preis}^{arc} = \frac{\Delta(\ln \text{Menge})}{\Delta(\ln \text{Preis})}$$

Zum einen bestätigen bisherige empirische Untersuchungen zu Preiselastizitäten im ÖPNV in Großbritannien (vgl. z. B. Dargay/Hanly 1999; Dargay/Hanly 2002; Litman 2004;

Balcombe/Mackett/Pauly et al. 2004) einen mit dieser Modellierung einhergehenden konvexen Verlauf und damit die zugrunde gelegte Cobb-Douglas-Nachfragefunktion. Zudem impliziert diese Modellierung die Existenz konstanter Preiselastizitäten (Dargay/Hanly 1999: 69; Dargay/Hanly 2002: 80 ff.; Litman 2004: 45; Balcombe/Mackett/Pauly et al. 2004: 55). Das heißt, die Elastizitäten weisen an jedem Punkt der Nachfragekurve den gleichen Wert auf und sind damit auch für prozentual große Preisänderungen sowie in beide Richtungen – also sowohl Preissteigerungen als auch Preissenkungen – gültig (Pratt Consultant Inc./Texas Transportation Institute/Cambridge Systematics Inc. et al. 2000: 12.13; Balcombe/Mackett/Pauly et al. 2004: 41). Andererseits verweist Stobbe (2009: 92 ff.) darauf, dass Preiselastizitäten mit der Stärke der Veränderung in der Regel ansteigen. Dies gilt jedoch nur für große Preisänderungen von über 10 % (und vor allem extreme Randlösungen) (Litman 2004: 45; Bastians 2009: 122). Insbesondere Dargay/Hanly (1999: 69) konnten in kleinräumigen Gebieten keine Änderung der Preiselastizität auch bei größeren Preissteigerungen feststellen. Amcon (2005: 4) betont, dass für Preissenkungen und Preissteigerungen unterschiedliche Elastizitäten angenommen werden können. Dies gilt aber ebenfalls nur für sehr starke Preisänderungen, so dass analog zu Litman (2004) und Balcombe/Mackett/Pauly et al. (2004) in dieser Studie von konstanten Preiselastizitäten ausgegangen werden kann.

Zum anderen kann bei Verwendung logarithmierter Werte in einem Schätzmodell zu Determinanten der Nachfrage die Elastizität direkt aus den Schätzkoeffizienten abgelesen werden. Die Verwendung eines solchen Modells zur empirischen Ermittlung von Elastizitäten ist Standard in der empirischen Literatur (z. B. Goodwin 1992; Gillen 1994; Hanly/Dargay 1999; Dargay/Hanly 2002; Litman 2004; Balcombe/Mackett/Pauly et al. 2004), auch wenn andere theoretische Konzepte denkbar sind. Da in dieser Studie ein solches multivariates Schätzmodell angewandt werden soll, das auch die Preise konkurrierender Produkte und zudem die Einflüsse weiterer Faktoren berücksichtigt, kann hier nur ein log-lineares Modell zur Anwendung kommen.

3.2 Empirisches Schätzmodell

Da sämtliche Daten auf monatlicher Basis vorliegen, ist es möglich, die Elastizität mittels einer multivariaten Zeitreihenanalyse zu bestimmen. Dabei wird als abhängiger Koeffizient die Höhe der Mengenänderung (abgesetzte Tickets) aufgrund verschiedener Ereignisse (z. B. aktuelle Ticketpreise) geschätzt. Im Speziellen wird die Preiselastizität empirisch mittels eines autoregressiven (AR) Schätzverfahrens zur multivariaten Zeitreihenanalyse ermittelt. Zuvor wurden die entsprechenden statistischen Testverfahren zur seriellen Korrelation der Daten angewendet, da auf-

grund der Datenstruktur (Zeitreihendaten) zu vermuten war, dass serielle Korrelation (oder Autokorrelation) vorliegt. Unter Verwendung der drei hierfür üblichen Testverfahren – Durbin-Watson-Test (Durbin/Watson 1950; Durbin/Watson 1951; Durbin/Watson 1971), Ljung-Box Q-Statistik (Ljung/Box 1979) sowie Serielle Korrelation LM-Test (vgl. Godfrey 1978; Breusch 1979) – wurde das Vorliegen von Autokorrelation³ bestätigt. Da dies die Bedingungen für eine normale Kleinste-Quadrate-Schätzung (Ordinary Least Square – OLS) verletzt, was in Folge zu inkonsistenten und verzerrten Ergebnissen führen würde, wird bei einem AR-Modell die ursprünglich lineare Schätzgleichung in eine nichtlineare transformiert, so dass diese Probleme nicht mehr auftreten (vgl. Davidson/MacKinnon 1993). Zur Durchführung der Schätzungen wird das Programm EViews 5.1 verwendet.

3.3 Genaues Vorgehen und Spezifikation

Konkret werden in der vorliegenden Studie die Höhe der Mengenänderung (abgesetzte Tickets) einzelner Tarifklassen (Einzeltickets, Wochentickets und Monatstickets) aufgrund verschiedener exogener Ereignisse geschätzt. Als die Mengenänderung determinierende Einflussvariablen werden die Preise der jeweiligen Ticketkategorie (Einzel, Woche, Monat) berücksichtigt. Die dabei gewonnenen Schätzkoeffizienten geben, da logarithmiert, den Wert der Elastizitäten direkt wieder. Um zu vermeiden, dass die Absatzmenge von weiteren Effekten beeinflusst wird, die unbeobachtet bleiben und damit das Ergebnis verfälschen würden, wird die Schätzung um weitere Kontrollvariablen erweitert.

Als wichtigste Kontrollvariablen werden die Umsätze (aktueller Preis multipliziert mit im Monat abgesetzter Menge) der jeweiligen Fahrkartensubstitute der entsprechenden Ticketkategorie herangezogen. Das heißt, bei Einzeltickets werden die Umsätze von Wochen- und Monatsticket, bei Wochentickets die Umsätze von Einzel- und Monatstickets etc. als Kontrollvariable verwendet.⁴ Der Effekt jahreszeitlicher Schwankungen der Nachfrage wird durch das Verwenden von Monatswerten in der Regression berücksichtigt. Weiterhin wird in einigen Schätzungen die Anzahl der aufgegriffenen Schwarzfahrer (im Verhältnis zum Kontrollaufwand) als Einflussgröße berücksichtigt. Da Zahlen dazu jedoch erst ab Januar 2005 vorliegen, kann die Anzahl der Schwarzfahrer nur bei den im (ungefähr) gleichen Zeitraum liegenden gesonderten Schätzungen ermäßigter Fahrten nach Sozialtarif berücksichtigt werden. Als ergänzende Variable wird der Effekt längerer Linienspernungen, gewichtet mit dem Anteil der jeweiligen Linie am

³ Korrelation der erklärenden Variablen miteinander.

⁴ Bei Monatstickets werden zusätzlich die Umsätze von Abo-Monatstickets und Jahrestickets integriert.

Gesamtverkehrsaufkommen, berücksichtigt. Darüber hinaus wird, sofern sie den Erklärungsgehalt (R^2) der jeweiligen Regression erhöht, eine *Dummy*-Variable für den Monat mit besonderer Nachfragesituation (Dezember) eingesetzt. Da sich zudem in den Daten gezeigt hat, dass in dem Monat vor einer Fahrpreiserhöhung systematisch weniger Einzelkarten gekauft wurden,⁵ wird auch für diese Monate ein *Dummy* eingeführt.

Der Datensatz ist in Form eines Panels nach Monat und Jahr geordnet aufgebaut, um die Effekte unterschiedlicher monatlicher Auslastungen des Nahverkehrs⁶ sowie den variierenden Zeitraum zwischen zwei Preisänderungsperioden⁷ statistisch abzudecken.

4 Daten

4.1 Vorliegende Daten

Zur Bearbeitung der Studie wurden folgende Daten von der Jenaer Nahverkehrsgesellschaft erhoben und für die vorliegende Untersuchung zur Verfügung gestellt:

- Verkaufszahlen von Fahrkarten auf Monatsbasis (ab Januar 1999), aufgeschlüsselt nach einzelnen Produkten (z. B. Einzel-, Wochen-, Monatsticket) für das Gesamtsortiment,
- jeweils aktuelle Tarife im Zeitablauf (ab Januar 1999), aufgeschlüsselt nach einzelnen Produkten für das Gesamtsortiment,
- Anzahl der auf Monatsbasis ausgegebenen „JenaPässe“ bzw. Sozialpässe (ab April 2007),
- Tarife und Verkaufszahlen ermäßigter Tickets an „JenaPass“- bzw. Sozialpass-Inhaber (ab Februar 2005) auf Monatsbasis,
- Datum und Zeitraum längerer Streckensperrungen und Ausfälle einzelner Linien im Netz der JNVG (aufgeschlüsselt nach Monaten) sowie geschätzte Anteile des Fahrgastaufkommens der jeweiligen Linien am gesamten Fahrgastaufkommen (ab Januar 1999),
- Anzahl der aufgegriffenen Personen ohne gültigen Fahrschein (aufgeschlüsselt nach Monaten) sowie die dafür verwendeten Ressourcen (Zeitstunden/Kostenaufwand der in der Kontrolle eingesetzten Mitarbeiter) (ab Januar 2005),

⁵ Grund hierfür ist vermutlich, dass weniger Karten auf „Vorrat“ gekauft werden.

⁶ Beispielsweise aufgrund jahreszeitlicher Schwankungen oder kultureller oder sportlicher Großereignisse.

⁷ Zwar fanden *de jure* nur Preiserhöhungen statt; *de facto* wurden die Preise im Beobachtungszeitraum jedoch auch gesenkt. So stellt z. B. die Einführung der 4er-Einzelkarten im Februar 2009 eine faktische Preissenkung dar.

- Informationen zum Zeitpunkt des Einbaus von Bezahlautomaten für Fahrkarten in den einzelnen Fahrzeugen sowie zu Störungen dieser Automaten (keine Vorfälle im Betrachtungszeitraum).

4.2 Zusammenfassung der Daten zu Fahrgastzahlen

Da im Untersuchungszeitraum 1999 bis 2009 von der Jenaer Nahverkehrsgesellschaft zahlreiche neue Produkte und damit Tarifkategorien auf den Markt gebracht wurden, für eine statistische Berechnung aber im Zeitablauf konstante Produktkategorien notwendig sind, werden einzelne Ticketgruppen zusammengefasst. Dabei werden die monatlichen Absatzzahlen der entsprechend ähnlichen Ticketkategorie zur jeweiligen Hauptkategorie addiert. In einem zweiten Schritt werden neue, gewichtete Ticketpreise⁸ der einzelnen Ticketkategorien auf Monatsbasis berechnet und für die weiteren Schätzungen verwendet. Dies ermöglicht es, Produkte, die in sehr engen Substitutionsbeziehungen zum Hauptprodukt stehen, in die Schätzung einzubeziehen. Ansonsten wäre zu diesen keine sinnvolle Aussage möglich. Insbesondere kann damit der Nachfrageeffekt, der durch die Einführung von ermäßigten Sozialtickets für „JenaPass“-Inhaber ausgelöst wurde, mit in die Schätzungen integriert werden. Konkret ergeben sich folgende Hinzurechnungen:

Bei *Einzeltickets* wird die Menge der abgesetzten Kombitickets (ab 1/2006) sowie die mit vier multiplizierte Menge der abgesetzten 4er-Karten (ab 2/2009) hinzugerechnet sowie eine entsprechende Gewichtung der Preise vorgenommen. In gleicher Weise wird mit den Absatzmengen der ermäßigten Einzeltickets für „JenaPass“-Inhaber verfahren (ab 2/2005), so dass die geschätzte Elastizität für Einzeltickets auch diese Personengruppe integriert.

Bei *Wochen- und Monatstickets* werden ebenfalls die Absatzmengen der ermäßigten „JenaPass“-Tickets (ab 2/2005) integriert und die Verkaufspreise entsprechend gewichtet.

Zusätzlich werden die Umsätze der mit Monatskarten in enger Austauschbeziehung stehenden *Abo-Monatskarten* betrachtet, um diese wie oben beschrieben als Kontrollvariable in die Schätzung zu integrieren. Dabei werden auch hier die Mengen der Produkte Abo-Monatskarte (ab 1/1999), 9-Uhr-Abo-Monatskarte (ab 1/2006) sowie die der neuen, monatlich abgerechneten Job-Tickets (ab 2/2009) zu Gesamtumsätzen addiert. Gleiches gilt für *Jahrestickets*, da auch hier eine substitutive Beziehung zu Monatskarten vorliegt. Hierbei werden die Umsätze der Jahresnetzkarten

⁸ Die Berechnung am Beispiel der Einführung von 4er-Tickets, wobei p für Preise und m für abgesetzte Tickets steht:

$$p_{\text{gewichtet}} = \frac{p_{EZ} * m_{EZ} + p_{4er} * m_{4er}}{(m_{EZ} + m_{4er})}$$

Jena (bis 12/2002) und diverser auf Jahresbasis abgerechnete Firmentickets bzw. Jobtickets zusammengefasst. In ähnlicher Weise wird bei den Umsätzen von Tagestickets vorgegangen (Kontrollvariable zu Einzeltickets), wobei hier die Umsätze von Einzel- und Gruppentageskarten zu einer Variablen addiert werden. Die Umsatzzahlen aller Substitute werden, abhängig von der jeweils betrachteten Ticketklasse, in einem zweiten Schritt zu einer Gesamtumsatzzahl zusammengefasst.

Ermäßigte Schülerkarten sowie Studententickets werden nicht berücksichtigt, da zwischen diesen und den betrachteten Produkten aufgrund der Exklusivität für bestimmte Personengruppen keine Austauschbeziehungen bestehen.

5 Die Ergebnisse aufgeschlüsselt nach Produktkategorien

5.1 Einzeltickets

Die Schätzung zur Preiselastizität von Einzeltickets ($ticket(ET)$) beinhaltet, neben dem Preis ($preis(ET)$) als erklärender Variable, folgende Kontrollvariablen: Eine *Dummy*-Variable für den Monat vor einer Preisumstellung ($PUmsst^{0,1}(ET)$), da hier Effekte aufgrund von vermindertem Vorratskauf zu erwarten sind, die Zeiträume von Linienstörungen, gewichtet mit dem Anteil der jeweiligen Linie am Gesamtverkehrsaufkommen ($LinSperrGew$) sowie die Umsätze der direkten Substitute. Bei Einzeltickets sind dies Tagestickets, Gruppentagestickets, Wochentickets und Monatstickets. Die Umsätze dieser Produkte wurden in einer Umsatzvariablen ($U(TT, GTT, WT, MT)$) zusammengefasst. Hinzu kommen die statistischen Korrekturvariablen, welche ein Ergebnis des AR-Schätzmodells zweiter Ordnung sind. Diese geben, vereinfacht ausgedrückt, das Maß für die Korrelation der Störgrößen an, sind aber für die Interpretation der Ergebnisse ohne Belang.⁹ Alle Daten werden auf Monatsbasis jeweils für die einzelnen Jahre (m, j) verwendet.¹⁰

Somit ergibt sich folgende Schätzgleichung¹¹:

$$\begin{aligned} \ln ticket(ET)_{m,j} = & \beta_0 + \beta_1 \ln preis(ET)_{m,j} \\ & + \beta_2 PUmsst^{0,1}(ET)_{m,j} \\ & + \beta_3 \ln LinSperrGew_{m,j} \\ & + \beta_4 \ln U(TT, GTT, WT, MT)_{m,j} \\ & + \beta_5 AR(1)_{m,j} + \beta_6 AR(2)_{m,j} + \varepsilon_{m,j} \end{aligned}$$

Im Ergebnis ergibt die AR-Schätzung folgende Werte (vgl. Tab. 1):

Aus Tab. 1 wird ersichtlich, dass die Preiselastizität der Nachfrage nach Einzeltickets bei $\varepsilon = -0,629$ liegt. Das heißt, bei einer Anhebung (Absenkung) des Tarifs um 1 % senkt (erhöht) sich die Nachfrage nach Einzeltickets um 0,63 %. Mit einem t-Wert von $t \cdot val = -6,270$ ist dieses Ergebnis hochsignifikant. Mit einem Bestimmtheitsmaß von $R^2 adj = 0,572$ bildet das vorliegende Schätzmodell die Realität hinreichend ab und ist geeignet, die Nachfrage nach Einzeltickets zu erklären. Da zudem die Durbin-Watson-Statistik einen Wert um $DWstat = 2$ aufweist, liegt nach Anwendung des korrigierten Schätzmodells keine Autokorrelation mehr vor. Die Parameter der Kontrollvariablen entsprechen den Erwartungen: Im Monat vor einer Preisumstellung gehen die Verkaufszahlen von Tickets zurück, da die Fahrgäste keine Fahrkarten mehr auf Vorrat kaufen bzw. Altbestände abbauen. Die Umsätze der konkurrierenden Produkte bewegen sich gleichläufig mit der Absatzmenge verkaufter Einzeltickets. Dieses Ergebnis mag auf den ersten Blick verwundern, jedoch ist zu berücksichtigen, dass

Tab. 1 Preiselastizitäten bei Einzeltickets

	M 1
<i>const</i>	10,754*** (13,454)
$\ln preis(ET)_{m,j}$	-0,629*** (-6,270)
$PUmsst^{0,1}(ET)_{m,j}$	-0,139** (-2,199)
$\ln LinSperrGew_{m,j}$	0,00004 (0,807)
$\ln U(TT, GTT, WT, MT)_{m,j}$	0,153** (2,164)
<i>AR(1)</i>	0,167** (1,989)
<i>AR(2)</i>	0,202** (2,072)
<i>R²adj</i>	0,572
<i>DWstat</i>	2,030
<i>n</i>	128

Abhängige Variable: Absatz Einzeltickets (logarithmiert)

t-Werte in Klammern

*signifikant auf 90 % Niveau

**signifikant auf 95 % Niveau

***signifikant auf 99 % Niveau

⁹ Probleme könnten nur auftreten, wenn gewisse Grenzwerte überschritten werden (AR-Koeffizient größer als 1) (vgl. Quantitative Micro Software 2005: 500); dies ist aber bei der vorliegenden Studie nicht der Fall.

¹⁰ Ein Überblick zu allen verwendeten Variablen befindet sich in Anhang II.

¹¹ Um aus den Schätzkoeffizienten die Preiselastizitäten ablesen zu können, wurden, wie oben beschrieben, bei allen Schätzungen jeweils die logarithmierten Werte verwendet (vgl. Kap. 3).

in die Variable Umsatz sowohl die Absatzmengen als auch die (oft im gleichen Zug erhöhten Preise) der Substitute eingehen. Dabei gibt es natürlich auch Wechselwirkungen des Preises auf die Nachfrage. Da alle Substitute in einer Variablen kumuliert sind, können aus dem Schätzwert dieser Kontrollvariablen keine besonderen Schlussfolgerungen gezogen werden. Einschränkungen bei der Bedienung einzelner Linien haben keinen signifikanten Einfluss auf das Fahrgastaufkommen.

5.2 Wochentickets

Bei der Schätzung zur Preiselastizität von Wochentickets (*ticket(WT)*) seit ihrer Einführung im August 2004 werden nahezu die gleichen Variablen auf Monatsbasis (m, j) wie bei der vorangegangenen Schätzung verwendet, also der Wochenticketpreis (*preis(WT)*) als erklärende Variable, eine *Dummy*-Variable für den Monat vor einer Preisumstellung ($PUmst^{0,1}(WT)$) sowie die gewichteten Liniensperrungen (*LinSperrGew*). Als weitere Kontrollvariable kommt die Summe der Umsätze aus Einzeltickets und Monatskarten ($U(ET, MT)$) als direktes Substitut hinzu. Zusätzlich wird, wie bei allen Zeitkarten, eine *Dummy*-Variable für den Monat Dezember ($DEZ^{0,1}$) eingefügt, um das Bestimmtheitsmaß des Modells zu steigern. Aufgrund der Weihnachtsfeiertage ist der Arbeitsmonat Dezember stark verkürzt, so dass damit zu rechnen ist, dass der Absatz von Monatstickets einbricht, während vergleichsweise mehr Wochenkarten verkauft werden. Da diese Aussage für (nahezu) alle Fahrgastgruppen zutreffen dürfte, wird eine entsprechende Variable integriert, um so das Modell realitätsgetreuer zu gestalten. Ergänzt wird das Modell wieder um zwei AR-Terme.

Somit ergibt sich folgende Schätzgleichung:

$$\begin{aligned} \ln ticket(WT)_{m,j} = & \beta_0 + \beta_1 \ln preis(WT)_{m,j} \\ & + \beta_2 PUmst^{0,1}(WT)_{m,j} \\ & + \beta_3 DEZ_{m,j}^{0,1} + \beta_4 \ln LinSperrGew_{m,j} \\ & + \beta_5 \ln U(ET, MT)_{m,j} + \beta_6 AR(1)_{m,j} \\ & + \beta_7 AR(2)_{m,j} + \varepsilon_{m,j} \end{aligned}$$

Tabelle 2 spiegelt die Ergebnisse der Schätzung wider. Der Koeffizient für den Einfluss der Preise ist außerhalb des minimal erforderlichen Signifikanzniveaus ($t \cdot val = 0,443$). Damit können keinerlei Aussagen getroffen werden, wie die Absatzmenge von Wochentickets auf Änderungen des Verkaufspreises reagiert. Eine Erklärung hierfür könnte sein, dass eine hohe Autokorrelation zwischen den Variablen vorliegt, da die Kontrollvariablen ($AR(1), AR(2)$), die die Unabhängigkeit der Störgrößen in diesem Modell herstellen, einen hohen Anteil zum Erklärungsgehalt desselben liefern. Aus den Ergebnissen lässt sich lediglich mit Bestimmtheit aussagen, dass in allen Jahren und unter Berücksichtigung

Tab. 2 Preiselastizitäten bei Wochentickets

	M 2
<i>const</i>	2,239 (0,970)
$\ln preis(WT)_{m,j}$	0,267 (0,443)
$PUmst^{0,1}(WT)_{m,j}$	-0,073* (-1,767)
$DEZ_{m,j}^{0,1}$	0,314*** (5,415)
$\ln LinSperrGew_{m,j}$	0,001 (1,074)
$\ln U(ET, MT)_{m,j}$	0,304 (1,591)
<i>AR(1)</i>	0,553*** (4,559)
<i>AR(2)</i>	0,374*** (2,900)
<i>R²adj</i>	0,797
<i>DWstat</i>	2,050
<i>n</i>	61

Abhängige Variable: Absatz Wochentickets (logarithmiert)

t-Werte in Klammern

*signifikant auf 90 % Niveau

**signifikant auf 95 % Niveau

***signifikant auf 99 % Niveau

aller anderen Faktoren der Verkauf von Wochentickets im Dezember zunimmt.

5.3 Monatstickets

Die Preiselastizität von Monatstickets (*ticket(MT)*) wird mit den gleichen Variablen wie oben – bezogen auf dieses Produkt – geschätzt: Preis von Monatstickets (*preis(MT)*), Vormonat einer Preisumstellung ($PUmst^{0,1}(MT)$), *Dummy* für Monat Dezember ($DEZ^{0,1}$) und Liniensperrungen *LinSperrGew*, sowie ($AR(1)$) und ($AR(2)$) – mit dem Unterschied, dass sich hier die Umsatzvariable der direkten Substitute aus den Umsätzen von Einzeltickets, Wochentickets, Abo-Monatstickets sowie Jahrestickets zusammensetzt ($U(ET, WT, AMT, JT)$). Alle Variablen werden auf Monatsbasis (m, j) in folgende Schätzgleichung integriert:

$$\begin{aligned} \ln ticket(MT)_{m,j} = & \beta_0 + \beta_1 \ln preis(MT)_{m,j} \\ & + \beta_2 PUmst^{0,1}(MT)_{m,j} \\ & + \beta_3 DEZ_{m,j}^{0,1} \\ & + \beta_4 \ln LinSperrGew_{m,j} \\ & + \beta_5 \ln U(ET, WT, AMT, JT)_{m,j} \\ & + \beta_6 AR(1)_{m,j} + \beta_7 AR(2)_{m,j} + \varepsilon_{m,j} \end{aligned}$$

Tab. 3 Preiselastizitäten bei Monatstickets

	M 3
<i>const</i>	5,295*** (3,564)
$\ln \text{preis}(MT)_{m,j}$	0,260 (0,696)
$P\text{Umst}^{0,1}(MT)_{m,j}$	0,017 (0,373)
$DEZ_{m,j}^{0,1}$	-0,299*** (-8,287)
$\ln \text{LinSperrGew}_{m,j}$	-0,0003 (-0,472)
$\ln U(ET, WT, AMT, JT)_{m,j}$	0,115* (1,969)
<i>AR</i> (1)	0,747*** (8,199)
<i>AR</i> (2)	0,063 (0,712)
<i>R</i> ² <i>adj</i>	0,609
<i>DWstat</i>	1,963
<i>n</i>	128

Abhängige Variable: Absatz Monatstickets (logarithmiert)

t-Werte in Klammern

*signifikant auf 90 % Niveau

**signifikant auf 95 % Niveau

***signifikant auf 99 % Niveau

Auch aus der Schätzung bezüglich der Preiselastizität der Nachfrage nach Monatstickets können keine Aussagen gewonnen werden (vgl. Tab. 3), außer dass die Verkaufszahlen im Dezember hochgradig signifikant zurückgehen und sich ansonsten gleichläufig mit den übrigen Umsätzen bewegen. Wiederum lässt sich von den jeweiligen Preisen kein signifikanter ($t \cdot \text{val} = 0,696$) Einfluss auf die Absatzmenge ableiten. Offensichtlich spielen andere Faktoren – auch solche, die aufgrund der Datenlage möglicherweise nicht vom Modell erfasst werden können – eine größere Rolle bei der Erklärung der Nachfrage. Insbesondere ist die Wechselwirkung mit den vom Umsatz her bedeutenderen Abo-Monatskarten nicht abschließend zu klären. Weiterhin ist unklar, wie sich der Verkauf von Monatstickets im VMT-Verbundgebiet (insbesondere Jena-Weimar bzw. Jena-Erfurt)¹², die den Stadtverkehr Jena mit beinhalten, auf

¹² Das Vollmobilticket (VMT) berechtigt, je nach Zone, zur Nutzung aller sich in der jeweiligen Zone (maximal auf der Achse Jena-Erfurt) befindlichen Nahverkehrsoptionen einschließlich des Regionalverkehrs der Deutschen Bahn AG. Diese Tickets konnten im Rahmen der Schätzung nicht berücksichtigt werden, da vollkommen unklar ist, welche Teile der jeweiligen individuellen Nachfrage sich auf den Stadtverkehr Jena beziehen. Dies könnte nur durch umfangreiche flächendeckende Befragungen in Verbindung mit *stated preference*-Analysen ermittelt werden. Bei diesen Analysen zur Feststellung bekundeter Präferenzen werden die Nutzer nicht nur nach ihrem möglichen Nachfrageverhalten befragt, sondern es wird eine reale Preis- oder Serviceänderung getestet (im oben genannten Beispiel etwa die Möglichkeit, ein DB-

den Verkauf von Monatstickets nur für Jena auswirkt. Diese Unsicherheiten bewirken eine erhebliche Trennschärfe des Schätzmodells und wirken sich damit auch auf das Signifikanzniveau aller Variablen, insbesondere der Preisvariablen, aus.

5.4 Ermäßigte Einzeltickets („JenaPass“)

Bei den Schätzungen der Preiselastizität von ermäßigten „JenaPass“- bzw. Sozialpass- Einzeltickets ($\text{ticket}(ET_{erm})$) werden, ähnlich wie beim Gesamt-Sample, neben der Hauptklärungsvariablen „ermäßigter Einzelticketpreis“ ($\text{preis}(ET_{erm})$) weitere Kontrollvariablen auf Monatsbasis (m, j) verwendet. Neben einer Dummy-Variablen für den Monat vor einer Preisumstellung ($P\text{Umst}^{0,1}(ET_{erm})$) werden wiederum die gewichteten Zeiträume von Linienstörungen (LinSperrGew) sowie die zusammengefassten Umsätze der direkten Substitute – hier ermäßigte Wochen- und Monatstickets ($U(WT_{erm}, MT_{erm})$) – kontrolliert. Da natürlich die Anzahl der abgesetzten ermäßigten Fahrkarten in erster Linie von deren gesamtem maximalen Nachfragepotenzial abhängt, wird die Anzahl der sich im Umlauf befindlichen Ermäßigungsberechtigungen („JenaPässe“) als Kontrollvariable aufgenommen (*JenaPass*). Es muss angemerkt werden, dass *JenaPass* bei den Schätzungen zu ermäßigten Tickets die den Sample-Umfang limitierende Variable ist. Zwar liegen Daten zu Verkaufsmengen und -preisen dieser Tickets ab Februar 2005 vor, Zahlen zur Höhe der im Umlauf befindlichen „JenaPässe“ jedoch erst ab April 2007. Somit ist die Schätzung auf den Zeitraum April 2007 bis Oktober 2009 beschränkt. Da die einzige Preisänderung jedoch im März 2008 stattfand, können auch hier die Elastizitäten geschätzt werden. Zusätzlich werden bei allen Schätzungen zu ermäßigten Tickets die Anzahl der aufgegriffenen Personen („JenaPass“-berechtigt oder nicht) ohne gültigen Fahrschein (Zahlung des erhöhten Beförderungsentgelts, so genannte EBE-Vorfälle), gewichtet mit den aufgewandten Kontrollstunden (*EBEGew*), als Variable in die Schätzung eingefügt. Die Integration dieser Variable wäre für das Sample der nicht ermäßigten Tickets auch wünschenswert gewesen, allerdings lagen die Daten für EBE-Vorfälle erst ab Januar 2005 vor, so dass diese Variable nur in diesem Subsample Anwendung finden kann. Die Verwendung dieser Variable nur im Subsample hat also ausschließlich statistische Gründe. Es soll ausdrücklich nicht suggeriert werden, dass „JenaPass“-Inhaber eine höhere Affinität zum Schwarzfahren besitzen. Durch das Verfahren bedingt wird das Modell wieder um zwei Korrekturvariablen erweitert.

Monatsticket ohne Cityoption Jena zu einem bestimmten Preis zu kaufen). Aus einer Vielzahl von tatsächlichen Käufen von Tickets, die nur für diese Befragung kreiert werden, lässt sich dann die Struktur der Nachfrage für einzelne Teilleistungen abschätzen, z. B. von Verbundtickets.

Tab. 4 Preiselastizitäten bei ermäßigten Einzeltickets

	M 4
<i>const</i>	5,641*** (17,468)
$\ln \text{preis}(ET_{erm})_{m,j}$	-0,772*** (-4,274)
$PUMst^{0,1}(ET_{erm})_{m,j}$	-0,138** (-2,372)
$\ln \text{LinSperrGew}_{m,j}$	-1,60E-05 (-0,040)
$\ln U(WT_{erm}, MT_{erm})_{m,j}$	0,371*** (10,575)
$\ln \text{JenaPass}_{m,j}$	0,067*** (5,941)
$\ln \text{EBEGew}_{m,j}$	0,134*** (3,072)
<i>AR</i> (1)	-0,483*** (-3,183)
<i>AR</i> (2)	-0,512*** (-2,866)
<i>R</i> ² <i>adj</i>	0,695
<i>DWstat</i>	2,255
<i>n</i>	29

Abhängige Variable: Absatz ermäßigte Einzeltickets (logarithmiert)
t-Werte in Klammern

*signifikant auf 90 % Niveau

**signifikant auf 95 % Niveau

***signifikant auf 99 % Niveau

Mit folgender Schätzung erhält man die Ergebnisse in Tab. 4.

$$\begin{aligned} \ln \text{ticket}(ET_{erm})_{m,j} = & \beta_0 + \beta_1 \ln \text{preis}(ET_{erm})_{m,j} \\ & + \beta_2 PUMst^{0,1}(ET_{erm})_{m,j} \\ & + \beta_3 \ln \text{LinSperrGew}_{m,j} \\ & + \beta_4 \ln U(WT_{erm}, MT_{erm})_{m,j} \\ & + \beta_5 \ln \text{JenaPass}_{m,j} \\ & + \beta_6 \ln \text{EBEGew}_{m,j} + \beta_7 AR(1)_{m,j} \\ & + \beta_8 AR(2)_{m,j} + \varepsilon_{m,j} \end{aligned}$$

Aus Tab. 4 geht hervor, dass die Preiselastizität der Nachfrage nach ermäßigten Einzeltickets bei $\varepsilon = -0,772$ liegt. Das heißt, bei einer Anhebung (Absenkung) des Tarifs um 1 % sinkt (erhöht sich) die Nachfrage nach Einzeltickets um 0,77 %. Dieses Ergebnis ist hochsignifikant ($t \cdot val = -4,274$). Auch die Testergebnisse zum Bestimmtheitsmaß ($R^2_{adj} = 0,695$) und dem Umfang der Autokorrelation ($DWstat = 2,255$) sind hinreichend.

Wie zu erwarten war, hängt die Nachfrage nach ermäßigten Tickets in erster Linie von der Anzahl im Umlauf befindlicher „JenaPässe“ positiv ab. Auch hier gehen die Verkaufszahlen von Tickets im Monat vor der Preisum-

stellung zurück und die Umsätze der konkurrierenden Produkte bewegen sich gleichläufig mit der Absatzmenge verkaufter Einzeltickets, das heißt, diese steigen aufgrund von Preiserhöhungen bei Einzeltickets an (und umgekehrt bei Preissenkungen), da die Kunden auf andere Produkte (Wochentickets, Monatstickets) ausweichen. Bezüglich aufgegriffener Personen ohne gültigen Fahrschein lässt sich die wenig überraschende Aussage treffen, dass deren Anzahl steigt, wenn das Gesamtverkehrsaufkommen steigt. Nichtsdestotrotz trägt diese Variable entscheidend zum Gesamterklärungsgehalt des Modells bei, während Einschränkungen bei der Bedienung einzelner Linien keinen signifikanten Einfluss auf das Fahrgastaufkommen haben.

5.5 Ermäßigte Wochentickets („JenaPass“)

Da im gesamten Zeitraum seit Einführung der ermäßigten Wochentickets (Februar 2005) keine Preisänderung stattgefunden hat, kann keine Preiselastizität berechnet werden.

5.6 Ermäßigte Monatstickets („JenaPass“)

Die Schätzung zur Preiselastizität von ermäßigten „JenaPass“-Monatstickets ($\text{ticket}(MT_{erm})$) wird mit nahezu den gleichen Variablen wie bei ermäßigten Einzeltickets durchgeführt. Das heißt, neben dem Preis ($\text{preis}(MT_{erm})$) werden eine *Dummy*-Variable für den Monat vor einer Preisumstellung ($PUMst^{0,1}(MT_{erm})$) die gewichteten Zeiträume von Linienstörungen (LinSperrGew), die Anzahl der sich im Umlauf befindlichen Ermäßigungsberechtigungen (*JenaPass*) sowie die Anzahl der aufgegriffenen Personen ohne gültigen Fahrschein, gewichtet mit den aufgewandten Kontrollstunden (*EBEGew*), jeweils auf Monatsbasis (m, j) verwendet. Die zusammengefassten Umsätze der direkten Substitute werden bei dieser Schätzung aus den Umsätzen ermäßigter Einzel- und Wochentickets ($U(ET_{erm}, WT_{erm})$) gebildet. Hinzu kommt wie bei den nicht ermäßigten Zeitkarten eine *Dummy*-Variable für den Monat Dezember ($DEZ^{0,1}$) und zwei durch das AR-Verfahren bedingte Korrekturvariablen.

Damit ergeben sich folgende Gleichung und Ergebnisse:

$$\begin{aligned} \ln \text{ticket}(MT_{erm})_{m,j} = & \beta_0 + \beta_1 \ln \text{preis}(MT_{erm})_{m,j} \\ & + \beta_2 PUMst^{0,1}(MT_{erm})_{m,j} \\ & + \beta_3 DEZ^{0,1}_{m,j} + \beta_4 \ln \text{LinSperrGew}_{m,j} \\ & + \beta_5 \ln U(ET_{erm}, WT_{erm})_{m,j} \\ & + \beta_6 \ln \text{JenaPass}_{m,j} \\ & + \beta_7 \ln \text{EBEGew}_{m,j} + \beta_8 AR(1)_{m,j} \\ & + \beta_9 AR(2)_{m,j} + \varepsilon_{m,j} \end{aligned}$$

Tab. 5 Preiselastizitäten bei ermäßigten Monatstickets

	M 5
<i>const</i>	-5,219 (-1,488)
$\ln \text{preis}(MT_{erm,j})_{m,j}$	-0,915 (-0,825)
$PUMst^{0,1}(MT_{erm,j})_{m,j}$	0,243** (2,668)
$DEZ^{0,1}_{m,j}$	-0,164*** (-4,536)
$\ln \text{LinSperrGew}_{m,j}$	-0,002** (-2,388)
$\ln U(ET_{erm}, WT_{erm})_{m,j}$	1,528*** (4,784)
$\ln \text{JenaPass}_{m,j}$	-0,028 (-0,545)
$\ln \text{EBEGew}_{m,j}$	-0,055 (-0,500)
<i>AR(1)</i>	-0,317 (-1,216)
<i>AR(2)</i>	-0,272 (-1,291)
<i>R²adj</i>	0,696
<i>DWstat</i>	1,927
<i>n</i>	29

Abhängige Variable: Absatz ermäßigte Einzeltickets (logarithmiert)

t-Werte in Klammern

*signifikant auf 90 % Niveau

**signifikant auf 95 % Niveau

***signifikant auf 99 % Niveau

Wie aus Tab. 5 ersichtlich, können zur Preiselastizität der Nachfrage nach ermäßigten Monatstickets keine Aussagen getroffen werden. Der Einfluss des Preises auf die Nachfrage ist mit einem t-Wert von $t \cdot val = 0,825$ nicht signifikant. Eine Erklärung hierfür könnte sein, dass andere Variablen einen größeren Erklärungsgehalt für das Modell besitzen. So wird die Nachfrage nach ermäßigten Monatstickets vor allem vom Umsatz (und damit dem Preis) der Substitute getrieben. Interessanterweise bewirken hier längere Linien-sperrungen einen signifikanten Rückgang der Nachfrage. Beide Ergebnisse deuten darauf hin, dass Inhaber eines „JenaPass“ sehr flexibel auf die verschiedenen Fahrkartenangebote zurückgreifen. Da diese Personengruppe, wenn sie einer (ergänzenden) Beschäftigung nachgeht, diese vermutlich nicht volle fünf Arbeitstage die Woche ausübt, ist der *Break-Even-Punkt* an Fahrtagen, ab dem sich ein Monats-ticket lohnt, schnell unterschritten und ein Ausweichen auf Einzeltickets günstiger. Für diese Aussage spricht auch, dass im Monat Dezember signifikant weniger Monatstickets verkauft werden.

6 Gesamtzusammenfassung der Ergebnisse und Fazit

Ziel der Studie war es, die Preiselastizitäten der Nachfrage für einzelne Produkte des ÖPNV einer mittelgroßen deutschen Stadt (hier Jena) mithilfe einer empirischen Schätzung zu ermitteln. Anlass war das Erfordernis, den (zusätzlichen) städtischen Zuschussbedarf an den ÖPNV, der nach Einführung ermäßigter Sozialtarife für bestimmte Bevölkerungsgruppen entsteht, am Ende eines jeden Jahres berechnen zu können. Die Berechnungen der Preiselastizitäten erfolgten auf Grundlage umfangreicher, auf monatlicher Basis erstellter Informationen der Jenaer Verkehrsbetriebe zu Tarifstruktur und jeweiligen Absatzmengen einzelner Produkte für die zurückliegenden zehn Jahre. Mittels eines nach Autokorrelation kontrollierten Schätzverfahrens konnten einige interessante Ergebnisse ermittelt werden.

Während für Wochen- und Monatszeitkarten keine signifikanten Ergebnisse ermittelt werden konnten,¹³ wurden für Einzeltickets (Normalpreis sowie ermäßigter Preis) signifikante Preiselastizitäten bestimmt. Für den ÖPNV in Jena beträgt die Preiselastizität der Nachfrage nach Einzeltickets zum Normalpreis $\varepsilon = -0,629$. Für ermäßigte Tickets („JenaPass“-Inhaber) konnte ein Elastizitätswert von $\varepsilon = -0,772$ festgestellt werden. Im Falle einer Preissenkung um 1 % bedeutet das, dass sich die Nachfrage nach Einzeltickets um 0,63 % bei Tickets zum Normaltarif bzw. um 0,77 % bei ermäßigten Tickets erhöht. Bei einer Preiserhöhung ist entsprechend mit einem Absinken der Nachfrage um 0,63 %, bzw. 0,77 % zu rechnen. Wie in der Einführung beschrieben, sind zwei Wirkungsrichtungen auf die Preiselastizität der Nachfrage denkbar, wenn Personen ihren Lebensunterhalt in erster Linie von Sozialleistungen bestreiten. Zum einen wäre eine niedrigere Preiselastizität denkbar, da Personen mit niedrigem Einkommen oft keine (einkommensadäquate) Alternative zum ÖPNV (wie eigenes Kraftfahrzeug oder Taxi)¹⁴ haben, sie mit anderen Worten also „gezwungen“ sind, mit Bus und Bahn zu fahren. Zum anderen ist auch eine größere Preiselastizität denkbar, da Personen, die von Sozialleistungen leben (von Ausnahmen abgesehen), nicht zur Gruppe der Berufspendler¹⁵ zäh-

¹³ Es ist stark davon auszugehen, dass für Wochen- und Monatstickets geringere Preiselastizitäten vorliegen, da diese zum überwiegenden Teil von Berufspendlern gekauft werden.

¹⁴ Besitzer eines Automobils haben durchschnittlich eine wesentlich geringere Preiselastizität der Nachfrage in Bezug auf Fahrten mit dem ÖPNV als solche, die kein Kraftfahrzeug besitzen (Balcombe/Mackett/Pauly et al. 2004: 116).

¹⁵ Berufspendler reagieren kaum auf Preisänderungen (z. B. Dargay/Hanly 1999: 4; Pratt Consultant Inc./Texas Transportation Institute/Cambridge Systematics Inc. et al. 2000: 12.15; Balcombe/Mackett/Pauly et al. 2004: 59), da sie täglich zur Arbeit fahren „müssen“ und zumindest im Innenstadtverkehr und bei Betrachtung der Vollkosten (wozu auch Stau- und Parkkosten zählen) der ÖPNV günstiger ist. Erst wenn ein gewisser Schwellenwert durch Preiserhöhungen überschrit-

len. Damit können sie vor jeder Fahrt mit dem ÖPNV unter Bezugnahme auf den Fahrpreis Überlegungen anstellen, ob sie die Fahrt tatsächlich antreten wollen oder nicht. Die Ergebnisse zeigen, dass in einer mittelgroßen Stadt bei der Nachfrage nach Einzeltickets von Personen, die von Sozialtransfers leben, der Einkommenseffekt (geringere Preiselastizität bei einkommensschwachen Bevölkerungsgruppen) vom Effekt einer höheren Preiselastizität bei nicht berufsbedingten Freizeitfahrten überkompensiert wird.

Insgesamt bleibt festzustellen, dass sich die ermittelten Preiselastizitäten für Einzeltickets im ÖPNV in Jena eher am oberen Rand der von vorangegangenen Studien ermittelten durchschnittlichen Preiselastizitäten bewegen. Ein Grund hierfür könnte sein, dass in Jena Berufspendler (also die Personengruppe mit der niedrigsten Preiselastizität) meist dauerhaft zu Zeitfahrkarten greifen und keine tägliche Entscheidung zwischen Kraftfahrzeug oder Einzeltickets des ÖPNV treffen. Zudem ist Jena aufgrund seiner siedlungsstrukturell eher kompakten Form und der Tatsache, dass viele bedeutende Arbeitgeber in unmittelbarer Nähe großer Wohngebiete angesiedelt sind, besonders prädestiniert dafür, dass tägliche Wege zu Fuß oder per Fahrrad zurückgelegt werden, sobald es die Witterungsbedingungen zulassen. Dies impliziert eine größere Preiselastizität bei täglichen Fahrten. Somit werden die Ergebnisse vorangegangener Studien bestätigt, dass kleine Städte und Städte mit einem hohen Anteil ländlicher Ortsteile (Eingemeindungen) eine vergleichsweise hohe Preiselastizität aufweisen.

Danksagung Der Autor dankt den anonymen Gutachtern, Bianka Dettmer und Andreas Freytag für die umfangreiche Unterstützung beim Erstellen des Manuskripts sowie der Stadtverwaltung Jena und der Jenaer Nahverkehrsgesellschaft für die Bereitstellung umfangreicher Daten.

Anhang I: Vergleichswerte zu Preiselastizitäten in vier europäischen Staaten

Quelle	Land	Datenperiode	Transportmittel	Geografische Situation	Elastizitätswert
EXTRA (Nijkamp/Pepping 1998)	Finnland	1988	Bus, Tram, U-Bahn, Bahn	innerstädtisch	-0,48
EXTRA (Nijkamp/Pepping 1998)	Finnland	1995	Bus, Tram, U-Bahn, Bahn	Innerstädtisch	-0,56
Sullström/Suoniemi (1995)	Finnland	1966–1990	Bus, Tram, U-Bahn, Bahn	innerstädtisch, zwischen Städten	-0,75
EXTRA (Nijkamp/Pepping 1998)	Niederlande	1984–1985	Bus, Tram, U-Bahn	innerstädtisch, ländliche Gemeinden	-0,35/-0,40
BGC (1988)	Niederlande	1980–1986	Bus, Tram, U-Bahn	innerstädtisch, ländliche Gemeinden	-0,35/-0,40
Roodenburg (1983)	Niederlande	1950–1980	Bus, Tram, U-Bahn	innerstädtisch, ländliche Gemeinden	-0,51
Fase (1986)	Niederlande	1965–1981	Bus, Tram, U-Bahn	Innerstädtisch	-0,53/-0,80
Gunn (1987)	Niederlande	1986	Bahn	ländliche Gemeinden	-0,77
Oum/Waters Jr./Yong (1992)	Niederlande	1977–1991	Bus, Tram, U-Bahn	innerstädtisch, ländliche Gemeinden	-0,74
EXTRA (Nijkamp/Pepping 1998)	Norwegen	1990–1991	Bus, Tram, U-Bahn, Bahn	innerstädtisch	-0,40
EXTRA (Nijkamp/Pepping 1998)	Norwegen	1991–1992	Bus	zwischen Städten	-0,63
EXTRA (Nijkamp/Pepping 1998)	Ver-einigtes Königreich	1991	Bus, Tram, U-Bahn, Bahn	innerstädtisch, zwischen Städten	-0,15

Quelle: Eigene Darstellung nach Nijkamp/Pepping (1998: 10)

ten wird, steigt diese Fahrgastgruppe auf dann günstigere Alternativen um.

Anhang II: Verwendete Variablen

<i>ticket(ET)</i>	Absatzmenge Einzeltickets
<i>ticket(WT)</i>	Absatzmenge Wochentickets
<i>ticket(MT)</i>	Absatzmenge Monatstickets
<i>ticket(ET_{erm})</i>	Absatzmenge ermäßigte Einzeltickets
<i>ticket(MT_{erm})</i>	Absatzmenge ermäßigte Monatstickets
<i>preis(ET)</i>	Verkaufspreis Einzeltickets
<i>preis(WT)</i>	Verkaufspreis Wochentickets
<i>preis(MT)</i>	Verkaufspreis Monatstickets
<i>preis(ET_{erm})</i>	Verkaufspreis ermäßigte Einzeltickets
<i>preis(MT_{erm})</i>	Verkaufspreis ermäßigte Monatstickets
<i>PUmst^{0,1}(ET)</i>	Dummy Monat vor Preisumstellung, Einzeltickets
<i>PUmst^{0,1}(WT)</i>	Dummy Monat vor Preisumstellung, Wochentickets
<i>PUmst^{0,1}(MT)</i>	Dummy Monat vor Preisumstellung, Monatstickets
<i>PUmst^{0,1}(ET_{erm})</i>	Dummy Monat vor Preisumstellung, ermäßigte Einzeltickets
<i>PUmst^{0,1}(MT_{erm})</i>	Dummy Monat vor Preisumstellung, ermäßigte Monatstickets
<i>DEZ^{0,1}</i>	Dummy Monat Dezember
<i>U(TT, GTT, WT, MT)</i>	Gesamtumsatz Tagestickets, Gruppentagestickets, Wochentickets, Monatstickets; Substitute zu Einzeltickets
<i>U(ET, MT)</i>	Gesamtumsatz Einzeltickets, Monatstickets; Substitute zu Wochentickets
<i>U(ET, WT, AMT, JT)</i>	Gesamtumsatz Einzeltickets, Wochentickets, Abo- Monatskarten, Jahreskarten; Substitute zu Monatstickets
<i>U(WT_{erm}, MT_{erm})</i>	Gesamtumsatz ermäßigte Wochentickets, ermäßigte Monatstickets; Substitute zu ermäßigten Einzeltickets
<i>U(ET_{erm}, WT_{erm})</i>	Gesamtumsatz ermäßigte Einzeltickets, ermäßigte Wochentickets; Substitute zu ermäßigten Monatstickets
<i>LinSperrGew</i>	Zeiträume von Linienstörungen, gewichtet mit dem Anteil der jeweiligen Linie am Gesamtverkehrsaufkommen
<i>JenaPass</i>	Anzahl der sich in Umlauf befindlichen „JenaPässe“

*EBEGew**AR(1)**AR(2)**R²adj**DWstat**n*

Anzahl aufgegriffener Personen ohne gültigen Fahrschein, gewichtet mit den aufgewandten Kontrollstunden

Statistische Kontrollvariable, Autoregression erster Ordnung

Statistische Kontrollvariable, Autoregression zweiter Ordnung

adjustiertes R-Quadrat (Bestimmtheitsmaß)

Durbin-Watson-Statistik

Anzahl der Beobachtungen

Literatur

- Amcon GmbH (2005): Preiselastizitäten im ÖV. Metaanalyse. Bremen.
- Balcombe, R.; Astrop, A.; Hill, E. (1998): Concessionary fares: trip generation among elderly passengers. Wokingham (UK). = TRL Report 366.
- Balcombe, R.; Mackett, R.; Pully, N.; Preston, J.; Shires, J.; Titheridge, H.; Wardman, H.; White, P. (2004): The demand for public transport: a practical guide. Wokingham (UK). = TRL Report 593.
- Bastians, M. (2009): Preiselastizitäten im öffentlichen Personenverkehr (ÖPV): Anwendungspotenziale und ihre Übertragbarkeit im räumlichen Kontext. Dissertation an der Christian-Albrechts-Universität Kiel.
- Breusch, T. S. (1979): Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models. In: Australian Economic Papers 17, 334–355.
- Bureau Goudappel Coffeng (BGC) (1988): Bepaling Tariefelasticiteiten Stads- en Streekvervoer. Deventer, Niederlande.
- Dargay, J. M.; Hanly, M. (1999): Bus fare elasticities: Report to the Department of the Environment, Transport and the Regions. London.
- Dargay, J. M.; Hanly, M. (2002): The Demand for Local Bus Services in England. In: Journal of Transport Economics and Policy 36, 1, 73–91.
- Davidson, R.; MacKinnon, J. G. (1993): Estimation and Inference in Econometrics. Oxford.
- Durbin, J.; Watson, G. S. (1950): Testing for serial correlation in least squares regression, I. In: Biometrika 37, 409–428.
- Durbin, J.; Watson, G. S. (1951): Testing for serial correlation in least squares regression, II. In: Biometrika 38, 159–178.
- Durbin, J.; Watson, G. S. (1971): Testing for serial correlation in least squares regression, III. In: Biometrika 58, 1–19.
- Fairhurst, M. (1996): Trip making and the London concessionary travel scheme: An indicative analysis based on the LATS household survey. London, unpublished draft.
- Fase, M. M. G. (1986): De Prijsgevoeligheid van het Stedelijk Openbaar Vervoer. In: Economisch Statistische Berichten 5, 11, 1073–1077.
- Gillen, D. (1994): Peak pricing strategies in transportation, utilities and telecommunications: Lessons for road pricing. In: Transport Research Board; Commission on Behavioural and Social Science and Education; National Research Council (Hrsg.): Curbing Gridlock: Peak-Period Fees to Relieve Traffic Congestion. Washington, D.C., 115–152.

- Godfrey, L. G. (1978): Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors Include Lagged Dependent Variables. In: *Econometrica* 46, 1293–1302.
- Goodwin, P.B. (1992): A Review of New Demand Elasticities with Special Reference to Short and Long Run Effects of Price Charges. In: *Journal of Transport Economics and Policy* 26, 2, 155–170.
- Goodwin, P. B.; Oum, T. H.; Waters Jr., W. G.; Yong, J. S. (1992): An Annotated Bibliography on Demand Elasticities. Oxford. = TSU Oxford, Working Paper 682.
- Gunn, H. F. (1987): Level-of-Service Elasticities from NSES. Den Haag.
- Gunn, H. F.; Tuinenga, J. F.; Allouche, J. F.; Debrincat, L. (1998): Antonin: a forecasting model for travel demand in the Ile de France. Paper presented to the 26th European Transport Conference, Loughborough University.
- Halcrow Fox; Accent Marketing Research; University of Leeds (1993): London Congestion Charging: Review and Specification of Model Elasticities. Leeds.
- Hamberger, C. G.; Chatterjee, A. (1987): Effects of fare and other factors on express bus ridership in a medium sized urban area. In: *Transportation Research Record* 1108, 53–59.
- Hanly, M.; Dargay J. (1999): Bus Fare Elasticities, A Literature Review. Report to the Department of the Environment, Transport and the Regions. London.
- Higginson, M. (1987): The efficiency of British urban bus operation and financing. PhD Thesis, Polytechnic of Central London.
- Litman, T. (2004): Transit Price Elasticities and Cross-Elasticities. In: *Journal of Public Transportation* 7, 2, 37–58.
- Ljung, G.; Box, G. (1979): On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models. In: *Biometrika* 66, 265–270.
- Nijkamp, P.; Pepping, G. (1998): Meta-Analysis for Explaining the Variance in Public Transport Demand Elasticities in Europe. In: *Journal of Transportation and Statistics* 1, 1, 1–14.
- Oum, T. H.; Waters Jr., W. G.; Yong, J. S. (1992): Concepts of price elasticities of transport demand and recent empirical estimates. In: *Journal of Transport Economics and Policy* 26, 2, 139–154.
- Pratt Consultant Inc.; Texas Transportation Institute; Cambridge Systematics Inc.; Parsons Brinkerhoff Quade & Douglas Inc.; S. G. Associates; McCollom Management Consulting Inc. (2000): Traveller response to transportation system changes. Interim Handbook. Washington, D. C.
- Quantitative Micro Software (2005): EVIEWS 5.1 User's Guide. Irvine, CA.
- Roodenburg, H. J. (1983): De Vraag Naar Openbaar Vervoer, een Tijdsreksanalyse. In: *Tijdschrift voor Vervoerswetenschap* 19, 3–15.
- Stobbe, W. (2009): Preispolitik und Nachfragestrukturen im großstädtischen ÖPNV. Berlin.
- Sullström, R.; Suoniemi, I. (1995): The Structure of Household Consumption in Finland, 1966–1990. Helsinki. = VATT Research Reports 27.
- Varian, H. R. (1999): Grundzüge der Mikroökonomik. München, Wien.
- Webster, F. V.; Bly, P. H. (1980): The Demand for Public Transport. Wokingham (UK).