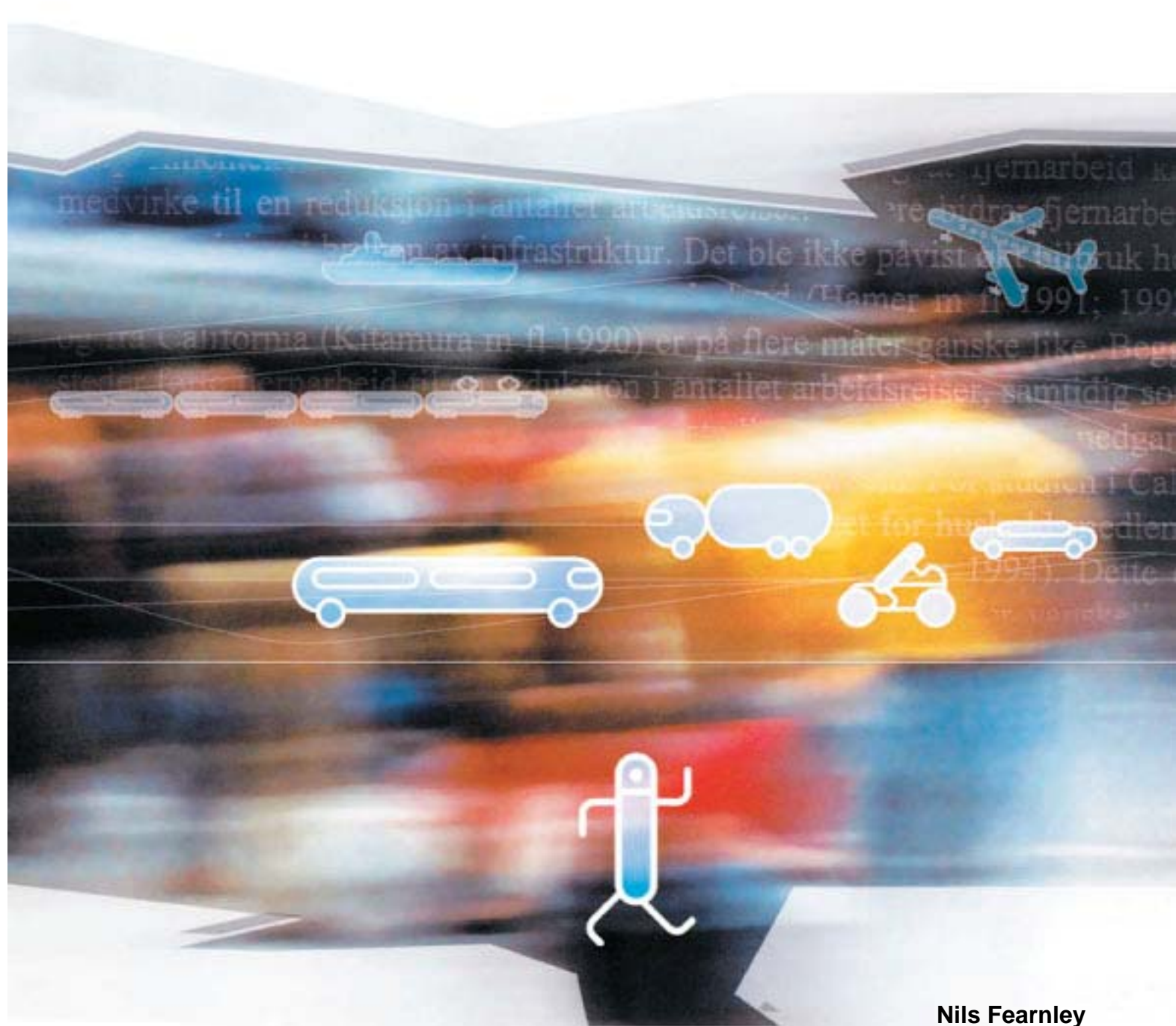


Etterspørselseffekter på kort og lang sikt: en litteraturstudie i etterspørselsdynamikk



Etterspørselseffekter på kort og lang sikt: en litteraturstudie i etterspørselsdynamikk

Nils Fearnley
Jon-Terje Bekken

Transportøkonomisk institutt (TØI) har opphavsrett til hele rapporten og dens enkelte deler. Innholdet kan brukes som underlagsmateriale. Når rapporten siteres eller omtales, skal TØI oppgis som kilde med navn og rapportnummer. Rapporten kan ikke endres. Ved eventuell annen bruk må forhåndssamtykke fra TØI innhentes. For øvrig gjelder [åndsverklovens](#) bestemmelser.

ISSN 0808-1190

ISBN 82-480-0567-4 Papirversjon

ISBN 82-480-0568-2 Elektronisk versjon

Oslo, desember 2005

Tittel: Etterspørselseffekter på kort og lang sikt: en litteraturstudie i etterspørselsdynamikk

Forfatter(e): Nils Fearnley; Jon-Terje Bekken

TØI rapport 802/2005

Oslo, 2005-12

56 sider

ISBN 82-480-0567-4 Papirversjon

ISBN 82-480-0568-2 Elektronisk versjon

ISSN 0808-1190

Finansieringskilde:

Statens vegvesen Vegdirektoratet;

Transportøkonomisk institutt

Prosjekt: 3036 Etterspørselseffekter på lang sikt: langtidselastisiteter

Prosjektleder: Nils Fearnley

Kvalitetsansvarlig: Odd I Larsen

Emneord:

dynamikk; etterspørsel; kollektivtransport

Sammendrag:

Det fins forholdsvis lite dokumentert empiri omkring dynamikken i etterspørselseffekter i transport, forstått som forholdet mellom de totale og de umiddelbare effektene, eller som vurdering av tregheten i tilpasninger. Det er imidlertid en gryende forståelse av at slik kunnskap ikke bare har betydning for nytteberegningene i nyttekostnadsanalyser, men også i stor grad er avgjørende for å forutsi inntektseffektene av for eksempel takstendringer.

Denne studien sammenfatter de siste par tiårs bidrag til å forstå dynamikken i etterspørsel etter transport generelt, og for kollektivtransport spesielt. Rapporten beskriver en del ulike beregningsmetoder for å skille etterspørselseffekter på kort og lang sikt. Deretter rapporteres studier der en har funnet forskjeller mellom etterspørselseffekter på kort og lang sikt. I snitt finner vi at de totale effektene (langtidseffektene) av takst- eller tilbudsendringer i kollektivtransport er 1,8 ganger så store som effektene innenfor samme år (korttidseffektene). Videre viser gjennomgangen at de totale effektene stort sett har materialisert seg i løpet av 5-7 år etter slike endringer.

Title: Short- and long-run demand effects in transport: A literature survey

Author(s): Nils Fearnley; Jon-Terje Bekken

TØI report 802/2005

Oslo: 2005-12

56 pages

ISBN 82-480-0567-4 Paper version

ISBN 82-480-0568-2 Electronic version

ISSN 0808-1190

Financed by:

Public Roads Administration; Institute of Transport

Economics

Project: 3036 Literature survey of dynamics in transport demand

Project manager: Nils Fearnley

Quality manager: Odd I Larsen

Key words:

dynamics; demand; public transport

Summary:

Transport demand dynamics – understood as the ratio between long- and short-term demand effects, or the time lag between a change in price or service levels and the total demand effect of these changes - is relatively rarely put on the research agenda. There is, however, a growing appreciation that demand dynamics crucially affect conclusions of cost-benefit analysis and revenue effects of e.g. price changes.

This study brings together literature concerning dynamics of public transport demand that has been produced in the last two decades. Some estimation methods are discussed, before the empirical evidence is presented. On average we find that total (long-term) demand effects of changes in public transport fares and service levels are about 1.8 times the immediate (short-run) effect. The total demand effects typically materialise within 5-7 years after such changes.

Language of report: Norwegian

Rapporten kan bestilles fra:

Transportøkonomisk institutt, biblioteket,

Postboks 6110 Etterstad, 0602 Oslo

Telefon 22 57 38 00 - Telefax 22 57 02 90

Pris kr 250

The report can be ordered from:

Institute of Transport Economics, the library,

PO Box 6110 Etterstad, N-0602 Oslo, Norway

Telephone +47 22 57 38 00 Telefax +47 22 57 02 90

Price € 30

Copyright © Transportøkonomisk institutt, 2005

Denne publikasjonen er vernet i henhold til Åndsverkloven av 1961

Ved gjengivelse av materiale fra publikasjonen, må fullstendig kilde oppgis

Forord

Dagens samferdselsplanlegging tar lite hensyn til tregheten i etterspørselseffekter av endringer i f.eks. priser og tilbud. Det er også sjelden at planleggere er klar over den potensielt store forskjellen mellom etterspørselseffekter på kort og lang sikt. Dette skyldes at etterspørselsdynamikken i liten grad er dokumentert, både i Norge og ellers i verden.

Tregheten i trafikantenes tilpasninger kan skyldes at relativt få trafikanter har muligheten til å reagere umiddelbart på endringene, mens de i et lengre perspektiv vil kunne tilpasse seg med hensyn til bilhold, bosted, arbeidssted osv. Med andre ord er det sannsynligvis en gjennomgående tendens til at effektene av transportpolitiske tiltak er undervurderte, når de baseres på analyser av korttidseffekter.

Hvor store effekter denne tregheten har, skal denne rapporten bidra til å belyse. Rapporten presenterer ulike metodiske tilnærminger til problemstillingene, og trekker frem en rekke empiriske funn fra den akademiske litteraturen.

Anne Kjerkreit i Vegdirektoratet har vært oppdragsgivers kontaktperson. Nils Fearnley har vært TØIs prosjektleder. Jon-Terje Bekken har hatt hovedansvaret for kapittel 2, mens Nils Fearnley har hatt hovedansvaret for de øvrige kapitlene. Professor Odd I Larsen har vært kvalitetssikrer, og avdelingssekretær Laila Aastorp Andersen har hatt ansvaret for den endelige utformingen av rapporten.

Oslo, desember 2005
Transportøkonomisk institutt

Lasse Fridstrøm *Trine Hagen*
instituttssjef avdelingsleder

Innhold

Sammendrag	I
Summary	i
1. Bakgrunn og metode	1
1.1. Metode og begrensninger	2
2. Elastisiteter	3
2.1. Definisjon av elastisitetsbegrepet.....	3
2.2. Ulike begreper og elastisitetstyper	4
2.3. Elastisitetsmålet.....	5
2.3.1. Bueelastisitet (arc elasticity).....	6
2.3.2. Linjeelastisitet.....	7
2.3.3. Shrinkage ratio	7
2.3.4. Forskjeller på elastisitetsmål	7
3. Beregningsmetoder for langtidseffekter	9
3.1. Tidsserieanalyser	9
3.1.1. Lagged eksogen variabel	9
3.1.2. Lagged endogen variabel.....	10
3.1.3. Stasjonaritet og kointegrasjon.....	12
3.2. Aggregerte tverrsnittsanalyser	13
3.3. Disaggregerte data	14
3.4. Strukturmodeller	15
4. Empiriske funn	17
4.1. Etterspørselastisiteter i kollektivtransport	17
4.2. Etterspørselastisiteter for bil	19
4.3. Dynamikk i etterspørsel etter kollektivtransport	20
5. Opplegg for fremtidig metaanalyse	23
6. Vurderinger av eksisterende, norske databaser	25
7. utfordringer fremover	26
8. Sammenfatning	27
9. Litteratur	29
Vedlegg	33
Litteraturljennomgang langtidselastisiteter	35

Sammendrag:

Etterspørselseffekter på kort og lang sikt: en litteraturstudie i etterspørselsdynamikk

Dagens samferdselsplanlegging skiller i liten grad mellom effekter på kort og lang sikt. Dette skyldes at dynamikken og forskjellene mellom kort- og langtidseffektene i liten grad er dokumentert i Norge. Internasjonale studier viser imidlertid at effektene av f.eks. takst- og tilbudsendringer i kollektivtransporten på lang sikt er langt større enn korttidseffektene. Tilsvarende funn er gjort med hensyn til effektene av bensinprisendringer. Det er sannsynligvis en gjennomgående tendens til at effektene av transportpolitiske tiltak er undervurderte, når de baseres på analyser av korttidseffekter.

Tregheten i trafikantenes tilpasninger skyldes i stor grad at relativt få trafikanter har muligheten til å reagere umiddelbart på endringene, mens de i et lengre perspektiv vil kunne tilpasse seg med hensyn til bilhold, bosted, arbeidssted osv.

Denne rapporten er en litteraturstudie som sammenfatter de viktigste bidragene til å forstå dynamikken i etterspørsel etter transport generelt, og for kollektivtransport spesielt. Metodene for slike beregninger er i rask utvikling, og selv om det ikke er lenge siden temaet ble satt på dagsordenen, så er det en voksende mengde litteratur på området. Rapporten beskriver en del ulike beregningsmetoder for å skille etterspørselseffekter på kort og lang sikt.

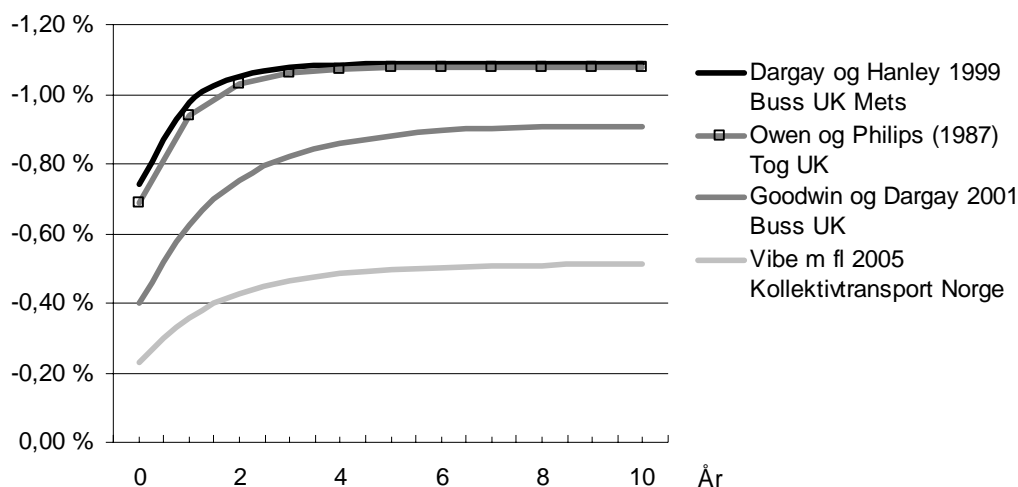
Ulike studier gir varierende anslag over etterspørselastisitetene. Tabellen oppsummerer likevel enkelte gjennomsnittstall på tvers av undersøkelser som foreligger. Forholdstallene mellom kort- og langtidseffekter er kanskje det mest interessante funnet. Dette forholdstallet er relativt stabilt på tvers av analysene vi har studert, og kan fungere som anbefalinger for norske forhold inntil det foreligger ytterligere norsk empiri.

Tabell S1: Gjennomsnittlige etterspørselastisitetsberegninger fra ulike kilder.

	Korttids- elastisitet	Langtids- elastisitet	Lang sikt/ kort sikt
Rutetilbud/vognkilometer, lokal kollektivtransport	0,43	0,75	1,84
Takst, lokal kollektivtransport	-0,44	-0,76	1,92
Takst, tog/t-bane	-0,61	-0,98	1,59
Gjennomsnittlig forhold lang sikt / kort sikt			1,84

TØI rapport 802/2005.

Med "kort sikt" menes effekter innenfor samme år som endringen finner sted. "Lang sikt" er i teorien den tiden det tar før alle effekter har materialisert seg. Den kan, bl.a. på grunn av endret arealbruk, i prinsippet være opp mot 20 år. I praksis er det likevel vanskelig å spore noen ytterligere effekt av en endring utover 5-7 år. Da vil i de aller fleste tilfeller minst 95 prosent av etterspørselseffektene ha materialisert seg. I figuren har vi beregnet og sammenlignet dynamikken i trafikantenes tilpasning til takstendringer fra et utvalg studier. Som eksempel er det tenkt en takstøkning på 1 prosent i år 0. Anslag over den umiddelbare passasjeredgangen i år 0 varierer mellom 0,23 og 0,74 prosent. I alle tilfellene materialiserer så godt som all effekt seg i løpet av 3-7 år.



Figur S1: Dynamikk i trafikanters tilpasning til 1 prosents takstøkning i år 1 fra et utvalg studier. Egne beregninger.

TØI-rapport 802/2005

Summary:

Short- and long-run demand effects in transport: A literature survey

Background

Demand elasticities are of vital importance to everyone who is involved in public transport planning and management. Being a measure of the demand effects of changes in for example fares or service levels, the elasticities provide planners with an efficient tool for assessment of many policy measures.

There is increasing evidence that the short-run demand response is only a fraction of the total (i.e. long-run) demand effects. In the short run most passengers have few alternatives to the services they currently depend on. In the longer run, passengers are able to respond more fully to such changes by e.g. changing location of job or dwelling, or changing their car ownership status. Several studies indicate that long-run effects are in the region of 1.5 to 3 times the effects within a year. There is also some evidence suggesting that the effects of positive and negative changes may not be symmetrical. This effect may be more pronounced in the long term as people adapt to the changes and change behaviour.

However, planners are not always aware of this important distinction between short-run and long-run effects. The most widely used "rule-of-thumb" elasticities are typically short-run elasticities. This fact means that there is a risk that the negative effects of fare increases or service withdrawals are substantially underestimated in current planning practice.

A better understanding of the dynamics of public transport demand will give rise to better evaluation of proposed public transport measures, improved precision of forecasts, better long term planning; in sum improved planning and policy-making.

This report investigates and documents the growing literature on differences in short- and long-run demand effects in public transport. It is comprised of two parts. The first part looks at the methodological issues related to the concept of long-run elasticities, and explains different estimation methods and practices. The second part summarises important recent empirical findings in the literature. Finally, the paper draws conclusions for policy making and for public transport planning in general.

Elasticities

The term elasticity is used intensively in the field of economics in general and in the transport sector in particular. Often it is considered a simple and comprehensible quantitative measure of the responsiveness of one variable to another.

The general formula for elasticity, E , is often written as:

$$E = \text{percent change in } x / \text{percent change in } y$$

One reason for the popularity of elasticity measures is that they are independent of the units of measurement of demand and other variables.

As we will get back to, this is the basic definition of the term. When used with caution, this also proves to be a good and effective way to express the responsiveness of one variable from changes in another variable.

An elasticity predicts the demand effect of a change in price or service level (X) by putting it in to this formula:

$$\left(\frac{X_{\text{after}}}{X_{\text{before}}} \right)^E$$

If you consider a plan to increase public transport fares by 5 percent (for simplicity, from 1 to 1.05) and you know that the fares elasticity is -0.4, then the demand effect will be:

$$\left(\frac{X_{\text{after}}}{X_{\text{before}}} \right)^E = \left(\frac{1.05}{1} \right)^{-0.4} = 0.981$$

that is, a passenger loss of 1.9 percent.

Different concepts and types of elasticity

Very often we consider the changes in demand for a good from changes in the price of the same good. When the changes and effects we consider are related to the same good, we are working with *own elasticities*.

When we consider the effects on one good from changes in another good, we are considering *cross-elasticities*. This can be the change in demand for public transport when the costs of car use increase. When the cross elasticity of fares is positive, such as when increased cost of car use increases the demand for public transport, we have *competing goods*. In the opposite case, we have *complementary goods*.

In some situations we consider the effect of similar changes for different goods. In that case we deal with *conditional elasticities*. For instance, we consider the changes in demand for metro from a symmetric change in the fares for all public transport modes (bus, metro, tram, train). In general, the sign of this will be the same as for the cross elasticity, but the magnitude will be much smaller.

Estimating measures for elasticity

Point elasticity

Elasticities are defined for *marginal changes only*. This is why the basic term often is labelled *point elasticity*. It is evident that an estimate based on the simple percentage change formula doesn't take the functional shape of the relationship between the variables into account. Without full knowledge of the functional form, estimates will not be transferable to other levels of demand without some assumptions such as constant elasticity. When we consider these problems, the *point elasticity* can be expressed as:

$$e_x^{\text{point}} = \left(\frac{\frac{\Delta y}{y}}{\frac{\Delta x}{x}} \right) = \left(\frac{\frac{\partial y}{y}}{\frac{\partial x}{x}} \right) = \frac{\partial y}{\partial x} \frac{x}{y}$$

In general, changes observed in the variables will not be infinitely small. Thus, caution must be made when considering larger changes in variables. At the same time we will most likely not know the exact relationship (functional form) between the variables, thus the point elasticity will generally not be valid for other values than the estimate has been made on. Thus, generalisations from observed point elasticities should be made with caution.

To cope with the problems of estimating elasticities along a functional shape that is unknown when we only have two pairs of observations, several formulas have been proposed. Some of them are presented in the following.

Arc and Line Elasticity

Arc elasticity is often used to overcome some of the problems of point elasticities. This relates both to the problem of larger changes (not marginal) and the problem of an unknown functional form. Arc elasticities are convenient when there exist only a few observations of for example demand and fares. The definition of arc elasticity is:

$$e_x^{\text{arc}} = \left(\frac{\ln y_2 - \ln y_1}{\ln x_2 - \ln x_1} \right),$$

where y_1 and y_2 express the demand before and after changes in fares from x_1 to x_2 . This estimate gives us the average elasticity over the interval $\langle x_1, x_2 \rangle$ in the sense that this average corresponds to a constant elasticity that will produce the same observed change. The estimate requires two observations, one before and one after a change has occurred.

The definition of *line elasticity* with the same explanation as the arc elasticity, is:

$$e_x^{\text{line}} = \left(\frac{\frac{y_2 - y_1}{\frac{1}{2}(y_2 + y_1)}}{\frac{x_2 - x_1}{\frac{1}{2}(x_2 + x_1)}} \right) = \frac{(y_2 - y_1)(x_2 + x_1)}{(y_2 + y_1)(x_2 - x_1)}$$

This estimate uses in other words the midpoints of the before and after observations as the base for calculation of relative changes. In the same way as

the arc elasticity, the line elasticity is better suited for larger changes compared to the point elasticity. It is a useful alternative to the arc elasticity when there is a 0 observation (e.g. zero fare) because $\ln(0)$ is not defined.

Methods to estimate long term effects

One major challenge when estimating long term effects is to identify and isolate the effects back in time. For instance, the effect from fare changes in year t is probably not as important for the demand in year $t+5$ as changes in other variables such as labour market, demography, quality of supply and others. In principle, all relevant explanatory variables should be included in the analysis in order to isolate the different effects. This is practically impossible and the literature is very much focusing on a number of “standard” variables such as fuel prices, fares, income level and service frequency/supply. (An exception is disaggregate data, where far more information is normally collected.)

Time series analyses

Estimates of elasticities based on static aggregate time series are not easily interpreted as neither short nor long term effects. Only when all data are non-stationary and cointegrated or when the total effect is immediate, estimates based on time series can be interpreted as long term effects. Except from these special cases, models that overlook the dynamics will be misspecified and as result provide skewed estimates (Dargay and Goodwin 1995).

Dynamic time series analysis is specified such that that previous year's endogenous variables (Y_{t-1}) or exogenous (X_{t-i} , $i=1,2,..$) variables explain variations in the observed endogenous variable (Y_t). This way, a lagged structure is introduced.

Lagged exogenous variable

A simple and intuitive way to use time series to estimate long-run elasticities is to use lagged exogenous variables. In the case of a price elasticity, this is simply done by making the demand in year t , Y_t , a function of the current fare P_t and the fares in previous years, P_{t-1} , P_{t-2} etc. In this way:

$$Y_t = \beta_0 P_t + \beta_1 P_{t-1} + \dots + \beta_n P_{t-n} + \varepsilon_t = \sum_{i=0}^n \beta_i P_{t-i} + \varepsilon_t$$

With this model specification, the long term effect is:

$$\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \dots + \beta_n = \sum_{i=0}^n \beta_i$$

If the data are log-transformed, this will express the long-run elasticity.

Unfortunately, such models are hard to estimate by the ordinary least squares (OLS) regression (Greene 2000). First, the lagged variables will consume substantial degrees of freedom. This may create problems if the time series are short. Second, the residuals will most likely be serially correlated. Third, we will most likely have a serious multicollinearity problem. Further, it may not be obvious how many lags to include in the model.

Lagged endogenous variable

It is not unreasonable to expect the level of Y_{t-1} to be an important determinant of Y_t . A partial adjustment model describes the desired level of consumption in period t , Y_t^* (Greene 2000) in the following way:

$$Y_t^* = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \varepsilon_t,$$

and a partial adjustment equation: $Y_t - Y_{t-1} = (1 - \lambda)(Y_t^* - Y_{t-1})$

Where:

X are exogenous variables

β are parameters

ε is error term

When solving the last equation for Y_{t-1} by inserting the first, we get:

$$Y_t = \beta_0' + \beta_1' X_{1t} + \beta_2' X_{2t} + \beta_3 Y_{t-1} + \varepsilon_t', \quad (1)$$

The model takes into account the inertia of the adjustment. At the same time we find that the Y variable for any year given is a result of changes in all previous years.

This is a robust model that can easily be estimated by OLS. If the data are log-transformed, we can interpret β_1 and β_2 as the short-run elasticities, and $\beta_1/(1-\beta_3)$ and $\beta_2/(1-\beta_3)$ as long-run elasticities of permanent changes in X_1 and/or X_2 .

We may want a model specification where the elasticities depend on, for instance, the fare level (X_1). This can be done by keeping all other variables log-transformed, whereas the fare variable (X_1) is included at its real value (level). The short-run elasticity will be $\beta_1 X_1$ and the long term elasticity like $\beta_1 X_1 / (1 - \beta_3)$. Such an approach is described in Dargay and Hanley (2001)

The partial adjustment modelling approach can be used to estimate effects of a change over time. Following Hamilton (1994) equation 1 can be simplified as:

$$Y_t = \beta_3 Y_{t-1} + W_t,$$

where $W_t = \beta_0' + \beta_1' X_{1t} + \beta_2' X_{2t} + \varepsilon_t'$,

The effect of W_t on Y_{t+j} is given by:

$$\frac{\partial Y_{t+j}}{\partial W_t} = \beta_3^j, \quad (2)$$

This dynamic multiplier (2) only depends on j , the time lag between changes in W_t and the observed effect on Y_{t+j} , and not on t , which is the date of observation. If we want to test the effect in Y two years after a change in X_1 , we solve the following (and assume that X_{1t+1} and X_{1t+2} are independent of changes in X_{1t}):

$$\frac{\partial Y_{t+2}}{\partial X_{1t}} = \frac{\partial Y_{t+2}}{\partial W_t} \frac{\partial W_t}{\partial X_{1t}} = \beta_3^2 \beta_1$$

Assuming that $0 < \beta_3 < 1$, the multiplier will converge towards 0 over time and the long term effect will tend towards a stable level. The closer β_3 is to 1, the longer it takes for the full adjustment to take place. When $\beta_3 \rightarrow 0$, all effects will occur in the same period as the fare changes.

Numerical example

Let Y be public transport (PT) trips per capita, X_1 the fare level and X_2 the service frequency. All numbers are annual data and log-transformed (which means that parameter estimates are interpreted as elasticities). We define the following model:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 Y_{t-1} + \varepsilon_t,$$

and estimate the following parameters:

$$Y_t = 1.134 - 0.35X_1 + 0.40X_2 + 0.55Y_{t-1}$$

The immediate effect of a 1 per cent change in fares is a passenger decline of 0.35 per cent the first year. The total long term effect will be $\beta_1/(1-\beta_3) = -0.35/(1-0.55) = -0.78$, in other words a passenger decline of 0.78 per cent.

Similar calculations can estimate changes in frequency. The short and long term service elasticities are 0.4 and 0.89 per cent, respectively.

Four years after the change, we can estimate the yearly effect of the initial change to be:

$$\frac{\partial Y_{t+3}}{\partial X_{1t}} = \frac{\partial Y_{t+3}}{\partial W_t} \frac{\partial W_t}{\partial X_{1t}} = \beta_3^4 \beta_1 = 0,55^4 \times (-0,35) = -0,03$$

In other words, the demand is reduced by 0,03 per cent in year $t+4$ as a result of the initial 1 per cent change in fare in year 0. The first year after the change ($t+1$), the effect will be a $0.55^1 \times (-0.35) = 0.19\%$ decline.

Figure 1 illustrates the estimated effect in each of the 10 first years after a fare increase of 1 percent. The cumulative effect -0.78 , as estimated above. We see that little additional effect of the fare increase is traceable after about 5 years.

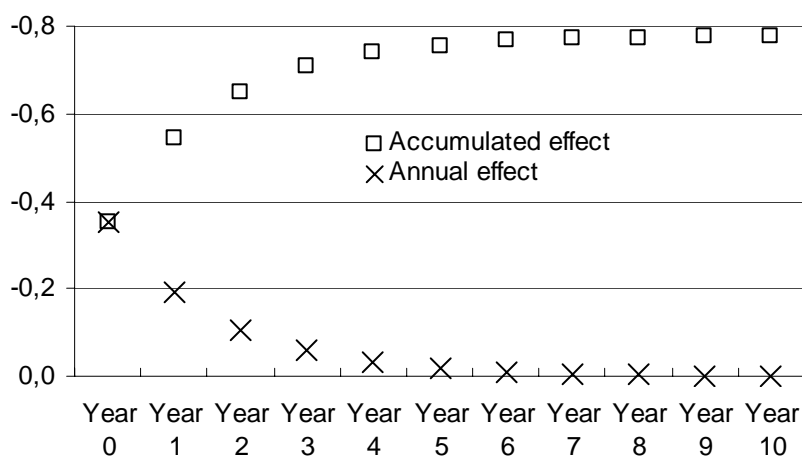


Figure 1: Example of annual and accumulated demand effect in the next 10 periods after a 1 per cent fare increase in year 0. Based on the numerical example above. Percentages. TØI report 802/2005.

Aggregate cross-section analysis

Aggregate cross-section analysis (for instance different urban areas or countries) will in principle express long-run effects. This is because we can assume the different observations to be equilibrium situations of different fare levels, frequency levels, etc. An example might highlight this: Let us assume that fares in a county increase by 20%. If we only analyse the effects within the current year, we will find the short-run effect. However, if we look at two counties, where the fare level in the second traditionally lies 20% higher than the first, we can assume that the differences in demand are more than a short-run effect. The adjustments in the different counties have occurred over time and in response to local changes, so that the adjustment can be interpreted as a long-run effect.

There are, however, important problems with the interpretation of aggregate cross-section data. First, there is usually a lack of variation in the different variables between the areas. For instance the fuel price of different cities in Norway does not differ much. International cross-section data sets provide more variation, but will have the weakness that local differences will play an important role. Such differences can be attitudes towards public transport, income levels, land use, organisational issues, unemployment etc. Public transport data sets often have a more local aspect and variation compared to other data sets. Thus cross-section analysis of such data should express long term effects with a larger probability than, e.g. time series on fuel prices. The challenge is to obtain a sufficient number of observations (areas) in order to calibrate a good model.

A second problem is to interpret cross-section data, since long-term adjustments observations must be in a state of equilibrium. With important parameters such as income, domicile, fares and so on changing continuously, Dargay and Goodwin (1995) argued that we most likely will not find such equilibria. It could be more correct, as Webster and Bly argue, to interpret travel data as "a constant state of disequilibrium".

Finally, cross-section analysis will not give insight to the speed of adjustment or the relation between short-run and long-run effects, i.e. the dynamics.

It is common to merge time series for different areas. The result is a pooled cross-section/time series data set. This provides the benefits of time series as well as the variations by cross-section data sets. The disadvantage is the implicit assumption that for some explanatory variables the same demand relations and elasticities exist in all areas, only adjusted by area specific constant dummies in the models (Dargay and Hanley 2001).

Disaggregate data

The ideal data for long- and short-run elasticity estimates are observations of individuals over several periods. Disaggregate data of this type and of sufficient quality are, however, costly to collect, demand large samples and require the same persons to respond several times (panel). Such data are therefore rare. National travel surveys do, however, provide a good basis for analyses of long term adjustments on the individual (micro) level.

Micro level data is in principle also cross-section data. But unlike aggregate cross-section data, individual data provide sufficient variation in the relevant variables. Petrol cost and in many cases also public transport fares will for example vary with trip length. Further, the price of public transport relative to the price of other transport means will vary between individuals such that mode choices can be regarded as long term adjustments. Simultaneous logit models of mode choice and destination choice therefore give long term elasticity estimates.

An feature of logit models is that the elasticity estimate for a transport mode is affected by its market share – i.e. similar to what we observe in the real world. The higher market share the lower the elasticity estimate, ceteris paribus, because the elasticity is calculated as $(1 - P_i) * X_i * \alpha_s$, where P_i is the probability of choosing mode i , or in other words the market share (Johansen 2001, p. 8).

Structural equation modelling (SEM)

SEM is a simultaneous equation estimation technique and is possibly a useful tool for estimation of long term effects. SEM models estimate direct, indirect and total effects. Figure 2.1 illustrates this.



Figure 2: Illustration of construction of SEM model.
TØI report 802/2005.

We wish to identify the effect of Fare (T0) on Trips (T0, T1 and T2). The direct and total effect of Fare (T1) on Trips (T0) is γ_{11} . This is the short term effect. The long term indirect and total effect of Fare (T0) on Trips (T2) is the sum of $\gamma_{21} \times \beta_{52} \times \beta_{65}$ plus $\gamma_{21} \times \beta_{32} \times \beta_{63}$ plus $\gamma_{11} \times \beta_{31} \times \beta_{63}$. There are no restrictions on the number of such time lags entered into the model. SEM models are, however, generally very data intensive.

Empirical evidence

This section summarises several surveys of demand elasticities. The elasticities are both from both primary and secondary sources. Thus there are both general surveys of elasticities and surveys with their own estimates. Overviews from the

early 1990s were limited in their analytical approach, more or less presenting the findings from different surveys without looking behind them and placing them in their relevant context. More recent surveys have taken the context into account and analysed the variation in the estimates with respect to choice of method, year, geographical coverage etc (Wardman and Shires, 2004; Nijkamp and Pepping, 2001). Such meta-analysis can contribute new insight and more reliable recommendations because they correct for variations in external conditions.

All estimates of elasticities are dependent on the context. Wardman and Shires (2004) found significant effects from a wide range of contextual issues. Estimated demand elasticities were influenced by trip characteristics (purpose, age and discounts), method of aggregation, method of data collection, and method of estimation. Further, Nijkamp and Pepping (2001) found that the number of competing modes of transport included in the survey affected the results. Based on this, it is of little use to make any general conclusions on the correct estimates of elasticities. Some recommendations can be made, however, when taking the context into account.

Demand elasticities in public transport

Table 1 summarises some of the most important demand elasticity estimates for public transport found in the literature survey. The dependent variables are either number of public transport trips or trips per capita. The findings are discussed below.

There is considerable variation between the elasticities of the different sources. This should come as a surprise given the varying context of the different surveys. Furthermore, some of the elasticities are based on local analysis of supply, demand and fares, whereas other ones are averages from various analyses.

The elasticity of demand for local public transport with respect to the supply (frequency/vehicle kms) ranges from 0.2 to 0.7 in the short run and from 0.4 to 1.1 in the long term. In general, the long term effect from the surveys is almost twice the short term effect.

The elasticity of demand for local public transport with respect to the fares ranges from -0.2 to -1.3 in the short term. This is a large spread that can be traced to one calculation made by Oxera. In their report, Oxera (2004) actually argues for the use of a smaller elasticities than the ones they estimate. Keeping this in mind, the picture seems pretty clear. Short time elasticities are generally less than -0.5 . In the long-run, elasticities range from -0.4 to -1.3 . On average, the long term elasticity is twice the short-run elasticity.

Demand for rail is often considered more price sensitive than local public transport. Our survey supports this. In general, the average values for railroad elasticities are higher than the elasticities for local public transport. The findings are quite consistent with a long term effect 1.6 times the short-run effect.

Table 1: Summary of reported elasticities.

	Area	Short-run elasticity	Long-run elasticity	LR/SR ¹
Frequency/vehicle kilometres, local public transport:				
Dargay and Hanley 1999*	UK all regions	0,43	0,81	1,88
Dargay and Hanley 1999*	UK counties	0,48	1,04	2,17
Dargay et al. in Litman 2004*	UK	0,57	0,77	1,35
Dargay et al. in Litman 2004*	France	0,29	0,57	1,97
Litman 2004 [^]	All trips	0,50/0,70	0,70/1,10	1,50
Vibe et al. 2005*	Norway	0,20	0,43	2,15
<i>Average</i>		<i>0,43</i>	<i>0,75</i>	<i>1,84</i>
Fares, local public transport:				
Dargay and Hanley 1999*	UK	-0,33/-0,52	-0,62/-1,08	2,00
Dargay and Hanley 1999*	UK met. areas	-0,24/-0,57	-0,45/-0,76	1,49
Dargay and Hanley 1999*	UK counties	-0,33	-0,71	2,15
Goodwin 1992 [^]	Europe/n.a.	-0,21/-0,28	-0,55/-0,65	2,45
Gilbert and Jalilian in Goodwin 1992 [*]	London	-0,80	-1,20/-1,30	1,56
Dargay et al. in Litman 2004*	UK	-0,51	-0,69	1,35
Dargay et al. in Litman 2004*	France	-0,32	-0,61	1,91
Litman 2004 [^]	All trips	-0,20/-0,50	-0,60/-0,90	2,14
Litman 2004 [^]	Peak	-0,15/-0,30	-0,40/-0,60	2,22
Litman 2004 [^]	Non-peak	-0,30/-0,60	-0,80/-1,00	2,00
Oxera 2004*	Scotland	-0,85/-1,34	-1,06/-1,19	1,03
Oxera 2004 [^]	Scotland	-0,35/-0,50	-1,00	2,35
Vibe et al. 2005*	Norway	-0,23	-0,51	2,22
Wardman and Shires 2003 [^]	UK	-0,30	-0,59	1,95
<i>Average</i>		<i>-0,44</i>	<i>-0,76</i>	<i>1,92</i>
Fares, train and metro:				
Owen and Philip in Goodwin 1992*	UK	-0,69	-1,08	1,57
Wardman and Shires 2003 [^]	UK	-0,50	-0,74	1,47
Oxera 2004*	Scotland	-0,63/-0,66	-1,18/-1,25	1,88
Oxera 2004 [^]	Scotland	-0,50/-0,70	-0,75/-1,00	1,46
<i>Average</i>		<i>-0,61</i>	<i>-0,98</i>	<i>1,59</i>
Average all surveys				1,84

¹ For simplicity, the calculation is based on mean values where high/low estimates are given

* Primary study

[^] Recommendation, summary of several findings or meta-analysis

TØI report 802/2005.

If we assume that local public transport and rail demand adjust equally fast to changes in the factors we have studied here (fares, supply), the average of all elasticities may be a good measure of the ratio between long- and short-run elasticities. Our total average long-run effect is 1.84 times the short-run effect. This is in the lower range of the existing presumptions. For instance, Litman (2004) suggests a ratio between 2 and 3, while Dargay and Hanley (1999) found factors ranging from 1.5 to 3.

The dynamics of public transport demand

How long is the long term? And how quickly do passengers adapt to changes in fares and service levels? The question is important, particularly for operators who need to know how fast ticket revenues will change in response to a change in

service or fare levels. Even planners performing cost-benefit analyses are in need of such information.

The dynamic multiplier can give an answer to much of this. As we have shown, the effect of W_t on Y_{t+j} is given by the multiplier

$$\frac{\partial Y_{t+j}}{\partial W_t} = \beta_3^j.$$

j is the time period between the change in the explanatory factor W_t and the effect Y_{t+j} . The smaller β_3 is, the longer it takes for the adjustment to be achieved.

In Figure 3, below, we have estimated the dynamics of passengers' adjustments to fare increases in a selection of studies. We have calculated the effect of a 1 percent fare increase in year 0. The figure shows that the entire effect has more or less materialised within 3-7 years. In all examples at least 90 percent of the total effect is reached after 3 years and at least 97 percent after 5 years.



Figure 3: Dynamics of passengers' adjustments to 1 percent fare increases in year 0. Calculations based on reported coefficients in a selection of studies.

Balcombe et al (2004) provide a rule of thumb distinction between the short, medium and long term. (However, they do not stick to this distinction throughout their report.) Their *summary of findings* uses of the following distinction:

Short run: 1-2 years

Medium run: 5-7 years

Long run: 12-15 or even 20 years

Their recommended time horizons may be correct (and of interest) when *all* changes in land use, job and dwelling location and similar "slow" changes are to

be included. However, for estimation or forecast purposes we do not regard it likely that demand adjustments can be detected nearly a generation after changes in service levels or fares take place. Such a definition of "long-run" is not operational. Further, the diagram above shows that there are rarely any further effects 5 years after the fare increase.

Although there may – in theory – be effects that materialise more than 10 years after a change, there are good reasons to ignore them for most practical purposes. Several other explanatory factors, which are impossible to include in an analysis, will inevitably have changed over such a long period. Such factors could e.g. be changes in quality and comfort of public transport relative to alternative transport modes, changes in lifestyles, and so on.

Conclusions and policy implications

Elasticity measures are widely used by planners and operators. The distinction between demand elasticities in the short and in the long run is rarely addressed, although there is a growing literature on the subject, and the methodology and tools for estimation of long term effects are becoming more and more accessible.

We have presented some different estimation techniques for short and long term elasticities. The point elasticity is the only true elasticity measure. However, if we have observations of two states (e.g. year 1 and year 2), but the demand function is unknown, there are several ways around the problem which may yield credible estimates. These include the arc and line elasticities.

Regarding the estimation of long-run elasticities, we have shown that different kinds of data require different estimation procedures and give rise to quite different statistical problems.

Table 2 summarises the overall findings of a literature survey of short- and long-run demand elasticities.

Table 2: A survey of empirical evidence provides the following average demand elasticities.

	Short-run elasticity	Long-run elasticity	Long-run / Short-run
Service level, local public transport	0,43	0,75	1,84
Fare level, local public transport	-0,44	-0,76	1,92
Fare level, train/metro	-0,61	-0,98	1,59
Average ratio long-run / short-run			1,84

TØI report 802/2005.

Finally we have argued that it makes little sense to try to estimate effects that materialise 10 or more years after a change in fare/service takes place. Too many other factors will have changed during the same period, which are impossible to include in a demand analysis. Typically, nearly 100 percent of the adjustments in demand will have materialised within 5-7 years after a change.

1. Bakgrunn og metode

Denne studien skal bidra til ny innsikt i dynamikken mellom virkemiddelbruk og etterspørselseffekter i samferdselssektoren.

Allerede for 25 år siden satt Webster og Bly (red. 1980) spørsmålsteget ved om etterspørselseffekter som ble observert umiddelbart etter endringer i kollektivtakster og -rutetilbud var uttrykk for de totale effektene. Selv om de færreste studiene på den tiden kunne identifisere noen forskjeller, påpekte de en rekke forhold som tilsa at langsiktige virkninger er langt større enn de umiddelbare. Spørsmålet ble igjen satt på dagsorden av Goodwin (1992). Utviklingen i analysemetoder og edb-ressurser på 1990-tallet muliggjorde en rekke analyser der korttidseffekter og langtidseffekter kunne separeres. Det er stor og voksende aktivitet rundt temaet internasjonalt; i Norge har problemstillingen imidlertid ikke fått nevneverdig oppmerksomhet.

Dagens samferdselsplanlegging skiller i liten grad mellom effekter på kort og lang sikt. Dette skyldes at dynamikken og forskjellene mellom kort- og langtidseffektene i liten grad er dokumentert i Norge. Internasjonale studier (eks. Dargay og Hanley 2003, Wardman og Shires 2003, Balcombe m fl 2004, Goodwin 1992) viser imidlertid at effektene av f.eks. takst- og tilbudsendringer i kollektivtransporten på lang sikt er langt større enn korttidseffektene. Tilsvarende funn er gjort med bl.a. effekter av bensinpriser. Vi vil også forvente at dette også vil gjelde effekter av parkeringsrestriksjoner, kollektivprioriteringer med mer.

Tregheten i tilpasninger skyldes i stor grad at relativt få trafikanter har muligheten til å reagere umiddelbart på endringene, mens de i et lengre perspektiv vil kunne tilpasse seg med hensyn til bilhold, bosted, arbeidssted osv. Andre årsaker til treg tilpasning kan være forventninger om at endringene bare er midlertidige, eller at konsumentene ikke maksimerer sin nytte utfra dagens inntekt, men utfra forventninger om inntekter over en lengre periode (permanent inntekt).

Med andre ord er det sannsynligvis en gjennomgående tendens til at effektene av transportpolitiske tiltak er undervurderte, når de baseres på analyser av korttidseffekter. Hvor store effekter dette har, vet vi lite om i Norge. Flere studier, bl.a. ovennevnte, peker imidlertid i retning av at langtidseffektene er i størrelsesorden 1,5 – 3 ganger korttidseffekten. Denne litteraturstudien gir et bedre grunnlag for å vurdere dette.

Den manglende kunnskapen om de fulle effektene av tiltak i transportsektoren, kan ha konsekvenser. For eksempel gir takstøkninger i kollektivtransporten og reduserte bensinpriser med stor sannsynlighet en større reduksjon i kollektivandelen enn det de "gjeldende" (korttids) elastisitetsberegningene tilsier. Det kan

også være skjevheter som innebærer at til eksempel et midlertidig takstpåslag får effekter på lenger sikt, selv om det fjernes.

Kjerkreit og Odeck (1998) og Johansen (2001) påpeker mangelen på dokumentasjon av langtidselastisiteter. En god forståelse av langtidseffekter vil gi samferdselsplanleggere et langt bedre verktøy enn det som er tilgjengelig i dag. Dette er en overordnet problemstilling, ikke minst i forhold til utviklingen av kollektivtransporten og problemstillinger knyttet til bensinavgifter.

Et bedre grep om langtidseffekter vil også kunne gi et bedre beslutningsgrunnlag for politiske myndigheter på sentralt og lokalt nivå m.h.t. vurdering av bruken av offentlige virkemidler. Dargay og Goodwin (1994) påviste for eksempel at nytteberegningene i nyttekostnadsanalyser kan bli svært gale når modellene overser dynamikken i konsumentenes tilpasning.

1.1. Metode og begrensninger

Denne rapporten er i hovedsak bygget opp som en litteraturstudie. Før vi sammenfatter empiriske funn (dvs. etterspørselseffekter på lang sikt og forholdet mellom lang- og korttidseffekter), vil vi presentere noen ulike metoder som er brukt for å beregne disse. Dette inkluderer modellspesifikasjoner, utvalgsstrategier, valg av forklaringsvariabler, datamateriale og liknende.

Studien tar for seg de vesentligste bidragene i litteraturen, både med hensyn til tilnæringsmåte og modellspesifikasjoner. Disse er oppsummert i vedlegget til denne rapporten. Vi har konsentrert oss først og fremst om lokal kollektivtransport, men tar også med noen få eksempler fra veg, og effekter av endringer i bensinpris.

Antallet publiserte studier av langtidselastisiteter er begrenset. Derfor har det vært en utfordring å skaffe relevant litteratur. De fleste studiene dreier seg i hovedsak om *pris*elastisiteter. Selv om andre typer elastisiteter også er aktuelle, er det derfor naturlig å konsentrere hovedvekten av arbeidet omkring langtidseffekter av prisendringer.

Et eget kapittel omhandler systematisk koding av rapporterte etterspørselastisiteter, som starten på en database. Målet på sikt er at en slik database skal kunne benyttes til ytterligere studier av etterspørselastisiteter (metaanalyser).

Litteraturstudien danner grunnlaget for å vurdere eksisterende datamateriale fra norske forhold med henblikk på å estimere langtidselastisiteter for norske forhold. Rapporten vil i noen grad gå inn på hvordan databaser vi sitter på i dag eventuelt bør videreutvikles og tilrettelegges for videre analyser av langtidselastisiteter.

2. Elastisiteter

2.1. Definisjon av elastisitetsbegrepet

Elastisitetsbegrepet er mye brukt innenfor økonomifaget generelt og innen transportsektoren spesielt. Elastisitetsbegrepet blir i mange sammenhenger oppfattet som et enkelt og greit kvantitativt mål på følsomheten i en variabel som følge av endringer i andre variable. Populariteten til elastisiteter som mål på etterspørselens følsomhet henger i første rekke sammen med at en elastisitet er en ubenevnt størrelse som er uavhengig av de måleenheter som benyttes for etterspørsel og forklaringsfaktorer. Dette gjør at man uten videre kan sammenligne elastisiteter fra forskjellige kilder. I Vegdirektoratet (1998) er begrepet elastisitet forklart på følgende måte:

Elastisitet er et mål på følsomheten i en variabel med hensyn på endringer i andre variable.

Matematisk uttrykkes etterspørselastisiteten, E , ofte som:

$$e_{x_i} = \frac{\text{Relativ endring i etterspørselen}}{\text{Relativ endring i forklaringsvariabelen}}$$

Som vi skal komme tilbake til er dette den enkleste definisjonen av begrepet elastisitet. Når elastisiteter blir benyttet med forsiktighet er dette en god og effektiv måte å estimere effektene av mange typer systemendringer. Denne enkle definisjonen har imidlertid en del svakheter som vi vil komme tilbake til.

Elastisiteter brukes til å beregne etterspørselseffekter av endringer i priser, tilbud osv (her representert ved "X"), ved å benytte denne formelen:

$$\left(\frac{X_{\text{etter}}}{X_{\text{før}}} \right)^E$$

Hvis du vurderer å øke kollektivtakstene med 5 prosent (fra 1 til 1,05 for enkelthets skyld) og du vet at takstelastisiteten er -0,4 kan du beregne at etterspørselseffekten blir:

$$\left(\frac{X_{\text{etter}}}{X_{\text{før}}} \right)^E = \left(\frac{1,05}{1} \right)^{-0,4} = 0,981 \text{ eller med andre ord et passasjertap på 1,9 prosent}^1.$$

¹ Noen lesere vil gjenkjenne dette som "Moira-modellen" som på generell form defineres som $(Y_2/Y_1) = (X_2/X_1)^E$.

2.2. Ulike begreper og elastisitetstyper

I transportsektoren er elastisitetene ofte relatert til etterspørselseffekter av prisendringer – *priselastisiteten*. Det er imidlertid mange andre former for elastisiteter som også er av interesse innenfor transportsektoren. Under vil vi gi noen generelle inndelinger av elastisitetene

Egenelastisiteter

Det er vanlig å dele elastisitetene inn etter om endringene vi vurderer skjer for et gode, eller om det er påvirkninger av endringer ved andre goder vi ser på. Dersom det er effekten av endringer ved det samme godet vi vurderer, så definerer vi dette som egenelastisiteter (*own-elasticities*).

Egenpriselastisiteten er trolig den mest benyttede elastisiteten. Denne er ment som ett uttrykk for hvor mye etterspørselen etter et gode endrer seg dersom prisen på dette godet øker. Det vil si for eksempel effekten av kollektivtakstene på antall kollektivreiser, eller av bensinprisen på bensinkonsumet.

Når egenelastisiteter beregnes på bakgrunn av egen pris eller reisetid, så forventer vi negative fortegn på elastisiteten. Høyere pris eller lenger reisetid gir en negativ effekt på etterspørselen.

Krysselastisitetet

Dersom vi vurderer effekter på ett gode som følger av endringer ved et annet gode, snakker vi om krysselastisiteter. For eksempel vil etterspørselseffekten på kollektivtransport som et resultat av endrede kostnader ved å kjøre bil være en krysselastisitet.

Når krysspriselastisitetene med hensyn til pris eller reisetid har positivt fortegn, innebærer det at vi har *konkurrerende goder*. Et eksempel er at når prisen på kollektivtilbudets viktigste konkurrent, bilen, øker, så øker også etterspørselen etter kollektivtransport.

Når krysspriselastisiteten med hensyn til pris eller reisetid er negativ, har vi med *komplementære goder* å gjøre. Dette vil si at godene støtter opp om hverandre og ikke er konkurrerende. Til eksempel så er "park-and-ride" og kollektivtransport komplementære i den forstand at dersom prisen på slike parkeringsplasser går opp, så forventer vi redusert etterspørsel etter kollektivtransport.

Betingede elastisiteter (*conditional elasticities*)

I enkelte sammenhenger snakkes det også om betingede elastisiteter, der "betingelsen" er at øvrige priser også endres prosentvis like mye som den prisen vi studerer. Et eksempel kan være samme relative takstøkning for både buss og t-bane. Det vil ha mindre effekt for bussen enn hvis bare busstakstene ble økt.

2.3. Elastisitetens mål

Gjennomgangen i dette kapitlet tar utgangspunkt i bl.a. Balcombe m fl (2004), TCRP (2004) og MISA (1998).

Den teoretiske definisjonen av en elastisitet refererer seg til *marginale* endringer. Det vil si når endringen i forklaringsfaktoren er *svært liten*. Definisjonen av elastisitetsbegrepet i kapittel 2.1 kan matematisk uttrykkes som:

$$e_x^{\text{point}} = \left(\frac{\frac{\Delta y}{y}}{\frac{\Delta x}{x}} \right) = \left(\frac{\frac{\partial y}{y}}{\frac{\partial x}{x}} \right) = \frac{\partial y}{\partial x} \frac{x}{y}$$

Den populære skrivemåten er $f'(y) \cdot x/y$.

Her uttrykker Δy endringen i etterspørsel og Δx uttrykker endringen i forklaringsvariabelen x . Elastisiteten regnes ut fra et gitt punkt på etterspørselskurven. Dette elastisitetsbegrepet betegnes derfor som *punktelastisitet*. Funksjonen har egenskapen av å være symmetrisk. Det vil si at den gir samme utslag i begge retninger. Vi får med andre ord samme etterspørselseffekt ved økninger som ved reduksjoner i forklaringsvariablene.

En elastisitet er definert for ethvert punkt på en (deriverbar) etterspørselsfunksjon bortsett fra punkter hvor etterspørsel eller aktuell variabel er 0. Kjenner man etterspørselsfunksjonen kan man også finne uttrykket for elastisiteten for ethvert punkt på etterspørselskurven. Problemet er at man ofte ikke kjenner etterspørselsfunksjonen eksakt og at man likevel ønsker å si noe om mulige etterspørselsvirkninger basert på tidligere observerte effekter.

Hvis vi skal estimere en elastisitet og har mange observasjoner må vi forutsette en funksjonsform og benytte en eller annen estimeringsteknikk. Blant mulige funksjonsformer finner vi da Cobb-Douglas formen som innebærer konstant elastisitet over hele variasjonsområdet. Denne har vært mye benyttet på grunn av sin enkle og "hensiktsmessige" form ved at den gir en elastisitet som er et gitt tall (en parameter i etterspørselsfunksjonen). Det teoretiske grunnlaget for en slik generell funksjonsform er imidlertid spinkelt. Det er ikke grunnlag – verken teoretisk eller empirisk – for å hevde at en elastisitet er konstant for et større variasjonsområde. Vi kan på generelt grunnlag heller ikke hevde at den vil være uavhengig av verdien på andre variable.

Hvis vi bare har 2 observasjoner av pris (eller en annen aktuell variabel) og kvantum og dermed ikke kjenner funksjonsformen, er det en rekke formeler som er mulig å benytte. Disse kommer vi inn på nedenfor. Felles for dem er at for små endringer gir de tilnærmet samme resultat, men for større endringer blir resultatet forskjellig. Det som da kanskje er å foretrekke, er å beregne gjennomsnittselastisiteten for variasjonsområdet på en slik måte at en konstant elastisitet lik denne gjennomsnittselastisitet ville gi samme resultat som det vi har observert. Da kan vi benytte formelen for en funksjon med konstant elastisitet, dvs arc-elastisiteten.

Det spørsmålet vi tar opp under dreier seg med andre ord om hvilken formel man skal benytte når man skal estimere en elastisitet med bare 2 observasjoner og ikke kjenner funksjonsformen. Ellers er det i prinsippet bare å bruke den teoretiske definisjon og en spesifisert funksjonsform. Det vi tar opp under er derfor ikke ulike definisjoner av en elastisitet, den er gitt, men ulike måter å estimere elastisiteter på ved 2 observasjoner (eks før og etter). De ulike tilnærmingene som beskrives vil produsere ulike elastisiteter. Egenskapene til de ulike beregningsmetodene vil avhenge av formen på den underliggende etterspørselsfunksjonen.

2.3.1. Bueelastisitet (arc elasticity)

Arc-elastisitetet er et alternativt elastisitetsmål som ofte benyttes som mål på etterspørselens følsomhet for endringer i en forklaringsvariabel for å overkomme noen av problemene med punktelastisiteten. Det gjelder både når endringene er mer enn marginale, og når vi ikke kjenner etterspørselsfunksjonen men likevel har flere observasjoner av pris og etterspørsel.

Arc-elastisiteten refererer til målet under:

$$e_x^{\text{arc}} = \left(\frac{\ln y_2 - \ln y_1}{\ln x_2 - \ln x_1} \right)$$

Her uttrykker y_1 etterspørselen før endring fra x_1 til x_2 , og y_2 etterspørselen etter endringen. Dette innebærer at det inngår to punkter på etterspørselsfunksjonen i denne.

Denne beregningsmetoden gir oss gjennomsnittselastisiteten over intervallet $\langle X_1, X_2 \rangle$. Det er i litteraturen en sterk støtte for en slik tilnærming uten at vi vil gå nærmere inn på dette.

En viktig fordel med denne elastisitetsformen kan vi finne ved å se på følgende vanlige etterspørselsfunksjon, hentet fra Balcombe m fl (2004):

$$y = k [x_1^{\alpha_1} * x_2^{\alpha_2} \dots \dots \dots * x_n^{\alpha_n}] = k \prod_i x_i^{\alpha_i}$$

Her er k og α_i konstanter.

Dette er den generelle funksjonsformen for en konstant elastisk etterspørselsfunksjon. Det kan vises at for denne funksjonsformen vil både punktelastisiteten og arc-elastisiteten være uavhengig av størrelsen på forklaringsvariabelen og konstant lik α_i . Dette er i mange sammenhenger svært praktisk siden all informasjon om etterspørselseffektene er bakt inn i konstanten. Dette er ikke tilfelle ved verken lineær elastisitet eller ved shrinkage ratio som er omtalt i de følgende avsnittene.

2.3.2. Linjeelastisitet

Linjeelastisiteten er et mål som på samme måte som arc-elastisiteten passer bedre for større endringer i forklaringsvariabelen enn punktlastisiteten. Den er også et greit alternativ til buelastisiteten når vi har 0-observasjoner (f.eks. gratis kollektivtransport) fordi $\ln 0$ ikke er definert. Linjeelastisiteten kan defineres som:

$$e_x^{\text{line}} = \left(\frac{\frac{y_2 - y_1}{\frac{1}{2}(y_2 + y_1)}}{\frac{x_2 - x_1}{\frac{1}{2}(x_2 + x_1)}} \right) = \frac{(y_2 - y_1)(x_2 + x_1)}{(y_2 + y_1)(x_2 - x_1)}$$

En av fordelene med denne er at den er tilnærmet symmetrisk i positive og negative endringer, på samme måte som buelastisiteten.

2.3.3. Shrinkage ratio

Det fjerde av de vanligste alternative elastisitetsmålene er "shrinkage ratio". Dette er mye brukt av bussoperatører for å summere effektene på etterspørselen av ulike prisendringer (Webster og Bly 1980).

$$e^s = \frac{(y_2 - y_1)}{(x_2 - x_1)} * \left(\frac{x_1}{y_1} \right)$$

Denne elastisitetsformen er ikke symmetrisk i positive og negative endringer, noe som gjør at den er mindre brukt enn de andre.

2.3.4. Forskjeller på elastisitetsmål

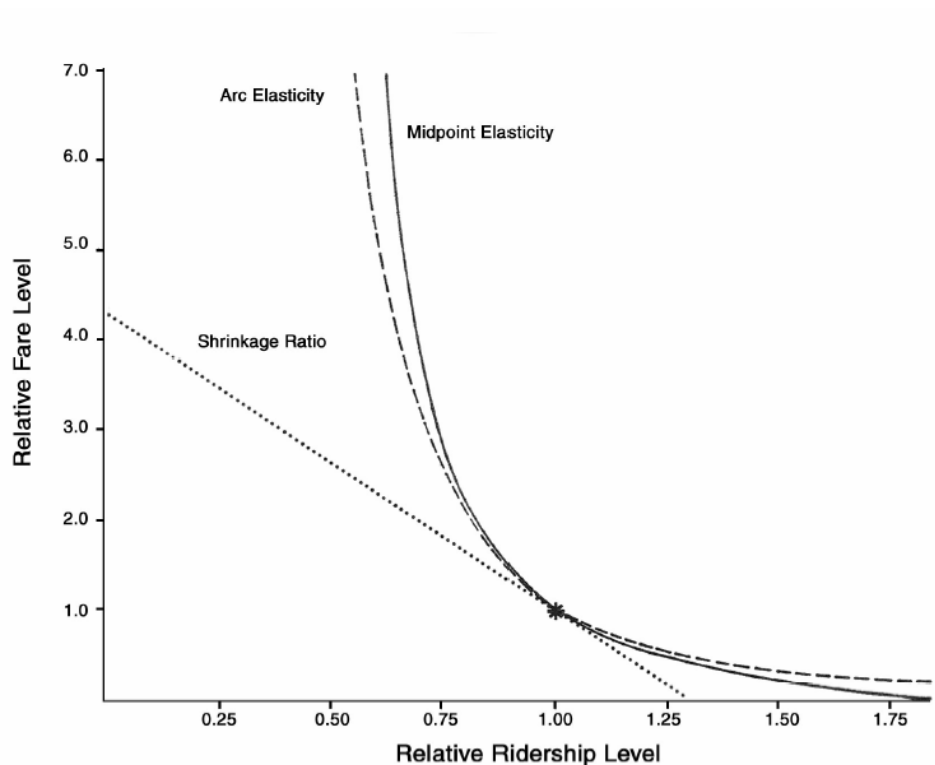
Bortsett fra for store endringer så antar alle elastisitetsmålene samme verdi. Desto større endringene er, desto større vil forskjellene generelt bli, selv om dette også avhenger av funksjonsformen.

En av grunnene til at arc-elastisiteten er den dominerende, dersom vi ser bort fra punktlastisiteten, er at den for det første er symmetrisk i positive og negative retninger, i motsetning til "shrinkage-ratio".

Tabellen og figuren under er hentet fra TCRP (2004) og illustrerer forskjellene mellom elastisitetsmålene basert på en etterspørselsfunksjon med en initial punktlastisitet lik -0,3. Hva som er den "riktige" beregningsmetoden, avhenger av hva man forutsetter om den underliggende etterspørselsfunksjonen. Log Arc Elasticity tilsvarer det vi kaller buelastisitet, mens "Mid-Point Arc Elasticity" (TCRP inkluderer feilaktig "Arc" i benevningen) er linjeelastisitet.

Tabell 2.1. Elastisitetsverdier med ulike elastisitetsmål. (Kopiert fra TCRP 2004)

Percent Fare Change	Log Arc Elasticity	Mid-Point Arc Elasticity	Shrinkage Factor
-50%	-0.300	-0.311	-0.46
-30	-0.300	-0.303	-0.38
-10	-0.300	-0.300	-0.32
+10	-0.300	-0.300	-0.28
+30	-0.300	-0.302	-0.25
+50	-0.300	-0.304	-0.23
+100	-0.300	-0.311	-0.19



Figur 2.1. Ulike typer elastisiteter utregnet fra en etterspørselskurve med en initial punktelastisitet lik -0,3 (Kopiert fra TCRP 2004)

3. Beregningsmetoder for langtidseffekter

Hovedutfordringen når det gjelder å beregne langtidseffekter, er å identifisere og isolere ut effekter som har sin årsak tilbake i tid. Effekten av en prisendring i år t på etterspørselen i år $t+5$ er sannsynligvis ikke stor, og med all sannsynlighet langt mindre enn effektene av endringer i øvrige forklaringsfaktorer (som arbeidsmarkedet, arealbruk, demografi, reisekvalitet og lignende). I prinsippet skal derfor alle relevante forklaringsvariabler trekkes inn i en analyse av langtidseffekter. I praksis er dette umulig, og litteraturen på området analyserer derfor hovedsakelig på "standard" variabler som bensinpris, rutetilbud, takst og inntekt. Et unntak er disaggregerte data, der informasjonen om andre typer faktorer gjerne er bedre.

I de neste avsnittene går vi gjennom noen typer data og beregningsmetoder som er aktuelle. Gjennomgangen er ikke fullstendig, men trekker frem de vanligste tilnæringsmåtene.

3.1. Tidsserieanalyser

Dersom tidsseriedata analyseres i en statisk modell, vil elastisitetsestimatene sannsynligvis verken kunne tolkes som lang- eller korttidseffekter. Bare hvis alle dataene er ikkestasjonære og kointegrerte (se detaljer i kap 3.1.3), eller hvis hele effekten materialiserer seg umiddelbart, vil estimatene gi uttrykk for langtidseffekter. Utover disse spesialtilfellene vil man ved å overse dynamikken i aktørenes tilpasning forårsake feilspesifisering av modellen med skjevheter i estimatene som resultat (Dargay og Goodwin 1995).

Dynamiske tidsseriemodeller spesifiseres ved at tidligere års endogen (Y_{t-i} , der $i \geq 1$) og/eller eksogene (X_{t-i}) variabler brukes til å forklare variasjon i observert endogen variabel (Y_t)². Man innfører med andre ord en *lag*-struktur, der "lag" er det engelske ordet for forsinkelse/forskjell i tid.

Tidsserieanalyser gir mulighet til å studere dynamikken i tilpasningene, slik at effektene av en takstendring etter f.eks. 3 år kan skilles fra effektene etter 6 år.

3.1.1. Lagged eksogen variabel

Vi har etterspørsel i år t , Y_t , som en funksjon av prisen samme år og i årene før:

² En *Error-correction model* forklarer endringer i etterspørsel ($Y_t - Y_{t-1}$) ved endringer i forklaringsvariabler ($X_t - X_{t-1}$) samt nivåer for alle variabler i perioden $t-1$ (altså Y_{t-1} og Y_{t-1}).

$$Y_t = \beta_0 P_t + \beta_1 P_{t-1} + \dots + \beta_n P_{t-n} + \varepsilon_t = \sum_{i=0}^n \beta_i P_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{Langtidseffekten er lik } \beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \dots + \beta_n = \sum_{i=0}^n \beta_i.$$

Hvis dataene er log-transformerte, gir dette et uttrykk for langtidselastisiteten.

En slik modell er imidlertid vanskelig å estimere med minste kvadraters metode (Greene 2000). For det første vil lag-variablene spise opp mye av frihetsgradene, noe som spesielt er problematisk hvis tidsrekkene er korte. For det andre vil restleddet vanligvis være seriekorrelert. Og for det tredje vil vi med stor sannsynlighet få et alvorlig multikollinearitetsproblem. I tillegg er det seg ikke uten videre hvor mange lag som skal inkluderes.

3.1.2. Lagged endogen variabel

Det er vanligvis ikke urimelig å anta at nivået på Y_{t-1} veier tungt i bestemmelsen av Y_t . En *partial adjustment* modell beskriver det ønskede nivået for Y_t (Greene 2000):

$$Y_t^* = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \varepsilon_t,$$

og en partiell tilpasningsligning:

$$Y_t - Y_{t-1} = (1 - \lambda)(Y_t^* - Y_{t-1})$$

Når vi løser den siste ligningen for Y_t og setter inn ligningen for Y_t^* , får vi:

$$Y_t = \beta_0' + \beta_1' X_{1t} + \beta_2' X_{2t} + \beta_3 Y_{t-1} + \varepsilon_t', \quad (1)$$

Modellen tar hensyn til treghet i tilpasninger. Samtidig ser vi at Y -variabelen for et hvilket som helst år er et resultat av endringer i alle tidligere år.

Dette er en robust modellformulering som kan estimeres greit med minste kvadraters metode³. Hvis dataene er log-transformerte, kan vi tolke β_1 og β_2 som korttidselastisiteter, og $\beta_1/(1-\beta_3)$ og $\beta_2/(1-\beta_3)$ som langtidselastisiteter ved permanente endringer i X_1 og/eller X_2 ⁴.

Denne tilnæringsmåten kan benyttes til å estimere effekten av en endring over tid. Jf. Hamilton (1994) kan ligning (1) for enkelhets skyld skrives

$$Y_t = \beta_3 Y_{t-1} + W_t,$$

$$\text{der } W_t = \beta_0' + \beta_1' X_{1t} + \beta_2' X_{2t} + \varepsilon_t',$$

³ Som svakheter til denne modellspesifikasjonen bør nevnes at modellen forutsetter stasjonære variabler og at etterspørselen for alle forklaringsvariabler har samme lag-struktur.

⁴ En slik modell beregner konstante elastisiteter, altså elastisiteter som er uavhengig av nivået på X . Dersom vi ønsker en modellspesifikasjon der elastisiteten varierer med prisen (la oss si at X_1 er prisen), beholdes alle øvrige variabler log-transformerte, mens prisvariabelen oppgis i sin faktiske verdi i modellen. Korttidselastisiteten blir $\beta_1 X_1$ og langtidseffekten blir $\beta_1 X_1 / (1 - \beta_3)$. En slik tilnærming er beskrevet bl.a. i Dargay og Hanley (2001)

Effekten av W_t på Y_{t+j} er gitt ved

$$\frac{\partial Y_{t+j}}{\partial W_t} = \beta_3^j, \quad (2)$$

Den *dynamiske multiplikatoren* (2) avhenger bare av j , altså tidsintervallet mellom endringen i W_t og den observerte effekten Y_{t+j} , og ikke av t , som er datoen for observasjonene. Hvis vi ønsker å teste hva som skjer med Y to år etter en enhets endring i X_1 , løser vi følgende (og forutsetter at X_{1t+1} og X_{1t+2} er uavhengig av endringen i X_{1t}):

$$\frac{\partial Y_{t+2}}{\partial X_{1t}} = \frac{\partial Y_{t+2}}{\partial W_t} \frac{\partial W_t}{\partial X_{1t}} = \beta_3^2 \beta_1$$

Vi forutsetter at $0 < \beta_3 < 1$. Da konvergerer multiplikatoren mot 0 over tid, og langtidseffekten mot et bestemt nivå. Jo nærmere β_3 er 1, jo lengre tid tar det før tilpasningen konvergerer. Når $\beta_3 \rightarrow 0$ vil all effekten skje i samme periode som takstendringen.

Dersom vi ønsker en modellspefisikasjon der elastisiteten varierer med for eksempel takstnivået (proporsjonal elastisitet), lar vi være å log-transformere prisvariabelen (øvrige variabler beholdes log-transformerte). Kort- og langtidselastisiteten blir da henholdsvis $\beta_1 X_1$ og $\beta_1 X_1 / (1 - \beta_3)$.

Eksempel

La Y være kollektivreiser pr innbygger, X_1 være takst og X_2 være rutetilbud (vognkilometer). Alle tall er årlige data og log-transformerte slik at parameterestimaten kan tolkes direkte som elastisiteter. Vi definerer følgende modell:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 Y_{t-1} + \varepsilon_t,$$

og estimerer følgende parametere:

$$Y_t = 1,134 - 0,35X_1 + 0,40X_2 + 0,55Y_{t-1}$$

Den umiddelbare (korttids-) effekten av 1 prosents takstøkning blir en passasjeredgang på 0,35 prosent. Den totale langtidseffekten blir $\beta_1 / (1 - \beta_3) = -0,35 / (1 - 0,55) = -0,78$, altså en passasjeredgang på 0,78 prosent.

Tilsvarende kan beregnes for endringer i rutetilbudet. Korttids- og langtidseffekten av en 1 prosents økning blir henholdsvis 0,40 og 0,89 prosent passasjerøkning.

Effekten første år er altså 45 prosent av den totale effekten ($1 - 0,55 = 0,45$). Fire år etter at takstøkningen fant sted, beregner vi etterspørselseffekten av takstøkningen i år 0 slik:

$$\frac{\partial Y_{t+3}}{\partial X_{1t}} = \frac{\partial Y_{t+3}}{\partial W_t} \frac{\partial W_t}{\partial X_{1t}} = \beta_3^4 \beta_1 = 0,55^4 \times (-0,35) = -0,03$$

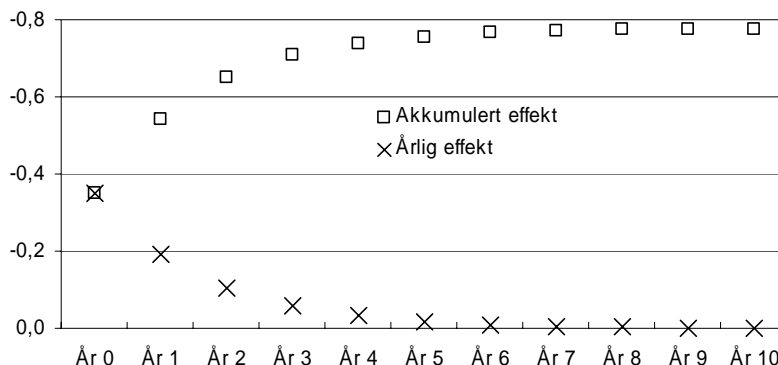
Med andre ord påvirkes etterspørselen med 0,03 prosent i år t+4 som resultat av takstøkningen på 1 prosent i år t. Ett år etter takstøkningen (altså t+1) er effekten $0,55^1 * (-0,35) = 0,19$ prosent nedgang.

Tabellen viser den beregnede effekten i hvert av 10 år etter takstøkningen. Den totale (kumulative) effekten konvergerer mot -0,78, slik vi beregnet over. Figuren illustrer det samme.

Tabell 3.1. Effekt av 1 prosents takstøkning i år 0 fordelt på årene 0-10, samt kumulativ effekt.

Periode	Effekt hvert år av takstendringen i periode 0	Kumulativ effekt
0	-0,350	-0,350
1	-0,193	-0,543
2	-0,106	-0,648
3	-0,058	-0,707
4	-0,032	-0,739
5	-0,018	-0,756
6	-0,010	-0,766
7	-0,005	-0,771
8	-0,003	-0,774
9	-0,002	-0,776
10	-0,001	-0,777

TØI-rapport 802/2005.



Figur 3.1. Årlig og akkumulert etterspørselseffekt av 1 prosents takstøkning i år 0, basert på det tenkte eksempelet over.

TØI rapport 802/2005.

3.1.3. Stasjonaritet og kointegrasjon

Vanlig regresjonsanalyse med minste kvadraters metode forutsetter at tidsserie-dataene er stasjonære. Det vil si at variablene har konstant forventning over tid. Dersom denne forutsetningen brytes, blir ikke t-testene for parameterverdiene gyldige.

Tidsseriedata av typen som benyttes i vår sammenheng, har gjerne en trend-utvikling over tid og er dermed ikke stasjonære. Trendene er som regel enten stokastiske eller deterministiske. Førstnevnte innebærer at effekten av en endring på ett tidspunkt vedvarer. Variabelen kan gjøres stasjonær ved differensiering. Den er da *differansestasjonær*. Sistnevnte betyr at variabelen endrer seg med like mye hver periode. Den kan også gjøres stasjonær ved å innføre en trendvariabel i regresjonsligningen. (Berge, 2004)

Den vanligste testen for stasjonaritet er den utvidede Dickey-Fuller-testen (ADF-testen). Denne er beskrevet i bl.a. Berge (2004) og Dargay og Hanley (1999). Testen går ut på å regere førstedifferansen ($X_t - X_{t-1}$ som forkortes ΔX_t) til en dataserie på en konstant, nivået av den samme dataserien med én lag og førstedifferansen med én lag:

$$\Delta X_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 \Delta X_{t-1}.$$

Dersom β_1 er signifikant forskjellig fra 0 så antar vi at X er stasjonær. Dersom serien ikke er stasjonær, må man teste videre hvilken orden serien er integrert, altså hvor mange ganger vi må ta differansen før stasjonaritet oppnås. Vi sier at en variabel som må differensieres d ganger for å bli stasjonær, er integrert av orden d , forkortet $I(d)$. Regresjon med integrerte variabler forårsaker at feilledet blir integrert av orden høyere enn null. For at $I(1)$ variabler skal kunne benyttes i en regresjon, må det eksistere en sammenheng som gjør at restleddet blir $I(0)$. I så fall er variablene kointegrerte, og det fins en langsiktig sammenheng mellom dem (Berge 2004).

Berge beskriver godt hvordan en vektor autoregressiv representasjon (VAR-modell) som brukes til å teste for kointegrasjon brukes til å beskrive den langsiktige dynamikken mellom variablene.

3.2. Aggregerte tverrsnittsanalyser

Tverrsnittsanalyse på aggregerte data (f.eks. ulike byområder) gir i prinsippet uttrykk for langtidseffekter. Dette er fordi vi kan anta at observasjonene er uttrykk for likevektsituasjoner i områder med ulike takst- tilbuds- osv. nivåer. Et eksempel illustrerer dette. La oss anta at kollektivtakstene øker med 20 prosent i et fylke. Hvis vi bare analyserer effektene innenfor samme året, vil vi få ut en korttidseffekt. Men dersom vi ser på to forskjellige fylker der takstnivået i det ene fylket tradisjonelt ligger 20 prosent høyere enn i det andre, kan vi anta at forskjellen i etterspørsel i de to fylkene representerer mer enn bare en korttidstilpassning. Forskjellene mellom fylkene har gjerne skjedd over tid, slik at tilpassningen kan karakteriseres som langsiktig.

Det er imidlertid en del problemer knyttet til tolkningen av aggregerte tverrsnittsdata. For det første er det i de fleste sammenhenger mangelfull variasjon i forklaringsvariablene mellom områder. For eksempel vil man vanligvis ta utgangspunkt i samme bensinpris enten observasjonen er i Nord-Norge eller Sør-Norge. Internasjonale tverrsnittsdata gir bedre variasjon i forklaringsvariablene, men har den

svakhet at andre, lokale eller nasjonale, forhold veier tungt. Slike forhold kan bl.a. være ulike holdninger til kollektiv- og privat transport, inntektsforskjeller, ulik arealbrukspraksis, organisering av arbeidsliv og skole og så videre. Kollektivtransportdata har mer lokalt preg og gir større variasjon i forklaringsvariablene. Tverrsnittsanalyser av slike data gir med større sannsynlighet uttrykk for langtidseffekter enn f.eks. bensinprisindekser. Problemet er imidlertid at antallet observasjoner (les: områder) vil være for lavt til å kalibrere gode modeller.

For det andre kan man bare tolke tverrsnittsdata som langtidstilpasninger hvis alle observasjonene er uttrykk for likevektstilstander. I og med at parametere som inntekt, husholdningssammensetning, bosted, takster osv. forandrer seg kontinuerlig, så er det i følge Dargay og Goodwin (1995) lite sannsynlig at vi observerer slike likevektstilstander. Det kan, slik Webster og Bly (1980, s. 112) skriver det, være mer korrekt å tolke reisevaner som "a constant state of disequilibrium".

For det tredje får vi heller ingen kunnskap om hvor raskt tilpasningen skjer, eller om forholdet mellom umiddelbare og totale effekter, altså dynamikken i tilpasningene.

Det er ikke uvanlig å slå sammen tidsseriedata fra ulike områder. Resultatet blir tidsserie-tverrsnittsdata, som gir de fordelene tidsseriedataene har, kombinert med god variasjon i dataene. Ulempen er at man dermed antar at for noen forklaringsvariabler gjelder de samme etterspørselsforhold og elastisiteter i alle områdene (Dargay og Hanley 2001) idet forskjeller mellom dem kun korrigeres i form av konstantledd (dummies) for de forskjellige områdene. Problemet kan omgås ved å benytte områdespesifikke effekter av enkelte forklaringsfaktorer (f.eks. pris) og anta at effektene av øvrige forklaringsvariabler er like i alle områdene.

3.3. Disaggregerte data

Det ideelle datamateriale for beregning av kort- og langtidseffekter, er observasjoner av individer over flere perioder. Dette fordi man kan måle endringer i en rekke forklaringsvariabler. Tilstrekkelig gode, disaggregerte datasett forutsetter kostbar datainnsamling med store utvalg og at de samme personene observeres flere ganger (panel). De er derfor sjeldne. Data fra reisevaneundersøkelser gir imidlertid god og detaljert informasjon på individnivå, og gir godt grunnlag for beregninger av langsiktige tilpasninger.

En egenskap ved logitmodellene er at beregningen av etterspørselastisiteten for et reisemiddel påvirkes av dets markedsandel. Slik er det også i virkeligheten. Høyere markedsandel gir lavere elastisitet, alt annet likt.

Data på individnivå er i prinsippet også tverrsnittsdata. Men i motsetning til problemene med aggregerte tverrsnittsdata, vil vi med data på individnivå kunne få tilstrekkelig stor variasjon i de relevante variablene til å beregne langtidseffekter. Bensinkostnader, og i mange tilfeller også kollektivpriser, vil for eksempel variere med reiselengde. I tillegg vil prisforholdet mellom kollektivtransport og

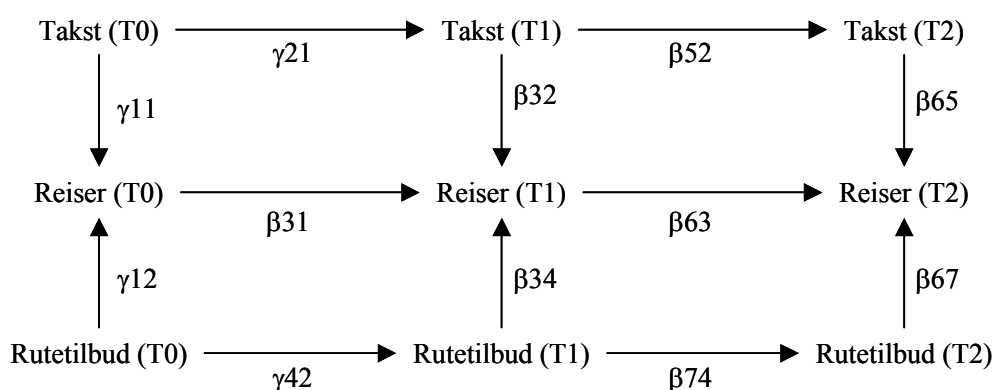
alternative transportmåter variere mellom individer, slik at transportmiddelvalg kan sees på som langsiktige tilpasninger. Simultane logit-modeller for valg av reisemåte og destinasjon skal derfor kunne gi langtidseffekter. (Modellene må gjerne omarbeides for å få ut elastisitetene. En mulighet er f.eks. å kjøre modellen på data der alle kollektivtakstene er multiplisert med liten faktor på for eksempel 1,1 og beregne linje-/bueelastisiteter av effekten.)

For øvrig er det noen problemer i forhold til bilhold og valg av bosted, og med samvariasjon mellom reisetid og reisekostnad fordi begge er sterkt korrelert med reisedistanse.

3.4. Strukturmodeller

Strukturmodellering (SEM) er muligens egnet til å evaluere modeller og beregne estimater for de sammenhenger som inngår i modellen. Strukturmodeller gjør i stor grad, og litt enkelt sagt, det samme som tradisjonelle simultane lignings-systemer.

SEM er bygget opp slik at de oppgir både direkte, indirekte og totale effekter. Beregning av indirekte effekter kan brukes til å beregne langtidseffekter. Figur 3.1 illustrerer dette.



Figur 3.2: Illustrasjon av hvordan en strukturmodell kan bygges opp.

TØI rapport 802/2005.

Vi ønsker å identifisere effekten av taksten i tidspunkt T0 på reiser i tidspunkt T0, T1 og T2. Den direkte (og totale) effekten av takst (T0) på reiser (T0) er lik γ_{11} .

Videre blir den indirekte og totale effekten av takst (T0) på reiser (T1) lik summen av $\gamma_{11} \times \beta_{31}$ pluss $\gamma_{21} \times \beta_{32}$.

Den indirekte og totale effekten av takst (T0) på reiser (T2) er lik summen av $\gamma_{21} \times \beta_{52} \times \beta_{65}$ pluss $\gamma_{21} \times \beta_{32} \times \beta_{63}$ pluss $\gamma_{11} \times \beta_{31} \times \beta_{63}$.

Den direkte effekten av takst i tidspunkt 0 på reiser i tidspunkt 0 kan kalles korttidseffekt eller øyeblikkelig effekt, mens den indirekte effekten av takst i tidspunkt T0 på reiser i tidspunkt T1 og T2 kan kalles langtidseffekter. Det er ingen begrensninger på antall tidspunkter som kan benyttes i analysen.

Det fins ingen konvensjonelle krav til utvalgsstørrelse ved strukturmodellering. Hvor stort utvalg som behøves, avhenger av hvilke krav man stiller til signifikans og hvor små effekter man ønsker å kunne påvise. Som en pekepinn kan det nevnes at minimum utvalgsstørrelse for å påvise en middels stor korrelasjon ($r = 0,30$) med konvensjonelle nivåer for signifikans ($\alpha = 0,05$) og power (0,80) er 85 observasjoner.

4. Empiriske funn

Dette kapitlet presenterer flere studier av etterspørselastisiteter. Korte og strukturerte oppsummeringer av en del kilder er gjengitt i vedlegg 1. De elastisitetene som rapporteres her stammer fra både primærlitteratur, det vil si studier der elastisiteter er blitt beregnet, og fra oversiktslitteratur der ulike beregninger er omtalt og sammenfattet.

Oppsummeringsstudiene fra tidlig 1990-tall var (i likhet med denne sammenstillingen) relativt lite analytiske, og gjenga rapporterte elastisitetsberegninger. Senere oppsummeringsstudier har gjerne benyttet informasjonen til å analysere hvordan beregningene varierer med bl.a. metodevalg, år, geografisk område osv (Wardman og Shires, 2004; Nijkamp og Pepping, 2001). Slike metastudier kan bidra med ny innsikt og mer troverdige anbefalte verdier, nettopp fordi estimatene er korrigert for en rekke rammebetingelser ved studiene. Se for øvrig kapittel 5.

Alle elastisitetsestimater er kontekstavhengige. Wardman og Shires (2004) fant signifikante effekter på beregnet elastisitet av en rekke forhold ved selve studiene. Blant annet påvirkes elastisitetsberegningene av egenskapene ved reisen (hensikt, alder, rabatter,), aggresjonsnivå, datainnsamlingsmetode, estimeringsmetode og så videre. Videre fant Nijkamp og Pepping (2001) at antallet konkurrerende transportmidler som inngikk i studiene hadde effekt på elastisitetsberegningene. Derfor har det lite for seg å trekke noen klar konklusjon for hva som er "riktige" eller anbefalte verdier. Noen hovedtrekk skal vi likevel peke på.

4.1. Etterspørselastisiteter i kollektivtransport

Tabell 4.1 oppsummerer de viktigste elastisitetene for kollektivtransport som er kommet frem i litteraturstudien. Disse er nærmere beskrevet i vedlegg 1.

Vi ser at det er en del variasjon mellom de forskjellige verdiene. Det er ikke uventet i og med at de er beregnet i svært ulike kontekster. I tillegg er noen av tallene som kommer frem i tabellen egne beregninger basert på analyser av tilbud, etterspørsel og takster, mens andre fremkommer som gjennomsnittlige anbefalinger utfra sammenstillinger av flere beregninger.

Tabell 4.1: Elastisitetsberegninger fra ulike kilder. Avhengige variabler er antall kollektivreiser eller antall kollektivreiser pr innbygger.

	Geografisk område	Korttids- elastisitet	Langtids- elastisitet	Forhold LR/SR ¹
Rutetilbud/vognkilometer, lokal kollektivtransport:				
	UK alle regioner	0,43	0,81	1,88
Dargay og Hanley 1999*	UK counties	0,48	1,04	2,17
Dargay mfl i Litman 2004*	UK	0,57	0,77	1,35
Dargay mfl i Litman 2004*	Frankrike	0,29	0,57	1,97
Litman 2004 [^]	Alle reiser	0,50/0,70	0,70/1,10	1,50
Vibe m fl 2005*	Norge	0,20	0,43	2,15
Snitt		0,43	0,75	1,84
Takst, lokal kollektivtransport:				
Dargay og Hanley 1999*	Hele UK	-0,33/-0,52	-0,62/-1,08	2,00
Dargay og Hanley 1999*	UK met. areas	-0,24/-0,57	-0,45/-0,76	1,49
Dargay og Hanley 1999*	UK counties	-0,33	-0,71	2,15
Goodwin 1992 [^]	Europa/undef.	-0,21/-0,28	-0,55/-0,65	2,45
Gilbert og Jalilian i Goodwin 1992*	London	-0,80	-1,20/-1,30	1,56
Dargay mfl i Litman 2004*	UK	-0,51	-0,69	1,35
Dargay mfl i Litman 2004*	Frankrike	-0,32	-0,61	1,91
Litman 2004 [^]	Alle reiser	-0,20/-0,50	-0,60/-0,90	2,14
Litman 2004 [^]	Rushtid	-0,15/-0,30	-0,40/-0,60	2,22
Litman 2004 [^]	Utenom rush	-0,30/-0,60	-0,80/-1,00	2,00
Oxera 2004*	Skottland	-0,85/-1,34	-1,06/-1,19	1,03
Oxera 2004 [^]	Skottland	-0,35/-0,50	-1,00	2,35
Vibe m fl 2005*	Norge	-0,23	-0,51	2,22
Wardman og Shires 2003 [^]	UK	-0,30	-0,59	1,95
Snitt		-0,44	-0,76	1,92
Takst, tog/t-bane:				
Owen og Philip i Goodwin 1992*	UK	-0,69	-1,08	1,57
Wardman og Shires 2003 [^]	UK	-0,50	-0,74	1,47
Oxera 2004*	Skottland	-0,63/-0,66	-1,18/-1,25	1,88
Oxera 2004 [^]	Skottland	-0,50/-0,70	-0,75/-1,00	1,46
Snitt		-0,61	-0,98	1,59
Snitt alle				1,84

¹ Forhold lang-/korttidseffekt (LR/SR). For enkelthets skyld er det beregnet forhold mellom gjennomsnittet av elastisitetene der det er oppgitt variasjonsområder.

* Primærstudier

[^] Oppsummerende beregning eller anbefaling

Etterspørselastisitetene for lokal kollektivtransport med hensyn til rutetilbudet varierer mellom 0,2 og 0,7 på kort sikt og mellom 0,4 og 1,1 på lang sikt. På lang sikt er effektene av endret rutetilbud omtrent dobbelt så store som på kort sikt, og vi ser at det sjelden beregnes elastisiteter som er større enn 1 i absoluttverdi. Der- som etterspørselastisiteten faktisk er større enn 1 vil gjennomsnittsbelegget øke hvis tilbudet økes, og et eventuelt tilskuddsnivå ville reduseres.

Etterspørselastisitetene for lokal kollektivtransport med hensyn til takstnivået varierer mellom -0,2 og -1,3 på kort sikt og mellom -0,4 og -1,3 på lang sikt. Dermed er variasjonsområdet for lang- og korttidselastisitetene omtrent overlappende. Den ene Oxera-beregningen bidrar til å bringe uorden i det overordnede bildet som likevel er ganske klart⁵: På kort sikt er priselastisiteten -0,5 eller mindre, og på lang sikt er den mellom -0,5 og -1. Langtidseffektene er i snitt dobbelt så store som korttidseffektene.

Etterspørsel for jernbane er gjerne mer prisfølsom enn for lokal kollektivtransport. Vi ser at dette bekreftes av høyere gjennomsnittsverdier for kort- og langtidselastisiteter i tabellen. Funnene er forholdsvis konsistente, og langtidseffektene er i snitt 1,6 ganger så store som de kortsiktige effektene.

Dersom vi antar at trafikantene bruker like lang tid på å tilpasse seg enten endringen er i takster, rutetilbud, lokal kollektivtransport eller tog/bane, så kan det gjennomsnittlige forholdet mellom alle lang- og korttidselastisitetene være en interessant indikator. Dette forholdstallet er 1,84 – altså at effektene av endringer i takster eller rutetilbud er 1,84 ganger så store på lang som på kort sikt – og plasserer seg i det nedre sjiktet av gjeldende antakelser. Litman (2004) antyder for eksempel en faktor på mellom 2 og 3, mens Dargay og Hanley (1999) fant at faktoren varierte mellom 1,5 og 3.

4.2. Etterspørselastisiteter for bil

Denne studien har hatt hovedfokus på kollektivtransporten. Vi har likevel kommet over noen beregninger for bil- og bensinnetterspørsel som vi har valgt å trekke inn. Tabell 4.2 gir derfor på langt nær en like fullstendig oversikt som omtalen av elastisiteter i kollektivtransporten.

⁵ Som det fremgår i vedlegg 1 så anbefaler Oxera lavere elastisiteter enn de selv beregnet. Anbefalingen er den som kommer på neste linje i tabell 4.1, nemlig -0,35/-0,50 på kort sikt og -1,00 på lang sikt

Tabell 4.2: Elastisitetsberegninger for bil og bensin fra ulike kilder.

Kilde	Område	Forklart variabel	Forklarings variabel	Korttids- elastisitet	Langtids elastisitet	Forhold LR/SR
Oum m fl 1992	US	Bil	Bilkostnader	-0,23	-0,28	1,22
Som over	Australia	Bil	Bilkostnader	-0,09 - -0,24	-0,22 - -0,31	1,61
Graham og Glaister 2004	Int.	Bensinettersp.	Bensinpris	-0,25	-0,77	3,08
Graham og Glaister 2004	Int.	Bil-km	Bensinpris	-0,15	-0,31	2,07
Graham og Glaister 2004	Int.	Bilhold	Kostnader bilhold	-0,2	-0,9	4,50
Franzén	OECD	Bensinettersp.	Bensinpris	-0,20 - -0,25	-0,54 - -0,96	3,33
Fridstrøm 1999	Norge	Bilhold	Bensinpris	-0,02	-0,14	8,20
Fridstrøm 1999	Norge	Bil-km	Bensinpris	-0,11	-0,26	2,36

Vi har ikke beregnet noen gjennomsnittsverdier fordi det er problematisk å sammenligne forholdet mellom lang- og korttidseffektene som er presentert. En økning i bensinprisene vil for eksempel ha den kortsiktige effekten at folk kjører mindre med de bilene de har. På lenger sikt vil bensinprisøkningen slå ut i en overgang til mer bensingjerrige biler. Flere studier (som ikke er referert her) peker derfor i retning av at den kortsiktige effekten av bensinprisendringer på *reiseomfanget* er større på kort sikt enn på lang sikt. Effekten på *bensinforbruket* er imidlertid større på lang sikt enn på kort sikt i alle studier. Tabellen over indikerer en tilsvarende sammenheng: Forholdstallet mellom lang- og korttidseffektene er større for bensinprisens effekt på bensinetterspørsel enn for bensinprisens effekt på bilkilometer.

4.3. Dynamikk i etterspørsel etter kollektivtransport

Vi har sett at etterspørselseffektene på lang sikt i all hovedsak er større enn de kortsiktige effektene. Men hvor lenge er lang sikt? Og: Hvor raskt skjer tilpasningen? Litteraturen på området er begrenset, men er likevel forholdsvis samstemt.

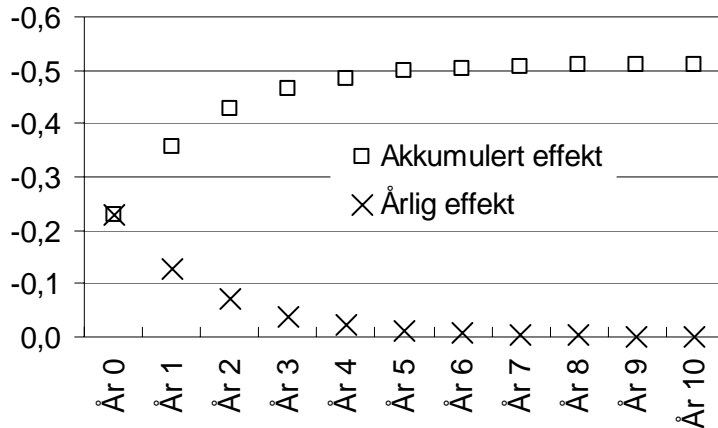
Som vi beskrev i kapittel 3.1.2, gir den dynamiske multiplikatoren

$$\frac{\partial Y_{t+j}}{\partial W_t} = \beta_3^j$$

mye av svaret på spørsmålene over, og den hyppigst brukte tilnæringsmåten til problemstillingen. Som nevnt er j tidsintervallet mellom endringen i forklaringsfaktoren W_t og den observerte effekten Y_{t+j} . Siden $0 < \beta_3 < 1$ konvergerer multiplikatoren mot 0 over tid. Jo nærmere β_3 er 1, jo lengre tid tar det før tilpasningen konvergerer. Når $\beta_3 \rightarrow 0$ vil all effekten skje i samme periode som takstendringen.

Vibe m fl (2005) gjennomførte foreløpige beregninger av etterspørselastisiteter på kort og lang sikt, basert på kollektivtransportdata for 7 norske byområder samt

Akershus. Deres parameterestimat for β_3 var 0,55. Figuren under illustrerer at den største reaksjonen på en tenkt takstøkning vil komme i løpet av de første 3 årene. Etter om lag 5 år er den kumulative effekten omtrent på nivå med langtidselastisiteten.

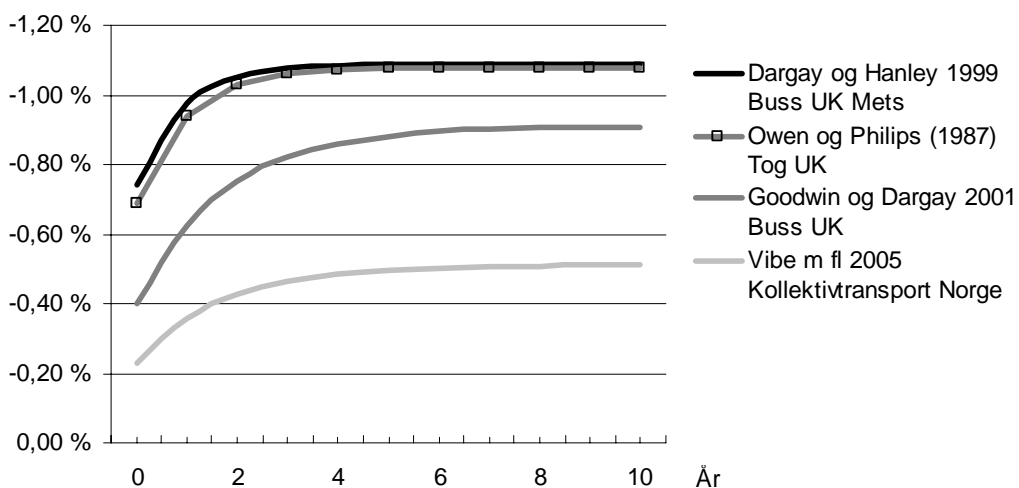


Figur 4.1: Årlig og akkumulert etterspørselseffekt av 1 prosents takstøkning i år 0.

TØI-rapport 802/2005.

I figuren under har vi beregnet og sammenlignet dynamikken i trafikantenes tilpasning til takstendringer fra et utvalg studier. Som eksempel er det tenkt en takstøkning på 1 prosent i år 0.

Vi ser at i alle tilfellene materialiserer så godt som all effekt seg i løpet av 3-7 år. I alle eksemplene er 90 prosent eller mer av effekten oppnådd etter 3 år, og 97 prosent av effekten oppnådd etter 5 år.



Figur 4.2: Dynamikk i trafikanters tilpasning til 1 prosents takstøkning i år 1 fra et utvalg studier. Egne beregninger.

TØI-rapport 802/2005

Kulshreshtha og Nag (2000) kom til et tilsvarende resultat. De studerte strukturelle effekter for ulike passasjersegmenter for langdistansejernbane i India. De fant at etterspørselseffektene av typiske systemsjokk (endringer i pris, inntekt) dør hen etter 2-4 år.

Hvor lenge er "lang tid"? Balcombe m fl (2004) anbefaler som tommelfingerregel å definere kort sikt som 1-2 år, mellomlang sikt som 5-7 år og lang sikt som 12-15 og i noen tilfeller opptil 20 år.

Kategoriseringen Balcombe m fl (2004) anbefaler stemmer kanskje hvis endringer i arealbruk og andre trege tilpasninger skal inkluderes i analysene. Imidlertid ser vi det som optimistisk å tro at man kan isolere ut slike effekter nesten en generasjon etter en takst- eller tilbudsending. I den samme perioden har det skjedd endringer i en rekke andre faktorer som påvirker kollektivtransporten, som inntekt, bilhold, kvalitet på biler, aldersammensetning i befolkningen osv.

Vår gjennomgang over peker i retning av at "lang tid" som regel ikke er lengre enn kanskje maksimalt 7 år etter en endring. Tidsperspektiver utover dette er så små at de trolig bare er av akademisk interesse.

5. Opplegg for fremtidig metaanalyse

Oum m fl (1992) argumenterer for - og Fridstrøm (1999) støtter dem i - at elastisitetsberegninger varierer med modellspesifikasjon, selv om de er beregnet på de samme dataene. Dette er bare ett eksempel på at elastisitetsberegninger kan variere systematisk med utenforliggende forhold. Andre forhold kan være nivå på den variabel vi studerer, markedsandel, sted og tidspunkt for observasjonene med mer.

Derfor har vi - parallelt med at empiriske funn er dokumentert som i vedlegg 1 - bygget opp en enkel database som beskriver de rapporterte funnene. Målet er at denne på sikt, altså utenfor dette arbeidet, kan benyttes til nye analyser og metaanalyser, jf. Wardman og Shires (2001) og Nijkamp og Pepping (1998). Innenfor dette prosjektet er ikke ambisjonen noe mer enn å registrere funnene systematisk slik at de senere kan benyttes i slike typer analyser.

Som en føring for en eventuell metastudie, kan vi nevne metaanalyser bare får mening hvis man antar at det finnes en "sann" og konstant elastisitet, eller hvis man graver dypere for å finne årsaker til at elastisiteter varierer mer eller mindre systematisk.

For hver elastisitetsberegning kodes følgende informasjon:

- Beregnet elastisitet
- Hvordan etterspørselen er definert
- Transportmiddel som studeres
- Om det er pris-, tilbuds- eller annen elastisitet
- Hvis krysselastisitet: Mot hva?
- Årstall (hvis tidsserie: midlere år)
- Om beregningen er basert på tidsseriemodeller, tverrsnitt, SP, før-etter eller annen beregningsmetode
- Estimeringsmetode
- Om dataene er aggregerte eller individuelle
- For tidsseriedata: Er de månedlige, årlige, ukentlige etc
- Antall observasjoner som beregningsgrunnlag (N)
- Område: By/landsbygd/intercity/etc
- Lang- mellomlang- eller korttidselastisitet, eller ingen skille
- Gjennomsnittlig reiselengde i studien (km)
- Gjennomsnittlig pris i studien

- Reisehensikt
- Billettype
- Markedssegment: alle/skoletransport/eldre/pendlere/kvinner/menn/etc
- Bue-, linje-, punkt-, proporsjonal- eller annen elastisitetsberegning
- Antall konkurrerende reisemidler i studien
- Land
- Fullstendig kilde

Ved avslutningen av denne rapporten har vi registrert i underkant av 60 observerte elastisitetsberegninger.

6. Vurderinger av eksisterende, norske databaser

Når vi vurderer å beregne egne langtidselastisiteter for norske forhold, vil vi konsentrere oss om kollektivtransport og ikke biltransport. Det er to databaser som er spesielt aktuelle å se nærmere på i denne sammenhengen.

Den ene er en bydatabase som TØI har bygget opp over flere år og som beskriver kollektivtransporten i norske byområder. Foreløpig beskriver denne kollektivtransporten i de 7 byene Oslo, Drammen, Kristiansand, Stavanger, Bergen, Trondheim og Tromsø, samt Akershus, i perioden 1986-2002. For noen byer har vi data frem til 2003 og i andre stopper tidsrekken i 1999. Det jobbes stadig med oppdateringer. Dataene gir årlige beskrivelser av tilbud, etterspørsel, kostnads- og inntektstall, samt en rekke områdedata, på aggregert nivå. Det foreligger noen foreløpige analyser av forholdet mellom langsiktige og kortsiktige effekter av takstendringer basert på denne databasen (Vibe m fl, 2005) som allerede er beskrevet i dette dokumentet.

For det andre arbeider TØI for tiden med å bygge opp en tilsvarende oversikt over kollektivtransporten på fylkesnivå. Her samler vi data fra og med 1991 og frem til 2000/2005.

Begge disse basene er aktuelle som grunnlag for analyser av langtidseffekter i kollektivtransporten. Det er en stor jobb å forlenge datarekkene bakover i tid, men vi regner med at begge databasene har tilstrekkelig lange tidsserier til å kunne beregne plausible effekter på kort og lang sikt i hvert fall for de viktigere forklaringsvariablene. Det er ønskelig å supplere med flere områder (byer eller fylker), og det er flere muligheter som må vurderes. Blant disse er en sammenslåing med svenske data, eller å kople på data for øvrige europeiske byer. I tillegg til å øke antallet observasjoner vil det bidra til å øke variasjonen i dataene.

7. utfordringer fremover

Vi har samlet sammen en del metodestoff og mye internasjonal empiri. Dette gir et godt grunnlag for nye og interessante analyser av norske data, som beskrevet i forrige kapittel. Vi har sett at etterspørselsanalyser i stor grad er kontekstavhengige, noe som understreker behovet for egne analyser av det norske markedet. Det foreligger altså et potensial for å øke kunnskapen om dynamikken i etterspørselen etter kollektivtransport i Norge, både fordi metodene, dataene og verktøyene nå ligger til rette for det og fordi temaet knapt er belyst.

Balcombe m fl (2004) ser det som en viktig utfordring å videreutvikle både estimeringsmetoder og metodetester for å vurdere beregninger mot hverandre. Vi stiller oss bak den vurderingen. En ting er at metaanalyser som Wardman og Shires (2003) finner signifikante effekter av metodene, men de sier lite om hvilke som faktisk gir de beste estimatene.

Det ligger et klart potensial i vektor autoregressiv representasjon (VAR)-rammeverket og Error Correction-modeller, blant annet fordi det stiller mindre krav til stasjonaritet og tillater mer fleksible lag-strukturer. Vi har ikke gått i dybden i dette i denne sammenheng, men har forventninger til at det vil belyse dynamikken i etterspørselen ytterligere.

Dynamiske etterspørselsanalyser er et forholdsvis nytt fenomen i transportforskningen. Det skjer mye på mange fronter, og det er viktig å sikre at Norge henger med i denne utviklingen.

8. Sammenfatning

Litteraturstudien har sammenfattet de viktigste bidragene til å forstå dynamikken i etterspørsel etter transport generelt, og for kollektivtransport spesielt. Metodene for slike beregninger er i rask utvikling, og selv om det ikke er lenge siden temaet ble satt på dagsordenen, så er det en voksende mengde litteratur på området.

Rapporten beskriver en del ulike beregningsmetoder for å skille etterspørsels-effekter på kort og lang sikt. Særlig har vi tatt for oss partial adjustment-modeller fordi disse er vanligst å finne i litteraturen og fordi de er forholdsvis enkle å estimere.

De beregnede etterspørselastisitetene for kollektivtransport som vi har kommet over i litteraturen, varierer en del. Med dette forbeholdet mener vi likevel at tabell 8.1 er representativ for gjeldende empiri. Som nevnt foran er elastisiteter i stor grad kontekstspesifikke. Man skal vi være forsiktige med å bruke elastisiteter i andre sammenhenger enn dem de er beregnet for. I beste fall er elastisitetsberegningene i tabellen greie tommelfingerregler. Derimot mener vi at forholdstallene mellom korttids- og langtidseffekter er såpass stabile at gjennomsnittsverdiene so mer presentert kan fungere som anbefalinger for norske forhold.

Tabell 8.1: Gjennomsnittlige elastisitetsberegninger fra ulike kilder.

	Korttids- elastisitet	Langtids- elastisitet	Lang sikt/ kort sikt
Rutetilbud/vognkilometer, lokal kollektivtransport	0,43	0,75	1,84
Takst, lokal kollektivtransport	-0,44	-0,76	1,92
Takst, tog/t-bane	-0,61	-0,98	1,59
Gjennomsnittlig forhold lang sikt / kort sikt			1,84

TØI rapport 802/2005.

Med "kort sikt" menes effekter innenfor samme år som endringen finner sted. "Lang sikt" er i teorien den tiden det tar før alle effekter har materialisert seg, og kan derfor være veldig lang (bl.a. på grunn av endret arealbruk), gjerne opp mot 20 år. I praksis er det likevel naturlig å si at lang sikt er rundt 5-7 år. I de aller fleste tilfeller vil minst 95 prosent av effektene ha materialisert seg da.

Hvis vi tar som utgangspunkt at elastisiteter ikke konstante, men varierer systematisk med forhold som nivå på den variabel vi studerer, markedsandel med mer, blir egentlig gjennomsnittstall for elastisiteter relativt uinteressante størrelser i policy sammenheng. En metaanalyse får bare mening hvis man antar at det finnes

en "sann" og konstant elasticitet eller hvis man graver dypere for å finne årsaker til at elasticiteter varierer mer eller mindre systematisk.

Hvis man antar at estimater som publiseres bare er ulike på grunn av statistisk usikkerhet vil det på den annen side være legitimt å ta en eller annen form for gjennomsnitt.

9. Litteratur

- Balcombe, R., R Macett, N Paulty, J Preston, J Shires, H Titheridge, M Wardman og P White (2004). *The demand for public transport – a practical guide*. TRL Report 593.
- Berge, S. B. 2004. *Pengemengdevekst og inflasjon - en empirisk analyse og teoretiske betraktninger*. Hovedfagsoppgave i samfunnsøkonomi. Institutt for økonomi, Universitetet i Bergen.
- Bekken, J-T og N Fearnley, 2005. Long-term demand effects in public transport. Paper presentert på the European Transport Conference i Strasbourg 2005.
- Daugherty, G.G., R.J. Balcombe og A.J. Astrop, 1999. *A Comparative Assessment of Major Bus Priority Schemes in Great Britain*. TRL Report TRL409, TRL Ltd, Crowthorne.
- Dargay, J M og PB Goodwin 1995. Evaluation of Consumer Surplus with Dynamic Demand. I: *Journal of Transport Economics and Policy* 1995. s. 179-193.
- Dargay, J M og M Hanley 1999. Bus fares elasticities : Report to the Department of the Environment, Transport and the Regions. ESRC Transport Studies Unit, UCL.
- Dargay, J og M Hanley 2001. The demand for local bus services in England. TSU Working Paper 2001/22. ESRC Transport Studies unit, Centre for Transport Studies, University College London.
- Fearnley, N 2005. Utviklingstrekk og drivkrefter i kollektivtransport i norske byområder. TØI arbeidsdokument PT/ /2005.
- Franzén, M 1994. *Gasoline demand : A comparison of models*. Ekonomiska studier utgivna av nationalekonomiska institutionen Handelshögskolan vid Göteborgs universitet 49.
- Fridstrøm, L 1999. *Econometric models of road use, accidents, and road investment decisions. Volume II*. TØI-rapport 457/1999.
- Gillen, David. 2004. Peak pricing strategies in transportation, utilities, and telecommunications: Lessons for road pricing. Curbing Gridlock. Transportation Research Board (www.trb.org): 115–151. Referert i Litman 2004.
- Goodwin, P B 1992. A review of new demand elasticities with special reference to short and long run effects of price changes. *Journal of transport economics and policy*, Vol. 26, No. 2, pp 155-169.

- Goodwin, P B og J Dargay 2001. Bus fares and subsidies in Great Britain: Is the price right? In Grayling T (ed.) *Any more fares? Delivering better bus services*. London: IPPR. Referert til i Balcombe m fl (2004).
- Graham, D. J. and S. Glaister, 2004. Road Traffic Demand Elasticity Estimates: A review. In *Transport Reviews*, Vol. 24, No. 3, pp 261-274, May 2004.
- Greene, W H, 2000. *Econometric analysis*, 4th edition. International edition Prentice Hall International Inc.
- Hamilton, J D 1994. *Time Series Analysis*. Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- Johansen, Kjell W, 2001. *Etterspørselastisiteter for kollektivtransport*. TØI-rapport 505/2001.
- Kjerkreit og Odeck, 1998. *En gjennomgang av etterspørselastisiteter i transportsektoren*. 98/01 Statens vegvesen Vegdirektoratet, Miljø og samfunnsavdelingen.
- Kulshreshtha, M and B. Nag, 2000. Structures and dynamics of non-suburban passenger travel demand in Indian railways, In *Transportation* Vol 27, pp 221-241.
- Litman, T 2004. Transit Price Elasticities and Cross-Elasticities. In *Journal of Public Transportation* Vol 7 No 2 2004.
- McKenzie, RP og P. B. Goodwin (1986), Dynamic estimation of public transport demand elasticities: some new evidence. In *Traffic Engineering and Control* Vol 27, No2 1986 p. 58-63.
- Nijkamp, P og G Pepping 1998. Meta-analysis for explaining the variances in public transport demand elasticities in Europe. *Journal of Transportation and Statistics* 1(1) 1998.
- Oscar Faber, 1999. *Edinburgh Glasgow Pricing Research: Draft Final Report*. Paper prepared for ScotRail, June.
- Oum, T.H., W.G. Waters II og J.-S. Yong, 1992. Concepts of Price Elasticities of Transport Demand and Recent Empirical Estimates. I: *Journal of Transport Economics and Policy*. May 1992, Vol. 26, No. 2, Page 139.
- OXERA, 2004. *Literature Review of Elasticities*. March 26th 2004. Webside <http://www.competition-commission.org.uk/inquiries/completed/2004/first/oxera.pdf> lastet ned mai 2005.
- Preston, J.M., 1985 and 1986. *Some guidelines for evaluating New Local Rails Stations*: Summary Papers, University of Leeds ITS.
- TCI-OR, 1988-90. *Investigations of Demand Changes Due to the Introduction of Sprinters*. Memo Number 10316/M1, June; TCI-OR (1988-90),
- TCRP, 2004. Traveler response to transportation system changes. Transit Cooperative Research Program (TCRP) 2004.

- Vibe, N, Ø Engebretsen, N Fearnley, 2005. *Persontransport i norske byområder
Utviklingstrekk, drivkrefter og rammebetingelser*. TØI-rapport 761/2005
- Wardman, M., S. Clark og N. Galilee, 2001. *Leeds 1st Revenue Assessment*.
Prepared for Arriva Trains Northern, August
- Wardman, M og J Shires, 2003. Review of fares elasticities in Great Britain.
Working paper 573, Leeds University Institute for Transport Studies.
- Webster, F V og P H Bly (red) 1980. *The demand for public transport : Report of
the international collaborative study of the factors affecting public transport
patronage*. Transport and Road Research Laboratory, UK 1980.

Vedlegg

Litteraturgjennomgang langtids- elastisiteter

Oppsummeringsstudier

Oum m fl 1992

Oum, T.H., W.G. Waters II og J.-S. Yong, 1992. Concepts of Price Elasticities of Transport Demand and Recent Empirical Estimates. I: Journal of Transport Economics and Policy. May 1992, Vol. 26, No. 2, Page 139.

Denne artikkelen kom på trykk i samme utgave av Journal of Transport Economics and Policy som Goodwin (1992). Begge disse artiklene tar for seg et større antall beregnede etterspørselstetninger i persontransport. Likevel er det svært lite overlapp mellom de to studiene, idet Oum m fl gjennomgår beregninger som er publisert i akademiske tidsskrifter mens Goodwin i stor grad benytter forsknings- og konsulentrapporter, notater og lignende.

Forholdet mellom kort- og langtidseffekter blir bare sporadisk nevnt i denne artikkelen. Forfatterne anser det som opplagt at langsiktige tilpasninger er større enn de umiddelbare effektene av takstendringer. Samtidig påpeker de at det fins lite empiri på området og at det er flere svakheter ved de (på den tid) tilgjengelige metodene. Blant annet er de ikke i stand til å identifisere de forskjellige komponentene som utgjør langtidsvirkninger. Modellene bør f eks kunne håndtere lokalisering- og bilholdseffekter hvis de skal gi troverdige langtidsestimater, ifølge forfatterne.

På ett område referer de forskjeller i rapporterte kort- og langtidseffekter, men med forbehold om at dette er originalforfatterens egne vurderinger av tidshorisonter og ikke Oum m fl sine. Følgende tabell er presentert, og den gir ikke forfatterne grunn til å si at det er signifikante forskjeller mellom kort- og langtidseffekter:

Tabell VI: Etterspørselstetninger for bilbruk. Kopi av Tabell 1 i Oum m fl (1992)

Demand Elasticities of Automobile Usage
(all elasticity estimates are in negative values)

	<i>Short Run</i>	<i>Long Run</i>	<i>Unspecified</i>
United States	0.23	0.28	0.13–0.26, 0.15–0.45
Australia	0.09–0.24	0.22–0.31	0.22–0.52, 0.25–0.34
United Kingdom	n.a.	n.a.	0.14–0.36

Sources: From 7 single-mode studies. They are: Hensher (1985); Hensher, Milthorpe and Smith (1990); Hensher and Smith (1986c); Mannering (1986); Mannering and Winston (1985); McCarthy (1986); and White (1984).

Goodwin (1992)

Goodwin, P B 1992. A review of new demand elasticities with special reference to short and long run effects of price changes. Journal of transport economics and policy, Vol. 26, No. 2, pp 155-169.

Goodwin så at behovet for etterspørselsstyring (transport demand management, TDM) er økende fordi veksten i biltrafikken alternativt vil ta helt overhånd. Prispolitikken kan være et slikt grep for å redusere bilveksten eller øke kollektivtransportbruken. Derfor er det viktig med kunnskap om effekter på kort og lang sikt av prisendringer. Dessuten så Goodwin at det gjennomførtes en rekke elastisitetsberegninger uten at det var nevneverdig konsistens mellom dem mht. metode osv. og uten at de ble sett i sammenheng med hverandre.

Artikkelen sammenfatter en lang rekke beregnede priselastisiteter for kollektivtransport og bil (120 kilder for bensinpris). Kildene er både akademiske og hentet fra myndigheter, selskaper, konsulentrapporter, osv.

Beregningene kategoriseres etter om de er langtidselastisiteter, korttidselastisiteter eller ubestemt. De sammenfattes med gjennomsnitt, standardavvik og antall observasjoner.

Forfatteren finner en tendens til at priselastisiteter øker over tid. Uvektet snitt av 50 rapporterte busspriselastisiteter er -0,41, mot -0,3 som var gjeldende tommelfingerregel på 1980-tallet. Tilsvarende for bil finner han -0,48 som snittet av 120 ulike beregninger, mot tidligere anbefalinger som lå på rundt -0,1 til -0,4.

Goodwin legger stor vekt på den gryende interessen for å beregne separate kort- og langtidseffekter, og påpeker at dette begynner å bli vanlig også innenfor kollektivtransportanalyser. Langtidselastisitetene er stort sett mellom 1,5 og 3 ganger så store som korttidselastisitetene. Han setter dermed spørsmålsteget ved de på den tid gjeldende antakelse om at kollektivtrafikantene er prisufølsomme.

Funn

Tabellen under viser funnene med hensyn til effekter av bensinpriser på henholdsvis bensinkonsum og bilbruk. Vi ser at bensinprisen slår mindre ut på bilbruk enn på bensinkonsum. Forfatteren konkluderer med at det skyldes en vending mot mer bensingjerrige eller mindre biler når bensinprisene øker. Derfor reduseres bensinforbruket langt mer en bilbruken.

Tabell V2: Bensinpriselastisiteter for bensinkonsum og bilbruk

	Korttid	Langtid
Effekt av bensinpris på bensinkonsum:		
- Tidsserieanalyser	-0,27	-0,71
- Tverrsnittsanalyser	-0,28	-0,84
Effekt av bensinpris på bilbruk:		
- Tidsserieanalyser	-0,16	-0,33
- Tverrsnittsanalyser	n/a	0,29

Den neste tabellen sammenfatter 50 beregnede etterspørselselastisiteter for buss. Det presenteres uvektede gjennomsnitt. Tabellen viser klart at effektene av takstendringer øker over tid. I tillegg trekker Goodwin spesielt frem en studie av Gilbert og Jalilian (som er dokumentert i JTEP 1992) der etterspørselselastisiteter for buss i London er beregnet til -0,8 på kort sikt og hele -1,2 til -1,3 på lang sikt. Estimatenes er ifølge Goodwin beregnet med svært avanserte modeller (dog med svakheter i datamaterialet) og har, hvis de er riktige, viktige implikasjoner for takstpolitikken i London.

Tabell V3: Etterspørselselastisiteter for buss mht takst etter tidshorisont.

Type studie/beregning	Tidshorisont	Snittelastisitet
Før-etter	ca 6 mnd	-0,21
Eksplisitt korttid	0-6 mnd	-0,28
Unlagged tidsserie	0-12 mnd	-0,37
Eksplisitt langttid	4+ år	-0,55
Likevektsmodeller	5-30 år	-0,65

Goodwin trekker også frem eksempler på elastisitetsberegninger for undergrunn, jernbane og krysspriselasititeter mellom bil og kollektivtransport. Vi skal ikke dvele ved disse temaene fordi langtidseffekter i liten grad er påvist. Likevel skal vi trekke frem én studie som Goodwin beskriver. Owen og Philip (1987 i JTEP) beregnet elastisiteter for jernbane. Etterspørsel for jernbane er ofte mer elastisk enn for lokal kollektivtransport. Deres gjennomsnittsestimater for elastisiteter på kort og lang sikt var henholdsvis -0,69 og -1,08.

Wardman og Shires (2003)

Wardman, M og J Shires, 2003. Review of fares elasticities in Great Britain. Working paper 573, Leeds University Institute for Transport Studies.

I en metaanalyse som omfattet 902 ulike beregninger av kollektivtrafikanter priselastisitet, fordelt på 104 britiske studier, har Wardman og Shires (2003) gitt et svært interessant bidrag til kunnskapen om priselastisiteter. Analysen så på hvordan elastisitetsberegninger varierer avhengig av en rekke forhold. Slike forhold var bl.a. knyttet til:

- Studien
 - år
 - aggregeringsnivå (nasjonal/lokal/linje)
 - metode for datainnsamling (datautvalg, RP, SP, tidsserie tverrsnitt)
 - beregningsmetode og modellspesifikasjon
 - lang-, mellomlang- eller korttidseffekter
- Egenskaper ved reisen
 - transportmiddel
 - billettype

- reiselengde
- reiseformål
- Egenskaper ved den reisende
 - Inntekt
 - Arbeidsreise eller reiser som privatperson
 - Alder

For elastisitetsberegningene basert på tidsserieanalyser, ble det skilt mellom korttids-, middels langtids- og langtidsberegninger utfra kildenes egne definisjoner av kort mellomlang og lang sikt. Tabellen viser fordelingen av studiene. Som vi ser, gjorde om lag halvparten av beregningene ingen vurdering av forskjeller mellom lang- og korttidseffekter.

Tabell V4: Antall studier som inngår i undersøkelsen, fordelt på ulike kategorier.

	Short term	Medium term	Long term	No distinction	Total
Urban Bus	65	5	61	103	234
Underground				26	26
Suburban Rail	3		3	68	74
Inter-urban Rail	95		97	135	327
Total	163	5	161	332	661

En regresjonsanalyse der variasjonene i priselastisitet forklares ved ovennevnte forhold, finner at langtidseffekter er større enn korttidseffektene for buss og tog. Analysen ga ingen støtte for at langtidselastisiteter på t-bane skiller seg fra korttidselastisiteter.

Det er et spørsmål om stated preference (SP) data gir lang- eller korttidseffekter. Forfatterne konkluderer ikke, men holder SP-beregningene utenfor medium- og langtidsberegningene. Elastisitetsberegninger basert på SP-data var generelt ikke signifikant forskjellig fra øvrige korttidsberegninger. SP-studier på jernbane ga imidlertid signifikant utslag, og ga 21 prosent større prisleisomhet enn korttidsstudiene. Forfatterne diskuterer dette funnet og antar at den høyere prisleisomheten i SP-data kan skyldes protestsvar og overfokusering på pris blant respondentene.

Funn

Busspassasjerers langtidspriselastisitet er, i følge modellen, 95 prosent høyere enn korttidselastisiteten. For tog og undergrunn er tilsvarende tall 47 prosent. Forfatterne antar at busspassasjerer har flere alternative, langsiktige tilpasninger på lengre sikt enn togpassasjerer. Blant annet er det en større andel *pendlere* på buss enn jernbane som kan tilpasse lokalisering av bolig og arbeidssted. Togpassasjerer er i mindre grad hyppige brukere, og vil derfor i mindre grad tilpasse bolig- og arbeidssted og bilhold på grunn av takstendringer.

Elastisitetsberegninger basert på tverrsnittsdata ligger i følge modellen 18 prosent høyere enn øvrige elastisitetsberegninger. Dette funnet kan delvis støtte antakel-

sen om at tverrsnittsanalyser gir noe bortimot langtidseffekter. Samtidig peker forfatterne på en del svakheter ved tverrsnittsanalyser.

Tabellen under viser utvalgte eksempler på beregnede etterspørselselastisiteter for ulike segmenter, basert på metamodellen. Forholdet mellom lang- og korttidseffektene er konstant og 95 prosent høyere. "Non-conditional" betyr at man ser på effektene av å bare endre prisen på én billettype eller på ett kollektivtransportmiddel. Derfor ligger estimatene høyere enn hvis de hadde vært "conditional" – altså betinget av at alle kollektivtakster endret seg likt. Non-conditional elastisiteter er høyere fordi de i stor grad er uttrykk vriddinger mellom billettyper. Conditional elastisiteter er lavere fordi de bare viser effekter som reisemiddelvalg (bil-kollektivtransport).

Tabell V5: Etterspørselselastisiteter. Eksempel på hvordan Wardman og Shires' modell brukes til å estimere elastisiteter. Kilde: Utdrag av tabell 16 i Wardman og Shires (2003).

	Bus		
	SR-NC	SR-C	LR-NC
Leisure No Concessions PTE	-0.43	-0.34	-0.83
Leisure No Concessions Rural	-0.79	-0.64	-1.54
Leisure No Concessions	-0.49	-0.40	-0.96
Leisure Elderly Full	-0.62	-0.50	-1.20
Leisure Elderly Concession	-0.24	-0.19	-0.47
Leisure Child	-0.56	-0.45	-1.09
Commute No Concessions South East	-0.29	-0.23	-0.57
Commute No Concessions Not South East	-0.33	-0.26	-0.64
Commute No Concessions Not South East PTE	-0.28	-0.23	-0.55
Commute No Concessions Not South East Rural	-0.52	-0.42	-1.02
Commute Elderly Full Not South East	-0.41	-0.33	-0.80
Commute Elderly Concession Not South East	-0.16	-0.13	-0.31
Commute Child Not South East	-0.37	-0.30	-0.72
Business No Concessions PTE	-0.35	-0.28	-0.68
Business No Concessions Rural	-0.65	-0.52	-1.26
Business No Concessions	-0.40	-0.33	-0.79

Note: SR and LR denote short and long run. C and NC denote conditional and non-conditional elasticities.

Ved hjelp av egne beregninger med Wardman og Shires' modell har vi kommet frem til følgende etterspørselselastisiteter:

Tabell V6:

Forutsetninger	Korttidseffekt	Langtidseffekt
Buss:		
1. Non PTE and Non Rural, Ordinary Elasticity, Urban and Inter Urban London, All purpose, Conditional Bus, No Concessions	-0,30	-0,59
2. Som 1, men RURAL (landsbygd)	-0,48	-1,94
3. Som 1 men pendling utenom south-east england	-0,20	-0,39
Tog:		
4. Non PTE and Non Rural, Ordinary Elasticity, Urban and Inter Urban London, Leisure, All purposes, Conditional rail, No Concessions	-0,50	-0,74
5. Som 4, men leisure (fritid)	-0,67	-0,98
5. Som 4 men Cross sectional inter-urban	-0,99	-1,45

Litman (2004)

Litman, T 2004. Transit Price Elasticities and Cross-Elasticities. In Journal of Public Transportation Vol 7 No 2 2004.

Dette er en oppsummering av en rekke analyser og oppsummeringsstudier. Litman fastslår innledningsvis at priselastisiteten varierer i første rekke med hvor avhengige trafikantene er av kollektivtransporten. Jo mer avhengig man er, jo mindre endres kollektivbruken ved takstendringer. Og jo mindre avhengig man er, jo flere alternativer har man til å reagere når takstene endres. Generelt konstaterer han at prislefølsomheten varierer med hvordan priselastisiteten er definert, type kollektivtilbud og kvaliteten på alternativene (som bil), og mer spesielt at

- Elever, studenter, eldre og lavinntektsfamilier er mindre prislefølsomme fordi de har færre alternativer. Disse er likevel i mindretall i befolkningen, slik at det store flertallet er mer prislefølsomt.
- Arbeidsreiser er mindre følsomme enn øvrige reiser. Dette er fordi førstnevnte foregår i rushperiodene når bilen ikke alltid er et like attraktivt alternativ, og fordi det kan være problemer knyttet til parkering på arbeidsplassene.
- Innbyggere i større byer er mindre prislefølsomme enn innbyggere i forsteder og mindre byer fordi sistnevnte gjerne har flere og bedre transportalternativer (i første rekke bilen).
- Jo høyere takstnivået er i utgangspunktet, jo mer prislefølsomme er trafikantene.
- Det er en tendens til at trafikantene reagerer mer på takstøkninger enn på takstreduksjoner. Asymmetrien skyldes at tilpasninger, som endret bilhold, ikke alltid er lett reversible og at folk gjerne fortsetter å bruke bil når den først er anskaffet.
- Effektene av en takstendring er 2-3 ganger større på lang sikt (5-10 år) enn innenfor samme år.

Beregningsmetoder og data

Elastisiteter fra en rekke studier gjengis, og til slutt angis det anbefalte verdier, uten at disse er spesifikt begrunnet i de gjennomgåtte studiene.

Funn

Artikkelen refererer flere beregninger. Noen av disse er gjengitt i tabellene som følger.

Tabell V7: Kilde: Dargay et al (2002, ESRC report), gjengitt i Litman 2004. Priselastisitet i UK og Frankrike på kort og lang sikt, samt årlig vekst i prisfølsomheten:

	Kort sikt	Lang sikt	Økning i prisfølsomhet pr år
Takst:			
Storbritannia	-0,51	-0,69	1,59%
Frankrike	-0,32	-0,61	0,66%
Rutetilbud:			
Storbritannia	0,57	0,77	na
Frankrike	0,29	0,57	na

Tabell V8: Kilde for tabellen: Gillen, 1994, pp. 136–137, gjengitt i Litman 2004

Factor	Elasticity
Overall transit fares	-0.33 to – 0.22
Riders under 16 years old	-0.32
Riders aged 17–64	-0.22
Riders over 64 years old	-0.14
People earning <\$5,000	-0.19
People earning >\$15,000	-0.28
Car owners	-0.41
People without a car	-0.10
Work trips	-0.10 to -0.19
Shopping trips	-0.32 to -0.49
Off-peak trips	-0.11 to -0.84
Peak trips	-0.04 to -0.32
Trips < 1 mile	-0.55
Trips > 3 miles	-0.29

Litman oppsummerer elastisitetene med følgende anbefalte verdier:

Tabell V9: Litmans anbefalte elastisitetsberegninger, basert på en rekke studier som er gjennomgått i artikkelen

	Market Segment	Short Term	Long Term
Transit ridership WRT transit fares	Overall	-0.2 to -0.5	-0.6 to -0.9
Transit ridership WRT transit fares	Peak	-0.15 to -0.3	-0.4 to -0.6
Transit ridership WRT transit fares	Off-peak	-0.3 to -0.6	-0.8 to -1.0
Transit ridership WRT transit fares	Suburban commuters	-0.3 to -0.6	-0.8 to -1.0
Transit ridership WRT transit service	Overall	0.50 to 0.7	0.7 to 1.1
Transit ridership WRT auto operating costs	Overall	0.05 to 0.15	0.2 to 0.4
Automobile travel WRT transit costs	Overall	0.03 to 0.1	0.15 to 0.3

OXERA (2004)

Literature Review of Elasticities. March 26th 2004. Website
<http://www.competition-commission.org.uk/inquiries/completed/2004/first/oxera.pdf>

OXERA har gjennomført en litteraturgjennomgang av elastisiteter innen kollektivsektoren i UK. Formålet har vært å finne spennet i elastisitetene og å vurdere deres relevans i forbindelse med konkurransemyndighetenes vurderinger av First Group plc sin ønskede overtakelse av ScotRail franchise.

Gjennomgangen baserer seg i stor grad på metaanalysen i Wardman og Shires (2003), som også er presentert i **DFPT**, og jernbaneindustriens "Passenger Demand Forecasting Handbook (PDFH)".⁶

OXERA har i tillegg utviklet en egen transportmodell. Som input til denne har OXERA estimert elastisiteter for buss og jernbane i Skottland som helhet.

Videre benytter OXERA beregninger som har vært gjort for ScotRail (Oscar Faber 1999).⁷

En viktig bakgrunn for analysen til OXERA er funnene som er oppsummert i *Demand for public transport: a practical guide* (Balcombe m fl (2004):

⁶ Passenger Demand Forecasting Council (2002).

⁷ Oscar Faber (1999), "Edinburgh Glasgow Pricing Research: Draft Final Report", paper prepared for ScotRail, June.

Tabell V10.

	DFPT	Obs	META
Bus Short Run	-0.43 ¹	33	-0.36
Bus Long Run	-1.01	3	-0.70
Bus Outside London	-0.44	14	-0.36
Train Short Run	-0.58 ²	21	-0.52
Train Long Run	+27% ³	3	+47% ⁴
Train Outside South East	-0.59	11	-0.60
Bus Peak Short Run	-0.26	9	-0.30
Bus Off Peak Short Run	-0.48	10	-0.40
Rail Peak Short Run	-0.34	4	-0.42
Rail Off Peak Short Run	-0.92	5	-0.65

Notes: ¹This average includes conditional elasticities, which are lower than unconditional elasticities. Conditional elasticities assume that all fares change in the same proportion, and are calculated as the sum of the own- and all the cross-price elasticities for a particular ticket type. When the 18 conditional elasticities are removed the mean short-run bus fare elasticity increases to -0.47 (15 values). ² This value relates to suburban rail, but also contains conditional elasticity evidence. The estimate increases to -0.67 when the 11 conditional elasticities are removed. ¹ & ² Given that the conditional elasticities are included in all the mean values reported in DFPT, this should be borne in mind when comparing the results with other evidence. ³ DFPT does not give an estimate of the long-run own-price elasticity for suburban rail. For rail overall, it reports a long-run fare elasticity 27% higher than that of the short run. ⁴ The meta-analysis indicates that the long-run fare elasticity is 47% higher than that of the short run. Source: DFPT, Table 6.55.

Funn

OXERAs egne estimeringer av takstelastisiteten for Skottland er gjengitt i figuren under. Dette er elastisiteter som inngår i den Skotske delen av OXERAs multimodale transportmodell for Storbritannia.

Tabell VII:

	Bus ¹	Rail ²	Rail/bus cross-price elasticity ³	Bus/rail cross-price elasticity ³
Short run (SR)	-0.85 to -1.34	-0.63 to -0.66	0.45	0.08
Long run (LR)	-1.06 to -1.19	-1.18 to -1.25	0.46	0.15
Increment ⁴	+25% to +35%	-36% to -40%	-	-
(absolute, SR)				
Increment	+10% to +15%	+21% to +29%	-	-
(absolute, LR)				
Variable (SR) ⁵	-0.61 to -1.23	n/a	-	-
Variable (LR) ⁵	-1.23 to -1.82	n/a	-	-

Notes: ¹ The range of bus elasticities is due to the use of two models—one estimated using regional GDP, and the other using UK GDP. ² The range of rail elasticities is due to the use of two functional forms—one allows fare elasticities to vary across regions, while the other allows both fare and GDP elasticities to vary across regions. No attempt was made to estimate rail market elasticities using regional GDP data. ³ Cross-price elasticities were arrived at using the average of own price elasticities in columns 1 and 2, the ratio of market shares for bus and rail in 2000/01, and diversion rates from Vicario (1999). So, for example, 'Rail/bus cross-price elasticity' uses own-price elasticity for bus, the ratio of bus market share to rail market share, and the leave bus/join rail diversion rate. ⁴ Increments show how the elasticities for Scotland are different from those derived in the econometric modelling where all elasticities across the 66 region/country pairs are constrained to be the same. ⁵ Variable elasticities shown use a semi-log functional form to allow a coefficient to be derived for elasticities that change with price. The average bus fare across Scotland in 2000/01 has been used to arrive at these elasticities.

OXERA referer også til en studie utført av Oscar Faber (1999). Denne studien omfattet tre trinn. Først ble det gjennomført en enkeltstudie av et fremstøt for å gi flere reisende utenfor rushtimene i to måneder. Den andre biten var en SP analyse gjennomført om bord på togene. Figuren under viser resultatet av denne undersøkelsen. OXERA mener denne kan være noe skjev (oppover) på grunn av valget av SP som metode.

Tabell VI2:

Variable	Rail demand elasticity (t-ratio)
Rail fare (business/commuting)	-0.748 (2.4)
Rail fare (shopping/leisure/other)	-1.203 (4.7)
Rail in-vehicle time	-0.929 (5.8)
Rail headway	-0.159 (3.6)
Rail rolling-stock	0.070 (2.2)
Car generalised cost	0.037 (2.0)
Bus generalised cost	0.143 (1.9)
R^2	0.65
Number of observations	179

Source: Oscar Faber (1999), p. 14.

Den siste biten av studien til Oscar Faber (1999) var en "on-street survey" for å få frem den generelle oppfatningen av tilbudet også blant de som ikke benyttet det. I hele studien viste det seg at pris var et sentralt moment. Dette gjaldt i større grad en både økt frekvens og flere reisemål. Denne studien er inkludert i metaanalysen til Wardman og Shires (2003).

OXERA har også oppsummert litteratur rundt reisetidselastisiteter. Dette er i stor grad hentet fra litteratur som har sett på effekter av fremkommelighetstiltak, tilgjengelighet og nytt materiell. Gjennomgangen viser store forskjeller mellom undersøkelsene. Felles for de refererte undersøkelsene nedenfor er at de tar utgangspunkt i generalisert reisetid. OXERA har også en gjennomgang av de ulike komponentene, slik som tid om bord, tilgjengelighet, gangtid etc.

Tabell V13: OXERAs oppsummering av litteraturstudien

	Kilde	Kort sikt	Lang sikt	Kommentar
Reisetidselastisitet jernbane	Preston (1985 and 1986) ⁸	-1 (på korte distanser)		Flere stasjoner
	TCI-OR (1988) ⁹	-0,9 (På korte distanser)		Innføring av Sprinter tog (hastighet)
	Wardman and Galilee (2001) ¹⁰	-0,83		Leeds – oppgradering
	PDFH (6.edition)	-0,6 (Korte distanser)		Utenfor London
	DFPT (1.edition)	-0,3 til -0,5		
	Daugherty et al. (1999) ¹¹	-0,4		Buss prioritet
	Dargay and Hanley (2002)	-0,4	-0,8	
	OXERA	-0,14 til -1.09	-0,3 til -1-17	Store variasjoner avhengig av referanseramme
	DFPT	0,38	0,66	Oppsummering fra metaanalyse

Oppsummering

Noen av de mest sentrale konklusjonene OXERA trekker fra sin litteraturgjennomgang er:

- Priselasiteteten varierer mellom grupper. Til eksempel har enkelte studier vist forskjeller i den generaliserte reisekostnadselastisiteten for fra -0.6 til -0,46 for henholdsvis personer med tilgang til bil og uten en slik tilgang.
- Priselasitetetene øker i nivå med inntektene

⁸ Preston, J.M. (1985 and 1986), *Some guidelines for evaluating New Local Rails Stations: Summary Papers*, University of Leeds ITS.

⁹ TCI-OR (1988-90), *Investigations of Demand Changes Due to the Introduction of Sprinters*, Memo Number 10316/M1, June; TCI-OR (1988-90),

¹⁰ Wardman, M., S. Clark and N. Galilee (2001), *Leeds 1st Revenue Assessment*, Prepared for Arriva Trains Northern, August

¹¹ Daugherty, G.G., R.J. Balcombe and A.J. Astrop (1999), 'A Comparative Assessment of Major Bus Priority Schemes in Great Britain', TRL Report TRL409, TRL Ltd, Crowthorne.

- Elastisitetene varierer med bystørrelsen. Jo større by – jo mindre prisfølsomhet.
- Priselasitetene er mindre for reisende på førsteklasse i forhold til reisende på ordinær økonomiklasse.
- Krysspriselastisitet mellom buss og tog anslås til 0,45 og ingen vesentlig endring på lenger sikt. Her er det imidlertid stor forskjell fra OXERAs beregninger til andre beregninger.
- Priselasitet på jernbane anslås til -0,5 til -0,7 på kort sikt og -0,75- til -1 på lenger sikt
- Priselasitet på buss anslås til -0,35 til -0,5 på kort sikt og rundt -1 på lenger sikt
- For reisetidselastisiteter er det store variasjoner.

Graham og Glaister (2004)

Graham, D. J. and S. Glaister, 2004. Road Traffic Demand Elasticity Estimates: A review. In *Transport Reviews*, Vol. 24, No. 3, pp 261-274, May 2004.

Denne korte artikkelen tar for seg internasjonal litteratur som omhandler trafikkrelaterte elastisiteter. Det er en stor fokus på godstransport, noe som vi ikke vil gå inn på.

Beregningsmetoder og data

Artikkelen estimerer ingen nye elastisiteter, men gir en up-to-date oppsummering av litteraturen på feltet. På enkelte områder gis en metaanalyse av ulike elastisitetsverdier.

Funn

Funnene i artikkelen er gruppert etter tema. Vårt formål er langtidselastisiteter med hovendvekt på kollektivtransport, slik at vi fokuserer oppsummeringen rundt dette, men tar også opp noe mer. De resultatene som oppsummeres er basert på TRACE (1998), Jong and Gunn (2001), Graham and Glaister (2002a) og Hanley et al. (2002). Resultatene viser elastisiteten knyttet til vegtransport.

Inntektselastisiteten – vegtransport

Tabellen under oppsummerer inntektselastisiteten for vegtransporten i den analysen som er gjennomført.

Tabell V14:

	Antall obs.	Max	Min	Snitt	Median	St. avvik
Kort sikt	333	1,71	0	0,47	0,42	0,29
Lang sikt	150	2,68	0	0,93	0,91	0,49

Kilde: Graham and Glaister (2004)

Andre elastisiteter

Tabellen under er et utdrag av tabellen presentert i Graham og Glaister (2004), som gir en oppsummering av litteratur på feltet.

Tabell V15:

		Kort sikt (SR)	Elastisitet	Kommentar
		Lang sikt (LR)		
Bensin- ettersp.	Priseffekt	SR	-0,25	Mean (n=377)
		LR	-0,77	Mean (n=213)
	Inntektseffekt	SR	0,47	Mean (n=333)
		LR	0,93	Mean (n=150)
Bilkm.	Bensinpris	SR	-0,15	Graham and Glaister (2002a)
		LR	-0,31	
	Inntekt	SR	0,3	Hanley et al. (2002)
		LR	0,73	
Bilhold	Kostnader ved bilhold	SR	-0,2	Mean (n=7)
		LR	-0,9	Mean (n=8)
	Inntekt	SR	0,28	Mean (n=5)
		LR	0,74	Mean (n=5)

McKezie og Goodwin (1986)

McKenzie, RP og P. B. Goodwin (1986), Dynamic estimation of public transport demand elasticities: some new evidence. In *Traffic Engineering and Control* Vol 27, No2 1986 p. 58-63.

Formålet med artikkelen er å vise viktigheten av å vurdere langsiktige virkninger på etterspørselen og hvordan dette bør gjøres.

Artikkelen er delt inn i fire deler. Den første delen tar kort for seg ulike metoder for å estimere effekter over tid. Dette går fra dynamiske til statiske metoder. Den andre delen oppsummerer en del litteratur om langsiktige etterspørselsvirkninger. Del tre er en casestudie av dynamiske elastisiteter i en region, før konklusjonene trekkes i kapittel 4.

Beregningsmetoder og data

Utgangspunktet for data i denne studien er en rekke referanser som i dag er for gamle til å være av stor relevans. Sammenligningen av kortsiktige og langsiktige virkninger som de ser på er imidlertid relevant.

Det er imidlertid metodetilnærmingen som i dag gir mest fra denne studien.

Funn

Den konvensjonelle kunnskapen som oppsummeres viser til at kortsiktige etterspørselsvirkninger ligger på ca -0,3. Den langsiktige virkningen er imidlertid betydelig sterkere. Hvor sterk den er, avhenger imidlertid av tidsperspektivet og hvordan undersøkelsene gjøres. Artikkelen viser til undersøkelser som har forsøkt å ta hensyn til ulike kortsiktige elastisiteter i ulike aldersgrupper. Argumentasjonen her er at dette kan få langsiktige virkninger som er store når det tas hensyn til livssyklusforskjeller i ulike aldersgrupper.

Under er en tabell over de observerte funnene fra et utvalg undersøkelser som det refereres til gjengitt:

Tabell VI6:

Method	Timescale	Ratio of long and short elasticity
Simulation of cohorts	10 to 50 years	2.0 to 2.6
Lagged regression on time series	5 years	1.5 to 4.0
Inter-spatial repeated cross-section	6 to 9 years	1.2 to 2.0
Static regression excluding some trends	Not applicable	1.0 to 2.0

Primærlitteratur

Dargay og Hanley (1999)

Dargay, J M og M Hanley 1999. Bus fares elasticities : Report to the Department of the Environment, Transport and the Regions. ESRC Transport Studies Unit, UCL.

Dette er en omfattende studie som ser på etterspørselseffekter av takstendringer i lokal kollektivtransport, eller mer spesifikt i lokale bussmarkeder. Formålet med studien er flerdelt, og omfatter beregning av:

- Kort- og langtidselastisiteter
- Krysspriselastisiteter mot bil
- Forskjeller i elastisiteter mellom områder
- Asymmetriske etterspørselseffekter ved forbedringer versus forverring
- Elastisiteter ved høyt og lavt takstnivå i utgangspunktet
- Elastisiteter ved store og små takstendringer

Beregningsmetoder og data

Analysene baserer seg på aggregerte data. Den benytter i hovedsak to datakilder, i tillegg til en rekke mer generelle, nasjonale og regionale statistikkdatabaser:

1. Aggregerte tidsserier for lokal kollektivtransport: passasjertall, gjennomsnittstakster fra *Bus and Coach Statistics Great Britain*, påheftet sosioøkonomiske data, bilkostnader, bilhold og –bruk.
2. *Stats100A-data base*, som inneholder selskapsspesifikk informasjon om etterspørsel, billettinntekter, refusjoner for sosiale rabatter og ruteproduksjon på årsbasis.

Analysene av kort- og langtidselastisiteter er basert på ulike metoder avhengig av egenskaper ved dataene (nasjonale, regionale, lokale) og avhengig av om det estimeres konstante eller variable, globale eller lokale elastisiteter og så videre. I hovedsak benyttes følgende beregningsmetoder av interesse i vår sammenheng.

Partial adjustment modell. Som beskrevet i beregningsmetodekapitlet, er dette en modell av typen $Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 Y_{t-1} + \varepsilon_t$, der β_1 og β_2 tolkes som korttidselastisiteter, og $\beta_1/(1-\beta_3)$ og $\beta_2/(1-\beta_3)$ som langtidselastisiteter hvis dataene er log-transformerte.

Kointegrert regresjon. Flere av analysene omtales som kointegrerte regresjoner uten at det har vært mulig å teste for dette på grunn av for korte tidsrekker. LN(reiser/innbygger) beregnes som funksjon av LN(takst), LN(rutetilbud) samt konstantledd (dummyer) for område. Estimatenes tolkes som langtidseffekter.

Error-correction models. Her beregnes differansen $Y_t - Y_{t-1}$, ΔY , som en funksjon av $\Delta \text{LN}(\text{takst})$, $\Delta \text{LN}(\text{rutetilbud})$, områdedummyer, samt leddet EC(-1). EC(-1) er restleddet fra den kointegrerte regresjonen som er beskrevet over, altså ε_{t-1} . Parameterestimatene for $\Delta \text{LN}(\text{takst})$ og $\Delta \text{LN}(\text{rutetilbud})$ tolkes som korttidseffekter.

Funn

En rekke elastisitetsberegninger presenteres. I tillegg oppsummeres tidligere funn i litteraturen innledningsvis. Nedenfor følger kun et utvalg av estimatene.

Analysene på nasjonale (Storbritannia) data gir følgende elastisitetsberegninger for buss, basert på at reiser pr innbygger er avhengig variabel og at taksten er beskrevet som gjennomsnittlig kostnad pr reise for trafikantene.

Tabell V17: Busselastisiteter basert på nasjonale (GB) data

	Korttidselastisitet	Langtidselastisitet
Error-correction model:		
• Takstelastisitet	-0,33	-0,62
• Inntektselastisitet	0,28*	-0,45
Strukturmodell med simultane ligningssett:		
• Takstelastisitet	-0,52	-1,08
• Inntektselastisitet	0,38	-0,26
* Ikke signifikant		

Analysene på regionalt nivå ga blant annet disse elastisitetsberegningene, utfra samme forutsetninger som over, og med beregninger med error-correction model:

Tabell V18: Busselastisiteter basert på regionale data

	Korttidselastisitet	Langtidselastisitet
Takstelastisitet:		
• Alle regioner	-0,22	-0,81
• London	-0,13*	-0,41*
• Metropolitan areas	-0,57	-0,76
• Shires	-0,12	-1,08
• Scotland	-0,31*	-0,57
• Wales	-0,26*	0,35*
Inntektselastisitet:		
• Alle regioner	-0,27	-1,13
• London	-0,29	-1,01
Rutetilbuds-elastisitet:		
• Alle regioner	0,43	0,81
• London	0,46	0,69
*Ikke signifikant på 10% nivå		

Det ble beregnet en egen error-correction model for individuelle *metropolitan areas* (storbyområder). Sentrale funn er som følger:

Tabell V19: Elastisiteter beregnet for storbyområder

	Korttidselastisitet	Langtidselastisitet
Takstelastisitet:		
• Alle mets	-0,24	-0,45
• Manchester	0,03*	-0,45
• Merseyside	-0,13	0,24*
• S Yorkshire	-0,30	-0,57
• W Yorkshire	-0,52*	-0,84
• Tyne and Wear	-0,39	-0,52
• W Midlands	-0,86	-1,08
Inntektselastisitet:		
• Alle Mets	-0,20*	-1,27
• Manchester	-0,37*	-1,13
Rutetilbuds-elastisitet:		
• Alle Mets	0,27	0,24*
• Manchester	0,29	0,22

*Ikke signifikant på 10% nivå

Til slutt ble det også estimert en lokal modell der britiske fylker (counties) er enheten. Følgende globale elastisiteter ble beregnet med sammenslåtte county-data i en partial adjustment model.

Tabell V20: Elastisiteter beregnet på fylkesdata

	Korttidselastisitet	Langtidselastisitet
Takstelastisitet	-0,33	-0,71
Inntektselastisitet	-0,31	-0,66
Rutetilbuds-elastisitet	0,48	1,04

Franzén (1994)

Franzén, M 1994. Gasoline demand : A comparison of models.
Ekonomiska studier utgivna av nationalekonomiska institutionen
Handelshögskolan vid Göteborgs universitet 49.

Franzéns doktorgradsavhandling tar for seg hvordan etterspørsel etter drivstoff bestemmes, og hvordan ulike modellspesifikasjoner beskriver dynamikken i forhold til hverandre. Målet er å belyse forskjeller i estimeringsteknikker, og å gi politikktutformere en dypere forståelse av drivkreftene bak etterspørsel etter drivstoff slik at eventuelle virkemidler kan målrettes bedre.

Beregningsmetoder og data

Analysene bygger på data fra i overkant av 20 OECD-land og for perioden 1960/70 – 1985. De viktigste variablene er etterspørsel etter drivstoff (endogen

variabel), priser og inntektsnivå. Beløp er i faste priser, og kjøpekraftjusterte. Videre er en rekke kilder trukket inn, bl.a. om bilparkens sammensetning.

De viktigste beregningsmetodene som testes, er

- Tverrsnittsanalyser. Disse beregner, ifølge forfatteren, langtidseffekter direkte på grunn av spredningen i dataene.
- Tverrsnitts- tidsserieanalyser med lagged eksogene og/eller endogen variabler.
- The David Hendry Approach, som igjen bygger på Engel og Granger. Dette er en mer pragmatisk tilnærming der man ikke først og fremst tar utgangspunkt i den økonomiske teorien, men i hva man kan få ut av dataene. Første skritt er å definere en regresjonsligning hvor høyresidevariablene (inkludert lagged dependent variable) er lagged n ganger. Deretter fjerner man insignifikante variabler dersom dette ikke fører til heteroskedastisitet, AR(X) eller andre problemer.
- Johansen's multivariate cointegration modell, eller Vector Auto Regressive (VAR) modell, der kort- og langtidseffekter beregnes samtidig i en simultan modell.

Funn

Alle de ulike modellspesifiseringene produserer ulike elastisiteter (ϵ). Tverrsnittanalysen gir en elastisitet for hvert av årene 1970-85, som altså kan antas å være langtidselastisiteter. Gjennomsnittselastisitetene for alle årene er

$$\rightarrow \epsilon_{\text{drivstoffetterspørsel, pris}} = -1,07$$

$$\rightarrow \epsilon_{\text{drivstoffetterspørsel, inntekt}} = 1,09$$

Tverrsnitts- tidsserieanalyser med lagged eksogene og/eller endogen variabler produserer et vell av ulike beregninger avhengig av modellspesifikasjon. Det er også beregnet lang- og korttidselastisiteter for individuelle land og regioner, samt ulike delperioder innenfor tidsrommet 1963-1982. De viktigste modellspesifikasjonene er (med gjennomsnittlig korttids/langtids priselastisitet):

$$\rightarrow \text{Lagged endogen modell (Pris: } -0,25/-0,85; \text{ Inntekt: } 0,37/1,15)$$

$$\rightarrow \text{Inverted V-lag (Pris: } -0,21/-0,54; \text{ Inntekt: } 0,52/1,25)$$

$$\rightarrow \text{Polynomial distributed lag (Pris: } -0,20/-0,96; \text{ Inntekt: } 0,35/1,12)$$

"David Hendry"-tilnærmingen er benyttet til å estimere landspesifikke langtidselastisiteter. Beregningene varierer mellom $-0,12$ (UK) og $-1,52$ (Irland). En kointegrasjonstest viste imidlertid at UK-dataene ikke var kointegrert, slik at estimatet ikke kan tolkes. Laveste beregnede langtidspriselastisitet blir da Australia med $-0,23$.

Franzén har liten tiltro til VAR-modellen, gitt det tilgjengelige datasettet, og finner også at tilnærmingen ikke produserer tilfredsstillende elastisiteter. Sannsynligvis ville estimatene bli bedre med et større datasett.

To kapitler tar for seg beregninger der bilhold og bilparkens sammensetning trekkes inn.

Forfatteren konkluderer med at ulike modelltyper gir systematiske forskjeller mellom beregnede elastisiteter. Modellene med lagged avhengig variabel fungerte best utfra kriteriene som ble definert, og han anbefaler derfor langtidselastisiteter mht. pris på -0,8 og mht inntekt på 1,2.

Fridstrøm (1999)

Fridstrøm, L 1999. Econometric models of road use, accidents, and road investment decisions. Volume II. TØI-rapport 457/1999.

Rapporten er del 2 av Fridstrøms doktoravhandling. Omfanget av trafikkulykker er forklart ved en rekke faktorer, som inntekt, priser, værforhold osv. Data-materialet er månedlige tidsserier for alle norske fylker gjennom 22 år. Som et biprodukt, som Fridstrøm kaller det, blir det også beregnet effekter av bensin- og bilpriser på bilbruk og bilhold. Vi fokuserer her utelukkende disse elastisitetsberegningene.

Fridstrøm estimerer elastisiteter med partial adjustment-modeller for bilhold og bilbruk. Bilholdmodellen gir en partial adjustment koeffisient på 0,112. Forholdet mellom lang og korttidselastisitet er dermed $(1/0,122=)$ 8,2, og bare om lag en åttendedel av den ønskede effekten i markedet materialiserer seg innenfor samme året som det skjer en endring.

Tabellen viser beregningene som snitt for alle årene (det presenteres også egne 1994-beregninger i rapporten). Fridstrøm rapporterer imidlertid at elastisitetene i stor grad varierer med utgangsnivået på kostnadene.

Tabell V21:

	Bilhold		Bilkilometer	
	Kort	Lang	Kort	Lang
Kapitalkostnader for bil (rente og innkjøpspris)	-0,064	-0,525		
Drivstoffkostnader	-0,017	-0,139	-0,109	-0,257
Kollektivtransporttakster	0,01	0,082		
Bompenger	-0,005	0,041		

Vibe, Engebretsen og Fearnley (2005)

Vibe, N, Ø Engebretsen, N Fearnley, 2005. Persontransport i norske byområder Utviklingstrekk, drivkrefter og rammebetingelser. TØI-rapport 761/2005

Denne studien er en svært omfattende dokumentasjon av drivkrefter, utviklingstrekk og rammebetingelser for persontransport i norske byområder. Et kapittel ser

på utviklingstrekk for kollektivtransporten og utarbeider en foreløpig analyse av etterspørselastisiteter på kort og lang sikt.

Data og metode

Datagrunnlaget for beregninger av etterspørselastisiteter er TØIs Bydatabase for persontransport. Denne inneholder årlig informasjon om tilbud, etterspørsel, finansielle forhold, samt en rekke rammebetingelser som inntekt, befolkning, bensinpris, bilhold osv. i 7 norske byområder samt Akershus i årene 1986-2003.

Modellen som er brukt til å beregne kort- og langtidseffekter, er en partial adjustment-modell med lagged endogen variabel. Modellen som beregnes er beskrevet slik: Det estimeres en modell der LN (reiser/innbygger) i år t , eller Y_t bestemmes av

$$\beta_0 + \beta_1 \Delta r_t + \beta_2 \text{LN}(V_{km_t}) + \beta_3 \text{LN}(T_{akst_t}) + \beta_4 \text{LN}(I_{inntekt_t}) + \beta_5 \text{LN}(B_{ensin_t}) + \sum_{i=2}^8 \beta_{i+4} D_i + \beta_{13} \text{LN}(reiser/innbygger_{t-1}) + \varepsilon_t$$

Der:

- β_0 er konstantledd
- Δr er tidstrend eller mao. uttrykk for effekten av utelatte variabler
- V_{km} er rutetilbud
- D er dummyvariabler for byområder
- ε er normalfordelt restledd $\varepsilon \sim \text{NID}(0, \sigma)$

Funn

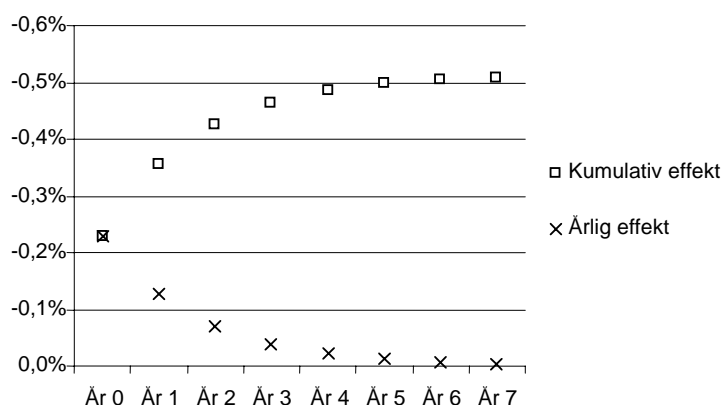
Modellberegningen for den dynamiske modellen er gjengitt i tabell V22..

Tabell V22: Beregnede elastisiteter på kort og lang sikt.

Forklaringsvariabel	Korttidselastisitet	Langtidselastisitet
Vognkilometer	0,20 *	0,43 *
Takst	-0,23 *	-0,51 *
Inntekt	0,07	
Bensinpris	0,12 *	0,27 *

* Signifikant på 5% nivå

Forfatterne analyserte også dynamikken i trafikantenes tilpasning til takstendring over tid. Figuren under illustrer at den største reaksjonen på en tenkt takstøkning vil komme i løpet av 1-3 år. Etter om lag 5 år er den kumulative effekten omtrent på nivå med langtidselastisiteten.



Figur VI: Årlig og akkumulert etterspørselseffekt av 1 prosents takstøkning i år 0.

TCRP (2004)

Transit Cooperative Research Program (TCRP) har gående et stort prosjekt med tittelen *Traveler response to transportation system changes*. Dette tar opp i seg svært mye av det som har blitt rapportert internasjonalt når det gjelder elastisiteter. En foreløpig rapport eksisterer med flere ferdige kapitler. Denne oppsummeringen tar utgangspunkt i kapitlet som tar for seg *Transit Pricing and Fares*.

I tillegg til å gå inn på litteratur på feltet, tar også TCRP opp metodiske problemstillinger rundt elastisiteter og samtidig ulike metoder for å måle dem. Litteraturen som gjennomgås er for det meste basert på amerikanske studier.

Det er i all hovedsak kortsiktselastisiteter det her er referert til.

Annen litteratur

Kulshreshtha og Nag (2000)

Kulshreshtha, M and B. Nag, 2000. Structures and dynamics of non-suburban passenger travel demand in Indian railways, In *Transportation* Vol 27, pp 221-241.

Denne artikkelen er trulig av relativt liten direkte interesse for norske forhold. Forfatterne har imidlertid benyttet en metodisk tilnærming som kan være av interesse.

Bakgrunn og formål med studien

Formålet med studien er å se på langsiktige strukturelle effekter for ulike passasjersegmenter for langdistansejernbane i India.

Beregningsmetoder og data

Som nevnt er artikkelen trolig av størst interesse på grunn av den metodiske tilnærmingen. Forfatterne benytter i følge dem selv de nyeste metodiske utviklingene innen multivariat dynamisk modellering med tidsserier. Dette inkluderer "long-run structural cointegrating relationships, short-run dynamics" og effekter av sjokk og deres langsiktige effekt (persistens).

Modellen er estimert innen et "cointegrating vector autoregressive (VAR)" rammeverk. Datamaterialet er tidsserier for perioden 1970-1995.

Funn

Etterspørselen i modellen viser seg å være stabil på lengre sikt og konvergerer mot denne tilstanden i løpet av 2-4 år etter typiske systemsjokk.

**Sist utgitte TØI publikasjoner under program:
Kollektivtransportens organisering og finansiering**

Tiltakspakker for kollektivtransport 1996-2000. Befolkningens vurdering av tiltakene og effekter på reisemiddelvalget	794/2005
Samfunnsøkonomisk analyse av kollektivtransportens inntektsgrunnlag. Alternativ finansiering av transport i by - Delrapport 4	767/2005
Lettbaner - europeiske erfaringer	764/2005
Kollektivtransportens økonomiske rammebetingelser og utviklingstrekk. Alternativ finansiering av transport i by - Delrapport 3	752/2004
Preferanseundersøkelse blant lokale beslutningstakere i samferdselssektoren. Alternativ finansiering av transport i by - Delrapport 2	746/2004
Transportpakker i by. Rammebetingelser, organisering og innhold - en oversikt	744/2004
Endringer i kontraktperioden. En dokumentasjon av retningslinjer og praksis ved utvalgte kontaktsformer for lokal bussdrift i Skandinavia	741/2004
Tiltakspakker for kollektivtransport 1996-2000. Kollektivtrafikanternes vurdering av tiltakene og endret bruk av buss	736/2004
Tiltakspakker for kollektivtransport 1996 - 2000. Beskrivelse av tiltakspakkene og oppsummering av lokale resultater	735/2004
Finmod - en aggregert kostnadsmodell for norsk kollektivtransport	734/2004
"An offer you can't refuse.." Innføring av bomringer i norske byområder Alternativ finansiering av transport i by - Delrapport 1	733/2004
Analytisk rammeverk for undersøkelser av målrettet bruk av konkurranseutsetting av persontransporttjenester	730/2004
The Social Optimum Public TRANsport Model (SOPTRAM)	708/2004
Et tidsskifte for AS Oslo sporveier? Evaluering av forsøk med ny skiftordning for førere i sporvogns- og bane divisjonen	695/2003
Effekter av drosjeregulering - internasjonale erfaringer	658/2003

Transportøkonomisk institutt

Stiftelsen Norsk senter for samferdselsforskning

- utfører forskning til nytte for samfunn og næringsliv
- har rundt 70 forskere med høy, flerfaglig samferdselskompetanse
- samarbeider med en rekke samfunnsinstitusjoner, forsknings- og undervisningssteder i Norge og i utlandet
- gjennomfører forsknings- og utredningsoppdrag av høy kvalitet innen områder som trafiksikkerhet, kollektivtransport, miljø, reisevaner, reiseliv, planlegging, beslutningsprosesser, transportøkonomi og næringslivets transporter
- driver aktiv forskningsformidling gjennom TØI-rapporter, internett, tidsskriftet Samferdsel og andre nasjonale og internasjonale tidsskrifter

Transportøkonomisk institutt

Stiftelsen Norsk senter
for samferdselsforskning
P.b. 6110 Etterstad
0602 Oslo

Telefon 22 57 38 00

www.toi.no