



# Elastisiteter i ferjetransporten

STATENS VEGVESENS RAPPORTER

Nr. 286

**Tittel**

Elastisiteter i ferjetransporten

**Undertittel****Forfatter**

Harald Støen Høyem

**Avdeling**

Trafikksikkerhet, miljø- og teknologiavdelingen

**Seksjon**

Transportplanlegging

**Prosjektnummer****Rapportnummer**

Nr. 286

**Prosjektleder**

James Odeck

**Godkjent av**

Anne Ogner

**Emneord**

Elastisiteter, ferje

**Sammendrag**

Denne rapporten estimerer elastisiteter i ferjetransporten, herunder inntekts- og taktstelasiteter, samt elastisiteter forbundet med generaliserte kostnader.

**Title**

Elasticities in Car Ferry Transportation

**Subtitle****Author**

Harald Støen Høyem

**Department**

Traffic Safety, Environment and Technology Department

**Section**

Transport Planning

**Project number****Report number**

No. 286

**Project manager**

James Odeck

**Approved by**

Anne Ogner

**Key words**

Elasticities, ferry, ferries

**Summary**

This report seeks to estimate elasticities related to income, general travel costs, and fares for car ferries in Norway.



## Forord

Denne rapporten er skrevet i forbindelse med et sommerprosjekt i Statens vegvesen, avdeling Vegdirektoratet. Oppdraget har vært å fastsette elastisiteter i fergetransporten med hensyn til personbiler.

Jeg har opplevd å bli gitt stor frihet i prosjektutformingen og valg av arbeidsverktøy. Det har gitt meg mulighet til å lære mye ny økonometrisk metode, hvilket jeg synes har vært spesielt givende.

Takk til James Odeck for god veiledning gjennom hele prosjektet, Edvard Sandvik Thonstad og Joachim Rønnevik for gode svar på veldig mange spørsmål om ferger fra min side, Tor Harald Eliassen for veldig god hjelp til å finne data i fergedatabanken, Anne Kjerkreit og Oskar Kleven for svar på spørsmål og innspill, samt alle andre i etaten som har hjulpet meg i løpet av prosjektet. Takk også til de som deltok på et møte tidlig i arbeidsprosessen hvor jeg la frem prosjektskissen.

*Harald Støen Høyem,  
Brynseng 08.08.2013*

## Sammendrag

Denne rapporten forsøker å fastsette elastisiteter i fergetransporten ved hjelp av en dynamisk paneldatamodell. Det estimeres modeller formulert med konstante og variable elastisiteter for to ulike utvalg, samt den klassiske definisjonen av elastisitet for et underutvalg. Det er sterke bevis i data for å hevde at det er en kortsiktig inntektselastisitet på 0.294 og en langsiktig på 0.64. Videre er det vanskelig å spore noen signifikant effekt av takstøkningene på trafikkvolumet, og det argumenteres med at dette trolig har sammenheng med den lave veksten i takstene, rabatter, hvor mange trafikanter som foretar reisene og fordelingen mellom ulike typer reiser. Et estimat på -0.23 for generaliserte kostnader og -0.035 for takster legges frem, med en p-verdi på 0.067. Den langsikte elastisiteten er hhv. -0.70 og -0.11. Det konkluderes med at elastisiteten trolig er ulik null, men at flere forhold gjør det vanskelig å oppnå rimelig sikker kunnskap, bl.a. fordi elastisiteten antageligvis er meget lav. Et spesielt problem er at p-verdiene som observeres sannsynligvis er for lave, gitt fordelingen til restleddene for de modellene som brukes. Spesielt estimatet på takstelastisiteten må derfor tolkes med varsomhet.

## Innledning

Elastisiteter er viktig informasjon til bruk når man skal innrette samfunnets ressurser på best mulig vis. I Norge finnes det relativt få studier som forsøker å tallfeste pris-sensitiviteten til trafikantene, og særlig innen fergetransporten er denne informasjonen sparsom. Nasjonale studier av elastisiteter er først og fremst rettet mot før-og-etterstudier av innføring av fjerning og bompenger ved enkelte veistrekninger (Toftegaard (2007) og Odeck & Kjerkreit (2008)). Internasjonalt finnes det en rekke studier som forsøker å anslå elastisiteter i kollektivtransport, som Goodwin (1992), Bråthen & Odeck (2008) og Dargay & Hanley (2002) for å nevne noen.

Fergetransporten skiller seg imidlertid noe fra transportformene som undersøkes i disse studiene. Først og fremst er det færre muligheter til å benytte alternative transportmidler, samt at kostnader forbundet med omkjøring kan være vesentlig høyere enn fergetaksten. På enkelte strekninger vil ferge også være det eneste alternativet, foruten eget sjøfartøy, for eksempel ved ruter til øysamfunn. Videre vil endringer i takster ved innføring og avvikling av bompenger vil være et engangstilfelle hvor endringen er relativt stor siden prisen før innføring og etter avvikling vil, foruten generaliserte kostnader, være null. Ved fergesamband vil imidlertid endringene være flere og mindre. Estimerer fra nevnte studier kan derfor gi gale estimerer på elastisitetene i fergetransporten fordi 1) Krysspriselastisiteter mellom bruk av ferge og andre transportformer kan være lavere. 2) Trafikantene står ofte overfor en tilnærmet, eller også høyst reell monopolsituasjon 3) Størrelsen på takstendringene kan ha betydning.

Siden det er flere forhold som antyder at de foreliggende studiene av elastisiteter nasjonalt og internasjonalt ikke er direkte overførbare til fergetransporten åpner det for muligheten av at en egen studie kan gi bedre og mer presis informasjon om forholdet mellom takster og trafikkvolum, hvilket er målet med denne rapporten. Den er organisert som følger: Del 1 gir en beskrivelse av datakilder, omarbeiding og videre beregning av ulike størrelser som er brukt i analysen. Del 2 gjennomgår det teoretiske grunnlaget for analysen med vekt på utledning fra teoretisk og til økonometrisk modell, samt estimeringsmetoden som er benyttet. Del 3 presenterer resultatene fra estimeringene, diskuterer dem og undersøker holdbarheten i forutsetningene som ligger til grunn for modellen. Del 4 inneholder en kort oppsummering, samt noen forslag til hvordan man eventuelt kan vurdere å gå frem dersom man ønsker mer informasjon om sammenhengen mellom pris og trafikkvolum i fergetransporten.

# Innhold

<b>1</b>	<b>Data</b>	<b>8</b>
1.1	Takster . . . . .	8
1.1.1	Takstfastsettelse i riksregulativet . . . . .	8
1.1.2	Beregning av takster . . . . .	8
1.2	Beregning av generaliserte kostnader . . . . .	10
1.3	Trafikantgrupper og lengder . . . . .	15
1.4	Sammenfatning av datasettet . . . . .	16
<b>2</b>	<b>Økonometrisk modell</b>	<b>17</b>
2.1	Generell spesifikasjon av paneldatamodell . . . . .	17
2.2	Modellering av personbiler . . . . .	18
2.2.1	Konstante elastisiteter . . . . .	18
2.2.2	Variable elastisiteter . . . . .	20
2.3	Estimering . . . . .	21
2.3.1	Endogenitet i dynamiske modeller . . . . .	21
2.3.2	Prinsippet bak GMM . . . . .	21
2.3.3	Arrelano-Bond GMM . . . . .	22
<b>3</b>	<b>Resultater</b>	<b>23</b>
3.1	Resultater - Utvalg 1 . . . . .	24
3.1.1	Resultater M1.1. . . . .	24
3.1.2	Resultater M1.2. . . . .	25
3.1.3	Resultater M2.1. . . . .	26
3.1.4	Resultater M2.2. . . . .	27
3.2	Resultater - Utvalg 2 . . . . .	28
3.2.1	Resultater M.1.1 . . . . .	28
3.2.2	Resultater M.1.2 . . . . .	29
3.2.3	Resultater M.2.1 . . . . .	30
3.2.4	Resultater M.2.2 . . . . .	31
3.2.5	Resultater M.3.1 . . . . .	32
3.2.6	Resultater M.3.2 . . . . .	33
3.2.7	Resultater M.3.3 . . . . .	34
3.3	Diskusjon . . . . .	35
3.3.1	Utvalg 1 . . . . .	35
3.3.2	Utvalg 2 . . . . .	37

3.4	Vurdering av forutsetninger . . . . .	41
3.4.1	Autokorrelasjon . . . . .	41
3.4.2	Heteroskedastisitet . . . . .	41
3.4.3	Restleddenes sannsynlighetsfordeling . . . . .	42
3.5	Overidentifiserte restriksjoner . . . . .	42
<b>4</b>	<b>Konklusjon</b>	<b>43</b>
<b>5</b>	<b>Appendiks 1: Partial adjustment-modell</b>	<b>44</b>
<b>6</b>	<b>Appendiks 2: STATA do-filer</b>	<b>45</b>
<b>7</b>	<b>Appendiks 3: Resultater fra autokorrelasjonstester</b>	<b>52</b>
7.1	Utvalg 1 . . . . .	52
7.2	Utvalg 2 . . . . .	56
<b>8</b>	<b>Appendiks 4: Resultater fra normalitetstester</b>	<b>62</b>
8.1	Utvalg 1 . . . . .	62
8.2	Utvalg 2 . . . . .	67

## Figurer

1	Takstutvikling, gjennomsnittlig takst for Bruravik-Brimnes . . . . .	10
2	Takstutvikling, nominell . . . . .	10
3	Ulike generaliserte kostnader fra ulike forutsetninger om gjennomsnittlig reiselengde. $gk[i] = 80 + 20i, i \in [1, 4]$ . . . . .	12
4	Endringer i forventet tidskostand ut fra rutetilbud . . . . .	13
5	Ulike kjøretøysklasser og PBE. Hentet fra Statens vegvesens Håndbok 157: Ferjestatistikk 2007. . . . .	15
6	Konstante elastisiteter . . . . .	18
7	Variable elastisiteter økende med størrelsen på taksten . . . . .	20
8	Histogram over generaliserte kostnader . . . . .	35
9	Histogram over fergetakster kostnader . . . . .	36
10	Arellano-Bonds test for autokorrelasjon i restleddene, M1.1 . . . . .	52
11	Arellano-Bonds test for autokorrelasjon i restleddene, M1.2 . . . . .	53
12	Arellano-Bonds test for autokorrelasjon i restleddene, M2.1 . . . . .	54
13	Arellano-Bonds test for autokorrelasjon i restleddene, M2.2 . . . . .	55
14	Arellano-Bonds test for autokorrelasjon i restleddene, M1.1 . . . . .	56
15	Arellano-Bonds test for autokorrelasjon i restleddene, M1.2 . . . . .	57
16	Arellano-Bonds test for autokorrelasjon i restleddene, M2.1 . . . . .	58
17	Arellano-Bonds test for autokorrelasjon i restleddene, M2.2 . . . . .	59
18	Arellano-Bonds test for autokorrelasjon i restleddene, M3 . . . . .	59
19	Histogram over restleddene, M1.2.1 . . . . .	62
20	Histogram over restleddene, M1.2.2 . . . . .	62
21	Histogram over restleddene, M1.2.3 . . . . .	63
22	Histogram over restleddene, M1.2.4 . . . . .	63
23	Histogram over restleddene, M2.2.1 . . . . .	64
24	Histogram over restleddene, M2.2.2 . . . . .	64
25	Histogram over restleddene, M2.2.3 . . . . .	65
26	Histogram over restleddene, M2.2.4 . . . . .	65
27	Normalitetstest, M2.2.1 . . . . .	65
28	Normalitetstest, M2.2.2 . . . . .	66
29	Normalitetstest, M2.2.3 . . . . .	66
30	Normalitetstest, M2.2.4 . . . . .	66
31	Normalitetstest, M1.2.1 . . . . .	66
32	Normalitetstest, M1.2.2 . . . . .	66



33	Normalitetstest, M1.2.3 . . . . .	67
34	Normalitetstest, M1.2.4 . . . . .	67
35	Histogram over restleddene, M3.2 . . . . .	67
36	Histogram over restleddene, M3.3 . . . . .	68
37	Normalitetstest, M3.2 . . . . .	68

# 1 Data

I denne seksjonen gjennomgås hvor de ulike tidsseriene er hentet fra og hvordan de ulike variable er beregnet, samt noen praktiske utfordringer ved datasettet. Det er lagt vekt på å klargjøre hvilke forutsetninger som er gjort i løpet av arbeidsprosessen.

## 1.1 Takster

### 1.1.1 Takstfastsettelse i riksregulativet

Takstene i regulativet er inndelt etter soner, hvor lengden på strekningen bestemmer takstens størrelse etter prinsippet om likhet i kostnad for veg og ferge. Sonene er monotont økende for hver 1000. m hvor den første (Sone 1) strekker seg mellom 0 og 1000 m. Oversikt over strekningenes lengde finnes i Håndbok 157 Ferjestatistikk som utgis årlig av Vegvesenet. Informasjonen er også tilgjengelig i fergedatabanken.

Det er utstrakt bruk av rabatter i fergetrafikken, hvilket gjør takstene lavere for det som trolig er en betydelig andel av trafikantmassen. Ifølge Bråten & Lillebakk (2005), bruker ca. 40 % av trafikantene slike ordninger. Det virker derfor rimelig å bygge dette inn i en av modellformuleringene, med den forutsetning at rabattutmålingen følger prinsippet om halv takst. En gjennomsnittlig takst som tar hensyn til dette vil da sette vanlig takst for 60 % av trafikantene og 40 % for de resterende. Grunnprinsippet i takstfastsettelsen er gitt av følgende ligning (ibid.):

$$p_{ij} = 2(k_i(j - 0.5) + gv_i)$$

der  $p_{ij}$  = enkeltbillett sone j bilgruppe i ( $i = 1..10$ ), ( $j = 1..130$ ),  $k_i$  = kjørekostnad pr. km. veg bilgruppe i,  $j$  = sone, sambandets seilingsdistanse målt i km,  $g$  = grunntakst og  $v_i$  = arealfaktor bilgruppe i. Videre er rabatten satt til halvparten av ordinær fergetakst. Dette betyr at gjennomsnittlig takst med rabatt vil bli<sup>1</sup>

$$FERGE_{tR} = \frac{1+p}{2} FERGE_t$$

hvor  $p$  er andelen trafikanter med vanlig takst, og hvor  $FERGE_t^k \equiv p_{ij}$ .

### 1.1.2 Beregning av takster

Takstene er hentet fra historiske serier av Statens riksregulativ for ferjetakster. Siden de ulike trafikantgruppene er sammensatt av ulike undergrupper som hver for seg har står

---

<sup>1</sup> $FERGE_{mR} = pFERGE_m + \frac{(1-p)}{2} FERGE_m = \frac{1+p}{2} FERGE_m < FERGE_m, \forall p \in [0, 1)$

overfor ulike takster regnes det ut en gjennomsnittlig takst for hver enkelt gruppe hvor taksten vektet etter den relative andelen av trafikkvolumet lengdegruppen utgjør. La  $L_k$  være antallet lengdegrupper eller alternativt kjøretøysgrupper

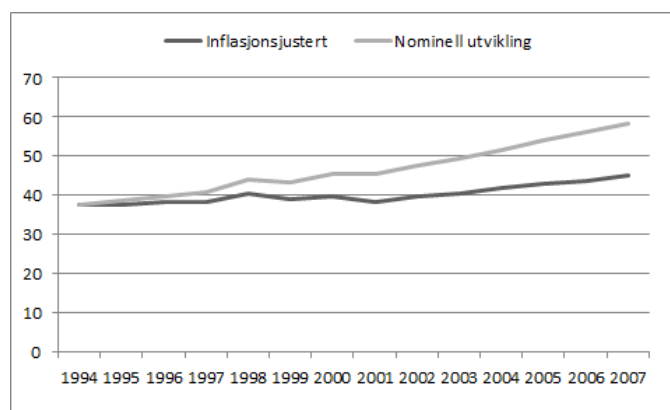
$$FERGE_m = \frac{\sum_{\forall l} FERGE_m^l Q_t^l}{\sum_{\forall l} Q_m^l}$$

Denne taksten brukes for å tilnærme de enkelte takstene bilistene i de ulike lengdegruppene står overfor. Alternativt kunne man estimert de ulike lengdegruppene hver for seg, men siden deler av datasettet er kodet etter ulike takstsystemter vil en vesentlig del av informasjon bli utelatt ved estimering av de enkelte lengdegruppene. Dette fordi kjøretøy- og lengdegruppene ikke er direkte sammenlignbare. Den endelige taksten som brukes i regresjonen er et gjennomsnitt av denne taksten gjennom året, altså

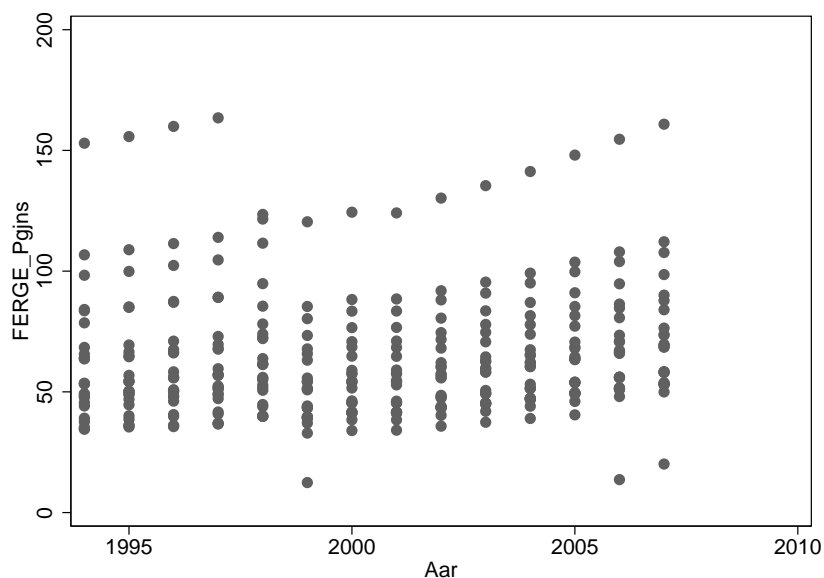
$$FERGE_P = \frac{1}{M} \sum_M \frac{\sum_{\forall l} FERGE_m^l Q_m^l}{\sum_{\forall l} Q_m^l}$$

Utregninger gjort ved bruk av formlene ovenfor inkluderer ikke rabattene. Det ble dessverre ikke tid til å gjennomføre dette, men rabattordningen blir omtalt i diskusjonen av resultatene. Dersom man allikvel ved et senere tidspunkt ønsker å inkludere rabatten kan dette gjøres f.ek.s ved å forutsette at  $p$  er lik for alle måneder innad i ett år, evt. over hele perioden. Man kan så bruke formlene ovenfor direkte i den gjennomsnittlige rabattformelen fra avsnitt 1.1.

Under ses to plott over takstutviklingen, hvor det første viser inflasjonsjustert utvikling for ett samband. Det andre viser nominell utvikling for alle samband, som viser at utviklingen i Bruravik-Brimnes trolig er representativ for de andre strekningene. Skiftet i 2001 skyldes en omlegging av antall lengdegrupper hvor man gikk bort fra lengder under 5 m. Dette gjør taksten lavere fordi bilene som før ble gitt en høyere takst i gruppen mellom 5 og 6 meter nå ble avkrevd samme takst som gruppen under 5 m. Som plottet viser er prisen forholdsvis stabil.



Figur 1: Takstutvikling, gjennomsnittlig takst for Bruravik-Brimnes



Figur 2: Takstutvikling, nominell

## 1.2 Beregning av generaliserte kostnader

For å modellere de ulike trafikantenes beslutninger på best mulig måte er det viktig at relevante variable i størst mulig grad benyttes i analysen. Vi har derfor valgt å benytte generaliserte reisekostnader modellert som out-of-pocket-kostnader, det vil si det faktiske utlegget trafikanten betaler for reisen. Dette gjør at man måler trafikantenes respons

på en variabel som ligger tettest mulig opp til de prisene trafikantene står overfor i sine valg av transportform og rute. Tidskostnader anslås, og en drøfting av dette følger. *A priori* vil det være viktig å beregne generaliserte kostnader selv om det senere skulle vise seg at fergetaksten alene beskriver variasjonen i trafikkvolum godt nok. Dette fordi elastisiteten kan være avhengig av nivået på prisen for reisen, hvilket betyr at estimatene potensielt kan bli gale om man forutsetter påvirkning kun fra taksten og ikke hele kostnaden.

Siden det er mange kostnader forbundet med å reise beregnes summen av disse som vi kaller generaliserte kostnader. Generelt sett vil det være slik at reiselengde, og derfor også kostnad, vil variere med type reise. Det finnes data fra en rekke reisevandeundersøkelser på hvor stor andel av trafikken ulike reisetypene utgjør. Det er imidlertid grunn til å tro at de fleste reisene som foretas på ferger er lengre enn reiselengdene som oppgis i de nasjonale RVU-ene. Dette, i kombinasjon med få undersøkelser av reisevaner i fergetransporten, gjør datagrunnlaget som angir fordeling mellom ulike reiseformål svært dårlig. Derfor approksimeres reisekostnadene som like for alle trafikanter.

Kostnad per kilometer regnes fra Statens reiseregulativ (2012)<sup>2</sup> og settes likt for alle trafikanter. De generaliserte kostnadene for en trafikantgruppe blir da

$$GK(i) = r_t KM(i) + FERGE_t, i \in (1, \dots, 4)$$

hvor regulativet representeres gjennom  $r_t$  og er en sats per kilometer. Det antas at alle trafikanter reiser over 10 000 km per år (gjennomsnittlig kjørelengde i 2005 var 13 108 km ifølge [12]).  $FERGE_t$  er taksten i år  $t$ , og  $KM$  er antall kilometer per reise. Siden det ikke eksisterer et godt nok datagrunnlag til å estimere reisekostnader for de enkelte trafikantgruppene må reiselengden tilnærmes. Datagrunnlaget for reiser på ferger er dårlig hvilket gjør anslaget på generaliserte kostnader usikkert. Det finnes anslag på kostnader fra RVU 2009, men sammensetningen av korte og lange reiser på fergestrekninger er trolig annerledes enn på vanlige riksveier. I tillegg vil også turisme utgjøre en vesentlig andel av trafikken enkelte tider på året, hvor reiselengden trolig er noe lengre.

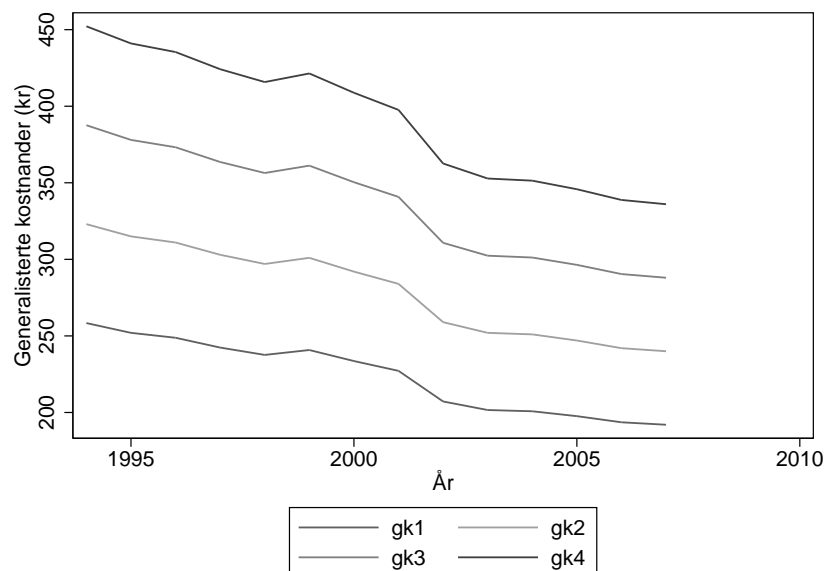
Ved å benytte estimater på gjennomsnittlig kjøretid approksimeres reiselengde per reise på følgende måte

$$KM(i) = \bar{T}h \times 60 \text{ km/h} = \bar{T} \times 60 \text{ km}$$

hvor  $\bar{T} = 80 + 20i$  er gjennomsnittlig antall timer per reise, og 60 km/h er et anslag på gjennomsnittshastighet [14]. Gjennomsnittlig reisetid vil være følsomt mht. hvilke forutsetninger man gjør om den statistiske fordelingen for reiselengder. I analysen er det derfor

<sup>2</sup>Oversendt fra Arbeidsdepartementet.

gjennomført følsomhetsberegninger for endringer i gjennomsnittlig reisetid. Grunnlagsdata for reiselengde i fergestrekning er ennå svært usikre og gjort på bakgrunn av få undersøkelser. Alikvell tyder materialet på at reiselengden er betydelig lengre for trafikanter i fergestrekning enn vanlige trafikanter. Følsomhetsanalysen gjøres innenfor et intervall mellom 80-140 km.



Figur 3: Ulike generaliserte kostnader fra ulike forutsetninger om gjennomsnittlig reiselengde.  $gk[i] = 80 + 20i, i \in [1, 4]$ .

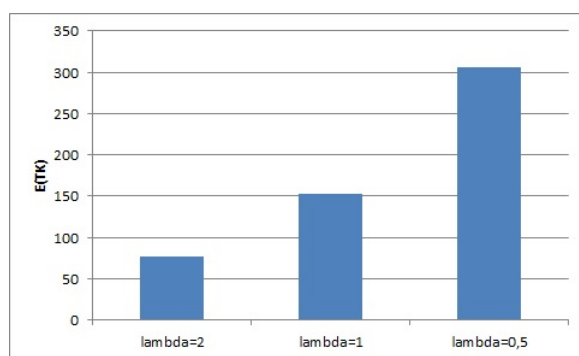
Tidskostnader må også vurderes. Imidlertid vil de fleste fergestrekninger ha en rimelig lav andel gjenstående, som regel 2-3 % ihht standardkravene. Det vil si at ventetiden for de fleste trolig er mer knyttet til avgangshyppigheten og ikke til antallet gjenstående biler. Dersom man antar at ventetiden er eksponensialfordelt vil tidskostnaden avhenge av hvilke forutsetninger man gjør om rutetilbudet. Dersom man antar at de fleste reisene gjennomført er lange reiser, og benytter fordelingen av ulike reisehensikter for gitt  $i$  kan man komme frem til en gjennomsnittlig kostnad per time. Dersom man videre antar at fergene har en gitt frekvens per time kan man regne den forventede kostnaden som

$$E(TK) = \frac{1}{\lambda} \sum_{j=1}^d T_j a_j$$

hvor  $\lambda$  er frekvensen per time,  $T_j$  er verdien per time av reisehensikt  $j$  hentet fra Statens vegvesen (2005) og  $a_j$  er andelen reisehensikt  $j$  utgjør av det totale antallet reiser, hentet

fra Vågane m.fl. (2009).  $TK \sim \exp(\lambda)$  er tidskostnaden. Ved bruk av denne fremgangs- måten må en del forutsetninger gjelde: For det første må forbrukerne være informert om rutetilbud og ha en formening om hvilket tidspunkt de vil anløpe fergekaien på slik at  $E(TK)$  blir en relevant beslutningsvariabel. For det andre forutsettes det at vente- tiden er en Poisson-prosess, dvs. at fergenaløp kan betraktes som uavhengige hendelser hvor ingen ferger med samme destinasjon anløper samtidig og at anløpene skjer med en konstant frekvens. Den siste forutsetningen kan være brutt ved noen strekninger fordi frekvensen reguleres etter trafikkvolumet gjennom dagen. Dersom man imidlertid antar at de trafikantene som utgjør hovedtyngden ankommer fergekaien i perioden på døgnet da frekvensen er konstant (f.eks. morgen og ettermiddag) kan det være forutsetningen holder.

Figur 1 viser beregninger gitt ulike forutsetninger om  $\lambda$ , altså frekvensen. Det er be- regnet halvtimesfrekvens, timesfrekvens og to-timersfrekvens. For næringsstransport vil trolig disse kostnadene være enda høyere fordi tjenestereiser utgjør hovedandelen av deres reisehensikter, mens det for personbilister trolig vil være noen mindre. På en rekke ferge- strekning er imidlertid omkjøringsmulighetene dårlige, slik at kostnadene ved alternativet også er høye. Videre forutsettes det foreløpige resultater for reisevaneundersøkelsen for riksvegferjedriften april 2013. Ut fra tallene gir det, under noen forutsetninger,  $\hat{\lambda} \approx 4$ . Det virkelige estimatet er trolig noe høyere enn dette fordi den siste kategorien, som er en av de største, klassifiserer  $> 30$  minutter. Antar derfor  $\lambda \in [1, 2]$  og setter forventet tidskostnad til 70 kr.



Figur 4: Endringer i forventet tidskostand ut fra rutetilbud

Siden det kun finnes noen få og punktvis beregninger av tidskostnaden, må det meste av variasjonen komme fra endringer i forventet reisetid hvor datagrunnlaget er dårlig. Dette gjør det vanskelig å tallfeste utviklingen i tidskomponenten.

For å oppsummere diskusjonen i seksjonene ovenfor sammenfattes de ulike definisjonene på generaliserte kostander

**Kun kjøretøy- og takstkostnader**

$$GK(i)_{it} = r_t KM(i) + FERGE_t$$

**Kjøretøy, tids- og takstkostnader:**

$$GK(i)_{ita} = r_t KM(i) + FERGE_t + E(TK)$$

Ulike modellformuleringer med de ulike takstene kan sammenlignes ved å bruke de beregnede størrelsene ovenfor.



### 1.3 Trafikantgrupper og lengder

Data fra Ferjedatabanken inneholder to ulike kodingssystemer for registrering av kjøretøy. I det ene systemet differensieres det på lengde, mens i det andre differensieres det på type kjøretøy. Personbiler er definert som sammensatt av lengdegruppene < 5 m, 5 - 6 m og 6 - 7 m for taktsgruppene og personbil med og uten tilhenger for kjøretøysgruppene.

Ved flere av strekningene er det gjennomført overgang mellom systemene hvor tidspunktet er ulikt men strekker seg fra 1995-2005. Appendiks 2 angir hvordan de ulike gruppene er kombinert i datasettet. I lengdesystemet vil noen av bilene som inkluderes trolig være varebiler som kan ha en annen elastisitet enn personbilister. Siden enkelte av strekningene har gått over fra det ene til det andre systemet, kan man beregne den relative andelen varebiler. Dette er gjort ved noen strekninger og andelen er relativt lav, slik at dette ses bort fra i analysen.

Tabellen viser kjøretøygruppering med tilhørende PBE nøkkel:

KODE	DATO	TEKST	ANTALL PBE
1	06.07.90	Personbil u/henger	1
2	06.07.90	Personbil m/henger	3
3	06.07.90	Varebil	1
4	06.07.90	Lastebil u/henger	3
5	06.07.90	Lastebil m/henger	5
6	06.07.90	Buss	4
7	01.01.92	Moped	0

Tabellen viser takstgruppeinndelingen med tilhørende PBE-nøkkel:

KODE	DATO	TEKST	ANTALL PBE
A01	01.01.1994	Voksne	0,000
A02	01.01.1994	Honnør,barn	0,000
B01	01.01.1999	Kjøretøy <5 m	1,025
B02	01.01.1999	Kjøretøy 5-6 m	1,025
B03	01.01.1994	Kjøretøy 6-7 m	2,435
B04	01.01.1994	Kjøretøy 7-8 m	2,899
B05	01.01.1994	Kjøretøy 8-10 m	4,009
B06	01.01.1994	Kjøretøy 10-12 m	5,040
B07	01.01.1994	Kjøretøy 12-14 m	6,125
B08	01.01.1994	Kjøretøy 14-17 m	7,315
B09	01.01.1994	Kjøretøy 17-19 m	8,954
B10	01.01.1994	Kjøretøy 19-22 m	10,682
C01	01.01.1994	Motorsykkle,moped	0,000

Figur 5: Ulike kjøretøysklasser og PBE. Hentet fra Statens vegvesens Håndbok 157: Ferjestatistikk 2007.

## 1.4 Sammenfatning av datasettet

Datsettet er delt i to utvalg. Utvalg 1 inneholder totalt 350 observasjoner av trafikkvolum over 14 år. To av disse forsvinner imidlertid i estimeringen ved konstruksjon av instrumentalvariabler. Det er 25 ulike strekninger i settet og totalt 3 missing hvor trafikkvolumet er fremskrevet basert på veksten i tidligere år. En av strekningene som opprinnelig var med ble utelatt fordi 1,5 år med trafikkdata manglet. Hensikten er å få panelet på balansert form som gjør estimerings- og inferensarbeidet betraktelig enklere.

Utvalg 2 inneholder totalt 8 strekninger over 12 år, fra 1995 til 2006. I likhet med utvalg 1 forsvinner to observasjoner per år i forbindelse med estimeringen. Tabellen under viser hvilke samband som er tatt med i de ulike regresjonene.

Utvalg 1	Utvalg 2
Volda-Folkestad	Seivika-Tømmervåg
Svelvik-Verket	Hansasand-Ladestein
Launes-Kvellandstrand	Aukan-Vinsternes
Stavanger-Tau	Hufthamar-Austevollshella
Jondal-Tørvikbygd	Halhjem-Sandvikvåg
Anda-Lote	Husavik-Sandvikvåg
Volda-Laustad	Hareid-Sulesund
Kvanna-Rykkjem	Bruravik-Brimnes
Molde-Vestnes	
Solholmen-Mordalsvågen	
Eidsdal-Linge	
Seivika-Tømmervåg	
Brekstad - Valset	
Levanger-Hokstad	
Horn-Andalsvåg	
Levang-Nesna	
Melbu-Fiskebøl	
Festvåg-Misten	
Bognes-Lødingen	
Refnes-Flesnes	
Svensby - Breivikeidet	
Olderdalen-Lyngseidet	
Stornes-Bjørnerå	
Isane-Stårheim	
Hatvik-Venjanaset	

## 2 Økonometrisk modell

For å fange både de tids- og stedsavhengige endringene benyttes en dynamisk paneldatamodell hvor de enkelte fergestrekningene regnes som individene. Dette gjør samtidig at man kan skille mellom elastisiteter på kort og lang sikt. Det finnes flere spesifikasjonsalternativer for å modellere de individuelle ulikhetene hvor de mest brukte er *fixed effects* og *random effects* modeller. I det følgende benyttes fixed effects. Modellformuleringen innebærer at man trekker fra den individspesifikke effekten slik at den kontrolleres for.

I det følgende gjennomgås først en generell spesifikasjon av en paneldatamodel, videre gjennomgås modelleringen og hvilke forutsetninger som ligger til grunn, så gjennomgås en vurdering av selve modellen før kapitlet avsluttes med en beskrivelse av estimeringsmetodene som benyttes.

### 2.1 Generell spesifikasjon av paneldatamodel

En generell spesifikasjon av en paneldatamodel kan gis som følger: La,  $t = [1, T]$  være tidsobservasjoner og  $s = [1, S]$  være strekninger. Anta videre at sammenhengen mellom trafikkvolum og forklaringsvariabler er gitt av

$$\ln y_t = \ln A + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + c_i + u_{it} \quad (1)$$

hvor  $\ln y_t$  er logaritmen til trafikkvolumet,  $\mathbf{x}_{it} = (x_{it1}, \dots, x_{itv})$  er en vektor av de ulike forklaringsvariablene ( $v \in (1, \dots, V)$ ),  $\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \dots, \beta_v)$  en vektor av konstantene,  $c_i$  er den uobservbare, individuelle effekten og til sist et restledd med klassiske egenskaper. La videre

$$\mathbf{X}_i = \begin{pmatrix} \mathbf{x}_{i1} \\ \vdots \\ \mathbf{x}_{iT} \end{pmatrix}_{T \times V}$$

være alle de samtlige observasjonene av forklaringsvariablene for strekning  $i$ . Man kan så kombinere dette for alle individer

$$\mathbf{X} = \begin{pmatrix} \mathbf{X}_1 \\ \vdots \\ \mathbf{X}_S \end{pmatrix}_{ST \times V}$$

gitt følgende forutsetninger:

1. Streng eksogenitet:  $E(\varepsilon_{it} | \mathbf{X}_i, c_i) = 0$
2. Homoskedastisitet:  $E(\varepsilon_{it}^2 | \mathbf{X}_i, c_i) = 0$

3. Fravær av autokorrelasjon:  $E(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is} | \mathbf{X}_i, c_i) = 0, t \neq s$
4. Ukorrelerte observasjoner:  $E(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is} | \mathbf{X}_i, c_i, \mathbf{X}_j, c_j) = 0, i \neq j, \forall s, t$

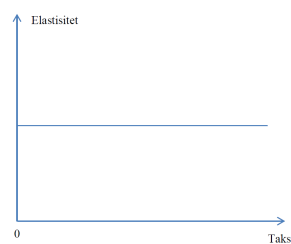
## 2.2 Modellering av personbiler

Fixed effects-modellen postulerer at de individuelle ulikhetene mellom strekningene kan modelleres som forskjellige konstantledd fordi effekten antas å være konstant over tid. Dermed kan det nye konstantleddet skrives sammensatt av det opprinnelige konstantleddet og den individuelle effekten,  $c_i$ . Siden modellen i (1) ikke utelukker multikolaritet mellom  $\mathbf{x}$  og  $c_i$ , er det vanlig å differensiere den slik at man unngår eventuelle utelatt variabel-problemer mellom nevnte variabler. Dette betyr ikke at man blir kvitt problemet i sin helhet, fordi andre variabler enn de spesifiserte og individeffekten kan bidra til å forklare ulikheten for endring i den avhengige variabelen og samtidig være korrelert med de inkluderte, men det fjerner trolig en betydelig del av mulige problemer. Selvfølgelig under forutsetning av at fixed effects faktisk er den korrekte spesifikasjonen. Det er viktig å understreke at modelleringen i denne rapporten forutsetter likhet i parametere over alle strekninger som undersøkes, hvilket mest sannsynlig er en sterk forenkling.

Det finnes flere spesifikasjonsalternativer mht formen på elastisitetene som kan vurderes. Under gjennomgår disse, og videre i seksjonen gjennomgår estimeringsmetoden som er brukt i undersøkelsen. Differensieringen beskrives også nærmere.

### 2.2.1 Konstante elastisiteter

Et første alternativ er å modellere elastisitetene som konstante. Det innebærer at man antar uavhengighet mellom størrelsen på taksten og størrelsen på elastisiteten slik at den er lik uansett hvor høy, eller lav, taksten er. Figur 4 illustrerer dette:



Figur 6: Konstante elastisiteter

Etterspørselsfunksjonen *defineres* da <sup>3</sup> som en Cobb-Douglas-funksjon. Funksjonsformen gir konvekse etterspørselsfunksjoner hvilket regnes som mest vanlig i transportsektoren (Balcombe m.fl. 2004). Følgelig antas det overførbart til fergetransporten.

$$y_{it} = \exp[\alpha_0 + c_i] GK_{it}^{\alpha_1} INC_{it}^{\alpha_2} [y_{i,t-1}]^\lambda \quad (2)$$

hvor  $y_{it}$  er årlig, gjennomsnittlig trafikkvolum av personbiler,  $\alpha_0$  en konstant,  $GK_{it}$  er generaliserte kostnader ved bruk av ferge og  $INC_{it}$  er bruttoinntekt fra selvangivelsen fordelt på fylker. Til sist inneholder modellen en variabel som angir trafikkvolumet i forrige periode. Leddet inkluderes slik at man kan modellere langsiktige elastisiteter. Dette er nyttig siden det er grunn til å anta en viss treghet i trafikantens tilpasning til nye takstregimer fordi man på kort sikt kan være forhindret fra å endre atferd fullstendig i ønsket retning. Inkluderingen av leddet gjør modellen dynamisk, hvilket skaper noen utfordringer for estimeringen som beskrives under seksjonen om estimering.

Ved å ta logratimen av ligning (2), lineariserer man modellen slik at estimeringen blir enklere å gjennomføre. Som nevnt under kapitlet om generaliserte kostnader finnes det ulike måter å beregne kostnadene på, alt etter hvilke forutsetninger man benytter. Et sentralt spørsmål er om man skal inkludere det grove anslaget på tidskostnader eller ikke. Modellene under inneholder ulik formulering av GK. Den første, M1.1. holder tidskostnadene utenfor, mens M1.2 inkluderer dem. Formulering av to ulike modeller gjør en i stand til å teste hvilken antagelse om den underliggende sammenhengen som mest sannsynlig tilsvare de faktiske forhold. Modellene er definert som

$$\mathbf{M1.1:} \ln y_{it} = \alpha_0 + c_i + \alpha_1 \ln GK_{it} + \alpha_3 \ln INC_{it} + \lambda_P \ln y_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\mathbf{M1.2:} \ln y_{it} = \eta_0 + c_i + \eta_1 \ln GK_{it} + \eta_3 \ln INC_{it} + \nu_P \ln y_{i,t-1} + \zeta_{it} \quad (4)$$

under forutsetningene definert i 2.1, med unntak av  $\ln y_{i,t-1}$  som er endogen. For å se at elastisitetene er konstante er det viktig å huske på at  $d \ln(X) = \ln(X + \Delta X) - \ln(X) \approx X/\Delta X$  for små  $X$ . Deriverer vi (3) (eller (4)) mht generaliserte kostnader, ser vi at koeffesienten  $\alpha_1$  kan skrives:

$$\alpha_1 = \frac{d \ln y_{it}}{d \ln GK_{it}} \approx \frac{y_{it}/\Delta y_{it}}{GK_{it}/\Delta GK_{it}} = El(y_{it})_{GK_{it}}$$

som har lik verdi,  $\alpha_1$ , for alle verdier på variablene. Etter differensieringen som blir brukt i estimeringen, vil  $\alpha_1$  fortsatt være utledet fra ligningene over slik at tolkningen også gjelder for den differensierte modellen.

<sup>3</sup>Antar at den virkelige sammenhengen er gitt som modellen angir

### 2.2.2 Variable elastisiteter

Med variable elastisiteter menes at elastisiteten øker med størrelsen på taksten. Sagt på en annen måte vil endringer på et lavt takstnivå ha en kvantitativt ulik effekt på trafikkvolumet sammenlignet med endringer som finner sted ved høyere takstnivå. For å tilnærme dette kan man anta at etterspørselen etter fergetransport kan modelleres på en måte der logaritmen til trafikkvolumet er en funksjon av de uavhengige variablene i modellen.

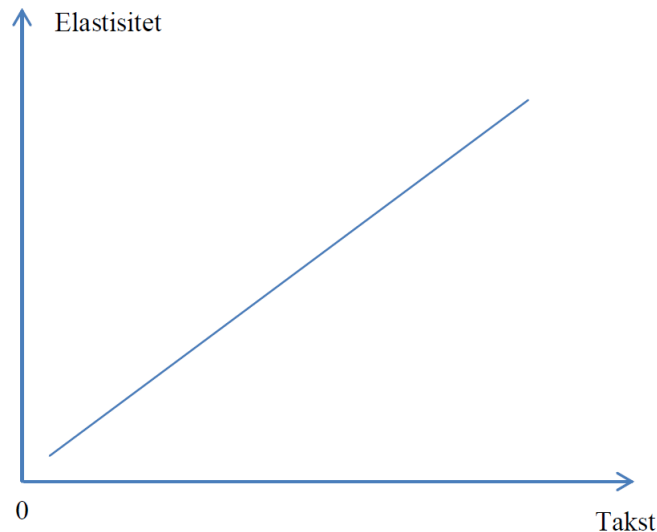
$$\begin{aligned} y_t &= \exp \left[ \ln y_t(GK_{it}, INC_{it}, y_{i,t-1}) \right] \\ &= \exp [\beta_0 + \beta_2 GK_{it} + \beta_2 INC_{it} + \tau_P y_{i,t-1} + \varphi_{it}] \end{aligned} \quad (5)$$

Om man log-lineariserer denne modellen ender man opp med følgende ligninger som kan estimeres ved bruk av lineære metoder.

$$\mathbf{M2.1:} \ln y_{it} = \beta_0 + \beta_2 GK_{it} + \beta_2 INC_{it} + \tau_P y_{i,t-1} + \epsilon_{it}$$

$$\mathbf{M2.2:} \ln y_{it} = \gamma_0 + \gamma_2 GK_{ita} + \gamma_2 INC_{it} + \kappa_P y_{i,t-1} + \varkappa_{it}$$

under forutsetningene definert i 2.1, med unntak av  $\ln y_{i,t-1}$  som er endogen. For begge modeller blir nå den kortsiktige elastisiteten lik  $\beta_2$  og tilsvarende for modell 1, mens den langsiktige elastisiteten blir  $\frac{\beta_2}{1-\tau}$ . For en utledning, se appendiks 1.



Figur 7: Variable elastisiteter økende med størrelsen på taksten

## 2.3 Estimering

### 2.3.1 Endogenitet i dynamiske modeller

I dynamiske paneldatamodeller blir den forsinkede variabelen endogen fordi den indidvidspesifikke effekten er lik for alle perioder, slik at den vil være korrelert med alle observasjoner av den avhengige variabelen. Man ser dette ved å sette  $t - 1$  som periode i ligning (3):

$$\ln y_{t-1}^k = \ln A + \mathbf{x}_{i,t-1}\boldsymbol{\beta} + c_i + u_{i,t-1} \quad (6)$$

Dette skaper en del utfordringer når modellen estimeres, bl.a. blir estimatorene inkonsistente<sup>4</sup> for korte tidsperioder. Dette problemet vedvarer selv etter differensiering som i ligning (4) fordi  $\ln y_{t-1}^* = \ln y_{t-2} - \ln y_{t-1}$  og  $u_{it}^* = u_{it} - u_{i,t-1}$  er korrelerte, gitt (3). Problemet løses ved å benytte et spesialtilfelle av den generaliserte momentmetoden utviklet av Arellano & Bond (1991) som gir konsistente estimater for små  $T$  og  $N \rightarrow \infty$ . Modellen benytter forsinkede og strengt eksogene variabler som instrumenter for de endogene variablene. Spørsmålet blir da om de uavhengige variablene kan antas å være ukorrelerte med restleddet.

Dersom generaliserte kostnader er eksogene, innebærer det at en økning i trafikkvolumet ikke øker de generaliserte kostnadene for trafikantene. I det tilfellet at økt bruk av ferge øker ventetiden, kan  $GK_{ita}$  bli påvirket, hvilket kan øke de generaliserte kostnadene i samme periode. Dette kan skape utfordringer ved inferens omkring signifikansen til de ulike estimatene. I denne sammenhengen ser vi imidlertid bort fra dette.

Inntekt antas å være eksogen, altså at økt trafikkvolum ikke påvirker inntekten i samme periode.

### 2.3.2 Prinsippet bak GMM

GMM står for *Generalized Method of Moments* og brukes i tilfeller der ligningsystemet man benytter for å løse parameterne er overidentifisert, dvs. at man har flere ligninger enn parametere som skal estimeres slik at systemet ikke gir noen entydig løsning. Systemet er derfor overdeterminert. Problemet forsøkes løst ved å anta visse egenskaper om de ulike populasjonsmomentene og overføre dem til utvalgsmomentene. La data være sammensatt av  $T$  iid observasjoner av  $\{Y_t\}_{t=1,\dots,T}$ . La  $\theta_0$  betegne den sanne parameterverdien i populasjonen. Anta videre at vi har grunn til å tro følgende om populasjonsmomentet

---

<sup>4</sup>Uformelt sagt betyr dette at flere strekninger i utvalget ikke øker sannsynligheten for å oppnå bedre estimater på den underliggende sammenhengen i populasjonen. Se Bårdsen & Nymoen (2011, s. 90-91) for en veldig god forklaring.

$m(\theta_0)$

$$m(\theta_0) \equiv E[g(Y_t, \theta_0)] = 0$$

hvor et eksempel kan være forutsetningene definert under seksjon 3.2<sup>5</sup>. Ved å bruke data fra et representativt utvalg kan vi bytte ut de teoretiske momentene med de empiriske

$$\hat{m}(\theta) = \hat{E}[g(Y_t, \theta)] \equiv \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T g(Y_t, \theta)$$

Store talls lov gir oss grunn til å tro at  $\hat{m} \approx E[g(Y_t, \theta_0)] = 0$ ,  $T \rightarrow \infty \Rightarrow \hat{m}(\theta) \rightarrow m(\theta_0)$ . Ved å velge det tallet som bringer utvalgsmomentet nærmest mulig det antatte populasjonsmomentet finner man GMM-estimatoren. Det kan vises at den generelle formen for estimatoren kan skrives som

$$\hat{\theta} = \arg \min_{\theta \in \Theta} \left( \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T g(Y_t, \theta) \right)' \hat{W} \left( \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T g(Y_t, \theta) \right)$$

hvor  $\hat{W}$  er en vektingsmatrise.

### 2.3.3 Arellano-Bond GMM

Her gis en illustrasjon av Arellano og Bonds metode for estimering av dynamiske panneldatamodeller. Det benyttes en veldig enkel modell der kun den forsinkede effekten er inkludert. Greene (2008) inneholder en nitidig gjennomgang av modellen med de andre forklaringsvariablene, og prinsippet er å utvide logikken som vises her. Det er imidlertid litt mer omstendelig notasjonsmessig, så det henvises til Greene for den fullstendige modellen. Anta følgende modell:

$$y_{it} = \theta y_{i,t-1} + c_i + v_{it}$$

hvor  $v_{it} \sim UID(0, \sigma_v^2)$ . En første differensiering fjerner de individuelle effektene

$$y_{it} - y_{i,t-1} = \theta(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + (v_{it} - v_{i,t-1})$$

Her oppstår det samme problemet som nevnt under 2.3.1. Prinsippet er nå å finne instrumentalvariabler for den endogene variabelen. Den første perioden dette kan gjøres er  $t = 3$ , hvor modellen er

$$y_{i3} - y_{i2} = \theta(y_{i2} - y_{i1}) + (v_{i3} - v_{i2})$$

---

<sup>5</sup> $m(\theta_0 = \theta) \neq 0$



Her er  $y_{i1}$  ikke korrelert med restleddet (den er eksogen fordi  $v_{i1}$  ikke dukker opp i restleddet) og samtidig kan brukes som instrument for  $(y_{i2} - y_{i1})$ . I de videre periodene vil man hele tiden få en ekstra instrumentalvariabel slik at man til slutt ender opp med  $T - 2$  instrumenter i periode  $T$ . Dette gjør at man kan definere en matrise  $\mathbf{Z}'_i$  for alle instrumentene for individ (strekning)  $i$ :

$$\mathbf{Z}'_i = \begin{bmatrix} y_{i1} & \dots & \dots & 0 \\ 0 & y_{i1}, y_{i2} & \dots & 0 \\ \vdots & 0 & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & \dots & y_{i1}, \dots, y_{i,T-2} \end{bmatrix}$$

Dermed kan de  $T - 2$  momentbetingelsene skrives som

$$E[\mathbf{Z}'_i \Delta \mathbf{u}_i] = E[\mathbf{Z}'_i (\Delta \mathbf{y}_{it} - \theta \Delta \mathbf{y}_{i,t-1})] = \mathbf{0}$$

Vi har nå ett parameter,  $\theta$ , og  $T - 2$  ligninger, så systemet har ingen entydig løsning for  $T > 2$ , og GMM kan brukes. Følges logikken fra forrige avsnitt blir nå estimatoren

$$\hat{\theta} = \arg \min_{\theta \in \Theta} \left[ \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_i (\Delta \mathbf{y}_{it} - \theta \Delta \mathbf{y}_{i,t-1}) \right]' \mathbf{W} \left[ \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_i (\Delta \mathbf{y}_{it} - \theta \Delta \mathbf{y}_{i,t-1}) \right]$$

I denne analysen brukes enstengsestimatoren, dvs. at  $\mathbf{W}$  ikke estimeres ved bruk av to steg. Under ikke altfor sterke betingelser er denne estimatoren asymptotisk normalfordelt og konsistent. Ved å inkludere flere regressorer kan man skaffe momentbetingelser ved å anta dem for å være strengt eksogene slik at  $E[X_{is} \Delta u_{it}] = 0$  blir betingelsene man benytter, eventuelt kan man anta dem for å være predeterminerte.

### 3 Resultater

I dette avsnittet presenteres resultatene fra estimeringen med bruk av Arrelano og Bonds estimator. Selve regresjonsutskriftene presenteres først, hvorpå en diskusjon av resultatene følger. Siste del inneholder en vurdering av forutsetningene som ligger til grunn for analysen. I regresjonsutskriften er  $\ln \text{Pgjns} = \ln y_{it}$ ,  $\text{linc} = \ln \text{INC}_{it}$ ,  $\ln \text{GK}$  og  $\text{GK}$  tolkes rett frem, mens en tillagt T angir at tidskostander på 70 kr er tatt med. Modellen er som vist i metodekapitlet, M1 er formuleringen med konstante elastisiteter, mens M.2 er for de variable.

### 3.1 Resultater - Utvalg 1

#### 3.1.1 Resultater M1.1.

	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnPgjns	lnPgjns	lnPgjns	lnPgjns
L.lnPgjns	0.709*** (0.000)	0.705*** (0.000)	0.700*** (0.000)	0.696*** (0.000)
lnGK1	-0.0441 (0.705)			
linc	0.170*** (0.000)	0.170*** (0.000)	0.170*** (0.000)	0.170*** (0.000)
lnGK2		-0.0923 (0.490)		
lnGK3			-0.127 (0.375)	
lnGK4				-0.150 (0.306)
__cons	0.823 (0.382)	1.144 (0.297)	1.402 (0.241)	1.596 (0.204)
<i>N</i>	300	300	300	300

*p*-values in parentheses

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

### 3.1.2 Resultater M1.2.

	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnPgjns	lnPgjns	lnPgjns	lnPgjns
L.lnPgjns	0.709*** (0.000)	0.705*** (0.000)	0.700*** (0.000)	0.696*** (0.000)
lnGK1T	-0.0585 (0.691)			
linc	0.170*** (0.000)	0.170*** (0.000)	0.170*** (0.000)	0.170*** (0.000)
lnGK2T		-0.115 (0.482)		
lnGK3T			-0.153 (0.369)	
lnGK4T				-0.178 (0.302)
_cons	0.918 (0.421)	1.301 (0.316)	1.587 (0.253)	1.790 (0.212)
<i>N</i>	300	300	300	300

*p*-values in parentheses

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

### 3.1.3 Resultater M2.1.

	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnPgjns	lnPgjns	lnPgjns	lnPgjns
L.lnPgjns	0.617*** (0.000)	0.614*** (0.000)	0.612*** (0.000)	0.609*** (0.000)
GK1P	-0.000283 (0.519)			
inc_selvang	0.000000995*** (0.000)	0.000000992*** (0.000)	0.000000989*** (0.000)	0.000000988*** (0.000)
GK2P		-0.000336 (0.425)		
GK3P			-0.000346 (0.371)	
GK4P				-0.000334 (0.336)
_cons	3.356*** (0.000)	3.411*** (0.000)	3.455*** (0.000)	3.487*** (0.000)
<i>N</i>	300	300	300	300

*p*-values in parentheses

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

### 3.1.4 Resultater M2.2.

	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnPgjns	lnPgjns	lnPgjns	lnPgjns
L.lnPgjns	0.617*** (0.000)	0.614*** (0.000)	0.612*** (0.000)	0.609*** (0.000)
GK1PT	-0.000283 (0.519)			
inc_selvang	0.000000995*** (0.000)	0.000000992*** (0.000)	0.000000989*** (0.000)	0.000000988*** (0.000)
GK2PT		-0.000336 (0.425)		
GK3PT			-0.000346 (0.371)	
GK4PT				-0.000334 (0.336)
_cons	3.376*** (0.000)	3.435*** (0.000)	3.479*** (0.000)	3.510*** (0.000)
<i>N</i>	300	300	300	300

*p*-values in parentheses

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

## 3.2 Resultater - Utvalg 2

### 3.2.1 Resultater M.1.1

	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnPgjns	lnPgjns	lnPgjns	lnPgjns
L.lnPgjns	0.629*** (0.000)	0.628*** (0.000)	0.628*** (0.000)	0.628*** (0.000)
lnGK1	-0.0352 (0.873)			
linc	0.248*** (0.000)	0.248*** (0.000)	0.248*** (0.000)	0.247*** (0.000)
lnGK2		-0.0505 (0.819)		
lnGK3			-0.0632 (0.762)	
lnGK4				-0.0727 (0.703)
__cons	0.548 (0.639)	0.649 (0.599)	0.742 (0.541)	0.820 (0.470)
<i>N</i>	80	80	80	80

*p*-values in parentheses

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

### 3.2.2 Resultater M.1.2

	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnPgjns	lnPgjns	lnPgjns	lnPgjns
L.lnPgjns	0.627*** (0.000)	0.627*** (0.000)	0.627*** (0.000)	0.627*** (0.000)
lnGK1T	-0.0505 (0.854)			
linc	0.250*** (0.000)	0.249*** (0.000)	0.248*** (0.000)	0.247*** (0.000)
lnGK2T		-0.0658 (0.806)		
lnGK3T			-0.0781 (0.753)	
lnGK4T				-0.0868 (0.697)
_cons	0.642 (0.668)	0.750 (0.623)	0.844 (0.564)	0.919 (0.493)
<i>N</i>	80	80	80	80

*p*-values in parentheses

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

### 3.2.3 Resultater M.2.1

	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnPgjns	lnPgjns	lnPgjns	lnPgjns
L.lnPgjns	0.621*** (0.000)	0.624*** (0.000)	0.626*** (0.000)	0.629*** (0.000)
GK1P	-0.000347 (0.662)			
inc_selvang	0.00000108*** (0.000)	0.00000106*** (0.000)	0.00000104*** (0.000)	0.00000103*** (0.000)
GK2P		-0.000319 (0.647)		
GK3P			-0.000284 (0.631)	
GK4P				-0.000246 (0.613)
__cons	3.330*** (0.000)	3.318*** (0.000)	3.303*** (0.000)	3.284*** (0.000)
<i>N</i>	80	80	80	80

*p*-values in parentheses

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$



### 3.2.4 Resultater M.2.2

	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnPgjns	lnPgjns	lnPgjns	lnPgjns
L.lnPgjns	0.621*** (0.000)	0.624*** (0.000)	0.626*** (0.000)	0.629*** (0.000)
GK1PT	-0.000347 (0.662)			
inc_selvang	0.00000108*** (0.000)	0.00000106*** (0.000)	0.00000104*** (0.000)	0.00000103*** (0.000)
GK2PT		-0.000319 (0.647)		
GK3PT			-0.000284 (0.631)	
GK4PT				-0.000246 (0.613)
_cons	3.354*** (0.000)	3.341*** (0.000)	3.323*** (0.000)	3.301*** (0.000)
<i>N</i>	80	80	80	80

*p*-values in parentheses

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

### 3.2.5 Resultater M.3.1

	(1)	(2)	(3)	(4)
	P	P	P	P
L.P	0.679*** (0.000)	0.677*** (0.000)	0.675*** (0.000)	0.674*** (0.000)
GK1P	-5.346 (0.302)			
inc_selvang	0.0180* (0.016)	0.0180* (0.016)	0.0180* (0.017)	0.0179* (0.018)
GK2P		-6.476 (0.183)		
GK3P			-7.354 (0.109)	
GK4P				-7.960 (0.067)
_cons	2894.7 (0.090)	3547.4 (0.055)	4233.1* (0.034)	4900.9* (0.022)
<i>N</i>	70	70	70	70

*p*-values in parentheses

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

### 3.2.6 Resultater M.3.2

	(1)	(2)	(3)	(4)
	P	P	P	P
L.P	0.679*** (0.000)	0.677*** (0.000)	0.675*** (0.000)	0.674*** (0.000)
GK1PT	-5.346 (0.302)			
inc_selvang	0.0180* (0.016)	0.0180* (0.016)	0.0180* (0.017)	0.0179* (0.018)
GK2PT		-6.476 (0.183)		
GK3PT			-7.354 (0.109)	
GK4PT				-7.960 (0.067)
_cons	3268.9 (0.077)	4000.7* (0.047)	4747.9* (0.029)	5458.1* (0.019)
<i>N</i>	70	70	70	70
adj. $R^2$				

*p*-values in parentheses

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

### 3.2.7 Resultater M.3.3

	(1)
	lnPgjns
L.lnPgjns	0.541*** (8.48)
lnGK4T	-0.359 (-0.67)
linc	0.294*** (4.32)
_cons	2.806 (0.87)
<i>N</i>	70

*t* statistics in parentheses

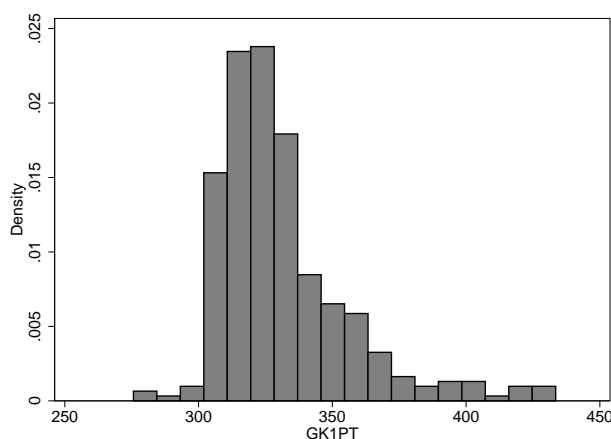
\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

### 3.3 Diskusjon

#### 3.3.1 Utvalg 1

Som resultatene fra alle regresjonsutskriftene viser, er det svært vanskelig å spore noen signifiant effekt av nivået på takstene i utvalg 1. Det laveste signifikansnivået som oppnås er for modell M1.1.2. på 25,2 %. Dette tyder på at det er vanskelig å spore noen endring på trafikkvolumet ut fra endringer i generaliserte kostnader som vi med relativ grad av sikkerhet kan avskrive som et resultat av tilfeldigheter. Samtidig har både inntektsnivået, og den dynamiske variabelen estimerer som det er sterke bevis i data for at er reelle.

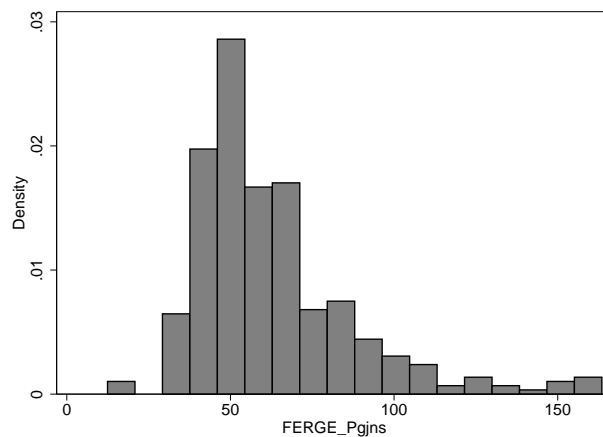
Det er hovedsaklig tre ting som påvirker det estimerte standardavviket til parametrene og derigjennom signifikansen. Først og fremst vil variasjonen i restleddene bidra til økt usikkerhet i estimatet fordi mye står uforklart som betyr at effekter man ikke vet om kan påvirke estimatet. For det andre bidrar økt variasjon i variabelen selv til lavere estimert standardavvik fordi man vet mer om fordelingen til variabelen og derfor også dens effekt på sammenhengen man studerer. Videre vil økt utvalgsstørrelse og lav multikolinearitet bidra til et mindre standardavvik og høyere signifikans.



Figur 8: Histogram over generaliserte kostnader

Det er viktig å understreke at mangel på signifikans ikke nødvendigvis innebærer at ingen effekt eksisterer. Det forteller imidlertid at vi ikke har nok informasjon til å hevde at det eksisterer. Datagrunnlaget betinger utfallet av alle statistiske metoder som benyttes, og i det tilfellet at datagrunnlaget ikke inneholder tilstrekkelig informasjon som gjør oss i stand til å avdekke statistiske sammenhenger, vil man måtte søke svaret på utfallet ved å tolke resultatene ut fra funn i tidligere studier og tilgjengelig teori. I dette

tilfellet er det to muligheter: Enten eksisterer det en sammenheng som data ikke innehar nok informasjon til avdekke, eller så finnes det ingen sammenheng. Det virker imidlertid mest fornuftig å anta at trafikkvolumet ikke er helt uelatisk ( $|El_x f(x)| \neq 0$ ), men at vi ikke har tilstrekkelig informasjon til å avgjøre størrelsen på elastisiteten. Som nevnt, vil variasjonen i takst- og generaliserte kostnader påvirke signifikansen til ansalget gjort over. Figur 9 viser fordelingen til de generaliserte kostnadene, og som den viser er dette en relativt toppet fordeling, med lav varians. Figur 10 viser fordelingen til fergetakstene, og innehar lignende egenskaper. Variasjonen i generaliserte kostnader vil komme fra endringer i Statens reiseregulativ eller Statens riksregulativ for fergetakster.



Figur 9: Histogram over fergetakster kostnader

Takstene fastsettes imidlertid på måte som gjør at de endrer seg lite fra år til år. I hovedsak er det snakk om inflasjonsjusteringer, hvilket kan bety at takstøkningene blir nøytralisert av inflasjonen og/eller inntektsveksten. Som figur 1 viser, er realveksten i takstene minimal. Fra prinsippet for takstfastsettelse vist i 1.1.1. kan man anta at kjørekostnader trolig vil være rimelig stabilt i perioder hvor det ikke finner sted nye infrastrukturutbygginger, arealfaktor for en gitt bilgruppe vil også trolig være relativt stabil siden gjennomsnittsstørrelsen på biler antageligvis ikke endres dramatisk slik at alle disse i mindre grad vil bidra til variasjon i generaliserte kostnader. Det samme gjelder grunnfaktoren som er politisk bestemt. Dette kan i sum gi små økninger i takstene.

Siden de aller fleste endringene på strekningene er relativt lave over tid vil dette kunne tilsi at takstøkningene mister forklaringskraft fordi størrelsen ikke er stor nok til å påvirke trafikkvolumet i gjennomsnitt. Det er verdt å understreke at dette ikke impliserer ikke-elastisitet, men at måten takstene endres på ikke gir nok informasjon til å

konkludere med hvor elastisk trafikkvolumet er. En mulig løsning på dette problemet er å finne strekninger hvor endringene fra år til år er større enn de generelle justeringene. I enkelte infrastrukturprosjekter benyttes inntekter fra fergesamband til å øke finansieringsgrunnlaget. Dette innebærer i praksis at man flytter strekningene over til en annen sone, dvs. at man øker taksten mer enn den regulære justeringen. Se seksjon 3.3.2 om utvalg 2 for en nærmere diskusjon.

For reiseregulativets del er satsene relativt stabile og endres to ganger i løpet av perioden som observeres. Endringenes størrelse avhenger av hvor langt man antar trafikantene reiser, men det går ikke an å spore signifikante effekter selv for antagelsen om relativt høye kjørekostnader hvor endringene i GK er på rundt 25 kr. Riksregulativet er imidlertid kun et grovkornet mål på kjørekostnadene landet rundt, og endringer behøver ikke å slå ut samtidig med de reelle. Dersom trafikken endres mens kostnadene forblir like vil de mindre grad forklare sammenhengen som studeres enn hva de trolig gjør i virkeligheten. Derfor kan det være aktuelt å se på andre variabler hvor det er lettere å fastsette det faktiske utlegget trafikanten betaler. Ett eksempel kan være å modellere kostander knyttet til drivstoffutgifter ved bruk av indekser som varierer fra år til år.

Et siste punkt som bør nevnes er bruken av rabattordninger som gjør at endringene i takstene får enda mindre utslag enn hva modellene benyttet tilsier. Som vist i seksjonen vedrørende takster, vil sammenhengen mellom riksregulativet og den gjennomsnittlige taksten være gitt ved

$$FERGE_{tR}^k = \frac{1+p}{2} FERGE_t^k$$

hvor  $p$  er andelen trafikanter med vanlig takst. Dersom vi antar at  $p = 40\%$ , vil det tilsi at en økning i taksten på  $\Delta$ -prosent, vil gi  $\Delta \frac{1+p}{2}$ , eller  $\frac{7}{10}\Delta$ -prosent endring i den gjennomsnittlige taksten. For enkelte trafikanter er det derfor mulig at realprisen på fergereiser har falt i løpet av tidsperioden vi ser på.

Som nevnt er imidlertid inntektsnivået i fylket signifikant. Her ser vi en kortsiktig elastisitet på ca. 0.174 og en langsiktig elastisitet på omkring 0.24, dersom vi tar utgangspunkt i M1-modellene og antar konstante elastisiteter.

### 3.3.2 Utvalg 2

Utvalg 2<sup>6</sup> inneholder samband hvor takstene har økt mer enn vanlig grunnet pålegg av bompenger på fergetakst. Påslaget varierer mellom 2 og 8 soner, hvor bompengene er uten mva.. Strekningene er hentet fra tre ulike fylker: Møre og Romsdal, Hordaland

<sup>6</sup>Det anbefales å lese seksjonen om autokorrelasjon før man leser denne delen av rapporten siden det kan være brudd på en av de sentrale forutsetningene i modellene M1-M2 i dette utvalget.

og Rogaland hvor 1994 og 2007 er utelatt slik at panelet blir balansert. Resultatene fra modellkjøringene gir ikke mer informasjon vedr. elasticiteten mht. generaliserte kostnader og kan ses i resultatkapitlet for utvalg 2 for M1- og M2-modellene. Den tilbakedaterte variabelen er fortsatt signifikant med omtrent det samme estimatet som i utvalg 1, hvor det samme er tilfelle for inntekt. Sistnevnte er imidlertid litt høyere, mens førstnevnte er noe lavere, men avviket er ikke stort. At man får lignende estimater i et annet utvalg bidrar til å styrke troverdigheten til estimatene som ble funnet i utvalg 1.

Noe mer overraskende er imidlertid insignifikansen til estimatet for generaliserte kostnader. Man skulle tro at takstøkninger på opptil 8 soner ville gitt utslag. En mulig forklaring er at skiftene er spredt utover året, mens regresjonen kjøres på årsgjennomsnitt. Det ble derfor utprøvd å kjøre regresjonen kun for de strekningene hvor endringer lå tett opp til årsskiftet. Dette ga resultateter med lavere p-verdi, men fortsatt noe høyt. Dette kunne tyde på at enda høyere oppløsning hvor skifte i takst og trafikkvolum var plassert nærmere i tid enn hva årsmodellen gjorde kunne gi mer informasjon. Alle modellene som ble kjørt tidligere ble også utprøvd her, men den eneste modellen som ga resultater hvor signifikansnivået var betydelig lavere enn de øvrige var en modell som i prinsippet regner ut den klassiske definisjonen av elasticiteten, men som samtidig tar høyde for dynamiske tilpasninger og inntektsøkning. Modellen regresserer ikke logaritmen<sup>7</sup>, men det absolute trafikkvolumet for den måneden hvor bompengepåslaget for strekningen finner sted. Man sammenligner sådan f.eks. mai for en strekning gitt at det i løpet av tidsperioden man ser på innføres bompenger i denne måneden. Denne fremgangsmåten gjør at man slipper å ta hensyn til sesongvariasjoner og gir samtidig muligheten til å justere for påvirkningen fra andre variabler slik at estimatene trolig blir mer presise. Ulempen er at det blir vanskelig å håndtere mer enn ett takstskifte i løpet av perioden fordi den avhenge variabelen da vil få et skift hvor sesongvariasjonen må justeres for, gitt at skiftene ikke skjer i samme måned. Derfor ble Hansasand-Ladstein fra denne regresjonen.

Den avhengige variabelen blir her trafikkvolum den måneden takstendringen gjennomføres for år  $t$  og strekning  $i$ .

$$\mathbf{M.3.1:} \quad m_{it} = a_0 + a_1 GK(i)PT + a_2 INC_{selvang} + a_3 m_{i,t-1} + e_{it}$$

$$\mathbf{M.3.2:} \quad m_{it} = b_0 + b_1 GK(i)P + b_2 INC_{selvang} + b_3 m_{i,t-1} + v_{it}$$

$$\mathbf{M.3.3:} \quad \ln m_{it} = b_0 + b_1 \ln GK(i)P + b_2 \ln INC_{selvang} + b_3 \ln m_{i,t-1} + v_{it}$$

Man kan finne elasticiteten ved å først derivere ligningen på generaliserte kostnader

$$\frac{\partial m_{it}}{\partial GK(i)PT} = a_1$$

---

<sup>7</sup>Jeg har også inkludert en log-formulering for å estimere inntektselastisiteten.



Den klassiske definisjonen av elastisitet er  $\frac{\Delta Y X}{\Delta X Y}$  slik at elastisiteten blir gitt av

$$El_{GK(i)PT}(m_{it}) \equiv g[m_{it}, GK(i)PT] = \frac{GK(i)PT}{m_{it}} \times a_1$$

og vil derfor avhenge av trafikkvolum og størrelsen på takstendringen. Dette betyr for eksempel at strekninger med høye trafikkvolum og lave takstendringer vil oppleve en relativt sett mindre endring i trafikkvolum enn strekninger med lavere trafikkvolum og samme endring i takst. Det er imidlertid vanlig å benytte gjennomsnittsverdiene i utvalget for å tilnærme elastisiteten, dette gir derfor følgende estimat<sup>8</sup>

$$El_{GK(i)PT}(m_{it})_{ESTIMAT} = -7.690 \times \frac{495.4794}{16530.45} = -.2304 \approx -.23\%$$

Vi forventer altså at trafikkvolumet i gjennomsnitt går ned -.23 % dersom de generaliserte kostnadene øker med 1 %, gitt at alle andre variabler er konstante. Den langsiktige elastisiteten blir da -.34 %. Det er imidlertid viktig å huske på at dette er elastisiteten med tanke på de generaliserte kostandene, og ikke takstene. Det finnes trolig flere måter å beregne takstelastisiteten på, men en mulig strategi er å finne ut hvor stor prosentøkning i takstene en prosents økning i de generaliserte kostandene vil utgjøre, og så vekte elastisiteten. Det kan vises at dette kan gjøres enkelt ved å vekte elastisiteten ovenfor etter hvor stor andel taksten utgjør av det totale trafikkvolumet<sup>9</sup>. Dermed blir et anslag på takstelastisiteten

$$El_{FERGE_t}(m_{it})_{ESTIMAT} = a_1 \times \frac{FERGE_t}{m_{it}} = -.0359 \approx -.036\%$$

Vi forventer altså at trafikkvolumet i gjennomsnitt går ned -.036 % dersom takstene øker med 1 %, gitt at alle andre variabler er konstante. Den langsiktige elastisiteten blir da -.053 %. Siden gjennomsnittlig takst og volum er kjente størrelser, vil kun estimatet,  $\hat{a}_1$ , være stokastisk i ligningen for elastisiteten. Det innebærer at p-verdien til  $\hat{a}_1$  også vil gjelde elastisitetsestimatet ovenfor.

Dette er veldig lave estimater og må tolkes med varsomhet. Det er vanskelig å måle små effekter presist, og utvalget som er brukt inneholder både strekninger til øyer og for gjennomfartsveier med store trafikktall slik at elastisiteten vil være et gjennomsnitt av det som kan være flere ulike elastisiteter. Siden p-verdien til dette estimatet ikke er særdeles lavt er det en betydelig sannsynlighet for at det ikke eksisterer noen sammenheng,

<sup>8</sup>Vennligst les seksjon 3.4.2 om restleddenes sannsynlighetsfordeling før denne seksjonen.

<sup>9</sup> $GK(i)PT = r_t KM(i) + FERGE_t$ , slik at man kan derivere modellen direkte på fergetakster og bruke samme framgangsmåte som for GK. Alternativt kan man sette inn  $El_{FERGE_t}(m_{it}) = El_{GK(i)PT}(m_{it}) \frac{FERGE_t}{GK(i)PT} = a_1 \times \frac{FERGE_t}{GK(i)PT} \frac{GK(i)PT}{m_{it}} = a_1 \times \frac{FERGE_t}{m_{it}}$  og få samme resultat.

statisisk sett. Ut fra økonomisk teori virker et slikt utsagn imidlertid mindre appellende og det anses som rimelig at det finnes en elastisitet ulik null. Et argument for dette er at de som tar ferger har to typer reiser: Jobbreiser og fritidsreiser. Resultatene fra en rekke RVU-er gjennomført i Norge viser at arbeidsreiser er mindre elastiske enn fritidsreiser. Hvis dette også er tilfelle for de trafikantene som tar ferger, kan derfor den relative sammensetningen av arbeids- og fritidsreiser sterkt påvirke elastisiteten.

For eksempel kan et øysamfunn hvor det kun eksisterer en fergetilknytning, og hvor en lav andel av befolkningen arbeider på stedet, trolig ha flere arbeidsreiser og sådan være mindre elastiske enn trafikanter som benytter en strekning hvor fritidsreiser utgjør en større andel. Færre reiser hvor man kan redusere hyppigheten uten større økonomiske konsekvenser, vil trolig gi lavere elastisitet. Jo større andelen arbeidsreiser er, jo mindre elastisk vil trolig trafikkvolumet altså være, ut fra teorien. Dermed kan elastisitetene bli svært lave og sådan vanskelige å måle på en måte som stiller krav til statistisk signifikans.

En annen mulighet er at fritidsreisene som foretas gjøres av mange ulike trafikanter, f.eks. i forbindelse med ferier. Ut fra økonomisk teori vil inntektseffekten av en prisøkning bli sterkere jo større andel av budsjettet som går til varen man ser på. Gitt at det er mange trafikanter som hver kun har en liten andel av budsjettet som går til fergetakster (de foretar få reiser) vil en takstøkning bety mindre for dem enn for trafikanter som reiser oftere. I tillegg vil bruken av rabatt kunne påvirke budsjettandelen til både de som reiser kort og langt med tilsvarende effekter.

## 3.4 Vurdering av forutsetninger

I denne seksjonen vurderes forutsetningene som benyttes i analysen.

### 3.4.1 Autokorrelasjon

Autokorrelasjon innebærer at restledd fra ulike perioder eller mellom ulike individer er korrelerte med hverandre. En sentral forutsetning ved bruk av Arrelano-Bonds-estimator er fravær av dette. Autokorrelasjon kan anta flere former, som regel differensiert etter hvilken orden den har. Førsteordens autokorrelasjon vil tilsi at restleddet i periode  $t$  er korrelert med restleddet i periode  $t - 1$ , mens andreordens autokorrelasjon betyr at sammenhengen strekker seg til  $t - 2$ . Forutsetningen er viktig fordi brudd kan føre til gale standardavvik som igjen kan lede til feilaktige utsagn om sammenhenger i data.

Estimeringsfunksjonen for Arrelano-Bond-estimatoren i STATA inneholder en test-funksjon for autokorrelasjon som ble benyttet i beregninger av opptil andre orden for alle de differensierte restleddene.

Ved bruk av AB-estimatoren vil man alltid forvente autokorrelasjon i den første differensieringen, mens konklusjoner angående gal modellspekifisering kun trekkes dersom det er sterke bevis for andreordens autokorrelasjon i de differensierte restleddene. På bakgrunn av de utførte testene, ser det ikke ut til at data inneholder sterke nok bevis til å hevde at modellen er feilspekifisert i utvalg 1 og for modell M3 i utvalg 2. Derimot er det ikke åpenbart ut fra testene at denne forutsetningen holder for utvalg 2 og modellkjøringene M1-M2. Resultatene fra dette utvalget må derfor tolkes med varsomhet. Resultatet fra testene er lagt til appendiks 3.

### 3.4.2 Heteroskedastisitet

Heteroskedastisitet innebærer at variansen til restleddene ikke er konstant over tid. Dette vil gi gale estimater på standardavvikene slik at sannsynligheten for feilaktige utsagn om sammenhenger i den virkelige verden blir en annen enn hva modellene viser. STATA kan regne ut standardfeil som tar hensyn til eventuell heteroskedastisitet, hvilket ble gjennomført med kommandoen

```
vce(robust)
```

som spesifiseres når regresjonen kjøres. Denne forutsetningen anses derfor som oppfylt for alle utvalg og modeller.

### 3.4.3 Restleddenes sannsynlighetsfordeling

For å undersøke om restleddene ikke er normalfordelte kan man benytte Jarque-Bera-testen. STATA inneholder imidlertid en egen testfunksjon som passer bedre ved mindre utvalg. JB-testens fordeling vil kun være tilnærmet kji-kvadratfordelt for små utvalg, noe som kan føre til forkastning av nullhypotesen for ofte. Testmetodikken i STATAs *sktest* gir mer presise p-verdier, og denne brukes derfor istedenfor. Testresultatene er lagt til appendiks 4.

Testen som gjennomføres gir kun svar på om vi har tilstrekkelig sterke bevis i data for å hevde at restleddene ikke er normalfordelt, slik at i det tilfellet hvor nullhypotesen ikke kan forkastes ikke nødvendigvis impliserer at restleddene er normalfordelte. Ut fra histogrammene og de formelle testene konkluderes det med at det finnes tilstrekkelig sterke bevis i data for å hevde at restleddene ikke er normalfordelte.

Fravær av normalfordelte restledd gjør at fordelingene til testobservatorene som ble brukt under inferenstestene blir ugyldige. I praksis er det derimot vanlig å anta dem for å være asymptotisk gyldige, dvs. at deres fordeling går mot t-fordelingen som benyttes i testene når utvalgsstørrelsen vokser (Greene 2008, s. 93-94). Det høye signifikansnivået for variablene inntekt og forrige års trafikkvolum, antas derfor fortsatt å være signifikant, mens det lave nivået for generaliserte kostnader antas å bety at data ikke innehar tilstrekkelig informasjon til å hevde at elastisiteten er ulik null i utvalg 1. Det reduserer troverdigheten til estimatet som ble funnet i modellen.

### 3.5 Overidentifiserte restriksjoner

Sargans test for validitet av instrumenter ble benyttet på de modellene som er brukt til å regne ut de endelige elastisitetsanslagene. Testen angir sterke bevis i data for å hevde at instrumentene ikke er valide. Dette betyr at noen av dem potensielt er endogene som kan påvirke estimatene. På den annen side kan også testens konklusjon stamme fra heteroskedastisitet i data, hvilket er tilstede da standardfeilene endres ved bruk av robuste restledd. Ytterligere respesifisering av modellen ved bruk av andre estimeringskommandoer i STATA er desverre utenfor rekkevidden til denne rapporten og må i såfall undersøkes videre. Det er derfor viktig å ha ovennevnte punkt om mulig endogenitet i bakhodet når man leser estimatene.

Dette gjelder imidlertid ikke for modell 3 som ble estimert på et mye mindre utvalg, og hvor Sargan-testen ikke ga avvisning av  $H_0$  : overidentifying restrictions are valid.

## 4 Konklusjon

Denne rapporten har forsøkt å fastsette elastisiteter i fergetransporten. Ved bruk av en dynamisk paneldatamodell ble det funnet sterke indikasjoner i data på at en positiv inntektselastisitet eksisterer. Videre er det vanskelig å fastslå noen signifikant effekt av takstene, hvor anslagene gjort i denne rapporten må anses som usikre og tolkes med varsomhet. De estimatene som ble funnet tyder likevel på at elastisiteten er relativt lav, noe som kan være en medvirkende årsak til måleproblemene. En del tyder på at for de aller fleste strekningene har realprisen på fergereiser vært relativt stabil over den perioden som observeres, hvilket gjør det vanskelig regne ut elastisiteten.

Videre arbeid med elastisiteter kan derfor forsøke å benytte metoder som fungerer bedre til å anslå små effekter enn hva er gjort i denne rapporten. I tillegg er det trolig en langt større variasjon i takstelastisiteten enn hva modellene benyttet her kan avdekke. Ulike trafikantgrupper kan være elastiske i ulik grad, geografiske forhold ved strekningens anløpssteder og sammensetning av reisehensikter er variabler som kan inkluderes for å gi et bedre overslag på elastisitetene. I tillegg er generaliserte kostander nokså grovt anslått i denne rapporten, hvor Statens reiseregulativ utgjør basisen sammen med takstene. En sentral forutsetning er her kjøreavstand som er vanskelig å anslå. Videre er det mulig at reiseregulativet ikke er den beste approksimasjonen på kjøretøyskostnader fordi den gjør kostnadene relativt statiske. Til sist er også tidskostnadene vanskelig å anslå. Ut fra modellene ser det allikevel ut til at hva gjelder inntektselastisiteten har dette lite å si, men for takst og generaliserte kostnader kan det være annerledes. De estimatene som presenteres i denne rapporten må derfor tolkes med varsomhet. Siden p-verdien til takstestimatet i M3 kan være for lavt, og man i utgangspunktet har en høy p-verdi, kan dette gjøre estimatet ustabil. Inkludering av nye variabler kan for eksempel endre verdien i flere retninger. Allikevel tyder modellene på at elastisiteten er gjennomgående lav, noe man kan lese ut fra konfidensintervallene.

Når man tar alt dette i betrakning, fremstår modell 3 som den hvor flest av forutsetningene er oppfylt, ifølge Sargan-testen og autokorrelasjonstesten i appendikset. Utvalget som det estimeres på er imidlertid veldig lite, kun syv samband, noe som reduserer den eksterne validiteten. Jeg vil allikevel basere mine endelige anslag på denne modellen, da flest av forutsetningene ser ut til å være oppfylt.

Estimater på inntekstelastisiteter hentes dermed fra modell 3.3., og takstelastisiteter fra modell 3.2.

## 5 Appendiks 1: Partial adjustment-modell

For å ta hensyn til at endringer i takster ikke får full virkning ved innføring, er det hensiktsmessig å bruke en *partial adjustment* modell (Greene 2000, s. 679). Modellen tar utgangspunkt i et ønsket nivå på den avhengige variabelen. I vårt tilfelle kan dette tolkes som den langsiktige likevektstilpasningen.

$$Y_t^* = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i X_{it} + \varepsilon_t \quad (7)$$

samt en ligning som uttrykker den dynamiske utviklingen mot likevektsnivået

$$Y_t - Y_{t-1} = (1 - \lambda)(Y_t^* - Y_{t-1}) \quad (8)$$

Løses (2) for  $Y_t$  og deretter innsetting for (1), får vi

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i X_{it} + \lambda Y_{t-1} + \phi_t \quad (9)$$

hvor  $\alpha = (1 - \lambda)\beta$  er et uttrykk for den *kortsiktige* elasticiteten, mens  $\beta = \alpha(1 - \lambda)^{-1}$  er den *langsiktige* elasticiteten vi gjenfinner i den langsiktige likevektsløsningen (1). Tolkningen av  $\lambda$  kan f.eks. være at det tar tid før forbrukerne kan endre sitt valg av reisemåte, eller at informasjon om priser ikke spres raskt nok. Modellen vil kun være gyldig om variablene er stasjonære. For øvrig har den en rekke attraktive egenskaper. Først og fremst vil restleddet ikke være autokorreletert såfremt  $\varepsilon$  ikke er det. Videre er estimatene konsistente.

## 6 Appendiks 2: STATA do-filer

### Utrekning av takst, GK og trafikkvolum

```
* Check-variabeler for missing values. Brukes til å velge hvilke kodesystem fra data banken
* som skal brukes
```

```
gen d = 0
```

```
gen chk = 0
```

```
replace chk = 1 if putil !=. & ptil !=.
```

```
gen b1m = 1 if b1 ==.
```

```
* Går denne til FALSE brukes kjøretøygrupper (egentlig unødvendig mye kode siden
* chk gjør jobben).
```

```
replace d = 1 if m_5 !=. & m_56 !=. & m_67 !=.
```

```
* LENGDEGRUPPER
```

```
capture drop FERGE_P
```

```
gen FERGE_P = 0
```

```
replace FERGE_P = (m_5*b1+m_56*b2+m_67*b3)/(m_5+m_56+m_67) if d == 1 & b1!=.
```

```
replace FERGE_P = (m_56*b2+m_67*b3)/(m_56+m_67) if d == 1 & b1==.
```

```
replace FERGE_P = ((m_5*b1+m_56*b2))/(m_5+m_56) if chk ==0 & m_5 !=. & d != 1
```

```
replace FERGE_P = (m_56*b2+m_67*b3)/(m_56+m_67) if chk ==0 & m_5==. & d != 1
```

```
replace FERGE_P = b2 if chk==0 & m_5 ==. & m_67 ==.
```

```
* KJØRETØYGRUPPER
```

```
* Denne variablen forteller STATA at det takstgruppe B1 ikke skal regnes med.
```

```
* ("Nytt takstsystem")
```

```
replace FERGE_P = (putil*(0.5)*(b1+b2) + ptil*(b3))/(putil+ptil) if chk == 1 & b1 !=.
```

```

replace FERGE_P = (putil*(b2) + ptil*(b3))/(putil+ptil) if chk == 1 & b1 ==.

* Regner ut årsgjennomsnitt for taksten
sort id

capture drop FERGE_Pgjns

egen FERGE_Pgjns = mean(FERGE_P), by(mid)

capture drop lnFPG

gen lnFPG = ln(FERGE_Pgjns)

* Regner ut GK for alle biler ved å kombinere feregtaksten og andre kjørekostnader.

gen gk3ut = gk2ut*1.2

gen gk4ut = gk2ut*1.4

capture drop GK1P GK2P GK3P GK4P

forvalues i = 1(1)4 {
gen GK'i'P = FERGE_P + gk'i'ut
}
gen lnGK1 = ln(GK1P)

gen lnGK2 = ln(GK2P)

gen lnGK3 = ln(GK3P)

gen lnGK4 = ln(GK4P)

*Lager GK med tk
capture drop GK1PT GK2PT GK3PT GK4PT

forvalues i = 1(1)4 {
gen GK'i'PT = GK'i'P + 70
}
gen lnGK1T = ln(GK1PT)

```



```

gen lnGK2T = ln(GK2PT)

gen lnGK3T = ln(GK3PT)

gen lnGK4T = ln(GK4PT)
*Legger sammen trafikkvolumet til trafikantgruppen "Personbiler". Skriptet er
* laget for å velge ut observasjoner ut fra kodesystem fra ferjedatanken.

capture drop P

gen P = 0

replace P = m_5+m_56+m_67 if d ==1

replace P = m_5+m_56 if chk ==0 & m_5 !=. & d != 1

replace P = m_56+m_67 if chk ==0 & m_5 ==. & d != 1

replace P = putil + ptil if chk ==1

replace P = m_56 if chk==0 & m_5 ==. & m_67 ==.

*Justerer for estimert antall varebiler

*replace P = P*0.98

* Regner ut årsgjennomsnitt for trafikkvolumet

egen Pgjns = mean(P), by(mid)

capture drop lnPgjns

gen lnPgjns = ln(Pgjns)

*Fikser missing i det lille utvalget.

replace ptil =0 if ptil ==. & putil !=.

```

## Estimering

\*Enkeltstegs

\* Konstante elasticiteter

```
forvalues i = 1(1)4{
eststo: quietly xtabond lnPgjns lnGK'i' linc if m==1, vce(robust)
}
esttab using esta.tex, ci
```

eststo clear

```
forvalues i = 1(1)4{
eststo: quietly xtabond lnPgjns lnGK'i'T linc if m==1, vce(robust)
}
esttab using estb.tex, ci
```

eststo clear

\*Variable elasticiteter

```
forvalues i = 1(1)4{
eststo: quietly xtabond lnPgjns GK'i'P inc_selvang if m==1, vce(robust)
}
esttab using estc.tex
```

eststo clear

```
forvalues i = 1(1)4{
eststo: quietly xtabond lnPgjns GK'i'PT inc_selvang if m==1, vce(robust)
}
esttab using estd.tex
```

## Test av restleddsforutsetningene

```
xtabond lnPgjns GK1PT inc_selvang, vce(robust)

**regner ut residualene for den differensierete modellen

predict e, difference e

hist(e), scheme(s1mono)

sktest e if e !=.

su e, detail

drop e
```

```
xtabond lnPgjns GK2PT inc_selvang, vce(robust)

**regner ut residualene for den differensierete modellen

predict e, difference e

hist(e), scheme(s1mono)

sktest e if e !=.

su e, detail

drop e
```

```
xtabond lnPgjns GK3PT inc_selvang, vce(robust)

**regner ut residualene for den differensierete modellen

predict e, difference e
```

```
hist(e), scheme(s1mono)
```

```
sktest e if e !=.
```

```
su e, detail
```

```
drop e
```

```
xtabond lnPgjns GK4PT inc_selvang, vce(robust)
```

```
**regner ut residualene for den differensierete modellen
```

```
predict e, difference e
```

```
hist(e), scheme(s1mono)
```

```
sktest e if e !=.
```

```
su e, detail
```

```
drop e
```

```
forvalues i = 1(1)4 {
```

```
xtabond lnPgjns lnGK4T linc, vce(robust)
```

```
**regner ut residualene for den differensierete modellen
```

```
predict e, difference e
```

```
hist(e), scheme(s1mono)
```

```
sktest e if e !=.
```

```
su e, detail
```

```
drop e
}
forvalues i = 1(1)4 {

xtabond lnPgjns GK'i'PT inc_selvang, vce(robust)

**regner ut residualene for den differensierete modellen

predict e, difference e

*hist(e), scheme(s1mono)

sktest e if e !=.

su e, detail

drop e
}
```

## 7 Appendiks 3: Resultater fra autokorrelasjonstester

I alle utskriftene er det laveste GK-anslaget plasser øverst, mens det høyeste nederst.

### 7.1 Utvalg 1

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-3.4787	0.0005
2	-1.0925	0.2746

H0: no autocorrelation

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-3.4638	0.0005
2	-1.0739	0.2829

H0: no autocorrelation

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-3.4523	0.0006
2	-1.0526	0.2925

H0: no autocorrelation

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-3.444	0.0006
2	-1.0331	0.3016

H0: no autocorrelation

Figur 10: Arellano-Bonds test for autokorrelasjon i restleddene, M1.1

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-3.4782	0.0005
2	-1.0912	0.2752

H0: no autocorrelation

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-3.4634	0.0005
2	-1.0725	0.2835

H0: no autocorrelation

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-3.452	0.0006
2	-1.0513	0.2931

H0: no autocorrelation

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-3.4437	0.0006
2	-1.0319	0.3021

H0: no autocorrelation

Figur 11: Arellano-Bonds test for autokorrelasjon i restleddene, M1.2

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-3.4347	0.0006
2	-1.0481	0.2946

H0: no autocorrelation

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-3.4273	0.0006
2	-1.0347	0.3008

H0: no autocorrelation

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-3.422	0.0006
2	-1.0203	0.3076

H0: no autocorrelation

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-3.4186	0.0006
2	-1.0078	0.3136

H0: no autocorrelation

Figur 12: Arellano-Bonds test for autokorrelasjon i restleddene, M2.1



Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-3.4347	0.0006
2	-1.0481	0.2946

H0: no autocorrelation

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-3.4273	0.0006
2	-1.0347	0.3008

H0: no autocorrelation

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-3.422	0.0006
2	-1.0203	0.3076

H0: no autocorrelation

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-3.4186	0.0006
2	-1.0078	0.3136

H0: no autocorrelation

Figur 13: Arellano-Bonds test for autokorrelasjon i restleddene, M2.2

## 7.2 Utvalg 2

I alle utskriftene er det laveste GK-anslaget plassert øverst, mens det høyeste nederst.

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-1.3519	0.1764
2	-1.7217	0.0851

H0: no autocorrelation

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-1.3346	0.1820
2	-1.6911	0.0908

H0: no autocorrelation

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-1.3202	0.1868
2	-1.6706	0.0948

H0: no autocorrelation

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-1.3085	0.1907
2	-1.6597	0.0970

H0: no autocorrelation

Figur 14: Arellano-Bonds test for autokorrelasjon i restleddene, M1.1

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-1.347	0.1780
2	-1.7288	0.0838

H0: no autocorrelation

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-1.3312	0.1831
2	-1.6967	0.0898

H0: no autocorrelation

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-1.3178	0.1876
2	-1.6748	0.0940

H0: no autocorrelation

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-1.3067	0.1913
2	-1.6627	0.0964

H0: no autocorrelation

Figur 15: Arellano-Bonds test for autokorrelasjon i restleddene, M1.2

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-1.4746	0.1403
2	-1.787	0.0739

H0: no autocorrelation

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-1.4675	0.1422
2	-1.7505	0.0800

H0: no autocorrelation

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-1.4615	0.1439
2	-1.7208	0.0853

H0: no autocorrelation

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-1.4567	0.1452
2	-1.6999	0.0892

H0: no autocorrelation

Figur 16: Arellano-Bonds test for autokorrelasjon i restleddene, M2.1

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-1.4746	0.1403
2	-1.787	0.0739

H0: no autocorrelation

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-1.4675	0.1422
2	-1.7505	0.0800

H0: no autocorrelation

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-1.4615	0.1439
2	-1.7208	0.0853

H0: no autocorrelation

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-1.4567	0.1452
2	-1.6999	0.0892

H0: no autocorrelation

Figur 17: Arellano-Bonds test for autokorrelasjon i restleddene, M2.2

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-1.7653	0.0775
2	.8198	0.4123

H0: no autocorrelation

Figur 18: Arellano-Bonds test for autokorrelasjon i restleddene, M3

SARGAN-TEST MODELL 1.1.4

Sargan test of overidentifying restrictions

H0: overidentifying restrictions are valid

chi2(77) = 155.5757

MODELL 3.2

Sargan test of overidentifying restrictions

H0: overidentifying restrictions are valid

chi2(48) = 53.71111

Prob > chi2 = 0.2648

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

+-----+		
Order	z	Prob > z
-----+-----		
1	-1.7653	0.0775
2	.8198	0.4123
+-----+		

H0: no autocorrelation

MODELL 3.3

Sargan test of overidentifying restrictions

H0: overidentifying restrictions are valid

chi2(48) = 52.52228

Prob > chi2 = 0.3031

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

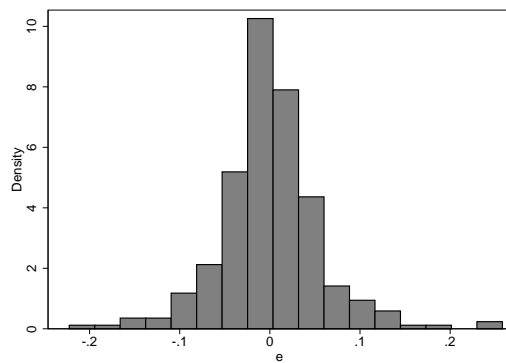
+-----+		
Order	z	Prob > z
-----+-----		
1	-1.7938	0.0728
2	1.3382	0.1808

+-----+

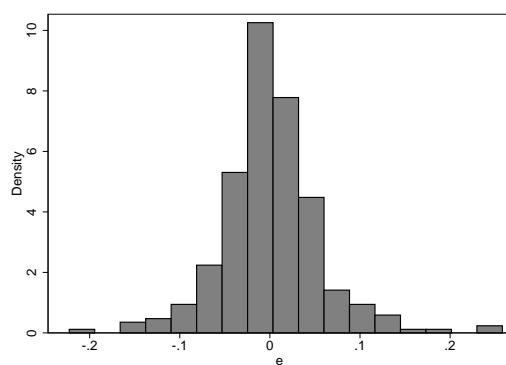
H0: no autocorrelation

## 8 Appendiks 4: Resultater fra normalitetstester

### 8.1 Utvalg 1

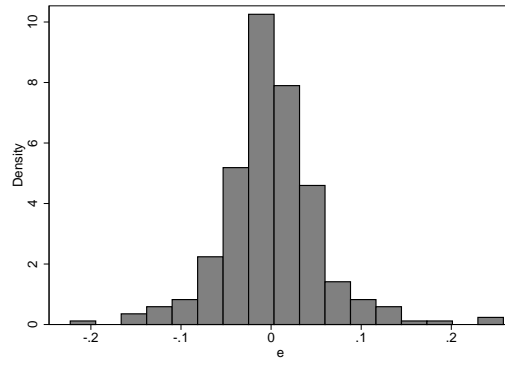


Figur 19: Histogram over restleddene, M1.2.1

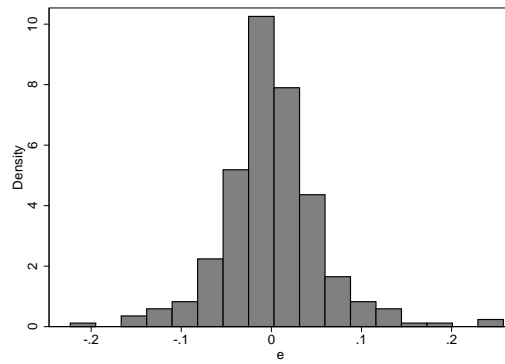


Figur 20: Histogram over restleddene, M1.2.2

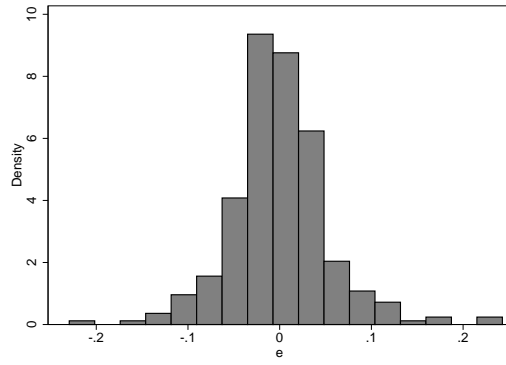




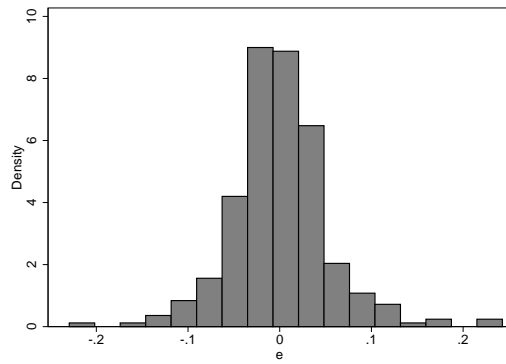
Figur 21: Histogram over restleddene, M1.2.3



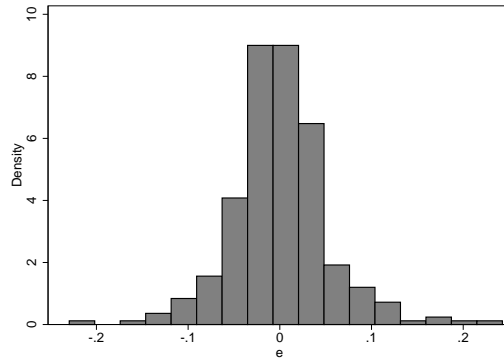
Figur 22: Histogram over restleddene, M1.2.4



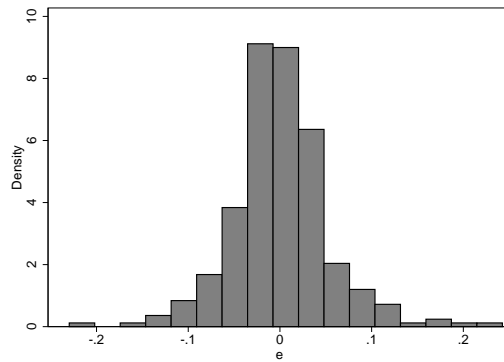
Figur 23: Histogram over restleddene, M2.2.1



Figur 24: Histogram over restleddene, M2.2.2



Figur 25: Histogram over restleddene, M2.2.3



Figur 26: Histogram over restleddene, M2.2.4

Skewness/Kurtosis tests for Normality					
Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	joint	
				adj chi2(2)	Prob>chi2
e	300	0.0136	0.0000	27.36	0.0000

Figur 27: Normalitetstest, M2.2.1

Skewness/Kurtosis tests for Normality					
Variable	Obs	Pr (Skewness)	Pr (Kurtosis)	adj chi2 (2)	joint Prob>chi2
e	300	0.0133	0.0000	27.42	0.0000

Figur 28: Normalitetstest, M2.2.2

Skewness/Kurtosis tests for Normality					
Variable	Obs	Pr (Skewness)	Pr (Kurtosis)	adj chi2 (2)	joint Prob>chi2
e	300	0.0134	0.0000	27.39	0.0000

Figur 29: Normalitetstest, M2.2.3

. sktest e if e !=.

Skewness/Kurtosis tests for Normality					
Variable	Obs	Pr (Skewness)	Pr (Kurtosis)	adj chi2 (2)	joint Prob>chi2
e	300	0.0138	0.0000	27.33	0.0000

Figur 30: Normalitetstest, M2.2.4

Skewness/Kurtosis tests for Normality					
Variable	Obs	Pr (Skewness)	Pr (Kurtosis)	adj chi2 (2)	joint Prob>chi2
e	300	0.0033	0.0000	30.16	0.0000

Figur 31: Normalitetstest, M1.2.1

Skewness/Kurtosis tests for Normality					
Variable	Obs	Pr (Skewness)	Pr (Kurtosis)	adj chi2 (2)	joint Prob>chi2
e	300	0.0030	0.0000	30.32	0.0000

Figur 32: Normalitetstest, M1.2.2

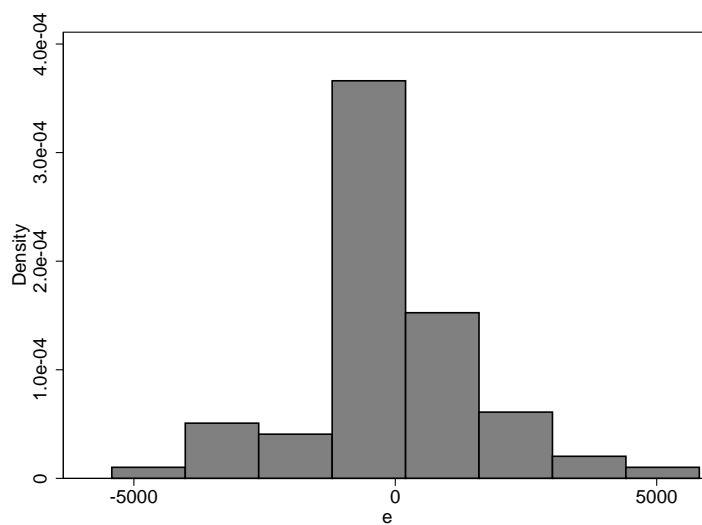
Skewness/Kurtosis tests for Normality					
Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2
e	300	0.0030	0.0000	30.31	0.0000

Figur 33: Normalitetstest, M1.2.3

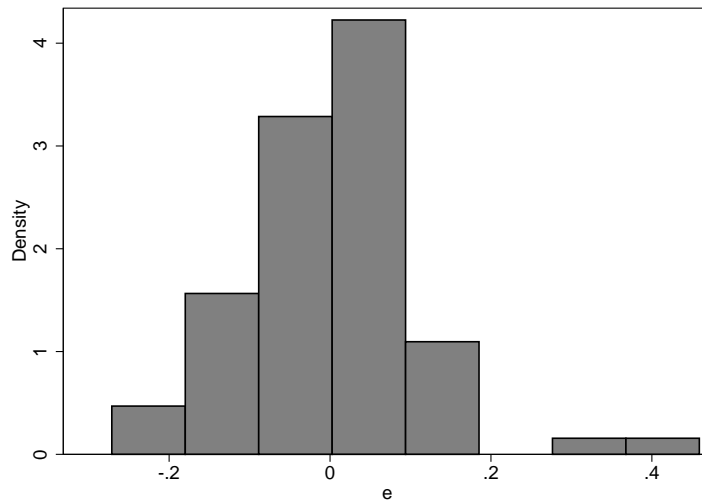
Skewness/Kurtosis tests for Normality					
Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2
e	300	0.0031	0.0000	30.22	0.0000

Figur 34: Normalitetstest, M1.2.4

## 8.2 Utvalg 2



Figur 35: Histogram over restleddene, M3.2



Figur 36: Histogram over restleddene, M3.3

Skewness/Kurtosis tests for Normality					
Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2
e	70	0.8725	0.0075	6.60	0.0369

Figur 37: Normalitetstest, M3.2

Normalitetstest, M.3.3.

Skewness/Kurtosis tests for Normality					
Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2
e	70	0.0194	0.0006	13.73	0.0010

## Referanser

- [1] Arellano, M., and S. Bond. (1991): *Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations*, Journal of Econometrics 68: 29–51.
- [2] Bråthen, S., Lillebakk, L.M. (2005): *Riksregulativ for fergetakster. Samordning md AutoPASS*, Møreforskning, Molde
- [3] Bråthen, S., J. Odeck (2008): *Travel Demand Elasticities and Users attitudes: A Case Study of Norwegian Toll Projects*, Transportation Research Part A, 42(2008), pp. 77-94
- [4] R. Balcombe et. al. (2004): *The Demand For Public Transport: A Practical Guide*, TRL Report TRL593
- [5] Bårdsen, G., Nymoen, R. (2011): *Innføring i økonometri*, Fagbokforlaget, Oslo
- [6] Dargay, J. M., Hanley, M (2002): *The Demand for Local Bus Services in England*, Journal of Transport Economics and Policy, 36(1), pp. 73-91
- [7] Goodwin, P.B. (1992): *A Review of Local Demand Elasticities with Special Reference to Short and Long Run Effects of Price Changes*, Journal of Transport Economics and Policy, 26(2), pp. 156-169
- [8] Greene, W. (2008): *Econometric Analysis*, Prentice Hall, New Jersey.
- [9] Odeck, J., and A. Kjerkreit. (2008): *Priselastisiteter og bompengeneinnkreving (4). Innføring av bompengeneinnkreving på E18 Østfold*, Rapport nr. 06/2008, Utbyggingsavdelingen, Transportanalyseseksjonen, Vegdirektoratet
- [10] Toftegaard, H.A.A. (2007): *Priselastisiteter og bompengeneinnkreving (3). Innføring av bommen på Sykkylvsbrua i Møre og Romsdal*, Rapport nr. 13/2007, Utbyggingsavdelingen, Transportanalyseseksjonen, Vegdirektoratet
- [11] Statens vegvesen (2005): *Håndbok 140, Konsekvensanalyser*,
- [12] Statistisk Sentralbyrå, Statistikkbanken: *Tabell: 07302: Kjørelegder, etter kjøretøytype. Gjennomsnitt per kjøretøy*
- [13] Statistisk Sentralbyrå, Statistikkbanken: *Tabell: 06655: Bruttoinntektsintervall, etter alder og kjønn. Antall bosatte personer 17 år og eldre, og sum bruttoinntekt*

- [14] Samtale med Oskar Kleven, Seksjon for Transportplanlegging, Vegdirektoratet  
*04.07.2013*
- [15] Vågane, L., m.fl. (2009): *Den nasjonale reisevaneundersøkelsen 2009 - nøkkelrapport*, Transportøkonomisk Institutt, Oslo





Statens vegvesen  
Vegdirektoratet  
Publikasjonsekspedisjonen  
Postboks 8142 Dep 0033 OSLO  
Tlf: (+47 915) 02030  
publvd@vegvesen.no

ISSN: 1893-1162

vegvesen.no

**Trygt fram sammen**