

Arbeidsnotater

S T A T I S T I S K S E N T R A L B Y R Å

Dronningensgt. 16, Oslo-Dep., Oslo 1. Tlf. 41 38 20

IO 76/24

22. juli 1976

UNDERSØKELSE AV FAKTORER SOM PAVIRKER KJØRELENGDE FOR
PERSONBIL. REGRESJONSBEREGNINGER PÅ BYRÅETS UNDERSØKELSE
"EIE OG BRUK AV PERSONBIL"

av

Harald Bøhn^{x)}

INNHold

	Side
1. Innledning	1
2. Etterspørselsfunksjon for bilkjøring	2
3. Beskrivelse av datamaterialet	3
4. Virkninger av "oljekrisen"	4
5. Valg av funksjonsform	5
6. Teoretisk-statistiske problemer	6
7. Beregningsresultater	12
V e d l e g g	
1. Beregning av månedsviis inntekt	21
2. Prisvariable	23
3. Litteraturhenvisninger	25

x) Dette arbeid er opprinnelig skrevet som spesialoppgave ved det sosial-økonomiske studium. Arbeidet er utført på oppdrag av Transportøkonomisk Institutt og utgis på denne måten med samtykke fra Transportøkonomisk Institutt.

Arbeidet er noe forkortet og også endret noe ellers i forhold til den opprinnelige spesialoppgaven.

Forfatteren vil takke Erik Biørn og Nils Bakke for hjelp under utførelsen av arbeidet og for nyttige kommentarer til den opprinnelige spesialoppgaven.

1. Innledning ¹⁾

Den samlede bruken av personbil har her i Norge som følge av stigningen i personbiltallet vist en sterk økning de senere årene. Høsten 1973 opplevde vi imidlertid den såkalte "oljekrisen" som i hvert fall for en kortere periode medførte visse restriksjoner på bruken av personbil. Disse ble opphevet utpå vinteren 1974. Imidlertid hadde "oljekrisen" også ført med seg en nokså kraftig prisstigning på oljeprodukter, herunder bensin. Utgiftene til bruk av personbil gikk således nokså mye opp i perioden august 1973 - mars 1974.

Statistisk Sentralbyrå har foretatt en undersøkelse av egentransporten med bil "Eie og bruk av personbil". Kjørte kilometer i gjennomsnitt pr. bil og år har bare økt moderat. Et utvalg av eiere av personbiler og varebiler har besvart et spørreskjema med spørsmål om bl.a. daglig kjøring med bilen (målt i kilometer) fordelt på ulike kjøreformål. Hver bileier gav opplysninger om en ukes bruk av bilen. Undersøkelsen strakte seg opprinnelig over perioden 15. mai 1973 - 13. mai 1974, men ble senere utvidet med ytterligere 13 uker. På den måten oppnådde man å få data for to sammenliknbare perioder (somrene 1973 og 1974), en før og en etter "oljekrisen". Således skulle man bedre bli i stand til å vurdere hvilke virkninger de økte bensinprisene kunne ha for bruken av personbil. Data for undersøkelsen er senere koplet sammen med opplysninger hentet fra Vegdirektoratets sentralregister for motorkjøretøyer og fra Byråets oppgaver over inntekter i følge skattelikningen.

Formålet med denne oppgaven er, på bakgrunn av de data som ble innsamlet i forbindelse med Statistisk Sentralbyrås undersøkelse, å drøfte faktorer som kan ha betydning for bruken av personbil og estimere etterspørselsfunksjoner for ulike typer av kjøring, slik som kjøring til og fra arbeid, kjøring i arbeid, helgekjøring, feriekjøring og annen privat kjøring. Disse typene av kjøring vil bli definert på samme måte som det er blitt gjort av Statistisk Sentralbyrå. Definisjonene er som følger, hentet fra Rettledningene på spørreskjemaet:

"Kjøring til og fra arbeid: Her føres opp lengden på arbeidsreisen begge veier. Studenter og skoleungdom som bruker personbil til skole, utdanningssted o.l. fører slik kjøring under annen privat kjøring.

Kjøring i arbeid: Omfatter tjeneste- og oppdragsreiser i sammenheng med arbeidet. Strekker reisen seg over flere dager, føres den daglige kjørestrekning.

Helgekjøring: Her føres kjøring i forbindelse med helgeturer med overnatting utenfor hjemmet. Er det fire eller flere overnattinger utenfor hjemmet føres kjøringen under feriekjøring. Vanlige søndagsutflukter uten overnatting føres under annen privat kjøring.

Feriekjøring: Omfatter kjøring i forbindelse med ferietur hvor en overnatter utenfor helårsboligen fire eller flere netter. Kjøring i sammenheng med forretnings- og studiereiser og rekonvalesentopphold skal ikke tas med her.

Annen privat kjøring: Her føres kjøring som ikke er spesifisert foran".

Bilbruken er etter hvert blitt en viktig del av mange husholdningers samlede forbruk, og det skulle derfor være av interesse å få kartlagt slike forhold. Resultatene skulle også være av interesse ut fra et samferdselsøkonomisk synspunkt.

1) Transportøkonomisk institutt gjennomførte i 1962 og 1967 spesialundersøkelsen om bruken av personbil.

2. Etterspørselsfunksjon for bilkjøring

Vi vil anta at nytteindikatorfunksjonen for en bileier kan skrives:

$$(2.1) \quad U = U(x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x', x'', Z, K, W, Y)$$

der de variable er definert på følgende måte:

- x_1 = kjøring til og fra arbeid, målt i antall veikilometer
- x_2 = kjøring i arbeid, målt i antall veikilometer
- x_3 = helgekjøring, målt i antall veikilometer
- x_4 = feriekjøring, målt i antall veikilometer
- x_5 = annen privat kjøring, målt i antall veikilometer
- x' = bruk av kollektive transportmidler
- x'' = mengdeindeks for forbruk av alle andre varer og tjenester
- Z = en variabel som uttrykker noe om årstiden
- K = en variabel som uttrykker noe om bostedet
- W = en variabel som uttrykker noe om bileierens yrke
- Y = bilens alder

Bileieren er underlagt følgende budsjettbetingelse:

$$(2.2) \quad R = px + p'x' + p''x''$$

hvor

R = bileierens bruttoinntekt

p = prisen på en veikilometers kjøring med personbil

$x = \sum_{i=1}^5 x_i$ = samlet kjøring, målt i antall veikilometer

p' = prisen på en kilometers reise med kollektive transportmidler

p'' = prisindeks for de varer og tjenester som inngår i mengdeindeksen x''

Bileieren vil nå tilpasse seg slik at han maksimerer sin nytteindikatorfunksjon (2.1) under betingelsen (2.2). Vi forutsetter at størrelsene Z, K, W og Y er eksogent gitt og således ikke er gjenstand for tilpasning. Dette innebærer at bileieren er geografisk og yrkesmessig sett immobil, og at han ikke vurderer å skaffe seg ny bil. Han maksimerer da nytteindikatorfunksjonen m.h.p. de variable x_1, \dots, x_5, x' og x'' . Dette leder fram til følgende etterspørselsfunksjoner for bilkjøring:

$$(2.3) \quad x_i = x_i(R, p, p', p'', Z, K, W, Y) \quad (i = 1, \dots, 5)$$

og siden $x = \sum_{i=1}^5 x_i$ har vi dessuten at:

$$(2.4) \quad x = x(R, p, p', p'', Z, K, W, Y) = \sum_{i=1}^5 x_i(R, p, p', p'', Z, K, W, Y)$$

Her kan (2.4) oppfattes som samlet etterspørsel etter bilkjøring for et representativt individ, mens (2.3) uttrykker etterspørselen etter bilkjøring for ulike formål.

Vi har valgt å måle de variable x_1, \dots, x_5 samt x i antall kjørte veikilometer. Et alternativ ville være å benytte antall kjørte personkilometer. Vi vil imidlertid da bl.a. få problemer med å fastsette en pris, i det prisen på en personkilometers kjøring vil være avhengig av antall passasjerer i bilen. Dette valget av måle-enhet innebærer imidlertid at vi ikke kan få en helt symmetrisk behandling av reiser med kollektive transportmidler og kjøring med personbil. Volumet av det første er vi nemlig nødt til å måle i antall personkilometer.

Vi vil i kap. 5 komme nærmere tilbake til formen på etterspørselsfunksjonene (2.3) og (2.4).

3. Beskrivelse av datamaterialet

Datamaterialet skriver seg hovedsaklig fra de innkomne svar i forbindelse med Statistisk Sentralbyrås undersøkelse "Eie og bruk av personbil" og data fra Sentralregisteret for motorkjøretøyer og Byråets oppgaver over inntekter i følge skattelikningen som er koplet sammen med denne undersøkelsen. Foruten ordinære personbiler er det også i undersøkelsen tatt med enkelte mindre varebiler. Det synes rimelig å anta at bruken av disse følger et mønster forskjellig fra personbilene. Vi vil derfor se bort fra de data som angår varebiler. Likeledes har vi sett bort fra data for personbiler som er registrert på et firma. Samlet gjenstår da 9 859 observasjonssett.

En regner med at svarene er forholdsvis godt fordelt over de forskjellige størrelser av de variable, som er valgt (inntekt, sesong, bostedsstrøk m.v.).

Kjørelengdedata, både totalt og fordelt på de ulike formål, gir uttrykk for antall kjørte veikilometer (iflg. spørreskjemaet) i løpet av hele registreringsperioden (en uke).

Til en undersøkelse av typen "Eie og bruk av personbil" vil det alltid være knyttet enkelte feilkilder. Vi skal her gjøre oppmerksom på enkelte forhold som det kan være nyttig å kjenne til når en skal begynne å tolke data.

For det første er svarprosenten liten, ca. 36. Selv om det er plukket ut et tilfeldig utvalg kan en ikke være sikker på representativiteten av svarene. Dette har imidlertid liten betydning ved denne undersøkelsen. Langt alvorligere er det at det kan forekomme feil ved utfyllingen av skjemaet. Ved gjennomgåelsen av svarene ble det funnet en del feil som skyldtes misforståelser ved utfyllingen, spesielt gjaldt dette forskyvninger mellom helgekjøring og annen privat kjøring. Disse ble rettet opp, men det er neppe grunn til å tro at alle slike utfyllingsfeil ble oppdaget.

For det andre er det på skjemaet spurt om kjørelengden for en bestemt bil. Dersom familien har flere biler vil ikke det innkomne svaret være representativt for deres bruk av personbil.

Inntektsdata er hentet fra inntektsmaterialet i følge skattelikningen og inneholder nettoinntekt ved statskattelikningen både for bileieren og bileierens familie samlet. Vi vil i undersøkelsen forutsette at familien har felles husholdning og således legge familieinntekten til grunn. En svakhet er det at vi ikke får med den inntekt som blir unndratt beskatning og som trolig kan være betydelig for enkelte. Et annet problem er at vi ikke kjenner til hvordan inntektsopptjeningen fordeles seg over året. For hver bil blir det stilt spørsmål om kjøringen i løpet av en uke, og dersom denne uka faller i en periode hvor familieinntekten har vært uvanlig stor, evt. liten, vil dette kunne ha betydning. Videre skriver alle inntektstall seg fra antatt inntekt ved statskattelikningen for 1973, mens en vesentlig del av undersøkelsen er foretatt for 1974. Det er derfor nødvendig å foreta en viss justering av inntektstallene. Til dette er benyttet kvartalsvise indekser fra Norsk Arbeidsgiverforening, publisert i Statistisk Månedshefte, over gjennomsnittlig timefortjeneste for voksne menn i bergverksdrift og industri. Det er forutsatt at opptjeningen av all familieinntekt i 1973 er skjedd i samsvar med utviklinga av denne indeksen. Videre er forutsatt at lønnen fra kvartal til kvartal i 1974 har steget like mye prosentvis som indeksen. For å kunne komme ned til månedstall, som er benyttet i fortsettelsen, har vi forutsatt at inntekten fra måned til måned innen ett og samme kvartal har vist en jevn økning. Se vedlegg 1.

Prisen p skal gi uttrykk for de kilometerbetingede kostnadene ved bilkjøring. Det vil alltid være diskusjon om hva som skal tas med her og hva som skal regnes som faste kostnader direkte forbundet med det å ha bil. Undersøkellesperioden er kjennetegnet ved en kraftig økning i bensinprisene som en

virkning av "oljekrisen". Det kan derfor synes rimelig å anta at det meste av endringen i kilometerprisen skyldes endringer i bensinprisene. I undersøkelsen vil vi derfor utelukkende bruke pris pr. liter normal bensin, publisert i [2] som uttrykk for p . Et alternativ ville være å benytte en indeks for drift og vedlikehold av egne transportmidler (del av konsumprisindeksen). Denne vil inneholde en større del av driftskostnadene, men det vil også inngå enkelte komponenter som ikke er direkte driftsbetinget. Se vedlegg 2.

Prisen på reiser med kollektive kommunikasjonsmidler, p' , vil bli uttrykt med en indeks for bruk av offentlige transportmidler (del av konsumprisindeksen). Indeksen er oppgitt fra Statistisk Sentralbyrå. Se vedlegg 2.

Videre inngår prisindeksen p'' i etterspørselsfunksjonen. En indeks for alle andre varer og tjenester enn bilkjøring og reiser med kollektive kommunikasjonsmidler kan beregnes på grunnlag av konsumprisindeksens delindekser. Vi vil imidlertid benytte konsumprisindeksen som også inkluderer de to godene som ikke skulle være med. Disse komponentene skulle vel neppe ha så stor vekt at dette skulle ha nevneverdig betydning. Vi skal imidlertid ikke bruke konsumprisindeksen som forklaringsvariabel, men benytte den til å deflatere R , p og p' . Dermed sikrer vi også at etterspørselsfunksjonene blir homogene av grad null.

Variable for årstidene er det ikke mulig å kvantifisere. Vi skal her benytte et sett av tre variable slik at vi kan få skilt ut virkningene for de fire hovedårstidene, vinter, vår, sommer og høst.

Individets bosted er heller ikke noen kvantitativ størrelse og er således vanskelig å måle. Vi har her i landet alle mulige slags former for bebyggelse og i hver av dem kunne vi tenke oss at mønsteret for bruk av personbil var forskjellig. Så detaljert er det imidlertid ikke mulig å gå til verks i denne undersøkelsen. Vi skal kun skille mellom familier som er bosatt i tettbygde og grise-grendte strøk. Selv dette vil skape visse klassifikasjonsproblemer. Datamaterialet skiller utelukkende mellom ulike hovedtyper av kommuner. Vi blir derfor nødt til skjønsmessig å skille ut hvilke hovedgrupper som skal regnes som tettbygde og grise-grendte. Hvor vanskelig dette kan være skjønner en når en tenker på at en ofte vil ha begge former for bebyggelse innen en og samme kommune. Til tettbygde strøk vil vi regne kommuner som i henhold til Statistisk Sentralbyrås kommuneklassifisering hører hjemme i gruppe 6 (sentrale industrikommuner) eller gruppe 7 (særlig sentrale, blandede tjenesteytings- og industrikommuner). Kommuner som grupperes under gruppe 1 (landbrukskommuner), gruppe 2 (mindre sentrale blandede landbruks- og industrikommuner) eller gruppe 4 (fiskerikommuner) vil bli regnet for grise-grendte strøk. De øvrige kommuner, som er gruppert under gruppe 3, 5, 8 og 9 vil ikke bli henført til noen av disse hovedkategoriene av bebyggelse, men bli benyttet som en slags referansegruppe. Dette innebærer i virkeligheten en inndeling av kommunene i tre hovedgrupper.

Data for eierens yrke er heller ikke kvantifiserbare. I tillegg gjør det seg her gjeldende visse spesielle forhold. For det første er datamaterialet på dette punktet hentet fra Sentralregisteret for motorkjøretøyer og regnes som lite pålitelig. Dessuten er det, en viss sammenheng mellom yrke og bosted. Hensynet til individets yrke vil således i en viss grad kunne bli ivaretatt gjennom variabelen K . Av de nevnte grunner vil vi i fortsettelsen se bort fra variabelen W .

Fra Sentralregisteret for motorkjøretøyer har vi opplysninger om bilens registreringsår og kan ut fra dette beregne dens alder. Ved beregningen må det tas hensyn til at noe av undersøkelsen er foretatt i 1973, andre deler i 1974.

Når det gjelder beskrivelse av datamaterialet henvises forøvrig til Byråets publikasjon NOS "Eie og bruk av personbil".

4. Virkninger av "oljekrisen"

"Oljekrisen" oppstod ved at de oljeproduserende land som er organisert i OPEC truet med, og delvis satte i verk, en nedskjæring av råoljeproduksjonen samtidig med at de omtrent tredoblet råoljeprisene. Dette ble tydelig merkbart for transportsektoren i de fleste vestlige land, herunder Norge.

Myndighetene satte derfor i gang en del tiltak med sikte på å spare drivstoff. "Oljekrisen" oppstod og ble avsluttet i løpet av undersøkelsesperioden. Vi må derfor forøke å vurdere i hvilken grad den kan ha hatt innflytelse på bilbruken og hvorvidt vi ved estimeringen av etterspørselsrelasjoner kan foreta korreksjoner for dette. Vi skal derfor se nærmere på de tiltak som ble satt i verk og hvilke virkninger disse kan ha hatt.

Generelt sett griper slike tiltak inn i forhold som helst skulle vært konstante for hele undersøkelsesperioden. Prisendringene får vi tatt hensyn til gjennom vår variable p. Verre blir det å få tatt tilbørlig hensyn til de øvrige ting som fant sted. En mulig korreksjonsmetode ville selvfølgelig vært å se bort fra hele perioden hvor disse forholdene gjorde seg gjeldende. Dette ville imidlertid føre til bortfall for en svært betydelig og interessant del av materialet. Spesielt viktig er det at mye av stigningen i bensinprisene fant sted i denne perioden. Vi må derfor betrakte dette som en dårlig løsning på problemet.

a) Frivillig sparing

Det ble innledet en frivillig sparekampanje 8. november 1973 med oppfordring gjennom aviser og NRK til folk om å spare på drivstoff.

Denne oppfordringen kan nok ha ført til noe mindre kjøring. Dette vil trolig også gjenspeile seg i de innsendte data, kanskje i ennå større grad enn den virkelige reduksjonen skulle tilsi. Ved innsending av slike opplysninger vil vel enkelte mennesker ha en tendens til å gjøre seg "litt bedre enn de er", slik at enkelte kan ha oppgitt for lave kjørelengdetall. Noen effektiv måte å korrigere dette på er det vanskelig å finne, men siden forholdet gjorde seg gjeldende i relativt kort tid er det grunn til å tro at mye av virkningen vil bli tatt vare på gjennom våre sesongvariable. Utslaget har formodentlig heller ikke vært like sterkt for alle typer av kjøring.

b) Begrenset åpningstid på bensinstasjonene

Fra og med 23. november 1973 ble det innført begrensning på åpningstidene på bensinstasjonene. Vanlige forbrukere fikk ikke fylt drivstoff mellom kl. 19.00 og kl. 05.00 neste dag, heller ikke mellom fredag kl. 19.00 og mandag kl. 05.00. Fylling av ekstrakanner var heller ikke tillatt.

Dette tiltaket har trolig også ført til mindre kjøring, spesielt i helgene. Det er neppe grunn til å tro at virkningen har vært stor, siden restriksjonene var av relativt begrenset karakter. Også her er det grunn til å tro at våre sesongvariable vil kunne ta vare på det meste av virkningene.

c) Kjøreforbud i helgene

Det var ikke adgang til å bruke motorkjøretøy uten på forhånd å ha innhentet dispensasjon mellom lørdag kl. 15.00 og mandag kl. 02.00 følgende fem helger:

8. - 10. desember	1973
15. - 17. "	1973
5. - 7. januar	1974
12. - 14. "	1974
19. - 21. "	1974

Dette forbudet må antas å ha hatt spesiell stor innvirkning og da spesielt på helgekjøring og annen privat kjøring. Betydningen er trolig såvidt stor at vi er nødt til å foreta en form for korreksjon. Dette kan gjøres på tre måter, korrigere med data fra nærmeste normale helg, se bort fra data for de uker det var kjøreforbud i helgene eller innføre en spesiell variabel for disse ukene. Vanskeligheten med den første metoden ligger i at det er vanskelig å finne en passende normalhelg å korrigere med. Det var kjøreforbud i fem helger over et seks ukers tidsrom, i denne perioden var det bare julehelgen (22.-24. desember) og nyttårshelgen (29.-31. desember) det ikke var kjøreforbud. Disse to helgene er det neppe fornuftig å korrigere med, og vi må ellers benytte helger som ligger relativt langt unna i tid. Dessuten vil vi ikke få tatt hensyn til evt. virkninger på bilbruken

resten av uka. Å se bort fra disse ukene vil føre til bortfall for en vesentlig del av materialet, om enn ikke i så stor grad som om vi hadde droppet hele restriksjonsperioden. Vi vil derfor velge å innføre en variabel som skal ta spesielt vare på disse forholdene.

d) Drivstoffrasjonering

Etter forskrifter av 16. januar 1974 ble det bestemt at drivstoffrasjonering skulle innføres fra 25. januar 1974. 23. januar 1974 ble det kunngjort at bensinrasjoneringen skulle utsettes to uker og diesellojerasjoneringen skulle utsettes inntil videre. 31. januar 1974 ble det kunngjort at drivstoffrasjoneringen ikke ville bli iverksatt med mindre en forverret situasjon skulle oppstå. 8. februar 1974 ble så alle innførte restriksjoner opphevet.

Selve rasjoneringen ble altså aldri iverksatt og kan således ikke ha hatt noen direkte virkning på kjøringen. Kunngjøringen av tiltaket kan imidlertid ha hatt visse psykologiske virkninger. Det kan eksempelvis sies at en del mennesker umiddelbart før rasjoneringen skulle iverksettes skaffet seg større lagre av drivstoff. Når rasjoneringen ikke ble iverksatt ville de kanskje være interessert i å avvikle lagrene snarest mulig (eksplosjonsfare) og derfor kjørte mer bil enn før. Noen stor betydning er det neppe grunn til å tro at dette har hatt i større sammenheng, og det er neppe grunn til å korrigere for slike psykologiske faktorer.

Det skal nevnes at det ikke ble pålagt noen restriksjoner på de kollektive kommunikasjonsmidlene. I de bilfrie helgene ble tvert imot kapasiteten økt for å imøtekomme den økte etterspørselen fra publikum.

"Oljekrisen" forsterket debatten om personbilen og dens rolle i samfunnet. Det kan ha kommet fram argumenter som har påvirket enkelte bileieres synspunkter på bruken av personbil i sin alminnelighet. Det er vanskelig å si noe om hvilken betydning dette kan ha hatt på kort eller lang sikt, men i større sammenheng er det vel rimelig å tro at virkningen ikke har vært altfor stor.

5. Valg av funksjonsform

Ut fra det som er sagt foran vil vi i fortsettelsen konsentrere oss om følgende etterspørselsrelasjoner:

$$(5.1) \quad x_{ij} = x_{ij}(R_i, p_{1i}, p_{2i}, Z_{1i}, Z_{2i}, Z_{3i}, K_{1i}, K_{2i}, Y_i, T_i)$$

$$(5.2) \quad x_i = x_i(R_i, p_{1i}, p_{2i}, Z_{1i}, Z_{2i}, Z_{3i}, K_{1i}, K_{2i}, Y_i, T_i)$$

der $(i=1, \dots, 9 \text{ 859}), (j=1, \dots, 5)$

Symbolene defineres på følgende måte:

x_{ij} = antall veikilometer kjørt med bil nr. i til formål nr. j i registreringsperioden

x_i = $\sum_{j=1}^5 x_{ij}$ = samlet antall veikilometer kjørt med bil nr. i i registreringsperioden

R_i = beregnet deflatert månedsinntekt målt i 100 kroner for den familie som eieren av bil nr. i tilhører.

p_{1i} = deflatert pris pr. liter normal bensin i den periode eier av bil nr. i har gitt oppgave

p_{2i} = deflatert prisindeks for bruk av offentlige transportmidler i den periode eier av bil nr. i har gitt oppgave

$$\begin{aligned}
 Z_{1i} &= \begin{cases} 1 & \text{når eier av bil nr. } i \text{ har gitt oppgave i perioden } 1/9-30/11 \\ 0 & \text{ellers} \end{cases} \\
 Z_{2i} &= \begin{cases} 1 & \text{når eier av bil nr. } i \text{ har gitt oppgave i perioden } 1/12-28/2 \\ 0 & \text{ellers} \end{cases} \\
 Z_{3i} &= \begin{cases} 1 & \text{når eier av bil nr. } i \text{ har gitt oppgave i perioden } 1/3-31/5 \\ 0 & \text{ellers} \end{cases} \\
 K_{1i} &= \begin{cases} 1 & \text{når eier av bil nr. } i \text{ bor i grisgrendt strøk} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases} \\
 K_{2i} &= \begin{cases} 1 & \text{når eier av bil nr. } i \text{ bor i tettbygd strøk} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases} \\
 S_i &= \text{registreringsåret (de to siste sifre) for bil nr. } i \\
 Y_i &= \begin{cases} 74 - S_i & \text{for biler det er innsamlet data for i 1974} \\ 73 - S_i & \text{for biler det er innsamlet data for i 1973} \end{cases} \\
 T_i &= \begin{cases} 1 & \text{når eier av bil nr. } i \text{ har gitt oppgave i perioden } 4-17/12-73 \text{ eller } 1-21/1-74 \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}
 \end{aligned}$$

Det er vanskelig ut fra økonomisk teori å ha noen klar oppfatning om hvilken form funksjonene x_i og x_{ij} kan ha. Vi kan f.eks. tenke oss lineære funksjoner av formene:

$$(5.3) \quad x_i = k^* + b^*R_i + c^*p_{1i} + d^*p_{2i} + l_1^*Z_{1i} + l_2^*Z_{2i} + l_3^*Z_{3i} + f_1^*K_{1i} + f_2^*K_{2i} + g^*Y_i + h^*T_i$$

$$(5.4) \quad x_{ij} = k_j^* + b_j^*R_i + c_j^*p_{1i} + d_j^*p_{2i} + l_{1j}^*Z_{1i} + l_{2j}^*Z_{2i} + l_{3j}^*Z_{3i} + f_{ij}^*K_{1i} + f_{2j}^*K_{2i} + g_j^*Y_i + h_j^*T_i$$

Slike lineære funksjoner kan imidlertid ofte vise seg å passe dårlig til data dersom det er store variasjoner i observasjonsmaterialet. I stedet kan en da tenke seg å bruke polynomer. I vårt tilfelle er R_i den av høyreside-variablene som viser størst variasjon. Vi kunne da tenke oss funksjoner med følgende form:

$$(5.5) \quad x_i = k + b_1R_i + b_2R_i^2 + cp_{1i} + dp_{2i} + l_1Z_{1i} + l_2Z_{2i} + l_3Z_{3i} + f_1K_{1i} + f_2K_{2i} + gY_i + hT_i$$

$$(5.6) \quad x_{ij} = k_j + b_{1j}R_i + b_{2j}R_i^2 + c_jp_{1i} + d_jp_{2i} + l_{1j}Z_{1i} + l_{2j}Z_{2i} + l_{3j}Z_{3i} + f_{1j}K_{1i} + f_{2j}K_{2i} + g_jY_i + h_jT_i$$

Vi kunne selvfølgelig tenke oss å ha ledd med inntekten opphøyd i høyere grad enn to, eller ledd med høyere-grads-uttrykk i en eller begge prisene. En annen form for etterspørselsfunksjoner som er en del benyttet er logaritmisk-lineære funksjoner.

Det viser seg imidlertid at det i vårt tilfelle er visse praktiske problemer forbundet med å bruke slike funksjoner. I en stor del av det innkomne materialet har nemlig flere av størrelsene x_i og x_{ij} verdien null, og deres logaritmer er dermed ikke definert.

Ut fra det som er sagt ovenfor vil vi i fortsettelsen konsentrere oss om funksjoner av typen (5.5) - (5.6). Vi skal derfor se litt nærmere på egenskapene ved etterspørselsfunksjoner av denne formen.

Først vil vi definere en del symboler som vi vil benytte for funksjonens ulike elastisiteter.

$$(5.7) \quad E = \frac{\partial x_i}{\partial R_i} \cdot \frac{R_i}{x_i} = \text{inntektselastisiteten for total kjørelengde}$$

$$(5.8) \quad E_j = \frac{\partial x_{ij}}{\partial R_i} \cdot \frac{R_i}{x_{ij}} = \text{inntektselastisiteten for kjørelengde til formål nr. } j$$

$$(5.9) \quad e_1 = \frac{\partial x_i}{\partial p_{1i}} \cdot \frac{p_{1i}}{x_i} = \text{elastisiteten for total kjørelengde m.h.p. den deflaterte bensinprisen}$$

$$(5.10) \quad e_{1j} = \frac{\partial x_{ij}}{\partial p_{1i}} \cdot \frac{p_{1i}}{x_{ij}} = \text{elastisiteten for kjørelengde til formål nr. } j \text{ m.h.p. den deflaterte bensinprisen}$$

$$(5.11) \quad e_2 = \frac{\partial x_i}{\partial p_{2i}} \cdot \frac{p_{2i}}{x_i} = \text{elastisiteten for total kjørelengde m.h.p. den deflaterte prisen på reiser med kollektive kommunikasjonsmidler}$$

$$(5.12) \quad e_{2j} = \frac{\partial x_{ij}}{\partial p_{2i}} \cdot \frac{p_{2i}}{x_{ij}} = \text{elastisiteten for kjørelengde til formål nr. } j \text{ m.h.p. den deflaterte prisen på reiser med kollektive kommunikasjonsmidler}$$

Variasjonsområdet for i og j er gitt ved ($i=1, \dots, 9\ 859$) og ($j=1, \dots, 5$).

Siden det er realprisene p_{1i} og p_{2i} som inngår i (5.9)-(5.12) er ikke disse elastisitetene helt overensstemmende med de priselastisiteter som vanligvis defineres i konsumentteorien.

Se f.eks. [1].

Til å begynne med vil vi se litt nærmere på sammenhengen mellom kjørelengde og inntekt. Vi antar at alle variable i (5.5) unntatt x_i og R_i holdes konstante. Vi kan da skrive

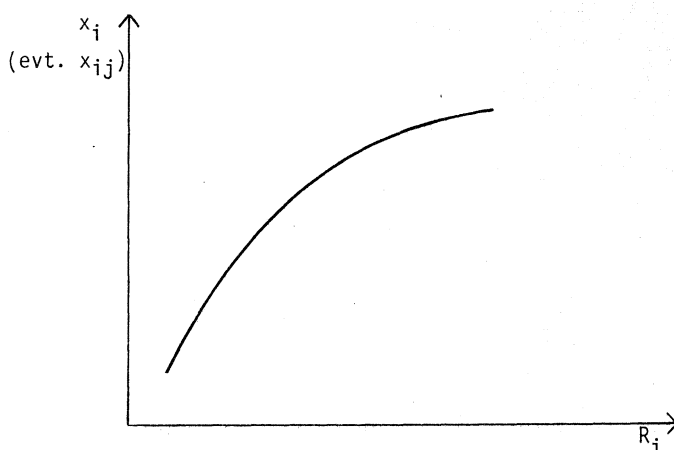
$$(5.13) \quad x_i = x_i^*(R_i) \quad (i=1, \dots, 9\ 859)$$

og tilsvarende for (5.6) får vi:

$$(5.14) \quad x_{ij} = x_{ij}^*(R_i) \quad (i=1, \dots, 9\ 859), (j=1, \dots, 5)$$

Siden (5.13) og (5.14) er etterspørselsfunksjoner er det mest naturlig å anta at x_i^* og x_{ij}^* vil være stigende, konkave funksjoner av R_i så lenge R_i ligger innenfor det vi kan kalle "vanlige inntektsgrupper". Det er vanlig å anta at inntektselastisiteten vil være positiv for de fleste goder. Det motsatte vil være tilfellet for såkalte mindreverdige goder, og det er neppe grunn til å tro at bilkjøring vil være et av dem. Hva konkaviteten angår, kan det tenkes at når forbruket av varen (og inntekten) stiger, vil individet nærme seg behovstillfredsstillelse slik at stadig mindre del av inntektsøkningen vil bli benyttet til denne varen. Siden R_i i vårt tilfelle representerer bruttoinntekten vil også dette, på grunn av progressiviteten i skattesystemet, trekke i retning av en konkav funksjon.

De ovenstående betraktninger skulle ha relevans både hva angår (5.13) og (5.14). Dersom ikke feil og skjevheter i datamaterialet virker forstyrrende inn, skulle vi altså vente å finne en sammenheng mellom x_i (evt. x_{ij}) og R_i , alle andre variable holdt konstante, som vist på figuren nedenfor, for "vanlige" inntektsgrupper.



Derivasjon av (5.5) m.h.p. R_i gir

$$(5.15) \quad \frac{\partial x_i}{\partial R_i} = b_1 + 2b_2 R_i \quad (i=1, \dots, 9\ 859)$$

og inntektselastisiteten er da gitt ved

$$(5.16) \quad E = \frac{R_i}{x_i} (b_i + 2b_2 R_i) \quad (i=1, \dots, 9 \text{ 859})$$

Betingelsen for at $E > 0$, og at x er en stigende funksjon av R_i , er som en ser at $b_1 + 2b_2 R_i > 0$.

Inntektselastisiteten kan således være positiv for noen R_i -verdier, men negativ for andre (helst store) R_i -verdier. Vi vil så se på den annen-deriverte av (5.5) m.h.p. R_i

$$(5.17) \quad \frac{\partial^2 x_i}{\partial R_i^2} = 2b_2 \quad (i=1, \dots, 9 \text{ 859})$$

(5.17) forteller at dersom vi skal ha en konkav funksjonssammenheng mellom x_i og R_i må $b_2 < 0$.

Tilsvarende for (5.6) finner vi ved derivasjon at:

$$(5.18) \quad E_j = \frac{R_i}{x_{ij}} (b_{1j} + 2b_{2j} R_i) \quad (i=1, \dots, 9 \text{ 859}), (j=1, \dots, 5)$$

og

$$(5.19) \quad \frac{\partial^2 x_{ij}}{\partial R_i^2} = 2b_{2j} \quad (i=1, \dots, 9 \text{ 859}), (j=1, \dots, 5)$$

Parallelt med resultatene fra forrige avsnitt, finner vi at dersom funksjonen x_{ij}^* skal være stigende og konkav må $b_{1j} + 2b_{2j} R_i > 0$ og $b_{2j} < 0$.

Vi skal så se nærmere på sammenhengen mellom x_i (og x_{ij}) og p_{1i} og p_{2i} . Funksjonene (5.5) og (5.6) er lineære i begge prisvariable. Vi antar vanligvis at de direkte priselastisitetene for etterspørselen etter et gode vil være negative. Det er ingen grunn til å tro annet enn at dette vil gjelde også for bilkjøring, slik at vi vil anta at $e_1 < 0$ og $e_{1j} < 0$. Elastisiteten for total kjørelengde m.h.p. bensinprisen er tilnærmet gitt ved

$$(5.20) \quad e_1 = \frac{p_{1i}}{x_i} c \quad \text{der } (i=1, \dots, 9 \text{ 859})$$

mens tilsvarende uttrykk for kjørelengde til formål nr. j er gitt ved

$$(5.21) \quad e_{1j} = \frac{p_{1i}}{x_{ij}} c_j \quad \text{der } (i=1, \dots, 9 \text{ 859}), (j=1, \dots, 5)$$

Vi ser at $e_1 < 0$ dersom $c < 0$, og at $e_{1j} < 0$ når $c_j < 0$. Siden funksjonene (5.5) og (5.6) er lineære i p_{1i} har ikke størrelsen av p_{1i} noen innvirkning på fortegnet, men kun på absoluttverdien, av priselastisiteten.

Vi kan ikke gi noen generell regel om fortegnet på pris-kryss-elastisitetene. I vårt tilfelle vil det imidlertid være grunn til å tro at $e_2 > 0$ og $e_{2j} > 0$. Øking i prisene på kollektive kommunikasjonsmidler vil rimeligvis føre til at en del mennesker går over fra å reise kollektivt til å kjøre med egen bil.

Elastisiteten for total kjørelengde m.h.p. prisen på reiser med kollektive transportmidler er tilnærmet gitt ved:

$$(5.22) \quad e_2 = \frac{p_{2i}}{x_i} d \quad (i=1, \dots, 9 \text{ 859})$$

mens tilsvarende uttrykk for kjørelengde til formål nr. j er uttrykt ved:

$$(5.23) \quad e_{2j} = \frac{p_{2i}}{x_{ij}} d_j \quad (i=1, \dots, 9 \text{ 859}), (j=1, \dots, 5)$$

Vi ser her at $e_2 > 0$ når $d > 0$ og tilsvarende at $e_{2j} > 0$ når $d_j > 0$.

6. Teoretisk-statistiske problemer

Ved hjelp av vårt observasjonsmateriale skal vi nå forsøke å estimere koeffisientene i etter-spørselsfunksjonene (5.5) og (5.6). For å ta vare på tilfeldige avvik mellom den observerte x_i (x_{ij})-verdi, og den vi får ved innsetting på høyre side i likningene (5.5) og (5.6) vil vi definere restleddene:

$$(6.1) \quad u_i = x_i - (k + b_1 R_i + b_2 R_i^2 + c p_{1i} + d p_{2i} + l_1 Z_{1i} + l_2 Z_{2i} + l_3 Z_{3i} + f_1 K_{1i} + f_2 K_{2i} + g Y_i + h T_i)$$

og

$$(6.2) \quad u_{ij} = x_{ij} - (k_j + b_{1j} R_i + b_{2j} R_i^2 + c_j p_{1i} + d_j p_{2i} + l_{1j} Z_{1i} + l_{2j} Z_{2i} + l_{3j} Z_{3i} + f_{1j} K_{1i} + f_{2j} K_{2i} + g_j Y_i + h_j T_i)$$

der ($i=1, \dots, 9859$) og ($j=1, \dots, 5$)

Ved estimeringen skal vi benytte minste-kvadraters metode. Følgende forutsetninger må da være oppfylt for at vi skal få Gauss-Markov-estimatorer, som er forventningsrette og har minimal varians:

- (i) Forventningen til restleddet er lik null, dvs. $E(u_i) = 0$ og $E(u_{ij}) = 0$ for alle i og j og for alle verdier av de forklaringsvariable.
- (ii) Variansen til restleddet er konstant, dvs. $\text{var } u_i = \sigma_1^2$ og $\text{var } u_{ij} = \sigma_{2j}^2$ for alle i og j .
- (iii) Restleddene i de enkelte observasjonssettene er stokastisk uavhengige, dvs. $E(u_r \cdot u_s) = 0$ og $E(u_{rj} \cdot u_{sj}) = 0$ for alle i, j, r og s når $r \neq s$.

Dersom vi skal vurdere estimatene på et sannsynlighetsteoretisk grunnlag er det en fordel om vi har kjennskap til restleddenes fordeling. Det er gunstig om følgende gjelder:

- (iv) u_i og u_{ij} er normalfordelte med forventning null og varians henholdsvis σ_1^2 og σ_{2j}^2 .

Vi skal se litt nærmere på forutsetningene (i) - (iv) og prøve å vurdere om det er rimelig at de er oppfylt i vårt tilfelle.

Det synes ikke urimelig å gå ut fra at (i) er oppfylt, slik at vi får forventningsrette estimater. Den mest nærliggende grunn til å tro noe annet måtte være dersom en eller flere viktige forklaringsvariable var utelatt.

Det er vanskeligere å akseptere forutsetningen (ii) om konstant varians for restleddene. Det ville vel godt kunne tenkes at variansen til restleddene vokste med økende kjørelengde, slik at forutsetningen ikke var oppfylt.

Forutsetningen (iii) innebærer at observasjonssettene er stokastisk uavhengige. Siden vi her har å gjøre med tverrsnittsdata, er det grunn til å tro at dette vil være oppfylt. Et unntak kunne vi ha dersom det var innhentet opplysninger fra to biler innen samme husholdning i en og samme periode e.l., men det er ingen grunn til å tro at noe slikt skulle forekomme.

Vi vil, tross visse innvendinger mot (ii), i det følgende anta at forutsetningene (i) - (iii) er oppfylt.

For forutsetningen (iv) skal vi ikke gjøre noen tilsvarende antakelse. I stedet vil for hvert observasjonspar differensen mellom observert og beregnet x_i (evt. x_{ij}) bli beregnet, altså for relasjon (5.5):

$$(6.3) \quad \hat{u}_i = x_i - (\hat{k} + \hat{b}_1 R_i + \hat{b}_2 R_i^2 + \hat{c} p_{1i} + \hat{d} p_{2i} + \hat{l}_1 Z_{1i} + \hat{l}_2 Z_{2i} + \hat{l}_3 Z_{3i} + \hat{f}_1 K_{1i} + \hat{f}_2 K_{2i} + \hat{g} Y_i + \hat{h} T_i)$$

der symbolet $\hat{\cdot}$ viser at det gjelder estimerte størrelser. (6.3) uttrykker da estimater på restleddene. Vi tester så om disse er normalfordelt med forventning null og varians lik den empiriske varians på \hat{u}_i . Det brukes en kji-kvadrat-føyningstest med helspesifisert nullhypotese. Restleddene deles i grupper etter størrelsen og antallet blir sammenliknet med det forventede antall i hver gruppe når null-hypotesen gjelder.

For å kunne bruke minste-kvadraters metode må vi dessuten forutsette at determinanten til momentmatrisen (se [5]) er større enn null. Dette innebærer at vi forutsetter at det ikke eksisterer perfekt multikollinearitet i materialet. Faren for multikollinearitet er først og fremst til stede dersom to eller flere av de variable "beveger seg i takt". Med vårt valg av høyreside-variable er det neppe apriori noen grunn til å frykte at multikollinearitet skulle oppstå, selv om det selvfølgelig vil kunne tenkes at en får multikollinearitet nærmest ved et ulykkestilfelle. Mulighetene for det må imidlertid betegnes som minimale.

Vi skal senere benytte en tosidig t-test til å teste om regresjonskoeffisientene er forskjellig fra null. Når vi som her har et tilstrekkelig stort antall frihetsgrader kan vi si at regresjonskoeffisienten b er signifikant forskjellig fra null med 5%-nivå dersom

$$(6.4) \quad \frac{|b|}{\hat{\sigma}_b} \geq 2$$

der $\hat{\sigma}_b$ er det estimerte standardavviket på regresjonskoeffisienten b . Dersom forutsetningen (iv) ikke er oppfylt, gjelder imidlertid heller ikke testen (6.4) eksakt.

I tillegg til dette vil det også bli beregnet multiple korrelasjonskoeffisienter for de etterspørselsfunksjoner som blir estimert, samt parvise korrelasjonskoeffisienter mellom de ulike variable. På bakgrunn av de estimerte regresjonskoeffisientene skal vi også finne uttrykk for en del inntekts- og priselastisiteter.

De estimerte verdiene for koeffisientene i etterspørselsfunksjonene er gjengitt i tabell 1, med standardavvikene under i parentes.

Tabell 1. Regresjonskoeffisienter i etterspørselsfunksjonene

Likning nr.	Venstresidevariabel	Konstantledd	Estimerte koeffisienter foran høyresidevariablene										
			R_i (inntekt)	R_i^2	P_{1i} (bensinpris)	P_{2i} (pris kollektive transp. midler)	Z_{1i} (høst)	Z_{2i} (vinter)	Z_{3i} (vår)	K_{1i} (grisgrendt-strøk)	K_{2i} (tettbygd-strøk)	Y_i (bilens alder)	T_i (oljekrisevariabel)
(7.1)	x_i Samlet kjøring	-431,1	1,81 (0,28)	-0,013 (0,003)	-35,4 (23,4)	717,0 (147,3)	-52,0 (8,0)	-87,5 (9,9)	-58,0 (7,6)	10,8 (6,9)	2,80 (5,06)	-0,580 (0,181)	-21,1 (10,2)
(7.2)	x_{i1} Kjøring til og fra arbeid	9,66	0,368 (0,112)	-0,0046 (0,0012)	-23,9 (9,4)	59,1 (59,4)	11,0 (3,2)	3,6 (4,0)	2,8 (3,1)	12,2 (2,8)	5,1 (2,0)	-0,034 (0,073)	6,2 (4,1)
(7.3)	x_{i2} Kjøring i arbeid	-20,5	0,61 (0,12)	-0,0024 (0,0013)	0,40 (10,0)	34,3 (63,0)	6,3 (3,4)	-1,3 (4,2)	5,2 (3,2)	9,7 (3,0)	-2,4 (2,2)	-0,063 (0,077)	2,8 (4,3)
(7.4)	x_{i3} Helgekjøring	-98,5	0,42 (0,11)	-0,0034 (0,0012)	-24,6 (9,0)	151,1 (56,5)	-3,8 (3,1)	-12,7 (3,8)	-4,7 (2,9)	0,18 (2,7)	6,0 (1,9)	-0,060 (0,069)	-7,7 (3,9)
(7.5)	x_{i4} Feriekjøring	-124,8	0,52 (0,20)	-0,0021 (0,0021)	49,0 (16,5)	124,0 (104,2)	-59,0 (5,7)	-61,8 (7,0)	-60,5 (5,4)	-10,9 (4,9)	5,9 (3,6)	-0,22 (0,13)	-4,8 (7,2)
(7.6)	x_{i5} Annen privat kjøring	-196,8	-0,10 (0,14)	-0,0003 (0,0015)	-36,3 (11,7)	348,5 (73,9)	-6,5 (4,0)	-15,4 (5,0)	-0,77 (3,8)	-0,29 (3,5)	-11,8 (2,5)	-0,20 (0,09)	-17,5 (5,1)

Koeffisientene i likning (7.1) kunne også vært estimert ved hjelp av sammenhengene

$$x_i = \sum_{j=1}^5 x_{ij}$$

Regresjonsberegningene er gjort etter Statistisk Sentralbyrås standard-regresjonsprogram. Dette programmet beregner også en del andre størrelser som kan være av betydning ved tolkningen av data, og som vi her skal se litt nærmere på.

Den multiple korrelasjonskoeffisienten var for samtlige likninger svært lav (jfr. tabell 3). For likningen (7.1) fikk vi en multiplere korrelasjonskoeffisient på 0,232, mens den for kjørelengden etter formål lå enda lavere. For likningene (7.2 - 7.6) fikk vi nemlig multiple korrelasjonskoeffisienter på henholdsvis 0,083, 0,088, 0,121, 0,206 og 0,150. Grunnen til disse lave tallene kan søkes i følgende forhold:

- (i) Den benyttede modell er ikke god nok. Dette kan ha bakgrunn i at viktige forklaringsvariable er utelatt eller i et uheldig valg av funksjonsform.
- (ii) Spredningen i de observerte x_i - og x_{ij} -verdiene er stor.

Hva angår (i) er det ikke så lett å tenke seg viktige utelatte forklaringsvariable. Funksjonsformen er derimot noe tilfeldig valgt, så det kan tenkes at vi med en annen funksjonsform kunne fått høyere verdier for den multiple korrelasjonskoeffisient. Noen sikker bekreftelse på dette kan vi imidlertid ikke få uten å ha foretatt empiriske undersøkelser. Uten å se nærmere på materialet skulle en imidlertid tro at i hvert fall en del av årsaken til de lave multiple korrelasjonskoeffisientene er å finne i forhold (ii). Når man registrerer kjørelengde med en bil i løpet av en såvidt kort periode som en uke er det grunn til å tro at avvikelser fra "det normale" både blir mange og store. En bedre føyning ville en således trolig fått ved å se bort fra en del av de data som viste størst utslag. På den annen side er det en betenkelig statistisk praksis å se bort fra data som ikke passer inn i det mønsteret en venter å finne.

Programmet har også testet forutsetningen (iv) om normalfordelte restledd ved hjelp av en kji-kvadrat-føyningstest, slik vi beskrev i kap. 6. Vi ville selvfølgelig ønske at testen ikke for noen av likningene (7.1) - (7.6) ville gi grunnlag for forkastning av nullhypotesen. Det viser seg imidlertid at vi får forkastet hypotesen om normalfordeling for likningene (7.3), (7.4) og (7.5), når vi benytter en test med 5%-nivå. For likningene (7.1), (7.2) og (7.6) har vi ikke grunnlag for forkastning av hypotesen. Resultatene blir de samme dersom vi bruker en test med 10%-nivå. Vi har således liten mulighet til å si noe om sannsynlighetsfordelingen for estimatene til regresjonskoeffisientene i (7.3), (7.4) og (7.5). I mangel av noe bedre kriterium vil vi imidlertid likevel benytte testen (6.5) til å avgjøre hvorvidt regresjonskoeffisientene er signifikant forskjellig fra null. Vi har imidlertid ikke noe grunnlag for å tro at estimatene ikke skulle være forventningsrette.

Korrelasjonsmatrisen er gjengitt i tabell 2. Vi har ikke mellom noen av de variable så sterk korrelasjon at det skulle tyde på multikollinearitet i materialet. Vi skal være klar over en viss sammenheng mellom p_{1j} og våre sesongvariable, i det p_{1j} stort sett har steget i løpet av undersøkelsesperioden. Dette reflekterer imidlertid en sesongvariasjon i prisene og ingen trend.

Tabell 2. Korrelasjonsmatrise for de variable

	x_i	x_{i1}	x_{i2}	x_{i3}	x_{i4}	x_{i5}	R_i	R_i^2	p_{1i}	p_{2i}	Z_{1i}	Z_{2i}	Z_{3i}	K_{1i}	K_{2i}	Y_i	T_i
x_i	1,00																
x_{i1}	0,33	1,00															
x_{i2}	0,37	-0,00	1,00														
x_{i3}	0,31	0,02	0,01	1,00													
x_{i4}	0,59	-0,08	-0,04	-0,05	1,00												
x_{i5}	0,37	-0,02	-0,04	-0,08	-0,09	1,00											
R_i	0,06	-0,00	0,07	0,04	0,05	-0,03	1,00										
R_i^2	0,04	-0,02	0,05	0,02	0,04	-0,02	0,89	1,00									
p_{1i}	-0,02	-0,04	0,00	-0,03	0,02	-0,02	0,02	0,02	1,00								
p_{2i}	0,18	-0,02	0,00	0,08	0,15	0,11	0,04	0,03	0,12	1,00							
Z_{1i}	-0,03	0,05	0,02	0,01	-0,09	-0,01	-0,01	-0,01	-0,43	-0,29	1,00						
Z_{2i}	-0,15	0,00	-0,02	-0,08	-0,09	-0,11	-0,01	-0,01	0,03	-0,50	-0,26	1,00					
Z_{3i}	-0,04	-0,02	0,02	-0,02	-0,05	0,01	-0,00	0,00	0,48	-0,02	-0,27	-0,27	1,00				
K_{1i}	-0,00	0,03	0,03	-0,02	-0,04	0,02	-0,17	-0,13	0,01	-0,01	0,01	0,00	0,01	1,00			
K_{2i}	0,01	0,01	-0,01	0,04	0,04	-0,06	0,20	0,17	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	-0,43	1,00		
Y_i	-0,03	-0,00	-0,01	-0,01	-0,02	-0,02	-0,00	0,00	-0,09	-0,02	0,02	-0,01	0,00	0,00	-0,02	1,00	
T_i	-0,10	0,01	-0,00	-0,06	-0,06	-0,09	0,01	0,01	-0,01	-0,26	-0,15	0,59	-0,16	-0,00	0,00	-0,03	1,00

Vi skal så se litt nærmere på de enkelte estimerte funksjoner. Før vi går videre vil vi gjøre oppmerksom på at når vi bruker et av elastisitetssymbolene med strek over, f.eks. \hat{E}_i , betyr det den verdien elastisiteten får når vi setter inn de aritmetiske gjennomsnittsverdiene i utvalget for de relevante av de variable R_i , p_{1i} , p_{2i} , x_i og x_{ij} .

a) Kjørelengde totalt

Vi har estimert en etterspørselslikning for total kjørelengde med en personbil i løpet av en uke. Likningen fikk formen:

$$(7.1) \quad x_i = -431,1 + 1,81 R_i - 0,013 R_i^2 - 35,4 p_{1i} + 717,0 p_{2i} - 52,0 Z_{1i} - 87,5 Z_{2i} \\ (0,28) \quad (0,003) \quad (23,4) \quad (147,3) \quad (8,0) \quad (9,9) \\ -58,0 Z_{3i} + 10,8 K_{1i} + 2,80 K_{2i} - 0,580 Y_i - 21,1 T_i \\ (7,6) \quad (6,9) \quad (5,06) \quad (0,181) \quad (10,2)$$

Vi ser at vi får utsagnskraftig positiv koeffisient foran R_i , og utsagnskraftig negativ koeffisient foran R_i^2 . Dette medfører at vi finner en sammenheng mellom x_i og R_i av slik form som vi i kap. 5 antydte at vi ville vente å finne.

Beregning av inntektselastisiteten gir:

$$(7.7) \quad \hat{E} = \frac{R_i}{x_i} (1,81 - 0,026 R_i)$$

Vi ser at $\hat{E} > 0$ når $R_i < 69,6$.

Det skal her gjøres oppmerksom på at inntekten er målt i 100-kroner og er som nevnt tidligere deflatert med konsumprisindeksen (1968=100). Hvis vi regner med at inntektene gjennomsnittlig er deflatert med ca. 45% finner vi at inntektselastisiteten er positiv dersom den månedlige familieinntekt er mindre enn ca. 10 090 kroner. For familier i de hyppigst forekommende inntektsgrupper får vi altså som ventet positiv inntektselastisitet. For de aller høyeste inntektsgrupper er etter dette bilkjøring et inferiørt gode. Videre finner vi at $\hat{E}_1 = 0,16$, og det viser seg ved hjelp av en to-sidig t-test, at elastisiteten er signifikant positiv.

Konklusjonen av dette blir at inntekten ser ut til å ha betydning for bilkjøring, men at virkningen av en inntektsøkning for de fleste inntektsgrupper blir relativt liten. Det ville kanskje også være rimelig å tro at inntekten virker sterkere motiverende ved kjøp av bil og valg av bilmerke enn ved den daglige bruken.

Heller ikke estimatet for koeffisienten foran p_{1i} er signifikant forskjellig fra null. Ved beregning av den direkte priselastisiteten finner vi at $\hat{e}_1 = -0,20$. Vi får altså som ventet negativt fortegn, men siden \hat{c} ikke er signifikant blir konklusjonen at det er vanskelig å finne noen klar sammenheng mellom total kjørelengde og bensinpris. Dette gjelder i hvert fall så lenge bensinprisene ligger på et nivå som noenlunde samsvarer med det vi hadde i undersøkelsesperioden.

Imidlertid viser det seg at koeffisienten \hat{d} er utsagnskraftig positiv. Ved beregning av priselastisiteten får vi en høy verdi, $\hat{e}_2 = 3,16$. Det skal nevnes at den benyttede prisindeks har vist svært liten variasjon i løpet av undersøkelsesperioden, og at vi ved estimering av alle koeffisientene d og d_j har fått svært store standardavvik. Likevel tyder resultatene på at senkning av prisene på kollektive transportmidler skulle være et effektivt middel hvis man ønsket å begrense folks bruk av personbil. Vi kan imidlertid vanskelig på dette grunnlaget trekke konklusjoner om hva som vil skje hvis prisene på kollektivtransporten skulle legge seg på et helt annet (og evt. lavere) nivå.

Ellers finner vi som ventet signifikant negative estimater for koeffisientene foran alle våre tre sesongvariable, noe som forteller om mindre kjøring høst, vinter og vår enn i basisperioden, sommeren. Vi finner ikke grunnlag for å si noe om forholdet mellom kjøring i tettbygde og grisgrendte strøk, men derimot tyder resultatene på samlet kjøring var mindre enn ellers de ukene vi hadde helgeforbud, og at samlet kjørelengde går ned når bilen blir eldre.

b) Kjørelengde til og fra arbeid

Denne kjøretypen er spesielt interessant siden reisene til og fra arbeid stort sett foregår i rush-tida og er i stor grad årsak til køproblemer i de større byene.

Den estimerte etterspørselsfunksjonen ble:

$$(7.2) \quad x_i = 9,66 + 0,368 R_i - 0,0046 R_i^2 - 23,9 p_{1i} + 59,1 p_{2i} + 11,0 Z_{1i} + 3,6 Z_{2i} + 2,8 Z_{3i} \\ (0,112) \quad (0,0012) \quad (9,4) \quad (59,4) \quad (3,2) \quad (4,0) \quad (3,0) \\ + 12,2 K_{1i} + 5,1 K_{2i} - 0,034 Y_i + 6,2 T_i \\ (2,8) \quad (2,0) \quad (0,073) \quad (4,1)$$

Vi ser at estimatet for koeffisienten b_{11} er positiv og at estimatet for b_{21} er negativ, begge signifikante. Dermed får vi en form på x_{i1} -funksjonen (kap. 5) som tilsvarer det vi ville regne som normalt.

Beregning av inntektselastisiteten gir:

$$(7.8) \quad \hat{E}_1 = \frac{R_i}{x_{i1}} (0,368 - 0,0092 R_i)$$

Dette gir $\hat{E}_1 > 0$ når $R_i < 40,0$.

Med vårt valg av funksjonsform skulle vi vente å finne at bilkjøring blir et inferiørt gode når bare inntekten blir tilstrekkelig stor. Grenseverdien i dette tilfellet, $R_i = 40,0$ ligger riktig nok

relativt lavt, om enn noe over gjennomsnittet idet det svarer til en månedsinntekt på ca. 5 800 kroner. En skal imidlertid være klar over at beregningen av denne grenseverdien er beheftet med en del usikkerhet. Videre finner vi at $\hat{E}_1 = 0,05$, dvs. at inntektselastisiteten "gjennomsnittlig" er svakt positiv. For familier i de vanligste inntektsgrupper er det således lite som tyder på at inntekten har nevneverdig betydning for kjøring med privatbil til og fra arbeid.

Estimatet for koeffisienten c_1 blir signifikant negativ. Dette kan tolkes dithen at en øking i bensinpris fører til at en del mennesker går over fra å kjøre egen bil til jobben til å reise kollektivt, evt. at flere går sammen om å kjøre i samme bil. Når vi beregner priselastisiteten finner vi at $\hat{e}_{11} = -0,57$.

Ved beregning av elastisiteten m.h.p. prisen på reiser med kollektive transportmidler får vi $\hat{e}_{21} = 1,12$, altså en relativt stor positiv verdi. Det er imidlertid verdt å merke seg at vi likevel ikke har noen utsagnskraftig positiv regresjonskoeffisient, noe som skyldes at standardavviket er stort. En skulle kanskje tro at prisen på kollektiv transport skulle ha stor betydning i denne sammenhengen, men da skal en også være oppmerksom på at mange av dem som har svart på Statistisk Sentralbyrås spørreskjemaer bor i strøk hvor det ikke er mulig å bruke kollektiv transport til arbeidet. Det eneste alternativet til å kjøre egen bil er å sitte på med andre.

Estimatene for koeffisientene foran våre sesongvariable viser mere kjøring til og fra arbeid om høsten enn om sommeren, mens de to andre estimatene ikke er signifikante. Dette skyldes vel at sommeren er ferietid og at kjøringen til og fra arbeid derfor blir relativt liten selv om føreforholdene er bedre enn resten av året.

Estimatene for koeffisientene foran bosettingsvariablene er begge signifikant positive, størst for griseholdte strøk hvor det er få alternative framkomstmidler. Tolkingen her er noe vanskeliggjort p.g.a. et litt uheldig valg av referansegruppe. Helgeforbudet og bilens alder ser ikke ut til å ha nevneverdig betydning.

c.) Kjørelengde i arbeid

Den estimerte etterspørselsfunksjonen for kjøring i arbeid var som følger:

$$(7.3) \quad x_{i2} = -20,5 + 0,61 R_i - 0,0024 R_i^2 + 0,40 p_{1i} + 34,3 p_{2i} + 6,3 Z_{1i} - 1,3 Z_{2i} \\ + 5,2 Z_{3i} + 9,7 K_{1i} - 2,4 K_{2i} - 0,062 Y_i + 2,8 T_i \\ \begin{matrix} (0,12) & (0,0013) & (10,0) & (63,0) & (3,4) & (4,2) \\ (3,2) & (3,0) & (2,2) & (0,077) & (4,3) \end{matrix}$$

Som nevnt tidligere i kapitlet fikk vi ved k_{j1} -kvadrat-testen forkastet hypotesen om normalfordelte restledd. Ved tolkingen av resultatene må vi derfor ta visse forbehold.

Vi ser at vi også her får et positivt estimat for b_{12} og et negativt estimat for b_{22} , sistnevnte riktig nok ikke signifikant. Dermed får vi en x_{i2}^x -funksjon av samme form som vi ville ventet å finne. Vi finner at inntektselastisiteten for kjøring i arbeid kan uttrykkes ved:

$$(7.9) \quad \hat{E}_2 = \frac{R_i}{x_{i2}} (0,61 - 0,0048 R_i)$$

Vi finner at $\hat{E}_2 > 0$ når $R_i < 127,1$, dvs. at inntektselastisiteten først blir negativ for familier med høyere månedlig inntekt enn ca. 18 430 kroner. Vi finner $\hat{E}_2 = 0,46$, altså klart positiv.

Estimatet for regresjonskoeffisienten foran bensinprisen viser seg noe overraskende å være positiv. Siden koeffisientens absoluttverdi bare er ca. 4% av standardavviket er det vel liten grunn til å legge særlig vekt på dette. Ved beregning av den direkte priselastisitet får vi $\hat{e}_{12} = 0,02$.

Heller ikke estimatet d_2 blir utsagnskraftig, men punkttestimatet er som forventet positivt. Likevel finner vi at priselastisiteten \hat{e}_{22} blir såvidt høy som 1,11.

Estimatene for koeffisientene foran sesongvariablene viser som ventet omtrent samme mønster som for kjøring til og fra arbeid. Videre finner vi at estimat for koeffisienten til K_{1i} er utsagnskraftig positiv, mens estimatet for koeffisienten til K_{2i} er ikke-utsagnskraftig negativ. Kanskje skyldes dette at folk bosatt i tettbygd strøk i stor grad har firmabiler disponible til kjøring i arbeid. Vi får heller ikke denne gang påvist noen sammenheng mellom kjørelengde og bilens alder eller den innførte oljekrisevariabel.

d) Helgekjøring

Den estimerte etterspørselsfunksjon for helgekjøring er:

$$(7.4) \quad x_{i3} = -98,5 + 0,42 R_i - 0,0034 R_i^2 - 24,6 p_{1i} + 151,1 p_{2i} - 3,8 Z_{1i} - 12,7 Z_{2i} \\ (0,11) \quad (0,0012) \quad (9,0) \quad (56,5) \quad (3,1) \quad (3,8) \\ -4,7 Z_{3i} + 0,18 K_{1i} + 6,0 K_{2i} - 0,060 Y_i - 7,7 T_i \\ (2,9) \quad (2,7) \quad (1,9) \quad (0,069) \quad (3,9)$$

Også her må vi være oppmerksomme på at vi ved k_{ji} -kvadrat-testen fikk forkastet hypotesen om normalfordelte restledd.

Det viser seg at estimatene for koeffisientene foran inntektsleddene forholder seg slik vi antok i kap. 5, dvs. at \hat{b}_{13} er signifikant positiv og \hat{b}_{23} signifikant negativ. Beregning av inntektselastisiteten for helgekjøring gir:

$$(7.10) \quad \hat{E}_3 = \frac{R_i}{x_{i3}} (0,42 - 0,0068 R_i)$$

Dette viser at $\hat{E}_3 > 0$ når $R_i < 61,8$, dvs. at inntektselastisiteten er positiv for månedlige familieinntekter mindre enn ca. 8 960 kroner. Helgekjøring blir således et inferiørt gode bare for de aller høyeste inntektsgrupper. Vi finner at $\hat{E}_3 = 0,29$.

Estimatet for regresjonskoeffisienten c_3 blir utsagnskraftig negativ, og vi finner at $\hat{e}_{13} = -1,22$, dvs. en større negativ verdi enn vi har funnet tidligere. Dette kan tyde på at helgekjøringen er relativt elastisk overfor prisendringer, noe som virker rimelig da denne typen av kjøring vanligvis ikke er nødvendig i noen forstand.

Vi finner at estimatet \hat{d}_3 er signifikant positivt. Når folk reiser på week-end-turer med overnatting ser det altså ut til at de kan tenke seg å reise kollektivt dersom prisene er gunstige. Vi får fremdeles en høy krysselastisitet, nemlig $\hat{e}_{23} = 5,93$. Det er imidlertid grunn til igjen å understreke at standardavviket på \hat{d} -ene hele tiden er stort.

Dessuten viser etterspørselsfunksjonen klart mindre helgekjøring om vinteren enn om sommeren, og ikke-signifikante negative estimater for koeffisientene for høst- og vårsesongen. Det ser ut til at helgekjøringen er relativt stor i tettbygde strøk.

Noe underlig er det at vi ikke får signifikant negativt estimat for koeffisienten foran oljekrisevariabelen T_i , siden denne ble innført for å ta vare på virkningen av kjøreforbud i helgene. Vi får imidlertid en t-verdi på tett oppunder 2 (1,97). Definisjonen av helgekjøring (overnatting utenfor hjemmet) kan også spille inn.

e) Feriekjøring

En skal være oppmerksom på at feriekjøring i større grad enn de øvrige kjøretypene vi opererer med i undersøkelsen er konsentrert om visse årstider. I vårt tilfelle har vi således relativt mange positive ($x_{i4} > 0$) observasjoner av feriekjøring i første og siste del av undersøkelsesperioden (sommeren 1973 og sommeren 1974). I resten av perioden har vi relativt få, trolig visse mindre topper i jula 1973 og påsken 1974.

Den estimerte etterspørselsfunksjon for feriekjøring ser slik ut:

$$(7.5) \quad x_{i4} = -124,8 + 0,52 R_i - 0,0021 R_i^2 + 49,0 p_{1i} + 124,0 p_{2i} - 59,0 Z_{1i} - 61,8 Z_{2i} \\ (0,20) \quad (0,0021) \quad (16,5) \quad (104,2) \quad (5,7) \quad (7,0) \\ -60,5 Z_{3i} - 10,9 K_{1i} + 5,9 K_{2i} - 0,22 Y_i - 4,8 T_i \\ (5,4) \quad (4,9) \quad (3,6) \quad (0,13) \quad (7,2)$$

Også her må vi, før vi begynner å tolke data, minne om at vi fikk forkastet hypotesen om normalfordelte restledd.

Vi får også her en "normal" form på x_{ij}^x -funksjonen. Estimatet for koeffisienten foran R_i er

signifikant positiv, estimatet for koeffisienten foran R_i^2 er ikke-signifikant negativ. Beregning av inntektselastisiteten gir:

$$(7.11) \quad \hat{E}_4 = \frac{R_i}{x_{i4}} (0,52 - 0,0042 R_i)$$

Dette gir $\hat{E}_4 > 0$ når $R_i < 123,8$, dvs. at vi får negativ inntektselastisitet bare når familiens månedsinntekt var større enn ca. 17 940 kroner. Gjennomsnittsinntekten i utvalget er mindre enn en fjerdedel av dette, og selv om bileiere kanskje ofte har høyere inntekt enn det som er vanlig blant landets totale befolkning er det grunn til å tro at svært få bileiere har såvidt høy inntekt. Vi beregner inntektselastisiteten $\hat{E}_4 = 0,36$, dvs. den nest største verdien vi har funnet til nå.

Mer overraskende er det at estimatet \hat{c}_4 blir signifikant positivt. Ved beregning av den direkte priselastisitet finner vi $\hat{e}_{14} = 1,93$. Det er grunn til å merke seg at både sommeren 1973 og sommeren 1974 holdt de nominelle bensinprisene seg relativt konstant, eller m.a.o., vi hadde et mindre fall i realprisene. I perioden med stigende bensinpriser hadde vi få observasjoner med $x_{i4} > 0$.

Det kan tenkes at det er psykologiske faktorer som spiller inn når vi får en såvidt stor positiv priselastisitet. Når det begynte å nærme seg sommerferien 1974 hadde de fleste fått anledning til å venne seg til det nye nivået på bensinprisene og syntes ikke lenger det var så avskrekkende. Dette kan lede til en hypotese om at pris-stigningen i seg selv kan ha innvirkning på folks tilpasning i dette tilfellet, og ikke bare de relative priser. En slik hypotese er det imidlertid vanskelig å få verifisert, evt. avkrefte ut fra de foreliggende resultater.

Estimatet for koeffisienten d_4 blir ikke utsagnskraftig. Elastisiteten \hat{e}_{24} får likevel også i dette tilfellet en relativt høy verdi, nemlig 3,87.

Som rimelig er, viser resultatene klart mindre feriekjøring høst, vinter og vår enn om sommeren. Likeledes synes resultatene å tyde på relativt lite feriekjøring i grisgrendte strøk. Mange av innbyggerne her er vel knyttet til jordbruket og avhengige av å være til stede store deler av året. Rimelig er det også at oljekrise-variabelen T_i ikke slår ut siden denne skriver seg til perioder av året med lite feriereiser. En skulle kanskje vente at bilens alder skulle ha betydning, men i følge resultatene blir ikke estimatet for regresjonskoeffisienten signifikant negativt, når en benytter en to-sidig test med 5%-nivå.

f) Annen privat kjøring

Den estimerte etterspørselsfunksjon for annen privat kjøring har formen:

$$(7.6) \quad x_{i5} = -196,8 - 0,10 R_i - 0,0003 R_i^2 - 36,3 p_{1i} + 348,5 p_{2i} - 6,5 Z_{1i} - 15,4 Z_{2i} \\ (0,14) \quad (0,0015) \quad (11,7) \quad (73,9) \quad (4,0) \quad (5,0) \\ -0,77 Z_{3i} - 0,29 K_{1i} - 11,8 K_{2i} - 0,20 Y_i - 17,5 T_i \\ (3,8) \quad (3,5) \quad (2,5) \quad (0,09) \quad (5,1)$$

Vi får her negative estimater for koeffisientene foran begge innteksleddene. Ingen av dem er imidlertid signifikante, så vi vil ikke legge for stor vekt på dette. Uttrykket for inntektselastisiteten blir:

$$(7.12) \quad \hat{E}_5 = \frac{R_i}{x_{i5}} (-0,10 - 0,0006 R_i)$$

Vi ser at $\hat{E}_5 < 0$ for alle $R_i > 0$. Annen privat kjøring er etter dette et inferiørt gode for alle innteksgrupper. Vi finner imidlertid at $\hat{E}_5 = -0,03$, altså en relativt lav verdi, og mindre enn halvparten av standardavviket på estimatet, som altså er beregnet til 0,07. Inntekten ser således ut til å ha liten innvirkning på denne kjøretypen.

Det viser seg at estimatet for regresjonskoeffisienten foran bensinprisen er signifikant negativt. Den direkte priselastisiteten er beregnet til $\hat{e}_{15} = -0,54$. Denne kjøretypen har da heller ikke noe sterkt nødvendighetspreg.

Estimatet for koeffisienten foran p_{2i} er utsagnskraftig positiv. Vi finner på ny en høy verdi for krysselastisiteten, $\hat{e}_{25} = 4,08$.

Resultatene forteller ellers om lite annen privat kjøring om vinteren, mens estimatene for koeffisientene foran de øvrige Z-variable ikke er utsagnskraftige. Ellers er det lite av kjøretypen i tettbygde strøk, noe som kanskje kan skyldes kort vei til serviceinstitusjoner og venner og bekjente. Rimelig synes det også å være at estimatet for koeffisienten foran T_i er signifikant negativ, siden det i denne kjøretypen inngår en del private småturer i helgene. Som eneste kjøretype får vi nå også negativ signifikant sammenheng mellom kjørelengde og bilens alder.

g) Oppsummering av resultatene

Tabell 3 viser hvilke koeffisienter vi får signifikant positive og negative estimater for, og gir dessuten en del av de hovedtall som er framkommet ved beregningene.

Når vi ser nærmere på elastisitetene E , E_j , e_{1j} , e_1 , e_2 og e_{2j} er det enkelte forhold vi skal være spesielt oppmerksomme på.

For det første er det i økonomisk teori mest vanlig å anta at det er nettoinntekten som er den konsum-motiverende inntekt. Datamaterialet vårt er imidlertid slik at det har vært greiest å bruke bruttoinntekten for R_i . På grunn av progressiviteten i skattesystemet vil som regel en øking i bruttoinntekten på 1% medføre en mindre prosentvis øking i nettoinntekten. Særlig for høyinntektsgruppene kan forskjellen bli stor. Det er derfor trolig at vi ville fått noe høyere verdier for inntektselastisitetene hvis vi hadde basert oss på nettoinntektsbegrepet.

På samme måte viser bensinprisen (se vedlegg 2) en raskere stigning enn Indeks for drift og vedlikehold av egne transportmidler. Dersom denne indeksen var blitt lagt til grunn ville vi således trolig ha fått høyere absoluttverdier for størrelsene av de direkte priselastisiteter. Muligens hadde vi fått slikt utslag også om vi hadde kunnet bruke en tenkt indeks for bruk av personbil.

Ved vurdering av elastisitetene skal vi være klar over at størrelsen av disse varierer med de variable x_i , x_{ij} , R_i , p_{1i} og p_{2i} . Vi har tidligere sett hvordan inntektselastisitetene endres ved partielle endringer i R_i . Videre ser vi av (5.20) - (5.23) at e_1 , e_{1j} og e_2 , e_{2j} vil øke proporsjonalt med en partiell endring i henholdsvis p_{1i} og p_{2i} . Nå skal vi imidlertid være klar over at ifølge vår teori vil endringer i pris- og inntektsvariablene også føre til endringer i kjørelengden. Siden de også inngår i uttrykkene (5.20) - (5.23) kan vi ikke umiddelbart si noe om hvordan størrelsene på elastisitetene vil variere med de variable, når unntas fortegnet på E og E_j som er uavhengig av x_i og x_{ij} .

Stort sett forteller tabell 3 at estimatene for koeffisientene har antatt de fortegn vi ville vente at de skulle få. Unntaket er i første rekke den direkte prisvirkning for feriekjøring som vi har forsøkt å forklare. Vi ser dessuten at de beregnede "gjennomsnittlige" inntektselastisitetene er små, den største av de positive verdier finner vi for kjøring i arbeid.

Ellers ser vi at krysselastisitetene \hat{e}_2 og \hat{e}_{2j} over alt er større i absoluttverdi enn de tilsvarende direkte priselastisiteter \hat{e}_1 og \hat{e}_{1j} . Som nevnt tidligere kan dette i stor grad avfeies med at standardavvikene på estimatene til koeffisientene d og d_j er store. Med alle forbehold som tidligere er nevnt, tyder imidlertid dette på at en ved endringer i prisene på reiser med kollektive transportmidler lettere kan regulere bilbruken enn ved endringer i bensinprisene. Det er imidlertid verdt å merke seg at for kjøring i arbeid, som kanskje er den kjøretypen med størst negative indirekte virkninger (køer, forurensninger etc.) finner vi den nest laveste verdien for \hat{e}_{2j} . Den største negative verdi for \hat{e}_{1j} finner vi for et "luksuspreget" kjøreformål som helgekjøring.

Tabell 3. Oversikt over beregningsresultatene

	Regresjonskoeffisientene foran:											Elastisiteter					Normalitet	Multipl korrelasj.
	R_i (inntekt)	R_i^2	P_{1i} (bensin- pris)	P_{2i} (pris koll. tr.midler)	Z_{1i} (høst)	Z_{2i} (vinter)	Z_{3i} (vår)	K_{1i} (gris- grendt)	K_{2i} (tett- bygd)	Y_i (bilens alder)	T_i (olje- krise)	\hat{E}_i, \hat{E}_j	$\hat{e}_{1j}, \hat{e}_{2j}$	$\hat{E}_i, \hat{E}_j > 0$ når				
x_i (samlet kjøring)	+	-	0	+	-	-	-	0	0	-	-	0,16	-0,20	3,16	$R_i < 69,6$	Ikke fork.	0,232	
x_{i1} (kj. til og fra arbeid)	+	-	-	0	+	0	0	+	+	0	0	0,05	-0,57	1,12	$R_i < 40,0$	Ikke fork.	0,083	
x_{i2} (kjøring i arbeid)	+	0	0	0	0	0	0	+	0	0	0	0,46	0,02	1,11	$R_i < 127,1$	Fork.	0,088	
x_{i3} (helgekjøring)	+	-	-	+	0	-	0	0	+	0	0	0,29	-1,22	5,93	$R_i < 61,8$	Fork.	0,121	
x_{i4} (feriekjøring)	+	0	+	0	-	-	-	-	0	0	0	0,36	1,93	3,87	$R_i < 123,8$	Fork.	0,206	
x_{i5} (annen priv. kjøring)	0	0	-	+	0	-	0	0	-	-	-	-0,03	-0,54	4,08	Aldri	Ikke fork.	0,150	

Symbolforklaring: + = regresjonskoeffisienten er signifikant positiv (5%-nivå)
 - = regresjonskoeffisienten er signifikant negativ (5%-nivå)
 0 = regresjonskoeffisienten er ikke signifikant forskjellig fra null (5%-nivå)

Beregning av månedsvi inntekt

År	Måned	Lønnsindeks ¹⁾	Beregnet månedsvi lønnsindeks	R _i ²⁾
1973	Januar	} 287		
	Februar			
	Mars			
	April			
	Mai	} 304	304	0,0603 R _i ⁷³
	Juni		305	0,0599 R _i ⁷³
	Juli		306	0,0598 R _i ⁷³
	August		307	0,0602 R _i ⁷³
	September	} 307	310	0,0603 R _i ⁷³
	Oktober		313	0,0603 R _i ⁷³
	November		317	0,0606 R _i ⁷³
	Desember		319	0,0608 R _i ⁷³
1974	Januar	} 322	321	0,0604 R _i ⁷³
	Februar		322	0,0600 R _i ⁷³
	Mars		332	0,0612 R _i ⁷³
	April		342	0,0625 R _i ⁷³
	Mai	} 351	351	0,0643 R _i ⁷³
	Juni		358	0,0652 R _i ⁷³
	Juli		365	0,0657 R _i ⁷³
	August		371	0,0664 R _i ⁷³
	September			

1) Indeks for gjennomsnittlig timefortjeneste (ekskl. betaling for helge- og høytidsdager) for voksne menn i bergverksdrift og industri. Norsk Arbeidsgiverforenings kvartalsstatistikk, (1959=100).

K i l d e: Statistisk Månedshefte nr. 12-1973 og nr. 7-1975.

2) Det er senere funnet en mindre feil ved beregningene av R_i slik at tallene for månedene februar-august 1974 ligger ca. 0,3% for høyt.

R_i er beregnet ved hjelp av følgende formål:

$$R_i = \frac{R_i^{73}}{k_t} \cdot \frac{i_t}{3(2,87 + 3,04 + 3,07 + 3,17)}$$

der R_i⁷³ er den nominelle familieinntekt for den familien som eieren av bil nr. i tilhører iflg. statsskattelikningen for 1973.

i_t er beregnet månedsvi lønnsindeks for måned nr. t

k_t er konsumprisindeksen for måned nr. t (se vedlegg 2) (t=1,...,16)



Prisvariable

År	Måned	Konsumpris- indeksen	Indeks for drift og vedlikehold av egne transportmidler ¹⁾	Indeks for bruk av offentlige transport- midler ¹⁾	Pris pr. liter bensin ²⁾
1973	Mai	138,2	132,4	137,7	152,9
	Juni	139,6	133,8	139,1	152,9
	Juli	140,4	135,9	139,1	152,9
	August	139,8	135,9	139,1	156,5
	September	141,0	136,8	138,9	161,8
	Oktober	142,4	139,1	138,9	162,7
	November	143,3	139,1	135,7	163,0
	Desember	143,9	140,8	138,7	171,6
1974	Januar	145,7	148,9	139,9	184,5
	Februar	147,6	151,5	140,7	193,0
	Mars	149,3	156,8	142,1	209,0
	April	150,3	157,0	149,7	209,0
	Mai	150,1	157,0	149,7	209,0
	Juni	151,0	158,1	149,7	209,0
	Juli	152,8	158,8	157,3	209,0
	August	153,7	158,8	157,3	209,0

1) K i l d e: Upublisert materiale, Statistisk Sentralbyrå (1968=100)

2) K i l d e: [2]

Som uttrykk for p_{1i} er benyttet pris pr. liter bensin deflatert med konsumprisindeksen.

Som uttrykk for p_{2i} er benyttet indeks for bruk av offentlige transportmidler deflatert med konsumprisindeksen ($t=1, \dots, 65$).



Litteraturhenvisninger

- [1] Jan Serck-Hanssen Teorier for konsumentenes atferd.
Universitetsforlaget, Oslo 1964.
- [2] Pieter Veninga og Virkningen av energikrisen 1973-74 på
Robert Rafn persontransportsektoren.
TØI-rapport av 15.11.1974
- [3] Herdis Thorén Amundsen Innføring i statistisk metodelære.
Foreløpig utgave, Oslo september 1971.
- [4] Herdis Thorén Amundsen Statistisk metodelære II.
Foreløpig utgave, Oslo 2.1.1973.
- [5] Herdis Thorén Amundsen Innføring i teoretisk statistikk. Hefte III.
Universitetsforlaget, Oslo/Bergen/Tromsø 1969.
- [6] J. Johnston Econometric Methods.
Mc. Graw-Hill, Kogakusha Ltd. Tokio 1972
- [7] Lawrence R. Klein An Introduction to Econometrics.
Prentice Hall Inc., Englewood Cliffs, N.J. 1962
- [8] Peter Bjørn Andersen Prognose for persontransporten mellom Øst- og
Vest-Danmark i 1985: Teorien bag den oppstillede
efterspørgselsmodel.
DTH, oktober 1974.
- [9] Tom Bang Torgersen Eie og bruk av personbiler 1967.
Slemdal, august 1968.
- [10] Statistisk Sentralbyrå Eie og bruk av personbil.
SU nr. 9-1975.
- [11] Grete Dahl og Statistisk Sentralbyrås regresjonsprogram.
Kjetil Sørli Arbeidsnotater. IO 74/37.