

En økonomisk model for bilejerskab og bilkørsel

Thomas Bue Bjørner

AKF – Amternes og Kommunernes Forskningsinstitut

SUMMARY: A micro econometric analysis of the demand for car ownership and car use is presented in this article. The model is estimated with data for 6252 Danish households. Following de Jong (1990) the demand for car ownership is estimated in a random utility framework, where the utility of car ownership is derived from the demand for car use. Car ownership and car use are estimated jointly, taking into account the fixed and variable costs in the budget restriction. The calculated car-use elasticity with respect to income is +0.42, while the elasticities with respect to fixed and variable costs are -2.48 and -1.63. As expected, increasing variable costs will reduce car use, but in this model it is found that variable costs affect transport demand primarily by reducing car ownership.

1. Indledning

Det stigende transportomfang har bidraget til at forøge den samlede danske emission af CO₂. Denne udvikling har øget opmærksomheden for at regulere det samlede transportomfang og fordelingen af transporten mellem forskellige transportmidler. Ud over CO₂-emission er der en række andre eksterne effekter forbundet med transport. Det er f.eks. støj, trafikulykker og trængselseffekter. I en dansk sammenhæng har de forskellige eksterne effekter og spørgsmålet om regulering af transportsektoren for nylig været behandlet af Det Økonomiske Råd (DØR, 1996).

Personbiler tegner sig for mere end 3/4 af den samlede persontransport målt i personkm, og deres andel i dag er højere, end den har været i de sidste 25 år. På trods af stigningen i bilparken og bilkørslen i de senere år er bilejerskabet pr. indbygger stadig relativt lavt i Danmark sammenlignet med de fleste andre vesteuropæiske lande på samme indkomstniveau. Potentielt er der således »plads til« (eller risiko for), at bilparken i Danmark fortsat vil kunne vokse. Ud over de miljømæssige konsekvenser vil en yderligere stigning i den samlede bilkørsel kunne nødvendiggøre øgede investeringer

Arbejdet bag denne artikel er støttet af Det Strategiske Miljøforskningsprogram. Artiklen er skrevet på baggrund af Bjørner (1997), hvor supplerende analyser mv. kan findes. Farideh Ramjerdi, Christian Hjorth-Andersen og Ellen Andersen samt Anders Holm, Lars Even Rasmussen, Leif Husted og Lars Gåm Hansen fra AKF har bidraget med råd og kommentarer.

En økonomisk model for bilejerskab og bilkørsel

Thomas Bue Bjørner

AKF – Amternes og Kommunernes Forskningsinstitut

SUMMARY: A micro econometric analysis of the demand for car ownership and car use is presented in this article. The model is estimated with data for 6252 Danish households. Following de Jong (1990) the demand for car ownership is estimated in a random utility framework, where the utility of car ownership is derived from the demand for car use. Car ownership and car use are estimated jointly, taking into account the fixed and variable costs in the budget restriction. The calculated car-use elasticity with respect to income is +0.42, while the elasticities with respect to fixed and variable costs are -2.48 and -1.63. As expected, increasing variable costs will reduce car use, but in this model it is found that variable costs affect transport demand primarily by reducing car ownership.

1. Indledning

Det stigende transportomfang har bidraget til at forøge den samlede danske emission af CO₂. Denne udvikling har øget opmærksomheden for at regulere det samlede transportomfang og fordelingen af transporten mellem forskellige transportmidler. Ud over CO₂-emission er der en række andre eksterne effekter forbundet med transport. Det er f.eks. støj, trafikulykker og trængselseffekter. I en dansk sammenhæng har de forskellige eksterne effekter og spørgsmålet om regulering af transportsektoren for nylig været behandlet af Det Økonomiske Råd (DØR, 1996).

Personbiler tegner sig for mere end 3/4 af den samlede persontransport målt i personkm, og deres andel i dag er højere, end den har været i de sidste 25 år. På trods af stigningen i bilparken og bilkørslen i de senere år er bilejerskabet pr. indbygger stadig relativt lavt i Danmark sammenlignet med de fleste andre vesteuropæiske lande på samme indkomstniveau. Potentielt er der således »plads til« (eller risiko for), at bilparken i Danmark fortsat vil kunne vokse. Ud over de miljømæssige konsekvenser vil en yderligere stigning i den samlede bilkørsel kunne nødvendiggøre øgede investeringer

Arbejdet bag denne artikel er støttet af Det Strategiske Miljøforskningsprogram. Artiklen er skrevet på baggrund af Bjørner (1997), hvor supplerende analyser mv. kan findes. Farideh Ramjerdi, Christian Hjorth-Andersen og Ellen Andersen samt Anders Holm, Lars Even Rasmussen, Leif Husted og Lars Gåm Hansen fra AKF har bidraget med råd og kommentarer.

for at udvide vejnettets kapacitet. Denne artikel indeholder en empirisk analyse af bilejerskab og bilkørsel ud fra mikrodata for familier. Analysen kan anvendes til at forudsige den fremtidige biltrafik og belyse effekten af f.eks. ændrede vægt- og benzinafgifter. Modellen tager eksplicit udgangspunkt i økonomisk teori for forbrugernes adfærd.

Der findes et stort antal udenlandske undersøgelser af bilejerskab og bilkørsel. De tidlige bidrag var oftest baseret på aggregerede data f.eks. i form af tidsserier, men i løbet af 1980'erne har der været et stigende antal undersøgelser, hvor mikrodata har været anvendt. I forbindelse med opstillingen af modeller for bilejerskab, bilkørsel og valg af biltype har forskellige kausalitetsproblemer været diskuteret i litteraturen (jævnfør f.eks. Henscher et al. (1992) og Mannering og Train (1985)). Eksempelvis vil familier med stort transportbehov (eller transportefterspørgsel) have en større tendens til at have en eller eventuelt flere biler, men omvendt vil en familie med flere biler være mindre begrænset i sin kørsel sammenlignet med en familie med kun én eller slet ingen bil. I relation til biltype og bilkørsel vil en familie med en »god« bil formentlig have en større efterspørgsel efter bilkørsel, fordi det er behageligere at køre i en god bil. På den anden side vil en familie med stort kørselsbehov også ønske en god bil, fordi der skal tilbringes meget tid i bilen.

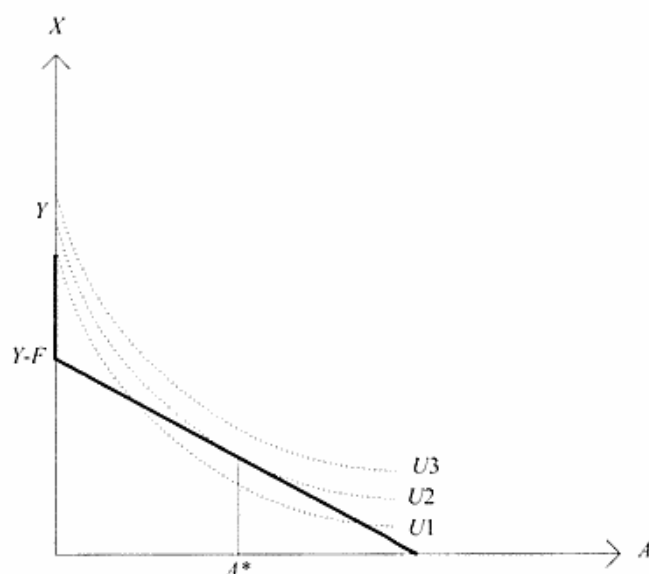
I denne artikel estimeres en model for valg mellem 0 eller 1 bil, hvor beslutningen om bilejerskab henføres til nytten ved at bruge bil. Oplysninger om bilejerskab og bilkørsel er en blanding af diskrete data (ejerskab) og kontinuerte data (kørsel), som estimeres simultant. Valg af forskellige biltyper beskrives ikke i modellen. Således antages, at biler er homogene goder. Den estimerede model peger i retning af, at de variable omkostninger har større indflydelse på bilparkens størrelse, end andre danske undersøgelser har vist, således at benzinafgifter på langt sigt vil være effektive til at begrænse det samlede transportomfang.

I det næste afsnit gives en simpel grafisk fremstilling af efterspørgslen efter bilejerskab og bilkørsel. I afsnit 3 opstilles en mere formel model. De anvendte data beskrives i afsnit 4. Estimationsresultater beskrives i afsnit 5, mens afsnit 6 sammenligner med andre empiriske undersøgelser. En sammenfatning og konklusion gives i afsnit 7.

2. Økonomisk model for bilejerskab og bilbrug

Udgangspunktet er en simpel nyttefunktion $U(X, A)$ for en familie, hvor A angiver kørsel i bil og X er andre varer.

Indifferenskurver for $U(X, A)$ er illustreret i figur 1. Indifferenskurverne skærer den lodrette akse, idet det antages, at familien kan klare sig uden bilkørsel, mens familien altid vil forbruge noget af de andre varer (X).



Figur 1.

Det antages, at nytten af bilejerskab skyldes *kørsel* med bilen, mens der ikke er nytte ved i sig selv at *eje* en bil. Der skelnes ikke mellem forskellige typer af biler, dvs. at biler betragtes som homogene goder. Familiens budgetbegrænsning afhænger af, hvorvidt der ejes en bil – dvs. om $A = 0$, eller om $A > 0$:

$$\begin{array}{ll} Y \geq X & \text{hvis } A = 0 \\ Y \geq X + F + cA & \text{hvis } A \geq 0 \end{array}$$

hvor F er de faste omkostninger ved bilejerskab, og c er de variable omkostninger. En familie vil ikke nødvendigvis vælge at have bil. Uden bil vil familiens nytte være $U(X = Y, 0)$ idet det antages, at hele indkomsten (Y) anvendes til forbrug af andre varer. Familien vil vælge bilejerskab, hvis $U(X, A) > U(Y, 0)$

Budgetbegrænsningen er ligeledes tegnet ind i figur 1. Hvis familien bruger hele sin indkomst på andre varer, vil det i dette tilfælde give den nytten U_1 . Hvis familien vælger bilejerskab, skal de faste afgifter afholdes, inden restindkomsten ($Y-F$) kan fordeles på udgifter til kørsel og forbrug af andre varer. Ved bilejerskab vil agenten vælge en kombination af varekøb og kørsel svarende til A^* , hvilket svarer til nytten U_2 . I dette tilfælde er $U(X, A^*) > U(Y, 0)$, og agenten vil derfor vælge bilejerskab.¹

1. De faste omkostninger medfører, at budgetbegrænsningen er ikke-konveks. Ikke-konvekse budgetbegrænsninger betyder, at der ikke nødvendigvis er en entydig løsning på forbrugerenes optimeringsproblem. I dette tilfælde er der da også mulighed for to løsninger (bilejerskab og ikke bilejerskab).

I næste afsnit konkretiseres denne model. Det sker ved at antage en plausibel specifikation for efterspørgslen efter bilkørsel (givet bilejerskab). Ud fra efterspørgslen efter bilkørsel kan udledes et udtryk for nytten ved bilejerskab, som bruges til at opstille en empirisk model.

3. Specifikation af modellen

Opstillingen og specifikationen af modellen følger de Jong (1989 og 1990), som igen er inspireret dels af mikroøkonometriske modeller for arbejdsudbud, f.eks. Burtless og Haussman (1978), Haussman (1980) og Cogan (1981), dels af en økonometrisk model for efterspørgslen efter langvarige forbrugsgoder af Dubin og MacFadden (1984), og endelig af modeller for bilejerskab og bilkørsel beskrevet i Mannering og Winston (1985) og Train (1986). Inspirationen fra arbejdsudbudsmodeller kan henføres til analogien mellem beslutningen om at deltage på arbejdsmarkedet (diskret valg) og fastlæggelsen af det ønskede udbud af arbejdstimer (kontinuert valg) over for beslutningen om bilejerskab (diskret valg) og bestemmelsen af det ønskede antal kørte kilometer (kontinuert valg). Den specifikke funktionsform for bilkørsel, som de Jong har anvendt, er inspireret af Train (1986).

Der tages udgangspunkt i efterspørgslen efter bilkørsel, som antages at kunne beskrives ved følgende funktion (givet bilejerskab).

$$\ln(A) = \alpha \ln(Y-F) - \beta c + \gamma S \quad (1)$$

α er påvirkningen fra indkomst på kørslen med bil (den direkte indkomstelasticitet), mens β er effekten fra ændringer i de variable omkostninger på kørslen med bil. α og β forventes at være positive. S er en vektor af forskellige socioøkonomiske variabler, mens γ er en parametervektor. For at sammenligne nytten uden bil og nytten med bil er det nødvendigt at kende et udtryk for nyttefunktionen. Ved at bruge Roy's ligning kan det beregnes, at følgende indirekte nyttefunktion $V(c, Y-F)$ modsvarer efterspørgselsfunktionen (1).

$$V(c, Y-F) = \frac{1}{\beta} \exp(\gamma S - \beta c) + \frac{1}{1-\alpha} (Y-F)^{1-\alpha} \quad (2)$$

Den indirekte nyttefunktion beskriver familiens nytte som en funktion af omkostningerne ved bilkørsel og indkomsten. En familie vil ikke have bil ved uendeligt store kørselsomkostninger. Nyttens uden bil kan således findes ved:

$$\lim_{c \rightarrow \infty} V(c, Y) = U(X = Y, 0) \quad (3)$$

Da $\beta > 0$ vil $c \rightarrow \infty$ medføre, at første led i den indirekte nyttefunktion (3) går mod 0. Hvis $A = 0$ vil der samtidig ikke være nogen faste omkostninger. Det vil sige, at nytten uden bil er givet ved:

$$U(X = Y, 0) = \frac{1}{1-\alpha} Y^{1-\alpha} \quad (4)$$

For given indkomst, variable og faste omkostninger vil familien ikke ønske bilejerskab, når $V(c, Y-F) < U(Y, 0)$:

$$\frac{1}{\beta} \exp(\gamma S - \beta c) + \frac{1}{1-\alpha} (Y-F)^{1-\alpha} < \frac{1}{1-\alpha} Y^{1-\alpha} \quad (5)$$

Tilsammen udgør ligning (5) og (1) en beskrivelse af, hvorvidt en familie ønsker bilejerskab, og hvor meget den i givet fald vil køre i bilen. De to ligninger kan estimeres simultant ved at opstille loglikelihoodfunktionen for den kombinerede diskrete-kontinuerte model. Ved at antage, at de respektive restled er normalfordelte, fås en form for tobit model (type 2), jævnfør Amemiya (1985). Den stokastiske specifikation og opstillingen af loglikelihoodfunktionen er beskrevet i bilag 1. Her er det også beskrevet, hvordan de estimerede parametre anvendes til at beregne forventet bilejerskab for hver enkelt familie samt aggregeret bilejerskab og bilkørsel for alle familier.

4. Databeskrivelse

De anvendte data tager udgangspunkt i to spørgeskemaundersøgelser udført af Danmarks Statistik med henblik på at belyse årskørslen for personbiler i 1992 og 1993.² Basis for spørgeskemaundersøgelserne er et udtræk på 3.000 personbiler fra Motorregisteret (Centralregisteret for Motorkøretøjer). Til hver af de udtrukne personbiler er der sendt spørgeskemaer til den registrerede bruger. I forbindelse med denne analyse er efterfølgende foretaget udtræk fra en række forskellige registre i Danmarks Statistisk, således at oplysningerne om årskørsel er blevet koblet med en række baggrundsvARIABLER for brugeren og dennes familie (i henhold til det såkaldte C-familiebegreb). For årene 1992 og 1993 fås oplysninger om kørsel i henholdsvis 1.933 og 2.120

2. Jævnfør S.E. Samfærdsel og Turisme 1993:24 og 1994:25.

private personbiler. Forskellen til de 3.000 udtrukne biler skyldes dels manglende besvarelse, og dels at nogle af besvarelserne er for firmabiler, som bør analyseres i en anden modelramme. Endvidere er der et mindre frafald i forbindelse med samkøringen af registeroplysninger og kontrol af data. Af de 1.933 og 2.120 familier med bilrådighed havde henholdsvis 428 og 468 af familierne mere end en bil. Disse familier er ikke medtaget i estimationerne, idet modellen »kun« beskriver valget mellem én eller ingen bil.

For at få oplysninger om familier uden bil er suppleret med henholdsvis 1.564 og 1.697 tilfældigt udvalgte familier uden bilrådighed i 1992 og 1993, således at fordelingen af familier med og uden bil nogenlunde svarer til fordelingen i den danske befolkning. På denne måde er der lidt »bagvendt« blevet konstrueret et tilfældigt udtræk af familier med og uden bilrådighed. Data er indsamlet på en måde, som svarer til en stikprøve blandt populationen af individer. I forhold til en stikprøve blandt populationen af familier (som er beslutningsenheden i denne model) vil parfamilier (2 voksne) være overrepræsenteret, fordi parfamilier har to »chancer« for at blive udtrukket. Parfamiliers bidrag til loglikelihoodfunktionen er derfor blevet vægtet med $1/2$.

For variabelen A anvendes den oplyste årskørsel målt i 100 km. For Y anvendes et udtryk for familiens disponible indkomst (i 1000 kr.) fratrukket skat og tillagt en række skattefri overførsler (f.eks. børnepenge). S -vektoren består af følgende variabler:

CONST	konstantled.
ADULT	antal voksne i familien (1 eller 2).
CHILD	antal hjemmeboende børn under 18 år.
DFEM	dummy for enlige kvinder (samt muligvis enkelte familier, hvor begge er kvinder, dvs. registreret partnerskab).
DPEN	dummy, hvis alle voksne i familien er uden for erhverv (pensioneret eller studerende).
DIST	afstand mellem bolig og arbejds- eller uddannelsessted, beregnet som en gennemsnitsafstand for personer med bolig/arbejdssted i forskellige kommuner. Hvis bo- og arbejds-/uddannelseskommune er ens, er variabelen lig nul.
DRCPH	hovedstadsregionen (eksklusive Københavns og Frederiksberg Kommuner).
DTOWN	bykommuner.
DRUR	kommuner uden større bysamfund.
LAGE	logaritmen til gennemsnitsalder af voksne i familien.

En årsummy for 1993 observationer og en dummy for landbrugsfamilier har været forsøgt medtaget, men er ikke signifikante. Endvidere har forskellige specifikationer af aldersvariablen været afprøvet.

De variable omkostninger (c) er beregnet til henholdsvis 1,038 og 1,017 kr. pr. km i 1992 og 1993. Lidt over halvdelen (52%) af de variable omkostninger er til brændstof, mens resten dækker udgifter til dæk, reparations- og vedligeholdelsesomkostninger. De faste omkostninger er henholdsvis 19.758 og 20.137 kr. årligt. Disse består af renter og afskrivninger (45%), vægtafgift (11%) og forsikringer (43%). De faste og variable omkostninger er beregnet med udgangspunkt i »standardbudgetter« fra FDM's medlemsblad (Motor). Familiernes indkomster og omkostninger i 1993 er deflateret med stigningen i forbrugerprisindekset fra 1992 og 1993 (1,24%).

Det fremgår, at der ikke er meget variation i hverken de faste eller variable omkostninger i de to år. Parametrene til de faste og variable omkostninger kan imidlertid godt identificeres i denne model, selv uden nogen variation i omkostningerne. De faste omkostninger indgår i udtrykket for restindkomsten ($Y-F$). Parameteren til ændringer i de faste omkostninger svarer derfor til den direkte indkomstelasticitet (α). Vedrørende parameteren til de variable omkostninger er βc næsten konstant i de to år, men β kan alligevel identificeres fra konstantleddet, fordi $\ln\beta$ og βc indgår selvstændigt i forskellige dele af loglikelihoodfunktionen.³ Identifikationen af β kan således henføres til specifikationen af efterspørgsels-/nyttelfunktionen, når der ikke er nogen variation i de variable omkostninger. Estimatet for β bør derfor tolkes med forsigtighed.

Loglikelihoodfunktionen er ikke defineret for familier med indkomst lavere end de faste omkostninger ved bilejerskab. Derfor er familier med indkomst mindre end 25.000 kr. (ca. 2%) ikke medtaget i estimationen.

5. Estimationsresultater

Tabel 1 viser de estimerede parametre, når der estimeres på alle familier i 1992 og 1993 med én eller ingen bil. Der er i alt observationer for 6.252 familier svarende til 4.520 vægtede familier (hvor parfamilier er vægtet med $1/2$).

Den direkte indkomstelasticitet (givet bilejerskab) er på + 0,11. Parameteren til de variable omkostninger (c) har det forventede fortegn, og de øvrige parametre har ligesledes plausible fortegn. Den ønskede kørsel stiger med antallet af voksne og børn i familien, men er lavere for enlige kvinder og personer uden for erhverv. Kørslen falder med urbaniseringsgraden, f.eks. har familier i landkommuner 22% mere ønsket kørsel sammenlignet med familier i Københavns og Frederiksberg Kommuner. Parameteren til pendlingsafstanden (DIST) svarer til, at for 10 km længere pendlingsafstand vil der være en stigning i de kørte kilometer på kun 0,5%. En meget lille stigning i de kørte

3. Af ligningerne (B5-B7) i bilag 1 fremgår, at $\ln\beta$ indgår selvstændigt i N_i uden også at indgå i M_i .

Tabel 1. Estimationsresultater.

Variabel	Estimater	t-værdi
LN (Y-F)	0,1098	5,157
c	4,6369	26,629
CONST	3,4772	12,549
ADULT	0,0391	2,482
CHILD	0,0263	2,845
DFEM	-0,1320	-5,580
DPEN	-0,1510	-5,730
DIST	0,0005	2,445
DRCPH	0,0817	3,715
DTOWN	0,1548	5,573
DRUR	0,2239	6,190
LAGE	0,2223	6,347
σ_u	0,9220	59,110
σ_v	0,2398	6,912
N	6.252	
Vægtet N	4.520	
Gennemsnitlig log-likelihood	-0,5042	
Vægtet gennemsnitlig log-likelihood	-0,6974	

kilometer.⁴ Den lave parameter til DIST sætter spørgsmålstegn ved kvaliteten af denne variabel som indikator for pendlingsafstanden. DIST er beregnet som afstanden mellem midtpunkter af bo- og arbejdskommune i stedet for den faktiske afstand mellem boligen og arbejdsstedet. Endelig stiger kørslen med alderen. I udenlandske undersøgelser af bilejerskab og bilkørsel ses ofte, at øget alder mindsker bilejerskab og kørsel.

I tabel 2 er lavet en sammenligning af det faktisk observerede bilejerskab over for det forventede eller forudsagte bilejerskab, som kan beregnes ud fra de estimerede parametre.

Modellen er god til at forudsige det samlede bilejerskab og rimelig til at forudsige bilejerskab for de enkelte familier. 73% af familierne med (uden) bil forudsiges korrekt at have (ikke have) bilejerskab. Sammenlignes de observerede kørte kilometer (parfamilier vægtet med $1/2$) med de forudsagte, er der 5% forskel, dvs. nogenlunde overensstemmelse.

I tabel 2 er også vist de beregnede elasticiteter for samlet kørsel og bilejerskab i forhold til indkomst, variable og faste omkostninger. Da der ikke er fuldstændig overensstemmelse mellem de faktisk kørte kilometer og de forudsagte, beregnes elasticiteterne i forhold til de forudsagte kørte kilometer. Indkomstelasticiteten for samlet bilkør-

4. 10 kilometer i pendlingsafstand svarer med 200 arbejdsdage til 4.000 km pendlingstransport om året. 0,5% af en årskørsel på 15.000 km er kun 75 km.

Tabel 2. Beregnet bilejerskab, bilkørsel og simulerede elasticiteter.

Aggregeret bilejerskab og bilkørsel

	Uden vægte		Vægtet	
	Observeret	Forudsagt	Observeret	Forudsagt
Bilejerskab	3.127	3.131	1.960	1.961
Bil/familie	0,5002	0,5008	0,4335	0,4338
Kørsel (100 km)	457.859	487.256	281.352	295.607
Kørsel pr. bil	146,42	155,63	143,58	150,77

Individuelt bilejerskab (uden vægte)

	Forudsagt 0	Forudsagt 1	Sum
Observeret 0	2.269	856	3.125
Observeret 1	852	2.275	3.127
Sum	3.121	3.131	6.252

Elasticiteter

Beregnet ved følgende ændringer

		Uden vægte	Vægtet
Disp. indkomst + 10%	Kørsel	0,38	0,42
	Biler	0,29	0,33
Variable omkostninger + 10%	Kørsel	-1,51	-1,63
	Biler	-1,19	-1,33
Faste omkostninger + 10%	Kørsel	-2,26	-2,48
	Biler	-2,40	-2,65

sel er f.eks. beregnet i følgende trin. Først beregnes de forudsagte værdier for bilejerskab og bilkørsel ud fra de estimerede parametre (ved faktisk indkomst). Herefter øges hver families indkomst med 10%. De forventede værdier for bilejerskab og bilkørsel efter indkomststigningen beregnes herefter. Forskellen i den forventede kørsel ved 10% større indkomst er i dette tilfælde på 4,2% (når parfamilier vægtes med $1/2$), hvilket svarer til elasticiteten på +0,42 gengivet i tabel 2. Indkomstelasticiteten på +0,42 medtager både den direkte påvirkning af kørslen givet bilejerskab (+0,11) og påvirkningen gennem ændringen af sandsynligheden for bilejerskab (bilparkens størrelse).

I modsætning til den relativt lille indkomstelasticitet fås der høje elasticiteter til de faste og variable omkostninger. Elasticiteten for den samlede bilkørsel med hensyn til de faste omkostninger er således på -2,48. Denne elasticitet vedrører dels effekten på restindkomsten (-0,11) og dels et fald i antallet af biler på 2,65%. Det fremgår, at der er et større fald i bilparken end i den samlede kørsel (samtidig med at hver bil kører

mindre på grund af lavere restindkomst). Det kan imidlertid forklares ved, at de familier, som fravælger bilen, i forvejen kun kører lidt.

Den estimerede parameter til de variable omkostninger kan ikke tolkes som en direkte elasticitet. For en årskørsel på 15.000 km svarer parameteren til en direkte elasticitet (givet bilejerskab) på -0,48. Når der også tages højde for tilpasninger i bilparkens størrelse, er den samlede elasticitet til de variable omkostninger på -1,63. Elasticiteten for bilparkens størrelse i forhold de variable omkostninger er på -1,33. Det vil sige, at effekten af ændrede variable omkostninger for en stor dels vedkommende kan tilskrives ændringer i bilparken, hvor man måske kunne have forventet, at effekten over korte kilometer pr. bil skulle være størst. Elasticiteten til de variable omkostninger kan synes meget stor, men det skal erindres, at kun godt halvdelen af de variable omkostninger er brændstofudgifter. Den tilsvarende samlede benzinpriselasticitet er på -0,83, mens den direkte benzinpriselasticitet (givet bilejerskab) er på -0,25.

6. Validering af modellen

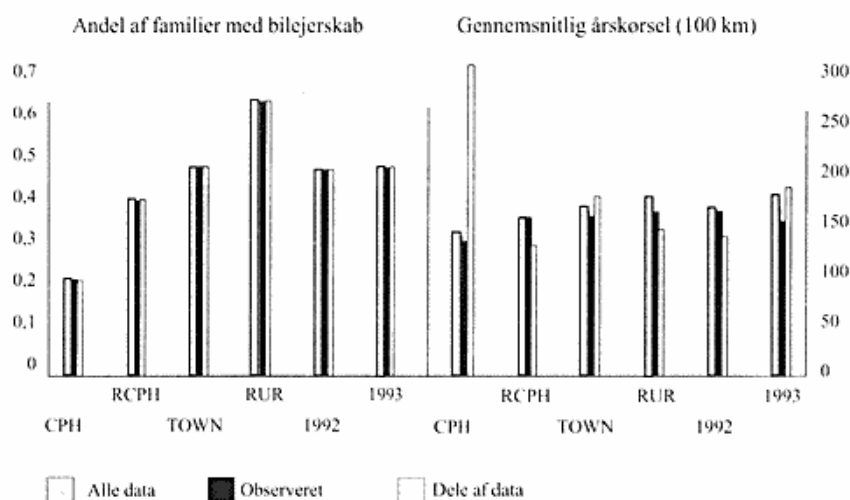
I dette afsnit vil den estimerede model – specielt de beregnede elasticiteter – blive vurderet ved at se, hvorvidt modellen kan forudsige bilkørsel og bilejerskab for forskellige dele af datasættet og ved at sammenligne de beregnede elasticiteter med andre empiriske undersøgelser.

6.1 Forudsigelse for forskellige dele af datasættet

I figur 2 er illustreret, hvordan modellen forudsiger andelen af familier med én bil og den gennemsnitlige årskørsel for forskellige regioner og i de to forskellige år. Regionerne er Københavns og Frederiksberg kommuner (CPH), resten af hovedstadsregionen (RCPH), bykommuner (TOWN) og landkommuner (RUR). Den midterste søjle angiver de observerede værdier, mens den venstre søjle angiver de værdier, der beregnes på baggrund af parametrene i tabel 1. Den højre søjle angiver de værdier, der kan beregnes ud fra parametrene estimeret på de respektive dele af datasættet.⁵

Det fremgår af figur 2, at de estimerede parametre for hele datasættet er udmærkede til at forudsige bilejerskab og forventet bilkørsel i forskellige regioner, hvor især bilejerskab og i nogen grad også gennemsnitskørslen varierer betydeligt. Den udmærkede prædiction for de forskellige regioner hænger til dels sammen med, at der er medtaget regionale dummyer, som forklarende variabler. Der er imidlertid »kun« medtaget en dummy for hver region, mens modellen er god til at forudsige både bilejerskab og

5. Parametrene estimeret på dele af data er nærmere beskrevet i Bjørner (1997). Her fremgår det, at de centrale parametre er rimelig stabile. F.eks. er den direkte indkomstelasticitet i alle tilfælde mellem 0,1 og 0,2, mens parameteren til de variable omkostninger er mellem 3,9 og 4,7.



Figur 2.

bilkørsel i de forskellige regioner. Sammenlignet med forventet bilejerskab og bilkørsel beregnet ud fra parametre estimeret på deldatasæt, er de fælles parametre generelt bedre til at beregne de faktisk kørte kilometer.

6.2 Sammenligning med andre undersøgelser

Der vil blive foretaget tre typer sammenligninger af de beregnede elasticiteter. Dels med samme model estimeret på data fra andre lande. Dels med danske empiriske undersøgelser af bilkørsel og bilejerskab, hvor der anvendes en anden type data (aggregerede tidsserier). Endelig vil de beregnede elasticiteter blive sammenholdt med oversigtsstudier af en lang række internationale artikler, hvor modeller og data varierer. I tabel 3 er vist en sammenligning af de forskellige beregnede elasticiteter ud fra samme type model estimeret for Holland (de Jong, 1990) og Norge (Ramjerdi og Rand, 1992).

Den direkte indkomstelasticitet (givet bilejerskab) estimeret ud fra danske data er lavere end de tilsvarende fra Holland og Norge. Den langsigtede indkomstelasticitet i forhold til de kørte kilometer er mellem den tilsvarende elasticitet for de to andre lande.

Elasticiteten til de variable omkostninger er noget højere i Danmark end de tilsvarende for Holland/Norge. De variable omkostningers påvirkning af især bilparken er stor i Danmark, mens den direkte elasticitet til de variable omkostninger er lavere sammenlignet med Holland og Norge.

Den beregnede elasticitet til de faste omkostninger er betydelig højere i Danmark i forhold til Holland/Norge. Det virker umiddelbart en smule kontraintuitivt, at elasticitet-

Tabel 3. Sammenligning af resultater for tre lande.

	Danmark	Holland	Norge
<i>Elasticiteter</i>			
Direkte (betinget af bilejerskab):			
Indkomst(α)	+0,11	+0,33	+0,14
Variable omkostninger		-0,48	-0,65
-0,71			
Samlede:			
Indkomst bilejerskab	+0,33	+0,41	+0,15
– kørte km	+0,42	+0,63	+0,26
Variable bilejerskab	-1,33	-0,78	-0,41
– kørte km	-1,63	-1,11	-0,80
Faste bilejerskab	-2,65	-1,29	-0,80
– kørte km	-2,48	-0,88	-0,48
<i>Karakteristika</i>			
År	1992/1993	1985	1984/1985
Andel familier uden bil i sample	0,57	0,24	0,25
Årlige faste omkostninger ^(a)	ca. 20.000 DKK	2.536 NLG	9.420 NOK
Variable pr. 100 km ^(a)	ca 100 DKK	21,0 NLG	78,6 NOK

Note: ^(a) Gennemsnitsvekselkurserne for NLG og NOK var i 1985 henholdsvis 319,40 og 123,15.

teten til de faste omkostninger er så stor, når den direkte elasticitet til restindkomsten er mindre i Danmark end i de to andre lande (faste omkostninger påvirker bilejerskab og bilkørsel via restindkomsten). En stor del af forklaringen skal findes i de meget højere faste omkostninger i Danmark sammenlignet med Norge/Holland. De faste omkostninger er ca. dobbelt så store i Danmark som i Norge/Holland. En procentvis ændring i de faste omkostninger har større relativ indflydelse på restindkomsten ($Y - F$) for store, faste omkostninger sammenlignet med små, faste omkostninger. Derfor vil samme procentvise ændring i de faste omkostninger have større indflydelse på bilbrug i Danmark, selv om den direkte indkomstelasticitet er mindre.

Den samlede indkomstelasticitet på +0,42 er lidt mindre, end det er fundet ud fra danske aggregerede tidsserier for bilejerskabet og bilkørslen. F.eks. fås en indkomstelasticitet for bilejerskab og kørsel på +0,6 i Bjørner (1994). I forbindelse med Trafikministeriets skøn for CO₂-emissioner i 2005 finder COWI (1993) en indkomstelasticitet med hensyn til bilparken på +0,8 og en samlet elasticitet for kørsel på +0,9. DØR (1996) finder indkomstelasticiteter for bilejerskab og samlet kørsel på henholdsvis +0,5 og +0,7. Det vil sige, at indkomstelasticiteten med hensyn til kørslen fra aggregerede danske data ligger mellem +0,6 og +0,9.

I de tre studier ud fra danske, aggregerede tidsserier fås i alle tilfælde en (direkte) benzinpriselasticitet på -0,4, hvilket er en smule højere end den direkte benzinpris-

elasticitet på $-0,25$, som er fundet i dette studie. På den baggrund forekommer en langsigtet elasticitet til de samlede variable omkostninger på $-1,5$ (svarende til $-0,8$ for benzinomkostningen) rimelig plausibel. Elasticiteten til de variable omkostninger skal endvidere vurderes i lyset af, at hovedparten af påvirkningen fra de variable omkostninger kan tilskrives ændringer i bilparken.

I Bjørner (1994) og DØR (1996) er fundet en bilpriselasticitet med hensyn til bilparken på $-0,2$ til $-0,3$. Elasticiteten til de faste omkostninger i tabel 2 og 3 kan ikke uden videre sammenlignes med bilpriselasticiteterne beregnet ud fra tidsserier, fordi der bl.a. indgår forsikring og vægtafgifter i de faste omkostninger. Afskrivninger og rentetab kan relateres til ændringer i prisen på biler. Afskrivninger og rentetab udgør omkring halvdelen (45%) af de faste omkostninger, hvilket implicerer, at den langsigtede bilpriselasticitet er på $-1,1$. Det er fortsat betydeligt højere end den tilsvarende elasticitet beregnet ud fra danske tidsserier. Langvarige forbrugsgoder som biler kan imidlertid være vanskelige at estimere ud fra tidsserier, bl.a. fordi bilparken tilpasser sig meget langsomt til ændringer i indkomst og omkostningerne ved bilejerskab.

Oversigter over bilejerskabselasticiteter med hensyn til »bilpriser« fra en række lande er refereret i Goodwin (1992). Ud af 93 estimater for bilparkselasticitet fås et simpelt gennemsnit på $-0,89$, hvoraf de fleste estimater ligger mellem $-0,4$ og $-1,6$. Bilpriser er i citationstegn, fordi det ikke klart fremgår af oversigten, om der er brugt elasticiteter for bilpriser eller samlede bilomkostninger. Hvis gennemsnitselasticiteten fra Goodwin er for bilpriser, ligger den her estimerede i nogenlunde samme størrelsesorden. Med hensyn til benzinpriselasticiteter finder Goodwin, at disse normalt ligger mellem $-0,2$ og $-0,5$, hvilket harmonerer med den beregnede, direkte benzinpriselasticitet.

Sammenlignes resultaterne ud fra danske mikro- og makrodata, er der således nogenlunde overensstemmelse mellem elasticiteterne for indkomst og variable omkostninger, mens der til gengæld er stor forskel på effekterne af ændrede faste omkostninger.

Modellen er som nævnt opstillet og estimeret under en antagelse om, at biler er homogene, idet der ikke skelnes mellem forskellige biltyper.⁶ I relation til f.eks. energiforbrug kan en model for valg af biltyper bruges til at vurdere, hvilken indflydelse differentierede vægtafgifter eller benzinprisen har på bilparkens sammensætning på forskellige biltyper, hvilket igen har betydning for bilparkens benzinøkonomi på længere sigt.

Den manglende beskrivelse af valget mellem forskellige biltyper kan betyde, at de beregnede omkostningselasticiteter tenderer til at være overvurderede. I det omfang, hvor f.eks. øgede benzinafgifter på længere sigt betyder, at der vælges mere benzineffektive biler, vil påvirkningen fra de større benzinafgifter udhules. Valg af en mere

6. Eksempler på sådanne modeller, hvor valg af biltype også estimeres, findes i Mannering og Winston (1985), Train (1986), Henscher et al. (1992) og de Jong (1996).

Tabel 4. Elasticiteter for bilkørsel og bilejerskab.

Elasticitet med hensyn til:	Bilkørsel på kort sigt (givet bilejerskab)	Bilejerskab	Bilkørsel på langt sigt (inklusive ændringer i bilejerskab)
Indkomst	+0,11	+0,33	+0,42
Variable omkostninger (heraf benzin)	-0,48 (-0,25)	-1,33 (-0,69)	-1,63 (-0,84)
Faste omkostninger (heraf relateret til bilprisen)	-0,11 (0,05)	-2,66 (-1,20)	-2,48 (-1,12)

benzineffektiv bil kan betragtes som et forsøg på at undgå den højere afgift (omkostningen er til gengæld lavere komfort eller valg af en biltype, som for den enkelte er mindre attraktiv). Analogt kan generelt øgede faste omkostninger betyde, at der substitueres til mindre og billigere biltyper med lavere faste omkostninger.

7. Sammenfatning og konklusion

Ud fra disaggregerede data for familier er estimeret en model for familiers bilejerskab og bilkørsel, som tager udgangspunkt i en økonomisk model for agents adfærd, hvor der eksplicit tages højde for de variable og faste omkostningers forskellige påvirkning af budgetrestriktionen.

Tabel 4 opsummerer de beregnede elasticiteter. Omkostningselasticiteterne for bilkørsel på langt sigt (inklusive tilpasning i bilparkens størrelse) er generelt større end det normalt er fundet i danske og udenlandske studier. Med hensyn til elasticiteten for de variable omkostninger er den direkte elasticitet i samme størrelsesorden som i udenlandske studier, men lidt mindre end det er fundet i andre danske undersøgelser. Til gengæld synes de variable omkostninger at have en stor effekt på bilejerskab, og dermed på bilkørslen på længere sigt.

I modellen antages, at bilejerskab alene beslutes på baggrund af nytten ved at bruge bil. Selve det at eje en bil tillægges ingen nytte. I denne modelramme vil ændringer i de faste omkostninger ved bilejerskab også være et målrettet instrument til at reducere den samlede bilkørsel. Faste omkostningers indflydelse på bilkørslen virker primært gennem ændringer i bilparken. Der er fundet en meget høj elasticitet til de faste omkostninger. Den høje elasticitet er dog ikke urealistisk, bl.a. fordi det er vanskeligt at sammenligne elasticiteter for faste omkostninger, da disse afhænger af niveauet for de faste omkostninger. Hvis de faste omkostninger er høje (som i Danmark), vil det – alt andet lige – betyde, at elasticiteten til de faste omkostninger også er høj.

Litteratur

- Amemiya, T. 1985. *Advanced Econometrics*. Cambridge, Mass.
- Bjorner, T.B. 1994. *Persontransport med bil*. AKF memo. København.
- Bjorner, T.B. 1997. *Bilejerskab og Bilkørsel – mikroøkonometriske analyser*. SØM memo. København.
- Burtless, G. og J.A. Hausman. 1978. The effect of taxation on labor supply. *Journal of Political Economy* 86:1103-29.
- Cogan, J.F. 1981. Fixed costs and labor supply. *Econometrica* 49:945-63.
- COWI. 1993. Trafikprognoser i referencemodellen, Arbejdsnotat.
- de Jong, G.C. 1989. *Some Joint Models of Car Ownership and Use*. Academic thesis, Faculty of Economic Science and Econometrics, University of Amsterdam.
- de Jong, G.C. 1990. An indirect utility model of car ownership and use. *European Economic Review* 34:971-85.
- de Jong, G.C. 1996. A disaggregate model system of vehicle holding duration, type, choice and use. *Transportation Research* 30B:263-76.
- Dubin, J.A. og D.L. MacFadden. 1984. An econometric analysis of residential electric appliance holdings and Consumption. *Econometrica* 52:345-62.
- DØR. 1996. Dansk Økonomi. Forår 1996 (samt arbejdsnotater udarbejdet i forbindelse med rapporten). København.
- Goodwin, P.B. 1992. A review of new demand elasticities with special reference to short and long run effects of price changes. *Journal of Transport Economics and Policy* 26:155-69.
- Hausman, J.A. 1980. The effect of wages, taxes and fixed costs on women's labor force participation. *Journal of Public Economics* 14:161-94.
- Henscher, D.A.; N.C. Smith, F.W. Milthorpe og P.O. Barnard. 1992. *Dimensions of Automobile Demand – A Longitudinal Study of Household Automobile Ownership and Use*. Amsterdam.
- Manning, F. og C. Winston. 1985. Dynamic empirical analysis of household vehicle ownership and utilisation. *Rand Journal of Economics* 16:215-36.
- Manning, F. og K. Train 1985. Recent directions in automobile demand modeling. *Transportation Research* 19B:265-74.
- Ramjerdi, F. og L. Rand. 1992. *The National Model System for Private Travel*. Institute of Transport Economics. TØI rapport 150/1992. Oslo.
- Train, K. 1986. *Qualitative Choice Analysis: Theory, Econometrics and an Application to Automobile Demand*. Cambridge Mass.

Bilag 1:*Opstilling af loglikelihoodfunktion*

I det følgende bruges fortegn i til at angive familier. Familie i 's ønskede bilkørsel A_i^* kan da beskrives ved:

$$\ln(A_i^*) = \alpha \ln(Y_i - F_i) - \beta c + \gamma S_i + v_i \quad (B1)$$

v_i i.i.d. $N(0, \sigma_v^2)$

Restleddet i ligning (B1) kan tolkes som uobserverede faktorer, der påvirker den enkelte families ønskede efterspørgsel efter bilkørsel. Det antages, at der er forskel mellem familiens ønskede bilkørsel og den faktiske observerede (A_i), således at der medtages et yderligere normalfordelt restled (w_i).

$$\begin{aligned} \ln(A_i) &= \ln(A_i^*) + w_i & (B2) \\ w_i & \text{i.i.d. } N(0, \sigma_w^2) \end{aligned}$$

Hvis $u_i = v_i + w_i$ (dvs. at u_i ligeledes er normalfordelt) fås følgende udtryk for den observerede bilkørsel:

$$\ln(A_i) = \alpha \ln(Y_i - F_i) - \beta c + \gamma S_i + u_i \quad (B3)$$

Fortolkningen af det yderligere restled er, at w_i angiver forstyrrelser (eller målefejl), som influerer bilbrug, efter at beslutningen om bilejerskab er truffet. Ligning (B1) er selektionsligningen, hvor bilejerskab besluttes på baggrund af den ønskede eller forventede kørsel, mens (B3) er ligningen, der anvendes til at estimere den observerede kørsel. Hvis det endvidere antages, at w_i er uafhængig af $\ln(A_i^*)$ og dermed af v_i , vil korrelationskoefficienten mellem v_i og u_i være givet ved:

$$\rho = \sigma_v / \sigma_u \quad (B4)$$

de Jong (1989 og 1990) opstillede modellen under denne antagelse (eller restriktion). Det er imidlertid ikke nødvendigt at pålægge denne restriktion for at estimere modellen ud fra de danske data. I den mere generelle (urestrikerede) model skal ρ estimeres, mens (B4) er pålagt i en restrikeret udgave. Ud fra en likelihoodratiotest fremgår det, at restriktionen på korrelationskoefficienten kan afvises. Det viser sig imidlertid, at den urestrikerede model er bedre til at forudsige bilkørslen end den restrikerede. Da elasticiteterne skal beregnes på baggrund af den forudsagte bilkørsel, er det valgt at fokusere på den restrikerede model på trods af, at restriktionen på korrelationskoefficienten kan afvises.

Sandsynligheden for *ikke* at observere bilejerskab (jævnfør ligning (5)) kan nu udtrykkes som en funktion af v_i ved at bruge ligning (B1):

$$\begin{aligned} P\{1/\beta \exp(\gamma S_i + v_i - \beta c) + (1/(1-\alpha))(Y_i - F_i)^{1-\alpha} \leq (1/(1-\alpha))Y_i^{1-\alpha}\} = \\ P\{v_i \leq \ln[Y_i^{1-\alpha} - (Y_i - F_i)^{1-\alpha}] - \ln(1-\alpha) + \ln\beta - \gamma S_i + \beta c\} = \\ \Phi\{[\ln[Y_i^{1-\alpha} - (Y_i - F_i)^{1-\alpha}] - \ln(1-\alpha) + \ln\beta - \gamma S_i + \beta c]/\sigma_v\} \end{aligned} \quad (B5)$$

Her angiver $\Phi(\cdot)$ en standardnormalfordeling. Hvis vi lader N_i benævne tælleren, kan ligning (B5) kort skrives som $\Phi(N_i/\sigma_v)$.

Sandsynligheden for bilejerskab og for at observere et bestemt antal kilometer (i logaritmer) er givet ved følgende fælles sandsynlighed.

$$P\{v_i > N_i, \ln A_i\}$$

Lad M_i betegne den forventede kørsel for familie i givet α , β og γ :

$$M_i = \alpha \ln(Y_i - F_i) - \beta c + \gamma S_i \quad (\text{B6})$$

Den fælles sandsynlighed kan udtrykkes ved en betinget og en marginal sandsynlighed:

$$P\{v_i > N_i, u_i = \ln A_i - M_i\} = P\{v_i > N_i \mid u_i = \ln A_i - M_i\} \times P\{u_i = \ln A_i - M_i\}$$

Middelværdien og variansen i den betingede fordeling er givet ved:

$$\text{Middelværdi: } -N_i + \rho(\sigma_v / \sigma_u) \times (\ln A_i - M_i)$$

$$\text{Varians: } \sigma_v^2(1 - \rho^2)$$

Loglikelihoodfunktionen kan herefter opskrives til (et konstantled er udeladt):

$$\begin{aligned} \ln L = \sum_0 \ln \left[1 - \Phi \left(\frac{-N_i}{\sigma_v} \right) \right] + \\ \sum_B \left[\ln \Phi \left(\frac{-N_i + \rho \frac{\sigma_v}{\sigma_u} (\ln A_i - M_i)}{\sigma_v \sqrt{1 - \rho^2}} \right) - \ln \sigma_u - \frac{1}{2\sigma_u^2} (\ln A_i - M_i)^2 \right] \end{aligned} \quad (\text{B7})$$

B angiver, at der summeres over familier med en bil, mens 0 angiver, at der summeres over familier uden bil. Parametrene α , β , σ_u , σ_v og γ -vektoren skal estimeres. Parametrene estimeres ved numerisk optimering af loglikelihoodfunktionen ved hjælp af GAUSS-programmet.

Modelforudsigelser

Den estimerede sandsynlighed for, at familie i har bilrådighed er givet ved:

$$\hat{P}_i = P(v_i > \hat{N}_i) = 1 - \Phi \left(\frac{\hat{N}_i}{\sigma_v} \right) \quad (\text{B8})$$

Lad m betegne antallet af familier med bilrådighed. Det forudsagte antal familier med bilrådighed er givet ved:

$$\hat{m} = \sum \hat{P}_i \quad (\text{B9})$$

For at sammenligne forventet og faktisk bilrådighed i de enkelte familier skal laves en regel for, hvor stor den estimerede sandsynlighed skal være for, at familien »tildeles« en bil. Hvis Z_i er en 0/1 variabel, der angiver tildelt bilrådighed, kan en sådan regel beskrives ved:

$$\hat{Z}_i = 1 \text{ hvis } \hat{P}_i > \theta \quad (\text{B10})$$

θ angiver skæringssandsynligheden for, hvornår en enkelt familie tildeles bilrådighed. Denne skæringssandsynlighed sættes, så der tildeles bil til \hat{m} familier. Den estimerede kørsel (i logaritmer) for en familie er givet ved:

$$\ln \hat{A}_i = \hat{\alpha} \ln(Y_i - F) - \hat{\beta}c - \hat{\gamma}S_i \quad (\text{B11})$$

Den forventede forudsagte værdi for $\ln A_i$ for hver familie kan findes ved at multiplicere med sandsynligheden for, at familien har bil. Den forventede kørsel for en familie (uden logaritmer) er givet ved:

$$\hat{A}_i = \hat{P}_i \exp(\hat{\alpha} \ln(Y_i - F) - \hat{\beta}c - \hat{\gamma}S_i) \cdot \exp(1/2 \sigma_u^2) \quad (\text{B12})$$

Det sidste led er en korrektion, der anvendes, når forventede værdier i logaritmer skal transformeres til værdier målt uden logaritme.⁷ Det forventede samlede antal kørte kilometer kan findes ved at summere det forventede A_i over alle familier.

7. Grunden til, at dette korrektionsled skal medtages, er at: $\exp((1/n)\sum_i x_i) \neq \sum_i (1/n)\exp(x_i)$, hvor $i = 1, \dots, n$.