

Kopi:

d. 22.2.2011

Kathrine Lausted Veie

Dok. nr.

## **Dokumentation: Husprisanalysens andet trin: Efterspørgsel efter fravær af støj**

**Notatet beskriver fremgangsmåden ved estimationen af andet trin af husprisanalysen. De metodiske udfordringer, der er i analysen, beskrives først. Derefter beskrives datasættet kort, og endelig kommenteres resultaterne fra estimationerne og de beregnede betalingsviljer.**

### **1. Indledning**

I andet trin af husprisanalysen er det målet at estimere husstandenes efterspørgsel efter fraværet af støj. Ud fra denne kan husstandens betalingsvilje for en ikke-marginal reduktion af støjniveauet beregnes. Der fokuseres her alene på efterspørgslen efter fraværet af vejstøj.<sup>1</sup> I analysen af efterspørgslen anvendes marginalpriserne estimeret i første trin af analysen sammen med oplysninger om husstandens sammensætning på f.eks. alder, antal børn og indkomst, samt den mængde af støj husstanden har accepteret ved købet af sin bolig. Normalt estimeres efterspørgslen efter et gode og ikke et onde, og derfor fokuseres i denne del af analysen på godet ”fravær af vejstøj”, som det forventes, at folk har en positiv betalingsvilje for. Notatet er struktureret, som følger: Først beskrives de metodiske udfordringer ved estimation af efterspørgslen efter fraværet af støj, og derefter beskrives datasættet. Endelig præsenteres resultaterne og de beregnede betalingsviljer kommenteres.

### **2. Metode**

Ved estimationen af efterspørgslen efter fraværet af vejstøj burde der strengt taget estimeres et samlet efterspørgselssystem, hvor samtlige egenskaber ved boligen indgik, så krydspriselasticiteter mv. kunne estimeres. Imidlertid er der i de fleste miljøøkonomiske hedoniske analyser, hvor også andet trin udføres, alene fokuseret på efterspørgslen efter

---

<sup>1</sup> Efterspørgslen efter fraværet af togstøj og flystøj er ikke estimeret. For flystøjens vedkommende vurderedes grundlaget fra første trin af analysen ikke at være stærkt nok, mens det for togstøjens vedkommende har vist sig vanskeligt at estimere en meningsfyldt efterspørgselsrelation. Særligt er der for få observationer med togstøj til konsistent at estimere en efterspørgselsfunktion med den anvendte metode.

den egenskab, som søges værdisat. Det er også tilfældet her, hvor der alene estimeres en efterspørgselsfunktion efter ”fraværet af vejstøj”.

I andet trin af analysen regresseres mængden af ”fravær af vejstøj”,  $x$ , på marginalpriserne på ”fraværet af vejstøj” fra første trin af analysen,  $p_x$ , husstandens indkomst,  $m$ , og en række socio-økonomiske variable med betydning for efterspørgslen efter fravær af støj,  $S$ . Vores analyse kompliceres af, at vi har forskellige kilder til støj. Det betyder, at efterspørgslen efter fraværet af vejstøj formentlig også afhænger af forekomsten af andre støjkilder. I analysen inkluderes derfor prisen for både vejstøj og togstøj ud fra tanken om, at der er komplementaritet i fraværet af de to støjtyper. Den estimerede ligning for fraværet af vejstøj er gengivet nedenfor:

$$x_{vej,i}^* = \beta_0 + \beta_m \ln(\tilde{m}) + \beta_{vej} p_{vej,i} + \beta_{tog} p_{tog,i} + \alpha_i S_i + u_i \quad (1)$$

Fravær af støj måles under hensyntagen til, at der aldrig bliver helt stille inde i byerne. Dvs. baggrundsstøjniveauet er det laveste niveau af støj, der observeres, og er sat til 0 i analysen. Af hensyn til den anvendte metode er baggrundsstøjniveauet sat til 55 dB i alle områder i analysen. Når vejstøjen overstiger 55 dB, måles den således i negative afvigelser fra baggrundsstøjniveauet. Hvis der på adressen er 65 dB vejstøj indgår dette i analysen som afvigelsen over 55 dB: -10 dB fravær af støj. Konkret estimeres derfor en model for efterspørgslen efter fravær af støj, som tager højde for, at mængden af støj er trunckeret.<sup>2</sup>

Der er forskellige metoder, der kan anvendes til en analyse af trunckerede data. Tobit-estimatoren er den mest almindeligt kendte metode og bygger på en antagelse om normalfordelte residualer. Imidlertid er Tobit-estimatoren følsom overfor afvigelser fra normalfordelingen som f.eks. heteroskedasticitet. Vi anvender derfor en censureret kvantilregression (*Censored Least Absolute Deviations*) i stedet, jf. Powell (1984). Denne estimator er baseret på antagelsen om, at den betingede median for residualerne er 0. Da Stata's procedure til estimationer af kvantilregression ikke er robust overfor heteroskedasticitet benyttes i stedet standardafvigelser estimeret vha. bootstrap.<sup>3</sup>

---

<sup>2</sup> I første trin af analysen fandt vi signifikante effekter af vejstøj fra et 50 dB niveau i to markeder, mens vi i de øvrige markeder fandt et baggrundsstøjniveau på 55 dB. Da data er poollet i andet trin af analysen har vi valgt at trunkere ved det højere niveau frem for at arbejde med to forskellige niveauer. Det har kun betydning for effciensen, men vil ikke medføre bias.

<sup>3</sup> Metoden inkl. bootstrap til standardafvigelserne er implementeret i Stata i programmet clad.ado.

Den censurerede kvantilregression er robust overfor fordelingsantagelsen og er derfor i stand til at håndtere f.eks. heteroskedasticitet. Dertil kommer, at brugen af kvantilregression kan være med til at belyse noget af den underliggende heterogenitet i betalingsviljen for forskellige husholdninger afhængigt af, hvor støjudsat de bor. Kvantilregression går ud på at minimere summen af de absolutte residualer i modsætning til f.eks. OLS, som minimerer summen af de kvadrerede residualer. Metoden kvantilregression er nærmere beskrevet i Koenker (2005), mens en introduktion til den censurerede kvantilregression kan findes i Chay og Powell (2001).

### **Kilder til endogenitet**

Der er tre kilder til endogenitet i efterspørgselsanalyser baseret på boligpriser. I det følgende bliver de tre kilder gennemgået og derefter beskrives, hvordan de er forsøgt løst i litteraturen og i dette studie. De tre kilder til endogenitet er:

- Selvsortering: folk vælger bolig efter deres præferencer, og det er derfor ikke tilfældigt, hvor støjudsat en bolig, man bor i.
- Målefejlspøblem: Der er ikke et kontinuum af boliger at vælge imellem, så derfor kan husstanden ikke vælge sin optimale bolig.<sup>4</sup>
- Endogenitet skabt af den ikke-lineære budgetrestriktion: Dette er en teknisk årsag til endogenitet, som bliver nærmere forklaret nedenfor.

Problemet med selvsortering skyldes, at det ikke er et tilfældigt udsnit af befolkningen, der bor støjudsat. Nogle folk er mere følsomme overfor støj end andre. Det betyder, at fraværet af trafikstøj formentlig vil veje tungere hos nogle husstande, end det gør hos andre. Det kan f. eks. betyde, at en støjfølsom husstand foretrækker et stille, men mindre hus frem for et stort, men støjpåvirket hus. Det kan af samme grund tænkes, at husstanden har en højere betalingsvilje for at undgå støj. Da den estimerede pris på støj afhænger af boligens samlede pris og mængden af støj, er der et endogenitetsproblem, når efterspørgslen skal estimeres. Husstandene sorterer sig selv, så de mest støjfølsomme husstande bor der, hvor der er mindst støj. Hvis husstande med stor støjfølsomhed har en større betalingsvilje og bor mindre støjudsat, vil estimationen af efterspørgslen

---

<sup>4</sup> Problemet opstår, fordi den ikke-lineære husprisfunktion betyder, at den købte mængde af et gode er korreleret med marginalprisen på det pågældende gode, da denne afhænger af boligens samlede pris. Det betyder i praksis, at husstanden ved at vælge sammensætningen af sin bolig også påvirker marginalprisen på det enkelte gode og marginalprisen er derfor ikke eksogen i forhold til mængden af godet. Residualet i efterspørgselsfunktionen kan fortolkes som indeholdende "målefejl", hvis ikke husstanden kan købe sit optimale valg af godet, fordi det ikke findes på markedet. Denne målefejl vil så være korreleret med marginalprisen. Det er den fortolkning, der ofte anvendes i litteraturen.

efter fraværet af støj føre til en underestimation af efterspørgslens prisfølsomhed, hvis ikke der tages højde for selvsortering. Det kan resultere i en overestimering af betalingsviljen for støj ved høje støjniveauer og en underestimering af betalingsviljen for støj for de lave støjniveauer. Problemet med selvsortering er også beskrevet i rapporten Økonomi & Miljø 2011, boks I.3, i forbindelse med helbredseffektanalysen.

I den miljøøkonomiske litteratur er det imidlertid en anden kilde til endogenitet, som får mest opmærksomhed. Her betragtes endogeniteten som opstået som følge af en målefejl. Målefejlen skyldes, at husstanden ikke kan købe sit optimale hus, da udbuddet af huse er begrænset, jf. Cheshire og Sheppard (1998) og Day mfl. (2007). En bolig købes som et samlet gode, hvor husstanden selv vælger den konkrete sammensætning af godet ud fra, hvad der findes på markedet. En husstand kan derfor være begrænset af, hvad der findes, og kan ikke nødvendigvis købe den helt ideelle bolig. Det kan betyde, at husstandens efterspørgsel bliver målt med fejl. For eksempel kan en husstand have købt en bolig med mere trafikstøj end det optimale for husstanden, fordi boligen så lever op til andre ønsker. De ekstra dB trafikstøj er en målefejl på husstandens efterspørgsel, og er korreleret med sammensætningen på boligen i øvrigt. Marginalprisen på hver enkelt egenskab ved boligen afgøres af hele godets sammensætning, og marginalprisen på fravær af vejstøj kan derfor være korreleret med målefejlen, hvilket resulterer i endogenitet. Dette målefejlsproblem kan i princippet løses ved at finde instrumenter, som er variable, der er korreleret med marginalprisen på en egenskab, men ikke korreleret med efterspørgslen på den enkelte egenskab. Desværre er det meget vanskeligt at finde gode instrumenter.

Den sidste kilde til endogenitet skyldes, at det ikke kun er marginalpriserne, der er endogene i efterspørgselsrelationen. Den ikke-lineære husprisfunktion har den konsekvens, at husholdningens budgetrestriktion også bliver ikke-lineær. Budgetrestriktionen består af indkomsten  $M$ , husprisfunktionen  $P(Z, X, \gamma)$ , hvor  $\gamma$  er de estimerede koefficienter i første trin, og forbrug af andre goder,  $C$ , til prisen  $P_c$ :

$$M - P(Z, X, \gamma) + P_c C = 0 \quad (2)$$

Når budgetrestriktionen er ikke-lineær, holder standard velfærdsteori ikke længere. For at komme omkring dette problem, lineariseres budgetrestriktionen omkring det købte bundt ved hjælp af en førsteordens Taylor-approksimation, jf. Palmquist (2005). Konkret betyder det, at indkomsten korrigeres ved brug af den predikterede huspris for at

tage højde for ikke-lineariteten i husprismet. <sup>5</sup> Dermed bliver også indkomsten endogen i ligning 1 ovenfor.

### Valg og test af instrumenter

Et godt instrument skal opfylde tre krav: (1) Det skal være korreleret med den variabel, der skal instrumenteres. (2) Det skal være ukorreleret med residualerne i efterspørgselsrelationen. (3) Endelig må instrumentet ikke indeholde nogen selvstændig information om efterspørgslen efter fraværet af støj, som ikke er indeholdt i den variabel, der skal instrumenteres.

I den miljøøkonomiske litteratur anvendes en del forskellige typer af instrumenter. <sup>6</sup> Der er særligt fokus på om instrumenterne er ”svage”, dvs. om de er for svagt korrelerede med marginalpriserne og indkomsten til at de kan bruges til at identificere eksogene ændringer i marginalpriserne. Imidlertid er der ikke i den miljøøkonomiske litteratur om hedonisk værdisætning tradition for at teste, om instrumenterne er eksogene i efterspørgselsrelationen, dvs. om de har selvstændig forklaringskraft i efterspørgselsrelationen og er ukorrelerede med residualerne.

Vi har afprøvet forskellige instrumenter beskrevet i bilaget, men de blev alle forkastet som værende endogene i en Sargan test af instrumenternes validitet. Estimationsresultaterne med forskellige instrumenteringer er vist i bilag I, dog med anvendelse af en Tobit-model frem for kvantilregressionen. <sup>7</sup> Det betyder, at de resultater, der præsenteres i afsnit 4 er behæftet med bias. Hvis det antages, at denne bias primært opstår som følge af selvsortering (og at de to andre problemer derfor er af mindre omfang), og der derudover gøres antagelser omkring korrelationerne i modellen, kan vi bestemme retningen på den bias, der er:

- Husstande med en stærk præference for fravær af støj køber mere fravær af støj.

---

<sup>5</sup> En førsteordens approksimation giver:

$$M - P_c C^* - P(Z^*, X^*, \gamma) - P_c(C - C^*) - \sum p_z(Z - Z^*) - p_x(X - X^*) = 0$$

Derudfra kan den korrigerede indkomst,  $\tilde{M}$ , beregnes for at få en lineær budgetrestriktion:

$$M - P(Z^*, X^*, \gamma) + \sum p_z Z^* + p_x X^* = \tilde{M} = P_c C + \sum p_z Z + p_x X$$

<sup>6</sup> De anvendte instrumenter i hedoniske analyser indenfor miljøøkonomien spænder fra mere obskure variable som antallet af årlige teaterforestillinger i nærheden af en bolig (brugt til efterspørgsel efter nærhed til grønne områder), til markedsdummies og socio-økonomiske variable (efterspørgsel efter ren luft).

<sup>7</sup> Der estimeres en two-step IV-tobit som implementeret i Stata v.11 (kommando: IVTOBIT) efter Newey (1987).

- Husstande med en stærk præference for fravær af støj har en højere betalingsvilje for fravær af støj end andre husstande.
- Efterspørgslen efter fravær af støj afhænger negativt af prisen på fravær af støj.

Under disse antagelser vil koefficienten på marginalprisen være biased i positiv retning, dvs. den er mindre i absolutte termer, end den sande koefficient på marginalprisen, og dermed er husstandens efterspørgsel efter fraværet af støj *mere* følsom overfor prisen, end den estimeres til at være.

### **3. Data til andet trin af analysen.**

I datasættet til analysens første trin var der knap 101.000 observationer. Disse kobles via adresserne på husstande. I størst muligt omfang er de koblet til de personer, som havde registreret bopæl på adressen 1. januar året efter salget fandt sted. Dette gøres for at koble køberen af huset på de relevante oplysninger om marginalpris. I de tilfælde, hvor boligen er solgt sent på året, kan der stadig være tale om at det er sælger, som bor på adressen. I alt er ca. 90 pct. af de koblede boliger koblet med det efterfølgende år. De resterende boliger kan ikke kobles med det efterfølgende år af forskellige grunde: For nogle boliger var der ikke registreret nogen personer på adressen den 1. januar efter salget. For disse boliger kobles på personer på adressen 1. januar samme år som salget, eller året forinden. Der udover er der nogle adresser, hvor der ikke findes beboere i nogle af årene. Det kan f.eks. skyldes, at der er tale om et nybyggeri eller at boligens primære anvendelse ikke er beboelse (f.eks. butik i lejlighed). Heraf er langt størstedelen lejligheder beliggende i København, Frederiksberg eller Høje Taastrup. Det har ikke været muligt at finde en nærmere forklaring på mismatchet.

#### *Husstandsindkomsten*

Vi er interesseret i indkomstoplysninger for de personer i husstanden, som har købt boligen eller sagt på en anden måde: de permanente medlemmer af husstanden. I de fleste tilfælde er dette relativt enkelt, idet godt 80 pct. af personerne i datasættet er bosiddende enten alene eller som et par. For de sidste 20 pct. af personerne, er der tale om forskellige boformer som hovedsageligt kan deles i to typer: Vi skelner mellem 2 typer af husstande: *bofællesskaber* og *kernefamilier*. I bofællesskaberne antages det, at alle bidrager ligeligt til at betale husleje, mens det antages, at parret i kernefamilien er ansvarlig for huslejeudgiften. Det vil sige, at husstandsindkomsten for bofællesskaberne er summen af beboernes indkomster, mens den for kernefamilierne er parrets indkomst, se tabel om husstandstyper i bilag.

### *Det endelige datasæt*

Udover indkomst genereres der på husstands niveau forskellige variable for at beskrive husstandens socioøkonomiske forhold. Konkret inkluderes følgende variable til beskrivelse af husstanden i analysen: Husstandens størrelse, gennemsnitlig alder på husstandens voksne medlemmer, tilstedeværelsen af børn over og under 10 år, kønsfordeling, andel indvandrere i husstanden. Fra analysens første trin har vi oplysninger om støj fra veje og tog, og marginalpriser på vejstøj og togstøj. Marginalpriserne for vejstøj,  $p_{vej}$ , beregnes som vist nedenfor, hvor  $D$  er en dummy for om boligen er et hus eller en lejlighed, mens  $\beta$  er de estimerede koefficienter i husprismet, og  $P_j$  er den predikterede pris på den samlede bolig:<sup>8</sup>

$$\text{Vejstøj: } p_{vej,i} = \frac{dP_i}{dx_{vej,i}} = (\beta_1 + 2\beta_2 x_{vej,i} + D_{hus,i} (\beta_3 + 2\beta_4 x_{vej,i})) P_i$$

For togstøj, som indgår lineært i husprismet, beregnes prisen som:

$$\text{Togstøj: } p_{tog,i} = \frac{dP_i}{dx_{tog,i}} = (\beta_5 + D_{hus,i} (\beta_6)) P_i$$

Priserne på støj beregnet ud fra første trin er negative for de fleste boliger påvirket af støj over baggrundsstøjniveauet, da de afspejler værditabet på boligen. Imidlertid kan man sige, at prisen på støj med omvendt fortegn afspejler prisen for fraværet af støj. Fortegnet ændres derfor i overensstemmelse med, at variabelen af interesse er godet ”fravær af støj”, som har en positiv pris. De priser fra første trin, som har ”forkert fortegn” efter korrektionen (dvs. er negative), betragtes som fejl og sættes til nul, som i Day mfl. (2007).<sup>9</sup> Der sorteres husstande fra, hvor indkomsten i købsåret er negativ. Det endelige datasæt består af godt 86.000 husstande.

### *Annuisering af priser*

De estimerede marginalpriser samt korrektionen til indkomsten fra lineariseringen af budgetrestriktionen omregnes til årlige priser for at gøre dem sammenlignelige med de årlige husstandsindkomster, som de kombineres med i analysen. I sagens natur er diskonteringsfaktoren her af stor betydning for resultatet. Vi arbejder med en diskonteringsrate på 3 pct., men har lavet følsomhedsanalyser på dette valg ift. et valg svarende

---

<sup>8</sup> Den predikterede pris er beregnet med brug af *Duan smearing*, jf. s. 104-5 i Cameron og Trivedi (2009). Det betyder, at der korrigeres for, at husprismet er logaritmisk i beregningen af den predikterede værdi.

<sup>9</sup> I første trin estimeredes for nogle boliger ved lave støjniveauer en positiv pris på støj.

til finansministeriets seneste brugte diskonteringsrate på 5 pct., jf. Transportministeriet (2010). Et andet valg af diskonteringsrente sætter sig direkte i størrelsen på marginalprisen og vil dermed modsvares direkte i størrelsen på koefficienten på prisen i estimationen.

#### **4. Resultater fra estimationerne**

Nedenfor gennemgås resultaterne fra estimationerne. Det har vist sig, at der er væsentlig forskel på flere parametre mellem husstande som er bosat i lejligheder og husstande, som er bosat i enfamilie- eller rækkehuse. På den baggrund har vi estimeret separate efterspørgselsfunktioner. Disse forskelle kan skyldes både forskellige præferencer, men også forskellig betalingsevne, f.eks. består de fleste husstande i huse af 2 voksne, mens lejligheder oftere bebos af 1 voksen og har tilsvarende lavere husstandsindkomst.

Der er estimeret efterspørgselsfunktioner for medianen (50. percentil), samt for 40. percentil og den 60. percentil. Det vil sige, at der estimeres efterspørgselskurver for husstanden med median-støjpåvirkning. Derudover er der fitted en efterspørgselskurve for den 40. percentil og den 60. percentil, det vil sige for husstande, der har købt mindre fravær af støj henholdsvis købt mere fravær af støj. Resultaterne for de to alternative percentiler er diskuteret efter gennemgangen af resultaterne for medianen.

Efterspørgslen efter fraværet af vejstøj afhænger negativt af marginalprisen på vejstøj og positivt af indkomsten, jf. tabel 1 for huse og tabel 2 for lejligheder, hvilket er det, vi ville forvente. Vi havde forventet en negativ sammenhæng med marginalprisen på togstøj ud fra idéen om, at efterspørgslen efter fravær af vejstøj også afhænger af fravær af togstøj, men har fundet en svag positiv sammenhæng. Det kan dog skyldes måden variabelen er konstrueret på, idet alle husstande står overfor en positiv pris på fraværet af togstøj, mens kun 2 pct. af husstandene bor et sted, hvor de er udsat for togstøj. Koefficienterne på priserne er mindre for huse end for lejligheder, hvilket indikerer en mindre elastisk efterspørgselskurve for huse: Prisen på fravær af vejstøj skal ændre sig meget for at efterspørgslen ændrer sig markant. Den positive koefficient på indkomst kan ikke direkte tolkes som en indkomstelasticitet. Den giver dog en indikation af, at efterspørgslen efter fravær af vejstøj vokser med indkomsten.<sup>10</sup>

---

<sup>10</sup> Dette skyldes, at vi estimerer en *pseudo*-efterspørgselsfunktion pga. den ikke-lineære budgetrestriktion, som fortolkes lidt anderledes end en standard efterspørgselsfunktion.



Tabel 1: Estimeret efterspørgselsfunktion for husstande bosat i hus.

Hus						
	50. percentil		40. percentil		60. percentil	
	Koeff.	Std.afv.	Koeff.	Std.afv.	Koeff.	Std.afv.
P (vejstøj)	-0.021	0.000	-0.025	0.000	-0.015	0.000
P (togstøj)	0.005	0.000	0.006	0.000	0.003	0.000
Indkomst (ln)	0.344	0.054	0.496	0.066	0.380	0.068
Gns.alder	0.013	0.003	0.014	0.002	0.011	0.002
Kønsfordeling	-0.211	0.086	-0.179	0.103	-0.187	0.107
Dummy for børn under 10 år	0.213	0.047	0.295	0.049	0.307	0.048
Dummy for børn over 10 år	-0.156	0.047	-0.265	0.070	-0.138	0.058
Andel af husstanden med ikke-dansk herkomst	-0.588	0.111	-0.662	0.113	-0.696	0.107
Antal voksne i husstanden	-0.155	0.041	-0.209	0.052	-0.184	0.056
Konstant	-4.514	0.664	-6.933	0.798	-3.924	0.799

Tabel 2: Estimeret efterspørgselsfunktion for husstande bosat i lejlighed.

Lejlighed						
	50. percentil		40. percentil		60. percentil	
	Koeff.	Std.afv.	Koeff.	Std.afv.	Koeff.	Std.afv.
P (vejstøj)	-0.054	0.000	-0.056	0.000	-0.052	0.000
P (togstøj)	0.019	0.000	0.018	0.000	0.019	0.000
Indkomst (ln)	0.347	0.027	0.212	0.025	0.485	0.037
Gns.alder	0.037	0.002	0.023	0.002	0.036	0.002
Kønsfordeling	-0.109	0.032	-0.075	0.022	-0.065	0.057
Dummy for børn under 10 år	0.624	0.086	0.504	0.070	0.646	0.085
Dummy for børn over 10 år	0.605	0.138	0.377	0.169	0.629	0.148
Andel af husstanden med ikke-dansk herkomst	-0.079	0.050	-0.140	0.046	-0.065	0.085
Antal voksne i husstanden	0.131	0.035	0.126	0.022	0.032	0.044
Konstant	-9.435	0.274	-7.796	0.265	-10.147	0.399

I øvrigt ses det, at tilstedeværelsen af børn har en positiv effekt på efterspørgslen efter fravær af støj for beboere i lejligheder, men en negativ effekt for familier med store børn i huse. En husstand, som overvejende består af mænd har en lavere efterspørgsel efter fravær af støj end en husstand primært bestående af kvinder. Andelen af indvandrere i husstanden har en negativ, men insignifikant effekt på efterspørgslen efter støj. Der kan muligvis være tale om multikollinearitet med husstandsstørrelsen, idet store husstande oftere består af medlemmer af ikke-dansk herkomst.

Ser man på tværs af tabel 1 ovenfor, kan resultaterne for medianen sammenlignes med 40. percentil og 60. percentil for huse. Her ses det, at husstande, som har valgt boliger med et større fravær af støj (60. percentil) har en mindre koefficient på marginalprisen i absolutte termer end husstanden på medianen. En stigning i marginalprisen på fravær af støj fører således til en mindre reduktion i efterspørgslen efter fravær af støj hos de husstande. Det svarer til, at de husstande, der bor mindre støjudsat, har en efterspørgsel efter fravær på støj, som er mindre følsomme overfor ændringer i prisen. Det kan ses nedenfor i afsnit 5 at disse husstande har en højere betalingsvilje for at undgå støj end husstande som bor mere støjudsat. Det modsatte gør sig gældende for husstande, der bor mere støjudsat (40. percentil). Der er således tegn på, at husstandene sorterer sig selv efter deres præferencer for fraværet af støj, så de husstande, der er mere støjfølsomme, bor mindre støjudsat. De øvrige parametre (bortset fra prisen på togstøj) er ikke signifikant forskellige for husstande bosat i huse.

For husstande bosat i lejligheder gælder det også, at husstande, der bor mindre støjudsat har en mindre prislelsomhed overfor prisen på fravær af støj. Derudover er der også signifikante forskelle på indkomsten mellem de forskellige percentiler. Her er koefficienten større for husstande som bor mindre støjudsat (60. percentil) og mindre for husstande, som bor mere støjudsat, alt andet lige. En højere indkomst er dermed associeret med en større stigning i efterspørgslen efter fravær af støj for husstande bosat med relativt lidt vejstøj, end den er for husstande, som bor mere støjudsat, alt andet lige.

### **Fra estimation af efterspørgslen til betalingsvilje for fravær af støj**

Den estimerede funktion for støj inverteres for at få prisen på støj som en funktion af mængden, og det er denne kurve, der danner udgangspunkt for beregningerne af enhedspriser ved forskellige dB-niveauer:

$$X_{vej} = \hat{\beta}_{vej} P_{vej} + \hat{K} \quad \Leftrightarrow \quad P_{vej} = -\frac{\hat{K}}{\hat{\beta}_{vej}} + \frac{1}{\hat{\beta}_{vej}} X_{vej} \quad (6)$$

Her er  $K$  beregnet ud fra de øvrige variable i regressionen (indkomst m.v.), hvor de estimerede koefficienter er ganget på de karakteristika, der gælder for medianhusstanden i hhv. et hus og en lejlighed. Den parameter, der har den største betydning for betalingsviljen for støj er koefficienten på marginalprisen.

De omregnede koefficienter ses i tabel 3. Det ses, at konstanten er positiv for huse, men negativ for lejligheder, hvilket indikerer, at der faktisk er en positiv betalingsvilje for reduktioner af vejstøjen under baggrundsstøjniveauet for huse. Til gengæld er betalingsviljen for at reducere vejstøjen indledningsvist negativ for lejligheder, som kun har

en positiv betalingsvilje over 57 dB for medianregressionen. For husenes vedkommende kan dette hænge sammen med, at en del af husene i vores datasæt ligger i de områder, hvor vi i første trin af husprisanalysen fandt et lavere baggrundsstøjniveau (50 dB), så støj på lavere niveauer bliver opfattet af personerne i husstandene.

Tabel 3: Koefficienter til beregning af betalingsviljen for fravær af vejstøj

	Hus			Lejlighed		
	50. perc.	40. perc.	60. perc.	50. perc.	40. perc.	60. perc.
Konstant $\frac{\hat{K}}{\hat{\beta}_{vej}}$ i kr.	131	114	176	-51	-58	-33
Koefficient $\frac{1}{\hat{\beta}_{vej}}$ i kr. pr. dB	-58	-48	-81	-22	-21	-23

Anm.: Angivet i 2010-priser.

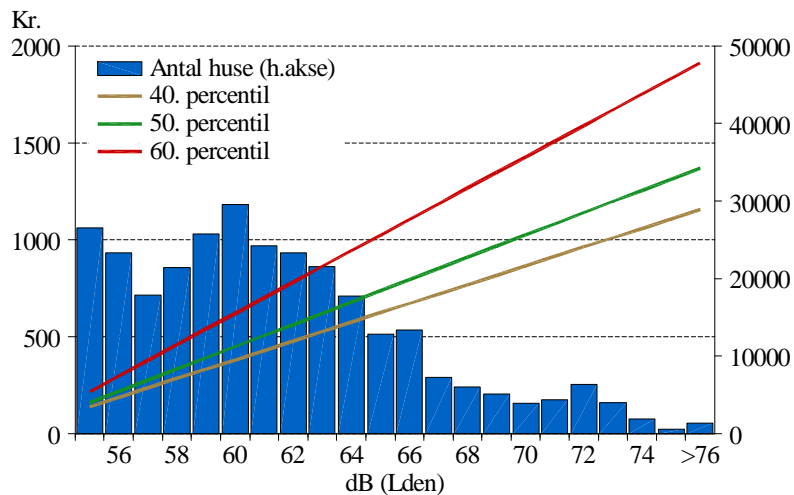
Dertil kommer, at der er forskel på, hvem det er, der bor i huse og lejligheder. Betalingsviljen for fravær af vejstøj er på medianen over dobbelt så høj for husstande, der bor i hus i forhold til betalingsviljen for husstande, der bor i lejlighed. Medianhusstanden er angivet i tabel 4. Tabellen viser, hvilken husstand, der er taget udgangspunkt i ved beregningen af betalingsviljen for medianhusstande bosat i hhv. lejligheder og huse. Det ses, at husstandene i huse typisk består af to voksne, der er lidt ældre i gennemsnit end personer i lejligheder. Det er derfor ikke overraskende, at medianhusstandsindkomsten for husstande bosat i huse er større end for en husstand i lejlighed. Derudover er der flere husstande i huse, der har børn, hvilket dog ikke kan læses i tabellen.

Tabel 4: Karakteristika for husstanden brugt til beregning af konstant

	Hus	Lejlighed
Pris (togstøj) (kr.)	575	112
Indkomst (kr.)	430.556	239.376
Gns.alder (år)	36	29
Kønsfordeling	0	0
Barn under 10 år	0	0
Barn over 10 år	0	0
Andel ikke-danskere i husstanden	0	0
Husstandsstørrelse	2	1

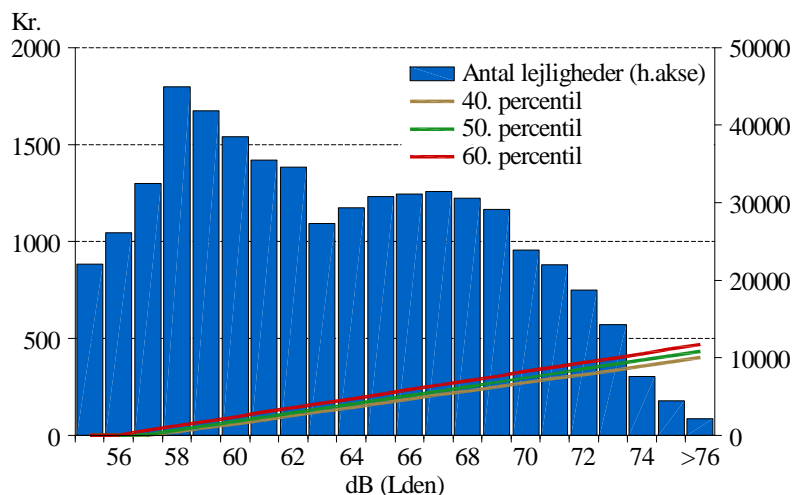
På baggrund af parametrene angivet ovenfor i tabel 3 kan den marginale betalingsvilje ved forskellige støjniveauer beregnes, jf. figur 1 for huse og figur 2 for lejligheder. Vejstøj over baggrundsstøjniveauet er som ovenfor nævnt defineret som *negative* afvigelser fra baggrundsstøjniveauet. Kurverne i figurerne nedenfor er plottet ”spejlvendt”, da de plottes mod øget støj og ikke mod øget fravær af støj. Antallet af boliger i Danmark ved forskellige støjniveauer af hver type er ligeledes vist i figurerne.

Figur 1: Marginal betalingsvilje for fravær af vejstøj, hus.



Kilde: Egne beregninger.

Figur 2: Marginal betalingsvilje for fravær af vejstøj, lejlighed.

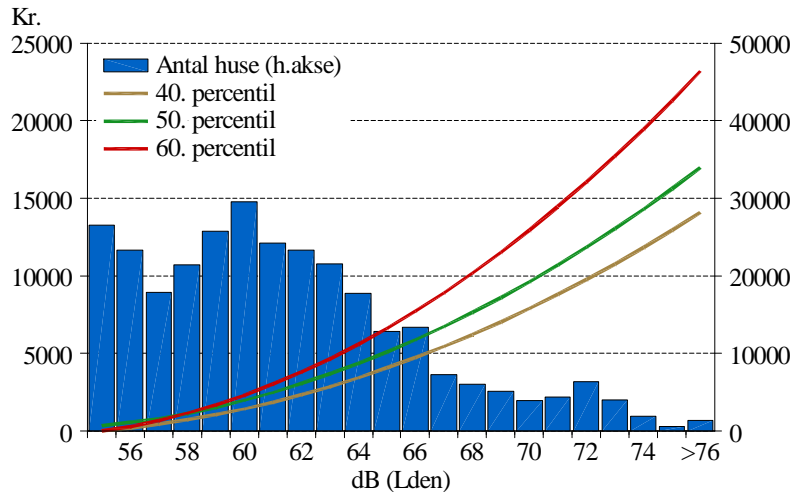


Kilde: Egne beregninger.

På baggrund af disse beregnede marginale betalingsviljer kan den akkumulerede betalingsvilje for større reduktioner i støjniveauet beregnes som summen af betalingsviljen

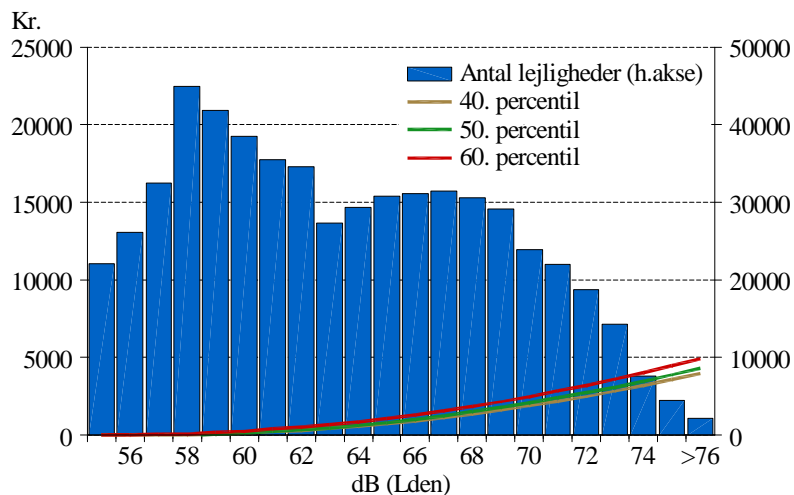
for de marginale ændringer den indebærer: Dvs. arealet under kurven for den marginale betalingsvilje. Disse akkumulerede betalingsviljer er vist for de forskellige percentiler i figur 3 og 4 nedenfor.

Figur 3: Akkumuleret årlig betalingsvilje for en reduktion i vejstøj, hus.



Kilde: Egne beregninger.

Figur 4: Akkumuleret årlig betalingsvilje for en reduktion i vejstøj, lejlighed.



Kilde: Egne beregninger.

### De samlede geneomkostninger

Ud fra de akkumulerede betalingsviljer og fordelingen af boliger ved forskellige dB-niveauer kan den samlede omkostning fra gener ved vejstøj opgøres i Danmark. Der er i alt knap 400.000 bolig med over 55 dB i hovedstadsområdet og knap 500.000 boliger i resten af Danmark. For at kunne beregne den samlede betalingsvilje for at reducere vej-

støj til 55 dB for alle boligerne, er det nødvendigt at kende fordelingen på lejligheder og huse ved forskellige støniveauer. Denne kendes for boligerne i datasættet, som dækker hovedstadsområdet og det antages, at fordelingen over dB er den samme for resten af landet. Dog tages der højde for, at andelen af huse er højere udenfor hovedstaden. Dette bruges til at beregne den akkumulerede betalingsvilje til 1,5 mia. kr. årligt for husstande i boliger der er påvirket med over 55 dB vejstøj.

## 5. Konklusion

Vi har gennemført andet trin af en husprisanalyse, hvor efterspørgslen efter fravær af vejstøj estimeres. Analysen er udført ved at estimere en model ud fra censureret kvantilregression. Denne metode er robust overfor heteroskedasticitet og kan samtidig bruges til at belyse eventuel heterogenitet i efterspørgselsrelationen. Der er fundet tegn på, at der er forskel på betalingsviljen for husstande bosat ved forskellige niveauer af trafikstøj, hvilket er konsistent med, at husstandene sorterer sig selv efter deres præferencer for bl.a. fravær af vejstøj.

Ud fra analysen er der beregnet enhedspriser ved forskellige dB-niveauer og betalingsviljer for ikke marginale ændringer af støjniveauet. Der er fundet væsentlig højere betalingsviljer for fravær af støj for husstande bosat i huse end husstande bosat i lejligheder, hvilket formentlig skyldes både at huse er mere udsatte for støjgener pga. de tilhørende udearealer, men også at husstandene bosat i de forskellige boligtyper er forskellige på observerbare karakteristika og måske også på uobserverbare karakteristika såsom præferencen for fravær af støj.

De samlede samfundsøkonomiske omkostninger ved gener fra trafikstøj beregnes til at udgøre 1,5 mia. kr. om året. Der er ikke taget højde for eventuelle gener for fodgængere og cyklister som færdes, hvor de er udsat for trafikstøj, hvorfor der er tale om et underkantskøn for den samlede geneomkostning.

## Litteratur

Cameron, A.C. og P.K. Trivedi (2009): *Microeconometrics Using Stata*. STATA Press.

Chay, K.Y. og J.L. Powell (2001): Semiparametric Censored Regression Models. *The Journal of Economic Perspectives*, 15 (4), s. 29-42.

Cheshire, P. og S. Sheppard (1998): Estimating the Demand for Housing, Land, and Neighbourhood Characteristics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 60 (3), s. 357-382.

Day, B., I. Bateman og I. Lake (2007): Beyond Implicit Prices: Recovering Theoretically Consistent and Transferable Values for Noise Avoidance from a Hedonic Property Price Model. *Environmental and Resource Economics*, 37 , s. 211-232.

Koenker, R. (2005): *Quantile Regression*. Econometric Society Monographs.

Newey, W.K. (1987): Efficient estimation of limited dependent variable models with endogenous explanatory variables. *Journal of Econometrics*, 36 (3), s. 231-250.

Palmquist, R.B. (2005): Property Value Models. I: Mäler, K.-G. og J.R. Vincent (*Handbook of Environmental Economics*. Elsevier, North-Holland.

Powell, J.L. (1984): Least absolute deviations estimation for the censored regression model. *Journal of Econometrics*, 25 (3), s. 303-325.

Transportministeriet (2010): Værdisætning af transportens eksterne omkostninger. Transportministeriet.

## BILAG

*Instrumenter, som er afprøvet og forkastet.*

En højere pris på støj kan intuitivt skyldes et større udbud af ikke-støjbelastede boliger, så markedsprisen på støj bydes op for et givent sæt af præferencer. De tre sæt instrumenter, vi har brugt, forsøger på forskellige måder at afspejle sådanne eksogene forskelle i udbuddet af støjbelastede boliger:

- A. Geografiske instrumenter for marginalpriserne: Her anvendes marginalpriserne for nabohusstande som instrumenter for den enkelte husstands marginalpris. Højere marginalpriser på støj i omegnen af en bolig kan afspejle, at udbuddet af støjbelastede boliger med samme beliggenhed er relativt lavt. Vi har ikke haft mulighed for at tage højde for husstande, der ligner hinanden socioøkonomisk i definitionen af instrumenterne (hvilket er fremgangsmåden i Day mfl. 2007, der tidligere har benyttet instrumentet for støj), hvorfor alene geografisk nærhed afgør hvilke boliger, der bliver instrumenter for den enkelte bolig.<sup>11</sup>
- B. Dummies for marked (fra første trin): Hvis husstandene har bosat sig i et givent marked uafhængigt af deres præferencer for fravær af støj, kan markedsdummyerne afspejle eksogen variation i udbuddet af støjbelastede boliger markederne imellem. Disse dummies interageres med dummies for højeste uddannelsesniveau i husstanden.
- C. Afstand til større veje og jernbaner: Afstanden til større veje og jernbaner afspejler også forekomsten af større veje og jernbaner tæt på den enkelte bolig. Ligger store veje og jernbaner tæt på boligen kan man forvente et større udbud af støjbelastede boliger i området. For indkomsten anvendes det maksimale uddannelsesniveau i husstanden som instrument.

I alle tre tilfælde ovenfor har vi anvendt det højeste uddannelsesniveau i husstanden som instrument for den korrigerede indkomst. Det kan fremføres, at uddannelsesniveauet har selvstændig betydning for efterspørgslen efter fravær af støj og derfor ikke er et egnet instrument. Vi har dog ikke på baggrund af de tilgængelige data kunnet komme på et bedre instrument.

Instrumenterne A & C medførte en større koefficient på marginalprisen i overensstemmelse med antagelsen om, at den estimerede efterspørgselskurve formentlig er for flad

---

<sup>11</sup> Konkret har vi sorteret boligerne efter geografiske koordinater indenfor hvert marked. Herefter har vi valgt observationen i 5. og 6. række over og under hver bolig som instrumenter. De otte nærmeste naboer er udeladt, for at mindske sandsynligheden for at priserne er endogene f.eks. pga. informationsspillovers mellem bolighandler.



(koefficienten på prisen for lille) som følge af selvsorteringsproblemet. Effekten på koefficienten på indkomsten opvejedes stort set af ændringer i konstantleddet, så det samlede niveau for efterspørgslen var uændret.

Instrumenteringen er alene brugt til estimation af en Tobit-model, og ikke implementeret i CLAD-modellen pga. software-begrænsninger. Da instrumenterne blev afvist ved tests valgte vi ikke at bruge tid på at implementere IV-proceduren i kvantilregressionen.<sup>12</sup>

Ved tests af instrumenterne afvises alle vore forskellige instrumenter i varierende grad. Instrumentering med markedsdummies forkastes med en meget høj teststatistik, mens teststatistiken for de geografiske instrumenter og afstande til veje og jernbaner forkastes med en mindre teststatistik. Alle testene forkastes dog med en p-værdi mindre end 0.01.<sup>13</sup> I litteraturen om husprisanalyser indenfor miljøøkonomien er instrumentering udbredt, men der forekommer normalt ikke tests af instrumenternes gyldighed i de publicerede artikler. Det kan derfor ikke konkluderes, at vore instrumenter er dårligere end det, som ellers anvendes. Nedenfor kommenteres på de enkelte instrumenteringer.

#### *Instrumentering med geografiske instrumenter*

Instrumenteringen har forskellige effekter for lejligheder og huse. For lejligheder øges koefficienten på prisen på vejstøj i absolutte termer, mens den reduceres for huse. Til gengæld er effekten af indkomst på efterspørgslen efter fravær af støj væsentlig større for husejere end den er for lejlighedsejere. Det modsvares dog i nogen grad af en mindre (i absolutte termer) konstant for lejligheder end for huse.

#### *Instrumentering med afstand til større veje og jernbaner*

For både huse og lejligheder giver instrumenteringen en større koefficient (i abs. termer) på marginalprisen, hvilket svarer til en fladere efterspørgselskurve end den ikke-instrumenterede model. Med denne specifikation er koefficienten på indkomst stort set den samme for huse og lejligheder. Denne specifikation giver samlet set de laveste estimater af enhedsprisen på støj for forskellige støjniveauer og også den mindste forskel på betalingsviljen mellem huse og lejligheder.

---

<sup>12</sup> Strengt taget kunne afvisningen af instrumenternes validitet skyldes at modellen er fejlspecificeret af andre årsager. Dvs. det kunne være heteroskedasticiteten i Tobit-modellen, som i virkeligheden forkastes.

<sup>13</sup> Vi har testet med den indbyggede Hansen's J-test, som tester om instrumenterne er korrelerede med residualerne fra IV-modellen.

### *Instrumentering med markedsdummies*

Instrumenteringen med markedsdummies giver nogle markant anderledes resultater end de øvrige instrumenter. For både huse og lejligheder reduceres koefficienten på prisen på vejstøj markant i absolut størrelse. De meget små koefficienter på marginalprisen på vejstøj giver enhedspriser for støj, som ligger langt over, hvad vi estimerer med brug af de andre instrumenter, og hvad vi på baggrund af første trin af analysen ville forvente. Som omtalt ovenfor afvises denne instrumentering med den største teststatistik af de tre forskellige instrumenteringer i en test af instrumenternes samlede gyldighed. Vi har samlet set ikke stor tiltro til at markedsdummies er pålidelige instrumenter.

*Tabel 5: Resultater for efterspørgsel efter fravær af støj (lejligheder)*

Vejstøj	Lejligheder							
	Tobit		IVTobit 1		IVTobit 2		IVTobit 3	
	Koeff.	Std.Afv.	Koeff.	Std.Afv.	Koeff.	Std.Afv.	Koeff.	Std.Afv.
Pris vejstøj	-0.049	0.000	-0.053	0.001	-0.071	0.001	-0.019	0.001
Pris togstøj	0.015	0.000	0.016	0.000	0.011	0.001	0.008	0.000
Indkomst (ln)	0.487	0.034	0.888	0.086	1.577	0.107	0.445	0.096
Gns. alder	0.032	0.002	0.032	0.002	0.059	0.003	0.019	0.002
Flest mænd	-0.181	0.050	-0.221	0.053	-0.194	0.062	-0.378	0.061
Barn u. 10 år	0.581	0.070	0.548	0.069	0.975	0.089	0.415	0.078
Barn o. 10 år	0.529	0.141	0.608	0.119	1.371	0.145	-0.170	0.136
Andel indv.	-0.215	0.069	-0.142	0.069	-0.141	0.080	-0.169	0.079
Husstandsstr.	0.065	0.039	-0.006	0.055	0.217	0.066	-0.673	0.061
Konstant	-10.274	0.378	14.691	0.949	-22.215	1.177	-9.804	1.061
R <sup>2</sup>	0,14		-		-		-	
Instrumenter	Ingen		Geografiske instrumenter, udd.niveau		Afstand til større veje og jernbaner, udd.niveau.		Markedsdummies interageret med udd.niveau	

*Tabel 6: Resultater for efterspørgsel efter fravær af støj (huse)*

Vejstøj	Huse							
	Tobit		IVTobit 1		IVTobit 2		IVTobit 3	
	Koeff.	Std.Afv.	Koeff.	Std.Afv.	Koeff.	Std.Afv.	Koeff.	Std.Afv.
Pris på vejstøj	-0.026	0.000	-0.016	0.001	-0.080	0.006	-0.003	0.000
Pris på togstøj	0.006	0.000	0.002	0.000	0.020	0.002	0.002	0.000
Indkomst (ln)	0.834	0.077	6.202	0.321	1.518	0.773	4.501	0.290
Gns. alder	0.025	0.003	0.050	0.004	-0.012	0.009	0.040	0.003

Flest mænd	-0.285	0.157	-0.897	0.191	-0.687	0.327	-0.528	0.176
Barn u. 10 år	0.582	0.077	0.110	0.091	-0.303	0.171	0.144	0.091
Barn o. 10 år	-0.362	0.095	-0.570	0.088	-0.393	0.196	-0.501	0.107
Andel indiv.	-1.166	0.133	0.258	0.202	0.802	0.359	-0.336	0.175
Husstandsstr.	-0.310	0.070	-2.277	0.127	0.004	0.324	-1.820	0.126
Konstant	-8.078	0.949	-73.444	3.919	-13.249	9.373	-55.393	3.490
$R^2$	0,14		-					
Instrumenter	Ingen		Geografiske instrumenter, udd.niveau	Afstand til større veje og jernbaner, udd.niveau.		Markedsdummies interageret med udd.niveau		

### Retningen på bias

Hvis det antages, at denne bias opstår som følge af selvsortering, og der derudover gøres antagelser omkring korrelationerne i modellen, kan vi bestemme retningen på den bias, der er. En forenklet udgave af modellen, hvor der ses bort fra indkomst og de øvrige regressorer udover prisen på fravær af vejstøj, kan skrives som:

$$X_{vej,i} = \beta_0 + \beta_{vej} P_{vej,i} + u_i$$

Her er  $u$  residualerne i den estimerede model. Imidlertid indgår husstandens præference for fraværet af støj,  $\eta$ , også i den sande model:

$$X_{vej,i} = \beta_0 + \beta_{vej} P_{vej,i} + \beta_{\eta} \eta_i + \varepsilon_i$$

Husstandens præference for fraværet af støj er udeladt af modellen, da den ikke er observeret. Den optræder derfor i residualerne som  $\eta$ , dvs. modellens residual  $u = \beta_{\eta} \eta + \varepsilon$ , hvor  $\varepsilon$  er uden information i forhold til efterspørgslen efter fraværet af støj og ukorreleret med marginalprisen på støj. Hvis det antages at:

- Husstande med en stærk præference for fravær af støj køber mere fravær af støj, dvs.  $\beta_{\eta} > 0$ .
- Husstande med en stærk præference for fravær af støj har en højere betalingsvilje for fravær af støj end andre husstande. Derfor er den lokale marginalpris på støj højere:  $P_{vej}$  er positivt korreleret med  $\eta$ .
- Efterspørgslen efter fravær af støj afhænger negativt af prisen på fravær af støj:  $\beta_{vej} < 0$ .

Koefficienten på marginalprisen vil så være biased i positiv retning, dvs. den er mindre i absolutte termer, end den sande koefficient på marginalprisen, husstanden efterspørgslen efter fraværet af støj er mere følsomt overfor prisen, end den estimeres til at være:

Bias kan beregnes som:

$$\hat{\beta}_{vej} = (P_{vej}' P_{vej})^{-1} P_{vej}' X_{vej} = (P_{vej}' P_{vej})^{-1} P_{vej}' P_{vej} \beta_{vej} + (P_{vej}' P_{vej})^{-1} P_{vej}' \eta_i \beta_{\eta} + (P_{vej}' P_{vej})^{-1} P_{vej}' \varepsilon_i$$

$$\hat{\beta}_{vej} = \underbrace{\beta_{vej}}_{neg.} + \underbrace{(P_{vej}' P_{vej})^{-1} P_{vej}' \eta_i \beta_{\eta}}_{pos.}.$$