

# Efterfrågan på tystnad - skattning av betalningsviljan för icke-marginella förändringar av vägtrafikbuller\*

Henrik Andersson  
Toulouse School of Economics (UT1, CNRS, LERNA), Frankrike

Jan-Erik Swardh<sup>†</sup>                      Mikael Ögren  
Transportekonomi, VTI.                      Miljö, VTI.

14 november 2013

## Sammanfattning

Efterfrågan på tystnad från vägbullerexponering skattas i detta projekt baserat på båda stegen i en så kallad hedonisk modell. Vi använder data från sju olika kommuner runt om i Sverige. Baserat på efterfrågekurvan kan vi räkna ut betalningsviljor för icke-marginella förändringar i bullerexponering från vägtrafik. Dessa resultat har stor användning i samhällsekonomiska kalkyler inom transportsektorn. Våra skattningsresultat visar att betalningsviljan för en bullerreducering från 66 till 65 dB är 2211 kronor per individ och år och 477 kronor per individ och år för en bullerreducering från 56 till 55 dB. Resultaten visar ingen betalningsvilja för bullerreduceringar under 52,8 dB. För en bullerreducering från 66 dB till 52,8 dB och alla lägre bullernivåer är betalningsviljan 15 225 kronor. Denna summa är även kostnaden för att utsättas för 66 dB vägbuller per individ och år.

**Nyckelord:** Vägbuller; Hedonisk modell; Efterfrågan; Betalningsvilja; Samhällsekonomi

---

\*Denna studie är finansierad av Trafikverket. Författarna tackar seminariedeltagarna på VTI, Stockholm, och Trafikverket, Borlänge, för värdefulla kommentarer som har förbättrat rapporten.

<sup>†</sup>Kontaktuppgifter: VTI, Box 55685, 102 15 Stockholm. E-post: jan-erik.swardh@vti.se

# 1 Inledning

Trafikrelaterat buller är ett växande samhällsproblem till följd av en ökad trafikvolym och en ökad urbanisering, vilket båda leder till att fler människor exponeras för trafikbuller. Speciellt vägtrafik är en orsak till att många svenskar är exponerade för störande buller, baserat på en uppskattning ungefär 1,73 miljoner individer (Simonsson, 2009).

Det finns emellertid sätt att bekämpa trafikbullerstörningar, däribland bullerplank, tystare teknologi (exempelvis däck), och regleringar. Dessa policyåtgärder medför dessvärre kostnader och det är därför viktigt för ett effektivt utnyttjande av samhällets resurser att veta vilket värde individer tillskriver bullerreduceringar. Alla nyttigheter har dock inget explicit pris och tystnad från vägbuller är en sådan icke-marknadsvara där vi måste utgå från en indirekt ansats för att skatta monetära preferenser.

Generellt finns det två olika angreppssätt, baserat på olika typer av data, för att skatta värdet av icke-marknadsvaror. Så kallad "revealed preferences" (RP) baseras på data som utgörs av individers verkliga val. Den stora fördelen med RP-data är att de baseras på verkliga beteenden realiserade av individer. Dock kan RP-data innebära problem bland annat i form av multikollinjäritet och identifieringsproblematik, varför en stor del av utmaningen med RP är att överkomma dessa. Den andra metoden kallas för "stated preferences" (SP) och utgår från data baserad på hypotetiska val i scenarior designade för att svara på just den specifika frågeställningen. Denna flexibilitet kan sägas vara den största fördelen med SP medan nackdelarna främst är metodens hypotetiska natur och risken för strategiska svar. Det är således inte alls säkert att individer agerar i verkligheten så som de säger att de skulle agera i en hypotetisk valsituation.

I detta projekt skattar vi efterfrågan för *tystnad* (och därmed betalningsviljan för reduktion av vägtrafikbuller) baserat på RP-data. Tystnad definieras i denna rapport som motsatsen till vägbuller. Vi använder en hedonisk metod där verkliga försäljningspriser på småhus skattas som en funktion av tystnad och andra värdepåverkande attribut (steg 1). Därefter skattas efterfrågan på tystnad som en funktion av varje småhusköparens implicita pris på tystnad och dess individspecifika egenskaper (steg 2). Vi erhåller således i steg 2 en efterfrågefunktion som visar hur efterfrågad kvantitet tystnad beror av priset på tystnad.

Det är steg 2 i den hedoniska metoden som ger styrkan i vår analys. Att bara använda steg 1 ger ett resultat med begränsningar; dels är skattningen bara giltig för marginella

förändringar av kvantiteten tystnad och dels är skattningarna från första steget bara giltiga på den specifika marknad som de är skattade på. Genom att även skatta steg 2 får vi en fullständig efterfrågefunktion som gäller generellt i hela Sverige och kan användas för att beräkna betalningsviljan för icke-marginella förändringar i vägbullerexponering.

Vår metod följer Swärdh m.fl. (2012) där en liknande ansats användes för att skatta efterfrågan på tystnad från järnvägsbuller. Ännu tidigare studier som skattar båda stegen av den hedoniska metoden för att värdera trafikbuller är såvitt vi känner till enbart Wilhelmsson (2002) och Day m.fl. (2007). Wilhelmsson (2002) skattade värdet av tystnad från vägbuller i ett begränsat område i nordvästra Stockholm medan Day m.fl. (2007) skattade efterfrågan för tystnad från flyg, väg och järnväg. Emellertid genomförde Day m.fl. (2007) sin studie i enbart ett geografiskt område med socioekonomiska data på aggregerad nivå. Swärdh m.fl. (2012) utökade ansatsen i Day m.fl. (2007) genom att använda flertalet olika geografiska områden och socioekonomiska data på individnivå. I denna studie används metoden i Swärdh m.fl. (2012) för att skatta efterfrågan på tystnad från vägbuller.

Rapporten är disponerad på följande sätt. I Avsnitt 2 presenteras kortfattat en generell hedonisk modell följt av beskrivning av data i Avsnitt 3. I Avsnitt 4 presenteras den empiriska ansatsen vi använder. Resultaten presenteras i Avsnitt 5 med påföljande slutdiskussion i Avsnitt 6.

## 2 Hedonisk tvåstegsmodell

Hedonisk modell används för att skatta priset av olika attribut som en vara har på en marknad med monopolistisk konkurrens, det vill säga en marknad där varorna är nära substitut men ändå skiljs tydligt åt genom olika prisberoende attribut. Småhusmarknaden är en sådan marknad som ofta studerats i litteraturen.

En generell hedonisk modell med attributen  $Z_k$ , där  $k = 1, \dots, K$ , kan formuleras som

$$P = P(Z_k), \tag{1}$$

där  $P$  är priset på varan. Det implicita priset,  $\pi_k$ , av attributet  $Z_k$  ges av

$$\pi_k = \frac{\partial P}{\partial Z_k}. \tag{2}$$

Det implicita priset ger betalningsviljan i optimum. Notera dock att marknader sällan

befinner sig i optimum med anledning av, till exempel, marknadsfriktioner eller utbudsförändringar. Därför kan steg 2 av den hedoniska modellen skattas där den fullständiga efterfrågan för attribut  $Z_k$  skattas som

$$Z_k = f(\pi_k, \mathbf{S}, Z_{g \neq k}), \quad (3)$$

där  $\mathbf{S}$  är en vektor med socioekonomiska variabler.

Anledningen till att det finns förhållandevis få tillämpningar av det andra steget är svårigheten att identifiera modellen. Dessutom, eftersom  $Z_k$  och  $\pi_k$  väljs simultant i samma beslutsprocess att köpa en fastighet för ett visst pris, ger modellen upphov till endogenitetsproblem och lämpliga instrumentvariabler måste finnas.

### 3 Datakällor

Vi använder data från sju geografiskt åtskilda svenska kommuner; Västerås, Nacka, Borås, Vellinge, Umeå, Örebro och Falun. Lite karaktäristika om dessa kommuner finns i Tabell 1.

Vår önskan är att använda kommuner som speglar geografiska skillnader i Sverige. Vi har därför en liten kommun, Vellinge; medelstora kommuner, Västerås, Borås, Umeå, Örebro och Falun från olika delar av Sverige; och en förortskommun till Stockholm, Nacka. Västerås, Umeå, Örebro och Falun är dessutom regionala centrum. Viktigt vid valet av kommuner är att det finns ett tillräckligt stort antal småhusförsäljningar av fastigheter som är utsatta för vägbuller.

#### 3.1 Fastighetsdata

Data från alla småhusförsäljningar i våra kommuner från 2002 till och med augusti 2012 är inhämtade från fastighetsregistret. De variabler vi använder är försäljningspris, tomtarea, boarea, biarea, byggnadsålder, standardpoäng i taxeringen, hustyp i form av friliggande, kedjehus eller radhus, strandnära läge och tomträtt.

Fastighetspriserna indexeras till 2009 års priser för att underlätta jämförelsen med Swärdh m.fl. (2012). Prisindex på respektive länsnivå har använts till denna indexering. Prisnivån i en kommun behöver emellertid inte utvecklas identiskt med prisnivån i länet som helhet varför vi även använder årsdummyvariabler i skattningen av det första steget.

Från våra fastighetsdata hämtar vi även kommunfelsindikatorer för varje kommun, vilka används i första stegets skattningar. Antalet kommundelar varierar från tre i Nacka till 50 i Örebro.

Tabell 1: Beskrivning av kommunerna

<b>Kommun</b>	<b>Befolkning</b>	<b>Lokal arbets- marknadsregion</b>	<b>Närmaste storstad</b>	<b>Regionalt centrum</b>
Västerås	140 499	Stockholm	Stockholm (91 km)	Ja
Nacka	92 873	Stockholm	Stockholm (6 km)	Nej
Borås	104 867	Göteborg	Göteborg (56 km)	Nej
Vellinge	33 615	Malmö-Lund	Malmö (15 km)	Nej
Umeå	117 294	Umeå	Stockholm (630 km)	Ja
Örebro	138 952	Örebro	Stockholm (163 km)	Ja
Falun	56 432	Falun-Borlänge	Stockholm (196 km)	Ja

*Noteringar:* Lokala arbetsmarknadsregioner definieras av SCB baserat på pendlingsflöden. Befolkningsdata gäller 31 december 2012. (Källa: SCB)

Geografiska variabler skapas för att fånga in effekter av tillgänglighet, luftföroreningar och andra bullerkällor. Utan att kontrollera för dessa finns en uppenbar risk att den skattade tystnadsparametern fångar upp andra effekter än tystnad från vägbuller. Vi använder avstånd till järnvägsstation, avstånd till järnväg och avstånd till väg. Avstånd till järnvägsstation fångar in positiva tillgänglighetseffekter medan avstånd till järnväg fångar in negativa effekter av att bo nära en järnväg.<sup>1</sup> Avstånd till väg fångar in både positiva tillgänglighetseffekter och negativa effekter såsom barriäreffekter och utsläpp. Därmed är förväntad effekt på fastighetspriset av avstånd till väg osäker.

### 3.2 Beräkning av trafikbullernivå

Beräkningarna av bullernivå har genomförts med den nordiska beräkningsmetoden för buller från vägtrafik, som senast reviderades 1996 (Jonasson och Nielsen, 1996). Som underlag för beräkningarna användes fastighetskoordinater och GIS-data för trafik och terräng, se Tabell 2.

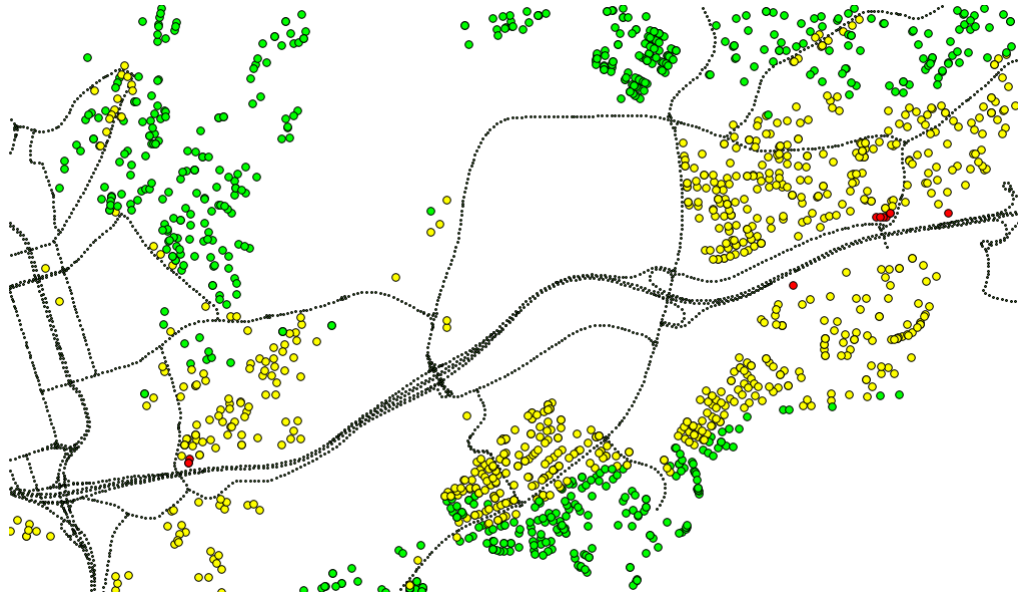
Tabell 2: GIS-data som använts vid bullerberäkningarna

Data	Upplösning	Ursprung	Datum
Vägnät inkl. trafikuppgifter	20 m	NVDB	2010
Fastighetskoordinater	1 m		2012
Bullervallar och -skärmar	10 m	VTI	2012
Terränghöjd	25 m	Lantm.	2009

Själva vägnätet och trafikdata hämtades från nationella vägdatatabasen (NVDB, 2013). Beräkningarna begränsades till vägar med funktionell vägklass 5 eller högre, vilket betyder att mindre lokalgator ej tagits hänsyn till. Denna förenkling påverkar i första hand de som har låga nivåer, där en viss underskattning fås eftersom det i princip alltid finns en väg med låg trafikbelastning nära huset. Dock sorterades alla som har dygnsekvivalent bullernivå lägre än 45 dB bort i ett senare skede, vilket begränsar denna effekt.

Höjdskillnader i terrängen påverkar bullerberäkningarna på två sätt, dels genom att mottagarpunkter kan skärmaskas bakom en kulle, men också genom att punkter i en sluttning kan få mindre markdämpning (det vill säga högre bullernivåer än om terrängen varit plan). Höjden över havet i områdena hämtades från lantmäteriet, där de anges i ett rutnönster med sidan ungefär lika med 25 meter. Dessa data användes för att göra en digital höjdmödel för varje område. Marken mellan källan och mottagaren (bortsett från

<sup>1</sup>Den järnväg som passerar genom Vellinge är endast för sporadisk godstrafik. Därför definierar vi för Vellinge *avstånd till järnvägsstation* som avståndet till närmaste hållplats för snabbbussarna till Malmö. Vi har använt fyra hållplatser, Skanör Haga, Ljunghusen Elvabovägen, Höllviken Halörsvägen och Vellinge Ångar.



Figur 1: Exempel på beräkningsresultat från Borås, punktens färg anger: grön < 45 dB, gul 45-60 dB, röd > 60 dB

vägytan) antogs vara akustisk mjuk med några få undantag då det fanns en vattenyta mellan vägen och mottagaren.

Uppgifter om bullerskärmars och -vallars höjd och placering var svårt att få tag på, varpå de fick digitaliseras manuellt från flygfoton. Bara de mest betydelsefulla skärmarna och vallarna finns med, kortare lokala skärmar eller vallar är ej med i beräkningarna.

På grund av beräkningsarbetets omfattning, mer än 50 000 beräkningspunkter i de olika kommunerna, var det inte möjligt att ta med alla byggnader i modellen. I de fall långa sammanhängande byggnader skärmade villaområden togs dessa sammanhängande byggnader med som om de vore bullerskärmar. Om beräkningspunkten befann sig i ett tätt villaområde så gjordes en schablonkorrektur för skärmning av andra byggnader på 2 dB om inte punkten låg i första husraden mot vägen. Innerstadsmiljöer med sammanbyggda huskroppar behövde ej modelleras eftersom endast småhus är med i studien. Ett exempel på beräkningsresultat för en del av Borås där varje försäljning inom perioden är en färgkodad punkt finns i Figur 1.

För att kunna kontrollera för höga bullernivåer från tågtrafik så beräknades även avstånd till närmaste järnväg. Buller från flygtrafik togs endast hänsyn till genom att manuellt inspektera områdena så att inga punkter låg i närheten av bullerområdena från större flygplatser.

### 3.3 Socioekonomiska data

Socioekonomiska data baseras på register och tillhandahålls av SCB. För alla individer skrivna på en fastighetsadress har vi tillgång till, exempelvis, utbildning, ålder, inkomst och kön. I skattningarna använder vi utbildning, inkomst och hushållsstorlek.

Inkomst definieras som total disponibel hushållsinkomst där samtliga individer skrivna på fastigheten under tiden direkt efter köpet bidrar med sin disponibla inkomst.

Utbildning definieras vi som den högsta utbildningsnivån någon individ i hushållet har. Detta motiveras med att utbildning kan påverka efterfrågan för tystnad via ökad möjlighet att tillgodogöra sig information, vilket är något vi antar ökar med den högsta existerande utbildningsnivån inom ett hushåll. Fyra indikatorvariabler för utbildning har definierats; förgymnasial, gymnasial, eftergymnasial kortare än tre år och eftergymnasial tre år eller längre inklusive forskarutbildning.

Hushållsstorlek i antal personer kompletteras med en dummyvariabel för singelhushåll.

## 4 Empirisk ansats

### 4.1 Småhusmarknader

Varje kommun behandlas som en småhusmarknad med sin egen unika hedoniska prisfunktion. Därmed antar vi implicit högst marginella flyttströmmar mellan våra kommuner och att enbart ett försumbart antal småhusspekulanter inkluderar fler än en av våra kommuner i sin valmängd inför ett småhusköp. Ett sätt att undersöka trovärdigheten i detta antagande är att kontrollera vilken lokal arbetsmarknadsregion (definierade av SCB baserat på pendlingsströmmar mellan kommuner) kommunerna tillhör. Två av våra kommuner tillhör samma lokala arbetsmarknadsregion, nämligen Västerås och Nacka som båda tillhör Stockholm. Vi förmodar emellertid att dessa båda kommuner är olika småhusmarknader eftersom Nacka kan betraktas som en närförort till Stockholm medan Västerås är ett regionalt centrum med minst en timmes resväg till Stockholms innerstad. Dessutom, som framgår av Tabell 3, är småhuspriserna mycket högre i Nacka än i Västerås. Vi har dock även mer formellt testat om Västerås och Nacka tillhör samma småhusmarknad genom att med OLS skatta första hedoniska steget gemensamt för Nacka och Västerås. Statistiska tester av denna regression visar med tydlighet att Nacka och Västerås bör behandlas som separata småhusmarknader.



## 4.2 Empirisk modell

I det här delavsnittet beskriver vi den hedoniska modellen specifikt för vår studie. Som nämnts tidigare följer vi Day m.fl. (2007) och Swärdh m.fl. (2012) genom att definiera bullervariabeln som tystnad. Precis som i Swärdh m.fl. (2012) ges tystnad,  $Q$ , av  $Q = 75 - L$ , där  $L$  är den beräknade A-viktade dygnsekvivalensnivån av vägbuller. Vårt första steg av den hedoniska modellen formuleras som

$$P_{ij} = P_j(\mathbf{X}_{ij}, Q_{ij}, \varepsilon_{ij}), \quad (4)$$

där  $i$  och  $j$  betecknar fastighet respektive småhusmarknad, där  $\mathbf{X}$  är en vektor bestående av de övriga observerbara attributen och  $\varepsilon$  är attribut som inte kan observeras av den som gör analysen. Det implicita priset på tystnad,  $\pi$ , ges av

$$\pi_{ij} = \frac{\partial P_j}{\partial Q_{ij}}. \quad (5)$$

Det finns inga givna teoretiska riktlinjer för funktionsformen i första steget (Rosen, 1974). I litteraturen har emellertid oftast den semilogaritmiska funktionsformen använts (Dekkers och van der Straaten, 2009). Vi har jämfört OLS-skattningar av semilogaritmisk funktionsform med logaritmisk funktionsform för alla marknader. Resultatet visar att den logaritmiska funktionsformen föredras på sex av våra sju småhusmarknader baserat på förklaringsgraden i en OLS-skattning. För att samma funktionsform ska användas i alla förstastegsmodeller, använder vi därför logaritmisk funktionsform för alla marknader:

$$\ln P_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} \ln Q_{ij} + \sum_{n=1}^N \gamma_{nj} f(X_{nij}) + \ln \varepsilon_{ij}. \quad (6)$$

$X_n, \dots, X_N$  är variablerna i  $\mathbf{X}$  där de som inte är indikatorvariabler transformeras till sin naturliga logaritm. Baserat på den specifika logaritmiska funktionsformen beräknas det implicita priset på tystnad som

$$\pi_{ij} = \frac{\beta_{1j} P_{ij}}{Q_{ij}}. \quad (7)$$

Rumsligt beroende, det vill säga att priset på en fastighet påverkas av priset på närliggande fastigheter, kan i hedoniska skattningar av småhusmarknader hanteras genom en "spatial error"- eller en "spatial lag"-modell (Anselin, 1999, 2003). Vi har testat olika maximala avstånd för rumslig påverkan och väljer baserat på diagnostiken den modell och avstånd som föredras på varje småhusmarknad. Vidare bortser vi från indirekt effekt i spatial lag-modellerna eftersom det är oklart om den ska ingå i implicit pris eller inte

(se diskussion i exempelvis Small och Steimetz, 2012). Spatial lag föredras för Örebro och Falun medan spatial error föredras för övriga småhusmarknader.

I andra steget av den hedoniska modellen skattas efterfrågan på tystnad som en funktion av det årliga implicita priset. Implicit pris är unikt för varje fastighet och beräknas med antagandet om oändligt lång livslängd för fastigheter. Den långsiktiga realräntan,  $r$ , som används är Swedbanks viktade femåriga genomsnittsränta under 2009 minus Riksbankens inflationsmål på två procent, vilket ger en realränta på 0,0311. Vidare måste hänsyn tas till fastighetsavgiften som beror på taxeringsvärdet, ålder på huset och ett tak för avgiften. Årligt implicit pris beräknas som

$$\pi'_{ij} = (r + Y_{ij})\pi_{ij} = (0.0311 + Y_{ij})\beta_{1j}\frac{P_{ij}}{Q_{ij}}, \quad (8)$$

där  $Y_{ij}$  fångar upp effekten av fastighetsavgiften.

Vi använder reglerna för fastighetsavgift år 2009 för alla försäljningar och antar således att förändringar i fastighetstaxeringen över tiden kapitaliseras i försäljningspriset, vilket justeras med indexeringen till 2009 års prisnivå. Fastighetsavgiftskomponenten är dock beroende av husets byggnadsår och ett avgiftstak. Avgiftstaket är 6362 kronor om byggnaden är äldre än 10 år, 3181 kronor om byggnaden är 6-10 år och 0 kronor om byggnaden är 5 år eller yngre. Om fastighetsägaren betalar avgiftstaket finns ingen margineffekt av ett ändrat taxeringsvärde som följd av högre fastighetspriser. Därmed ger fastighetsavgiften inget bidrag till implicit pris om fastighetstaket är uppnått. Detta ger följande beräkningsmodeller för  $Y_{it}$ :

- $Y_{ij} = 0.0075 \times \text{taxeringsvärdet}/P_{ij}$  om  $Y_{ij} < 6362$  och byggnadsålder  $> 10$  år.
- $Y_{ij} = 0.00375 \times \text{taxeringsvärdet}/P_{ij}$  om  $Y_{ij} < 3181$  och byggnadsålder  $6 - 10$  år.
- Annars är  $Y_{it} = 0$ .

Generell modellspecifikation av steg 2 ges av:

$$Q_{ij} = f(\pi'_{ij}, \mathbf{X}_{ij}, \mathbf{S}_{ij}). \quad (9)$$

Som nämnts i Avsnitt 2 kan det vara svårt att identifiera modell (9). I vår applikation identifieras efterfrågan av inkluderingen av socioekonomiska faktorer,  $\mathbf{S}$ , olika småhusmarknader i steg 1, instrumentering av implicit pris och att implicit pris beror icke-linjärt av kvantiteten tystnad. Speciellt de olika småhusmarknaderna med olika utbud och därmed

skilda hedoniska prisfunktioner medan den underliggande preferensstrukturen är densamma i alla småhusmarknader identifierar modellen (Epple, 1987). Vi antar således, vilket vi tycker är rimligt, att preferenserna för tystnad inte beror på var i Sverige individen är bosatt utan preferenserna bestäms av andra faktorer. Specifikt skattas följande funktion i steg 2:

$$Q_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 \pi'_{ij} + \sum_{m=1}^M \delta_m s_{mij} + \sum_{h=1}^H \theta_h x_{hij} + \epsilon_{ij}. \quad (10)$$

Eftersom implicit pris och kvantiteten tystnad väljs simultant uppstår ett endogenitetsproblem vid skattning av andra steget. För att komma runt detta och kunna skatta konsistenta parametrar måste det implicita priset instrumenteras med ett eller flera instrumentvariabler. Dessa instrumentvariabler måste vara okorrelerade med feltermen i modell (10) samt vara starkt korrelerade med det implicita priset. Som huvudinstrument använder vi taxeringsvärde, vilket på fastighetsnivå har ett svagt samband med bullernivån vid varje specifik fastighet men via fastighetspriset samvarierar starkt med det implicita priset.<sup>2</sup> Därtill använder vi även fastighetsår 2003 som instrumentvariabel för att kunna genomföra alla diagnostiska tester. Ingen av dessa instrumentvariabler antas således påverka preferenserna för tystnad.

Vid skattning av modellen gör vi ytterligare modifieringar för att så långt som möjligt erhålla jämförbarhet med de järnvägsbullervärderingarna som gjordes i Swärdh m.fl. (2012). Vi använder en semi-parametrisk ansats i form av kvantilregression som inte utvärderas i medelvärdet likt en sedvanlig parametrisk regressionsmodell utan vid en angiven percentil. Percentilen som används är 20.65 och motsvarar medelvärdet för järnvägsbuller i Swärdh m.fl. (2012) på 53,48 dB.<sup>3</sup> Med denna modell blir inte inflytandet av den stora andel observationer mellan 45 och 50 dB, där det råder osäkerhet om det finns någon betalningsvilja för bullerreduceringar, orimligt stort. En semi-parametrisk modell har även bättre egenskaper vid extrapolering av efterfrågefunktionen för de värden av tystnad som inte har observerats och bestämning av efterfrågan vid kvantiteter med få observationer. Dock måste vi framhålla att eftersom få observationer har en bullernivå över 61 dB måste

<sup>2</sup>Det finns ett svagt samband eftersom taxeringsvärdet, efter ansökan från fastighetsägaren, kan skrivas ned med anledning av bullerexponering. Detta samband är dock svagt i vår studie eftersom vi dels inte vet hur många som utnyttjar denna möjlighet och dels eftersom nedskrivningen bara gäller bullernivåer över 56 dB. Dessutom gäller enligt skatteverket att "vid bullernivåer på 56 – 61 dB (A) vid fasad bör nedsättning endast ske om uteplatsen eller andra rekreationsytor är orienterade mot vägen samt om fastigheten är utsatt även för andra störningar såsom damm, luftföroreningar eller ljussken". I vårt datamaterial har bara 10,4 procent av fastigheterna bullernivåer över 56 dB och endast 1,9 procent en bullernivå över 61 dB och korrelationen mellan tystnadsvariabeln och taxeringsvärde är så låg som 0,015.

<sup>3</sup>Notera att medelvärdet i denna studie är 50,30 dB.

efterfrågeskattningen för dessa bullernivåer tolkas försiktigt. Skattningen av steg 2 görs i Stata med programmet IVQREG (Kwak, 2010).

Baserat på skattningen i steg 2 kan vi beräkna efterfrågan för tystnad utvärderat vid medelvärdet för varje variabel och då även beräkna betalningsviljan och således välfärdseffekter för bullerreduceringar. Detta görs genom att beräkna ytan under efterfrågefunktionen mellan bullernivån före och efter förändringen. För att beräkna betalningsvilja per individ dividerar vi med 3,057, vilket är genomsnittlig hushållsstorlek bland observationerna i steg 2. Dessutom tar vi hänsyn till inkomstskillnader mellan våra kommuner och Sverige som helhet. Genomsnittsinkomsten är cirka 5 procent lägre i Sverige än i våra sju kommuner varför vi multiplicerar betalningsviljan med 0,95. Efter ovanstående beräkningar hamnar vi i en efterfrågefunktion som är linjär i pris/tystnadsdimensionen:

$$\Pi = a + b \times Q, \quad (11)$$

där  $\Pi$  är priset på tystnad definierat generellt för Sverige per individ och år,  $a$  är interceptet dvs. efterfrågefunktionens värde vid 75 dB och  $b$  är efterfrågefunktionens lutning.

### 4.3 Exkluderade observationer

Vi exkluderar observationer från våra skattningsdata av flera anledningar. Först och främst måste vi exkludera de fastigheter där vägbullret är för lågt för att betraktas som störande. Denna gräns är något godtycklig men vi sätter den till 45 dB med anledning av att Miedema och Oudshoorn (2001) visar att få individer exponerade för en lägre nivå av vägbuller betraktar sig som störda.

Vidare ingår enbart försäljningar av småhus mellan privatpersoner. När en kommun eller myndighet säljer fastigheter kan de vara subventionerade för att locka skattebetalare till kommunen och vi vill inte inkludera sådana marknadsinterventioner i vår analys.

Vi sätter även restriktioner på boyta och tomtyta där de satta gränserna är samma som i Swärdh m.fl. (2012). Om boytan överstiger 505 kvadratmeter eller är mindre än 31 kvadratmeter utesluts observationen. Detsamma gäller om tomtytan överstiger 10 000 kvadratmeter. Argumenten för detta är att vi vill säkerställa så långt som möjligt att våra data bara innehåller privata bostäder samt att bullervärdet är beräknat vid fastighetens centrum och vi kan inte observera var på fastigheten bostadshuset är placerat.

Slutligen vill vi bara inkludera en försäljning per fastighet under tidsperioden. Eftersom vi har valt 2009 som värdeår inkluderar vi den försäljning som i tid ligger närmast

2009. Om två försäljningar ligger i tiden lika långt ifrån 2009 väljs observation slumpmässigt av statistikprogrammet.

## 5 Resultat

I Tabell 3 presenteras deskriptiv statistik på kommunnivå. Vi ser att försäljningspriserna varierar ordentligt mellan de olika småhusmarknaderna med genomsnittspriset lite mer än tre gånger så högt i Nacka som i Falun. Detta är det största skälet till att det andra hedoniska steget bör skattas eftersom ett bullervärde från en småhusmarknad inte nödvändigtvis kan appliceras i ett annat område. Även disponibel hushållsinkomst varierar relativt kraftigt med klart högst genomsnitt i Nacka.

Bullervariabeln ligger betydligt lägre än motsvarande för järnväg i Swärdh m.fl. (2012). Detta är den huvudsakliga anledningen till att kvantilregression skattas i steg 2 eftersom utvärdering vid olika bullernivåer ger låg jämförbarhet. Utbildningsnivån ligger generellt högst i Nacka och Umeå. För Nacka beror det sannolikt på selektionen av höginkomsttagare medan det för Umeå sannolikt beror på att det är den enda klassiska universitetsstaden bland våra kommuner. Hushållsstorlek varierar mellan 3,16 i Nacka och 2,88 i Vellinge.

I Tabell 4 visas de skattade resultaten av den hedoniska modellens första steg. Tystnadskoefficienten är positiv och signifikant i samtliga fall, dock enbart på femprocentsnivån i Västerås, Vellinge, Örebro och Umeå. Bland övriga fastighetsvariabler är tomtarea, boarea, byggnadsålder och standardpoäng signifikanta med förväntat tecken i samtliga modeller. För övriga variabler är resultaten mer blandade med både signifikanta och icke-signifikanta skattade parametrar. Avstånd till väg som inte har något förväntat tecken är, om signifikant, positiv, vilket innebär att negativa miljöeffekter förutom buller av att bo nära en väg är viktigare är de positiva tillgänglighetseffekterna. Den enda koefficient som har signifikant icke-förväntat tecken gäller tomträtt i Vellinge, vilket inte har något tolkningsvärde eftersom den baseras på en enda observation. Det innebär att egentligen är även tomträttskoefficienten signifikant med förväntat negativt tecken i alla relevanta modeller.

Förklaringsgraden är generellt hög, mellan 0,619 i Borås och 0,750 i Örebro, vilket tyder på bra modellspecifikationer. Den rumsliga parametern,  $\lambda$  i error-modell och  $\rho$  i lag-modell, är signifikant i samtliga modeller, vilket som förväntat visar att det finns ett rumsligt beroende mellan fastighetspriserna.

Tabell 3: Deskriptiv statistik: Medelvärde och (standardavvikelse)

Variabel	Småhusmarknad					Förväntat tecken
	Västerås	Nacka	Borås	Vellinge	Umeå	
<i>Variabler - första steget</i>						
Försäljningspris (2009 års prisnivå)	2 195 662 (836 193)	4 505 495 (1 778 888)	1 633 176 (808 744)	3 339 686 (1 682 313)	2 056 193 (760 735)	1 929 098 (775 491)
Vägbuller	50,59 (4,05)	50,89 (4,50)	50,35 (4,15)	50,21 (4,48)	48,77 (3,23)	50,15 (4,00)
Tomtarea	825 (888)	1015 (736)	1314 (1076)	1017 (754)	1030 (1180)	1368 (1397)
Boarea	127,7 (34,3)	130,2 (41,6)	127,5 (42,0)	136,5 (47,8)	128,7 (34,7)	122,6 (37,5)
Biarea	35,6 (44,0)	30,1 (36,9)	60,0 (41,6)	25,8 (38,2)	39,3 (40,4)	50,2 (45,8)
Byggnadsålder	40,6 (21,2)	33,4 (24,9)	49,7 (23,2)	42,3 (34,1)	35,1 (21,5)	46,2 (24,0)
Standardpoäng	29,6 (4,42)	29,5 (4,38)	29,9 (4,98)	30,1 (4,67)	29,4 (4,30)	30,1 (4,95)
Friliggande	0,599	0,719	0,865	0,848	0,577	0,867
Kedjehus	0,101	0,142	0,047	0,121	0,177	0,152
Radhus	0,300	0,139	0,088	0,031	0,246	0,022
Strandnära	0,025	0,104	0,071	0,024	0,092	0,016
Tomträtt	0,468	0,075	0,085	0,002	0	0
Avstånd järnvägsstation	5252	2535	6604	2346	8524	8568
	(4394)	(1450)	(4404)	(2196)	(8461)	(7810)
Avstånd järnväg	2192	2411	1997	7976	4971	3950
	(2207)	(1441)	(2272)	(4977)	(6932)	(6499)
Avstånd väg	170	194	103	81,9	135	120
	(126)	(142)	(98,7)	(75,9)	(97,8)	(98,9)
Antal observationer	2038	1696	1758	654	1267	1019
<i>Variabler - andra steget</i>						
Disponibel hushållsinkomst	475 924 (231,672)	688 003 (795,507)	427 886 (301,696)	498 468 (414,445)	435 422 (193,191)	415 206 (222,108)
Singelhushåll	0,085	0,084	0,079	0,113	0,065	0,067
Antal individer i hushållet	3,15 (1,19)	3,16 (1,21)	2,99 (1,18)	2,88 (1,12)	3,09 (1,20)	2,97 (1,16)
Utbildning - Förgymnasial	0,027	0,020	0,051	0,044	0,013	0,035
Utbildning - Gymnasial	0,320	0,225	0,425	0,364	0,263	0,381
Utbildning - Eftergymnasial < 3 år	0,171	0,164	0,162	0,177	0,170	0,170
Utbildning - Eftergymnasial ≥ 3 år	0,482	0,591	0,367	0,415	0,554	0,415
Antal observationer	1567	1232	1297	453	905	759

*Noteringar:* Standardavvikelse för indikatorvariabler visas ej eftersom de enbart är en funktion av medelvärdet,  $\mu$ , enligt  $\sqrt{\mu(1-\mu)}$ .

b: I Vellinge definieras avstånd järnvägsstation som avstånd till närmaste hållplats för snabbussarna till Malmö.

b: Avståndsvariablerna är defnierade i meter.

Tabell 4: Skattning av hedoniska modellen - första steget  
Småhusmarknad

Variabel	Västerås	Nacka	Borås	Vellinge	Umeå	Örebro	Falun
In Tystnad	0,078*** (0,038)	0,182*** (0,038)	0,209*** (0,047)	0,151** (0,060)	0,122** (0,060)	0,081** (0,040)	0,137*** (0,044)
In Tomtarea	0,097*** (0,016)	0,123*** (0,015)	0,076*** (0,024)	0,170*** (0,026)	0,065*** (0,018)	0,069*** (0,020)	0,087*** (0,030)
In Boarea	0,477*** (0,027)	0,432*** (0,024)	0,476*** (0,030)	0,471*** (0,048)	0,451*** (0,035)	0,492*** (0,032)	0,469*** (0,046)
In Biarea	0,014*** (0,003)	0,011*** (0,003)	0,006 (0,005)	0,003 (0,006)	0,005 (0,005)	0,010** (0,004)	-0,007 (0,005)
In Byggnadsålder	-0,088*** (0,011)	-0,044*** (0,007)	-0,141*** (0,016)	-0,088*** (0,013)	-0,057*** (0,010)	-0,075*** (0,014)	-0,094*** (0,016)
In Standardpoäng	0,375*** (0,041)	0,178*** (0,052)	0,538*** (0,052)	0,282*** (0,086)	0,514*** (0,062)	0,482*** (0,054)	0,817*** (0,080)
Kedjehus	-0,053 (0,015)	-0,023 (0,020)	-0,058* (0,030)	-0,025 (0,028)	-0,027 (0,024)	0,001 (0,022)	-0,103*** (0,034)
Radhus	-0,065** (0,023)	-0,036 (0,030)	-0,051 (0,040)	-0,083** (0,040)	-0,053* (0,031)	0,032 (0,035)	-0,084 (0,062)
Strandnära	-0,015 (0,066)	0,131*** (0,021)	0,113*** (0,035)	0,158* (0,090)	0,033 (0,034)	0,238*** (0,091)	0,100*** (0,039)
Tomträtt	-0,034*** (0,010)	-0,107*** (0,032)	-0,135*** (0,025)	0,159*** (0,079)	- (0,017)	-0,073*** (0,017)	- (0,017)
In Avstånd järnvägsstation	-0,371*** (0,028)	-0,036 (0,041)	-0,193*** (0,035)	0,003 (0,019)	-0,320*** (0,034)	-0,075*** (0,019)	-0,177*** (0,032)
In Avstånd järnväg	0,035** (0,015)	0,037 (0,028)	-0,001 (0,012)	-0,004 (0,043)	0,016 (0,013)	-0,010 (0,008)	0,025* (0,015)
In Avstånd väg	0,029*** (0,010)	0,033*** (0,009)	0,031*** (0,010)	0,010 (0,019)	0,036*** (0,011)	0,019** (0,009)	0,015 (0,017)
Rumslig modell	Error	Error	Error	Error	Error	Lag	Lag
$\lambda/\rho$	0,985*** (0,015)	0,845*** (0,052)	0,755*** (0,115)	0,604*** (0,166)	0,939*** (0,051)	0,230*** (0,074)	0,437*** (0,083)
Avståndsband (kilometer)	2038	1696	1758	654	1267	1458	1019
Antal observationer	0,710	0,660	0,619	0,680	0,687	0,750	0,698
Förklaringsgrad	230	1090	466	665	311	208	271
Genomsnittligt implicit pris per fastighet och år							

*Noteringar:* Logaritmen av fastighetspriset är beroende variabel.  
\*\*\*, \*\* och \* visar signifikant skillnad från noll på en-, fem-, och tioprocentnivån.  
Skattningarna inkluderar intercept, årsdummies och områdesdummies.  
Robusta standardfel i parentes.

Tabell 5: Skattning av hedoniska modellen - andra steget

Variabel	OLS	IVREG	IVQREG
Implicit pris	-0,387*** (0,017)	-0,079*** (0,027)	-0,179*** (0,032)
Disponibel hushållsinkomst	0,073*** (0,015)	0,011 (0,010)	0,041*** (0,006)
Singelhushåll	0,026 (0,178)	0,008 (0,182)	-0,046 (0,270)
Antal individer i hushållet	-0,031 (0,040)	-0,031 (0,041)	-0,020 (0,061)
Utbildning - Gymnasial	0,076 (0,271)	0,167 (0,279)	0,172 (0,355)
Utbildning - Eftergymnasial < 3 år	0,323 (0,282)	0,373 (0,291)	0,341 (0,385)
Utbildning - Eftergymnasial ≥ 3 år	0,623** (0,268)	0,633** (0,276)	0,694** (0,352)
Boarea	0,012*** (0,001)	0,007*** (0,002)	0,011*** (0,002)
Biarea	0,002* (0,001)	0,003** (0,001)	0,004** (0,002)
Tomtarea	-0,019*** (0,006)	-0,034*** (0,006)	-0,043*** (0,010)
Byggnadsålder	-0,010*** (0,002)	-0,006** (0,002)	-0,002 (0,004)
Standardpoäng	0,006 (0,011)	0,004 (0,011)	0,022 (0,018)
Kedjehus	-0,544*** (0,148)	-0,200 (0,155)	-0,415 (0,262)
Radhus	-0,736*** (0,142)	-0,261* (0,147)	0,054 (0,202)
Strandnära	0,621*** (0,199)	-0,113 (0,218)	-0,063 (0,369)
Avstånd järnvägsstation	-0,045*** (0,012)	0,056** (0,015)	0,109*** (0,029)
Avstånd väg	0,882*** (0,032)	0,925*** (0,033)	1,59*** (0,043)
Avstånd järnväg	0,143*** (0,013)	0,099*** (0,014)	0,116*** (0,034)
Antal observationer	7322	7322	7322
$R^2$	0,182	0,125	-
Sargans test - p-värde		0,271	
Endogenitetstest p-värde		<0,000	
Shea:s partiella justerade $R^2$		0,279	

*Noteringar:* Tystnad är beroende variabel.

I modellerna IVREG och IVQREG är taxeringsvärde och fastighetsår 2003 instrument för implicit pris.

\*\*\*, \*\* och \* visar signifikant skillnad från noll på en-, fem-, och tioprocentnivån.

Implicit pris är dividerat med 100.

Hushållsinkomst är dividerat med 100000.

Tomtarea är dividerat med 100.

Avstånd järnvägsstation är dividerat med 1000.

Avstånd väg är dividerat med 100.

Avstånd järnväg är dividerat med 1000.

Robusta standardfel i parentes.

Skattningarna innehåller intercept.

Genomsnittligt implicit pris varierar över marknaderna från 208 i Örebro till 1090 i Nacka, något som tydligt belyser problematiken med att använda implicit pris på en specifik marknad för att värdera tystnad på andra marknader. För att komma tillrätta med denna problematik skattar vi efterfrågefunktionen för tystnad i det hedoniska andra steget. Dessa resultat presenteras i Tabell 5 i form av tre olika modeller; OLS, instrumentvariabelskattning (IVREG) samt kvantilregression med instrumentvariabler (IVQREG). OLS är inte konsistent eftersom endogenitetsproblem föreligger och istället kan då IVREG skattas. Koefficienten för implicit pris i IVREG blir dock extremt låg, vilket ger ett svagt samband mellan efterfrågad kvantitet tystnad och priset på tystnad. Resultatet blir orimligt höga värden på betalningsviljan för bullerreduceringar.

En trolig anledning till de höga betalningsviljorna när steg 2 skattas med IVREG är det stora antalet observationer med en bullernivå under 50 dB och att det vid denna



bullernivå finns ett svagt samband mellan pris och tystnad. Det problemet undviker vi genom att skatta IVQREG och utvärdera vid 53.48 dB, vilket är samma bullernivå som den genomsnittliga bullernivån för järnvägsbuller i Swärdh m.fl. (2012). Med IVQREG får vi en skattad parameter för implicit pris som tycks vara mer rimlig i storlek.

Dock testar vi diagnostiskt instrumentvariablerna baserat på IVREG. Sargantestet visar med ett  $p$ -värde på 0.27 icke-signifikant resultat, vilket gör att vi inte kan förkasta hypotesen att instrumenten är valida. Shea:s partiella justerade  $R^2$  är på 0,28, vilket betyder att 28 procent av variationen i implicit pris, utöver det som förklaras av övriga variabler, kan förklaras av instrumentvariablerna. Detta är ett högt värde och sammantaget kan vi dra slutsatserna att våra instrument är starka och inte uppvisar något tecken på att vara invalida. Instrumenten uppfyller således de diagnostiska testerna.

De socioekonomiska variablerna har relativt lite inverkan på efterfrågad tystnadskvantitet. Varken singelhushåll eller antal individer i hushållet har koefficienter som är signifikant skilda från noll. Disponibel hushållsinkomst har däremot ett kraftigt signifikant förväntat positivt tecken även om effekten inte är speciellt stor. Högsta utbildningsnivå i hushållet har förväntad struktur där eftergymnasial utbildning längre än tre år medför en större efterfrågan på tystnad jämfört med förgymnasial utbildning.

När vi tar hänsyn till genomsnittligt antal individer i hushållen och inkomstskillnader i Sverige jämfört med våra kommuner erhåller vi från skattad IVQREG en efterfrågefunktion för tystnad från vägbuller:

$$\Pi = 3859 - 173,4 \times Q = 3859 - 173,4 \times (75 - L). \quad (12)$$

Från ekvation (12) kan vi räkna ut att betalningsviljan för bullerreduceringar är noll under en bullernivå på 52,8 dB.

I Tabell 6 presenteras välfärdseffekter, i form av betalningsvilja, av bullerreduceringar. Dessa beräknas av ytan under efterfrågefunktionen med gränserna definierade av tystnadsnivån före respektive efter förändringen. Samtliga dessa välfärdseffekter är angivna i 2009 års prisnivå. Exempelvis är välfärdseffekten av en vägbullerreducering från 66 till 65 dB 2211 kronor per individ och år. För en förändring från 56 till 55 dB är välfärdseffekten 477 kronor per individ och år. Även 95-procentiga konfidensintervall för de skattade betalningsviljorna visas i Tabell 6. För en förändring från 66 till 65 dB är det troligt att betalningsviljan ligger mellan 1414 kronor och 3009 kronor.

I tabell 6 ser vi även de skattade välfärdseffekterna av bullereliminering från olika ni-

Tabell 6: Betalningsvilja för bullerförändringar i kronor per person och år

Bullerförändring	Betalningsvilja	95-procentigt konfidensintervall
1 dB förändring		
71 ⇔ 70	3078	[1989 ; 4168]
66 ⇔ 65	2211	[1414 ; 3009]
61 ⇔ 60	1344	[830 ; 1858]
56 ⇔ 55	477	[211 ; 744]
Eliminering av buller		
71 ⇔ 52,8	28 882	[18 668 ; 39 096]
66 ⇔ 52,8	15 225	[9748 ; 20 702]
61 ⇔ 52,8	5903	[3669 ; 8137]
56 ⇔ 52,8	917	[450 ; 1383]

*Noteringar:* Buller definieras som ekvivalentnivå i dB.

Betalningsviljeskattningarna är i 2009 års priser.

95-procentigt konfidensintervall är baserat på standardfel beräknade med deltametoden.

vår. Eftersom steg 2 av den hedoniska modellen har skattats är det möjligt att beräkna betalningsviljan för dessa icke-marginella förändringar av bullernivån. Dessa välfärdseffekter tolkas inte enbart i termer av bullerreduceringar utan även som bullerkostnaden per individ och år av att exponeras för en viss nivå av vägbuller vid sin bostad. En bullereliminering från 66 dB är värd 15 225 kronor per individ och år medan en bullereliminering från 56 dB är värd 917 kronor per individ och år.

## 6 Slutdiskussion

Efterfrågan på tystnad från vägbullerexponering skattas i detta projekt baserat på båda stegen i en så kallad hedonisk modell. Vi använder data från sju olika kommuner runt om i Sverige och skattar i första steget fastighetspriset som en funktion av tystnad och andra attribut för varje kommun separat. Genom att de olika småhusmarknaderna har olika utbud och därmed olika hedoniska prisfunktioner kan vi i steg 2 identifiera en komplett efterfrågekurva för tystnad som skattas generellt för hela Sverige. Baserat på efterfrågekurvan kan vi räkna ut betalningsviljor för icke-marginella förändringar i bullerexponering från vägtrafik. Detta resultat har stor användning inom i samhällsekonomiska kalkyler inom transportsektorn. Våra skattningsresultat visar att betalningsviljan för en bullerreducering från 66 till 65 dB är 2211 kronor per individ och år och 477 kronor per individ och år för en bullerreducering från 56 till 55 dB. För en bullereliminering från 66 dB är betalningsviljan 15 225 kronor. Denna summa är även kostnaden för att utsättas för 66 dB vägbuller per individ och år. Dessa betalningsviljor ligger generellt högre än de värden som praktiseras i samhällsekonomiska analyser i Sverige idag. Slutligen visar resultaten att det inte finns någon betalningsvilja för bullerreduceringar under 52,8 dB.

Hur förhåller sig då våra skattade välfärdseffekter till andra relevanta studier på om-

rådet? Day m.fl. (2007) har även de skattat det andra hedoniska steget och deras betalningsviljor ligger i intervallet motsvarande 600-300 kronor för 1 dB bullerreducering från bullernivåer på 71 dB ner till 56 dB. Detta är ett mycket mindre progressivt samband mellan tystnadsnivå och betalningsvilja jämfört med våra resultat. Skattade betalningsviljor i Day m.fl. (2007) är mycket lägre än våra vid 71 dB men liknande våra vid 56 dB. Progressiviteten i våra skattade betalningsviljor speglar möjligtvis mer den upplevda störningen och individer har i sådana fall en betydligt högre betalningsvilja för att minska bullret från 71 dB till 70 dB jämfört med från 56 dB till 55 dB. Att resultaten skiljer sig kraftigt åt kan bero på delvis olika metoder och datatillgänglighet för att skatta båda hedoniska stegen.

Betalningsviljan för vägbullerreduceringar är noll under en dB-nivå på 52,8, vilket är högre än för järnväg i Swärdh m.fl. (2012) där det finns betalningsvilja över 49,1 dB. När det finns betalningsvilja är den emellertid betydligt större för vägbuller än järnvägsbuller, exempelvis är betalningsviljan 2,3 gånger större för väg än järnväg vid 66 dB och 1,3 gånger större vid 56 dB. Detta motsäger tidigare slutsatser om högre värden för väg vid låga bullernivåer men liknande värden för höga bullernivåer. En möjlig förklaring till detta resultat är att bullernivån är jämnare vid vägbuller än järnvägsbuller vid identisk ekvivalensnivå. Således är det järnvägsbullret toppighet och tysta perioder som kan vara en logisk förklaring till våra resultat. Anta att det finns en given undre gräns för när trafikbuller upplevs som störande. Är då vägbullret jämnt fördelat kan denna nivå överskridas vid varje tågpassage även fast ekvivalensnivån är lägre för järnvägsbullret än för vägbullret. När bullernivån ökar och det finns betalningsvilja för att reducera både väg- och järnvägsbuller är betalningsviljan större för vägbuller eftersom järnvägsbullret erbjuder tysta perioder som värdesätts av individerna.

Vidare kan konstateras att våra skattade betalningsviljor ligger högre än betalningsviljorna i REBUS-studien (Andersson m.fl., 2010) som nuvarande praxis i Sverige grundas på (Trafikverket, 2012). Intressant är att vår studie åstadkommer en komplett efterfrågan medan nuvarande värden baseras på en studie i ett område gjord med första hedoniska steget. Dessutom skattades även järnvägsbuller i Andersson m.fl. (2010) och jämfört med resultaten från Swärdh m.fl. (2012) och våra resultat ger Andersson m.fl. (2010) ett mycket kraftigare samband mellan bullernivå och betalningsvilja för järnväg än för väg.

Viktigt är även att komma ihåg att dessa skattade välfärdseffekter är baserade på hushåll som köper en fastighet för boendesyfte. Detta ger automatiskt en selektion mot

hushåll med en högre inkomstnivå än det genomsnittliga svenska hushållet. Det är svårt att veta hur stor denna effekt är men i Nellthorp m.fl. (2007) anges denna faktor för Storbritannien till 0,825. Vi har gjort en enkel beräkning på svenska SCB-data baserad på skillnader i inkomst mellan de som bor i äganderätt, bostadsrätt och hyresrätt. Hänsyn tas till inkomstvariationer över olika hushållstyper och resultatet viktas med andelen hushåll i varje bostadskategori. Resultatet visar en faktor på 0,82, mycket nära det brittiska resultatet således, och tas hänsyn till denna faktor skulle välfärdseffekterna således vara 18 procent lägre givet en inkomstelasticitet på ett.

## Referenser

- Andersson, H., L. Jonsson, och M. Ögren: 2010, 'Property Prices and Exposure to Multiple Noise Sources: Hedonic Regression with Road and Railway Noise'. *Environmental and Resource Economics* **45**, 73–89.
- Anselin, L.: 1999, 'Spatial Econometrics'. Mimeo, University of Texas at Dallas, USA.
- Anselin, L.: 2003, 'Spatial externalities, spatial multipliers, and spatial econometrics'. *International Regional Science Review* **26**(2), 153–166.
- Day, B., I. Bateman, och 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**(1), 211–232.
- Dekkers, J. och J. W. van der Straaten: 2009, 'Monetary valuation of aircraft noise: A hedonic analysis around Amsterdam airport'. *Ecological Economics* **68**(11), 2850–2858.
- Epple, D.: 1987, 'Hedonic Prices and Implicit Markets: Estimating Demand and Supply Functions for Differentiated Products'. *Journal of Political Economy* **95**(1), 59–80.
- Jonasson, H. och H. Nielsen: 1996, 'Road traffic noise – Nordic prediction method'. TemaNord 1996:525, Nordic Council of Ministers.
- Kwak, D. W.: 2010, 'Implementation of instrumental variable quantile regression (IVQR) methods'. <https://www.msu.edu/~kwakdo/ivqreg.pdf>, Working Paper.
- Miedema, H. M. E. och C. G. M. Oudshoorn: 2001, 'Annoyance from transportation noise: Relationships with exposure metrics DNL and DENL and their confidence intervals'. *Environmental health perspectives* **109**(4), 409–416.
- Nellthorp, J., A. L. Bristow, och B. Day: 2007, 'Introducing willingness-to-pay for noise changes into transport appraisal: An application of benefit transfer'. *Transport Reviews* **27**(3), 327–353.
- NVDB: 2013, 'Nationell vägdatabas'.
- Rosen, S.: 1974, 'Hedonic prices and implicit markets: Product differentiation in pure competition'. *Journal of Political Economy* **82**(1), 34–55.

- Simonsson, B.: 2009, 'Uppskattning av antalet exponerade för väg, tåg- och flygtrafikbuller överstigande ekvivalent ljudnivå 55 dBA'. Report, WSP, Stockholm, Sweden.
- Small, K. A. och S. Steimetz: 2012, 'Spatial Hedonics and the Willingness to Pay for Residential Amenities'. *Journal of Regional Science* **52**(4), 635–647.
- Swärdh, J.-E., H. Andersson, L. Jonsson, och M. Ögren: 2012, 'Estimating non-marginal willingness to pay for railway noise abatements: Application of the two-step hedonic regression technique'. Cts working papers in transport economics, VTI - Swedish National Road and Transport Research Institute. Available at <http://swopec.hhs.se/ctswps/>.
- Trafikverket: 2012, 'Samhällsekonomiska principer och kalkylvärden för transportsektorn: ASEK 5'. Technical report, Trafikverket.
- Wilhelmsson, M.: 2002, 'Household expenditure patterns for housing attributes: A linear expenditure system with hedonic prices'. *Journal of Housing Economics* **11**(1), 75–93.