

Verdien av ren luft

Kenneth Birkeli



Masteroppgave ved Økonomisk Institutt

UNIVERSITETET I OSLO

31.01.2011

©Kenneth Birkeli

2011

Verdien av ren luft

Kenneth Birkeli

<http://www.duo.uio.no/>

Trykk: Reprosentralen, Universitetet i Oslo

Forord

Jeg vil gjerne takke alle som har hjulpet meg å komme i mål med denne oppgaven denne hektiske høsten. Spesiell takk går til min entusiastiske veileder Jon Fiva som har hjulpet meg igjennom fra start til slutt og min biveileder Kjell Arne Brekke, som har bidratt til større klarhet i den teoretiske delen av oppgaven. I tillegg vil jeg takke Karin Johanne Jacobsen, for hyggelige kaffepauser, nyttige kommentarer og korrekturlesing, Ståle Navrud, Jon Strand og Tao Zhang, for å gjøre tilgjengelig datasettet som ble benyttet i oppgaven og for å ha vært behjelpelig til å svare på spørsmål underveis i prosjektet og Marit Hepsø i byrådsavdeling for miljø- og samferdsel, for interesse og innspill til problemstillingen. Jeg vil også takke min kjære samboer, Stine, for tålmodigheten med meg og mine evige studier, og for en stor innsats med korrekturlesing.

Mine lunsjvenner Mads, Harald og Kristian fortjener også en takk for å ha bidratt med skarpe og tørrvittige kommentarer og generelt for å ha gjort hverdagen ved UiO hyggeligere.

Denne oppgaven ble skrevet med tildelt stipend fra Osloforskning. Jeg vil takke fagkomiteen nedsatt av Osloforskning for tilliten og håper resultatet har blitt som dere håpet.

Feil og mangler som ikke har blitt oppdaget før innlevering er selvfølgelig mitt eget ansvar.

Innholdsfortegnelse

1	Innledning og sammendrag	1
2	Teori og økonomisk modell	3
2.1	Hva er problemet?	3
2.2	Verdsetting av miljøgoder ved hedonisk metode	6
3	Litteraturoversikt	12
4	Data	15
4.1	Generelt om luftforurensning	15
4.2	Generelt om støy	16
4.3	Variablene	16
5	Metode og resultater	18
5.1	Den økonometriske modellen	18
5.2	Resultater	21
5.3	Senitivitetsanalyse	28
6	Hva har andre kommet frem til?	33
7	Oppsummering og konklusjon	36
	Litteraturliste	39
	Vedlegg A	44

Figur 1: Den partielle sammenhengen mellom pris på boligen i kroner og nivået på luftkvaliteten	9
Figur 2: Den marginale implisitte prisen for luftkvalitet og konsumentenes inverse etterspørselskurver	10
Tabell 1: Effekten av støynivå og luftkvalitet på boligpriser	22
Tabell 2: Effekten av støynivå og luftkvalitet på boligpriser kontrollert for avstand til sentrum, lokalt senter og vei og sikt til vei	25
Tabell 3: Korrelasjonsmatrise luftforurensning, støynivå og kontrollvariable	26
Tabell 4: Effekten av støynivå og luftkvalitet på boligpriser i utvalgte prisintervaller	29
Tabell 5: Effekten av luftforurensning og støy på boligpriser	31
ved log-lineær og lineær funksjonell form.	31
Tabell 6: Deskriptiv statistikk fordelt på bydeler	44
Tabell 7: Deskriptiv statistikk avhengige og uavhengige variable	46
Tabell 8: Utskrift fra Stata 11 regresjonsresultater for alle variable fra modell 3 i tabell 2 (referansemodellen)	47

1 Innledning og sammendrag

Et samfunn må gjøre en del valg der verdien av goder som ikke kan kjøpes i et marked, som miljøet og naturen som omgir oss, må veies mot verdien av andre goder. For eksempel ville det i den pågående debatten omkring innføring av rushtidsavgift i byer, være interessant å kunne veie komforten og tidsbesparelsen av å kjøre bil til jobben mot den uønskede effekten det har på luftkvalitet, støynivå og risiko for ulykker. Men hvordan skal disse svært så forskjellige godene kunne vektles mot hverandre og hvordan kan vi finne ut hva som er et “riktig” nivå for de ulike godene i et samfunn? Hvis det er individenes egne preferanser som skal ligge til grunn, hvordan kan vi finne ut hva individene foretrekker og hvis alle har ulike meninger er det likevel mulig å gi et objektivt svar på hva som ville være det beste for samfunnet som helhet?

Ved fastsettelse av verdien (eller verdsetting) av miljøgoder¹ og andre ikke-markedsgoder² er denne type spørsmål viktige. Denne oppgaven er et bidrag til feltet *verdsetting av miljøgoder* og er et forsøk på å finne ut hva betalingsviljen for husholdninger i byer er for bedre luftkvalitet og sekundært hva betalingsviljen er for mindre støy.

Husholdningenes marginale betalingsvilje³ for miljøgodene luftkvalitet og støynivå fastsettes i oppgaven. Den markedsbaserte verdsettingsmetoden *hedonisk metode* (se kap. 2) danner det teoretiske fundamentet for en multippel lineær regresjon (se kap. 5) som anvendes for å kunne estimere den kausale sammenhengen mellom boligpriser og nivået for luftkvalitet og støynivå. Oppgaven tar utgangspunkt i en analyse av Navrud og Strand (2011) der prisreduksjonen på en bolig som følge av nærhet til vei ble estimert. Deres analyse benyttet støynivå som en indikator for alle ulemper tilknyttet nærhet til vei. I denne oppgaven videreføres deres analyse på tre måter. For det første inkluderer jeg luftforurensning som en forklaringsvariabel. For det andre baseres denne analysen på leiligheter i Oslo mens Navrud og Strand kun inkluderte frittstående boliger og dermed utelukket store deler av boligmassen i Oslo by. For det tredje inkluderer jeg kontrollvariable for boligens avstand til sentrum og avstand til lokalt senter.

¹ Et gode er noe individet/konsumenten har nytte eller glede av. Miljøgoder omfatter goder som vill natur, parker, utsikt, planter, dyr, luftkvalitet, støynivå osv.

² Godet det ikke finnes ordinære markeder der godet kan kjøpes og selges.

³ Hvilken pris husholdningen er villig til å betale for en enhet til (forbedring) av godet.

Et datasett bestående av detaljerte boligkarakteristika, luft- og støydata på boligenhetsnivå samt informasjon om boligens geografiske lokasjon anvendes i analysen. I hovedsak finner jeg at det *er* en effekt av luftforurensning på boligprisene og at denne effekten er negativ. I størrelsesorden fører en 1% forverring av luftkvaliteten til at boligprisene reduseres med 0,08%. Dette tilsvarer 1240 kroner i prisreduksjon for gjennomsnittsboligen⁴ i mitt datasett. Dette vil si at en bolig som ligger under 50 meter fra nærmeste trafikkerte vei, i gjennomsnitt forventes å ha en salgspris som er 47 000 kroner lavere enn boligene som ligger 100-500 meter fra veien, utelukkende på grunn av dårligere luftkvalitet (1 standardavviks endring).

Resultatene for effekten av støy er ikke like entydige som for luftforurensning men antyder likevel at støynivået har en negativ effekt på boligprisene og at husholdninger har betalingsvilje for redusert støy ved boligen. Resultatene for støy er følsomme for modellens spesifisering (se kap. 5.3). Generelt er resultatene for både luftforurensning og støy i overensstemmelse med resultater fra tidligere forskning på området (se kap. 6)

I tillegg til selve den økonometriske analysen gir oppgaven en kort innføring i verdsettingsmetoder generelt og i hedonisk metode spesielt (se kap. 2). En kronologisk litteraturoversikt over tidligere forskning gis i kapittel 3 og knyttes opp mot problemer og kritikk som har rettet seg mot metoden.

Stata 11 benyttes for alle statistiske og økonometriske beregninger.

Oppgaven består av 7 deler inkludert denne innledningen. I del 2 introduseres verdsettingsanalyser generelt, deretter gjennomgås det teoretiske fundamentet for den hedoniske metoden. I del 3 gis en kort oversikt over utviklingen av anvendt hedonisk metode i form av en litteraturoversikt. I del 4 presenteres jeg datasettet som er anvendt. I del 5 presenteres den økonometriske spesifikasjonen og resultatene av analysen. I del 6 sammenliknes resultatene med tidligere forskning. I del 7 oppsummeres resultatene og muligheter for fremtidig forskning skisseres kort.

⁴ Gjennomsnittsboligen har en pris på 1,55 millioner.

2 Teori og økonomisk modell

I denne delen gjennomgås kort hvorfor verdsettingsanalyser av ikke-markedsgoder kan være nyttig, deretter beskrives noen alternative metoder for verdsetting. Til slutt går jeg mer i dybden på teorien for den indirekte verdsettingsmetoden hedonisk metode.

2.1 Hva er problemet?

Hvorfor skal vi bry oss om hva mennesker er villige til å betale for ren luft eller fravær av støy? Kan ikke markedet ordne dette selv ved at de som har høy betalingsvillighet for ren luft kjøper seg en bolig der det er lite forurensning og tilsvarende for de som har sterke preferanser for stillhet? Innen økonomifaget er det nærmeste man kommer et normativt krav for hvordan ressursene *bør* fordeles, at man har tilpasset seg på en måte som er Paretoeffektiv (Stiglitz, 1999, s. 57). Paretoeffektivitet (eller bare effektivitet) er oppnådd dersom det ikke er mulig å reallokere (endre fordelingen) av ressursene slik at minst én får det bedre og ingen får det verre. Omvendt så sier vi at det er rom for Paretoforbedringer (eller strenge Paretoforbedringer) dersom disse mulighetene ikke er uttømt (Stiglitz, 1999, s. 57).

Første velferdsteorem slår fast at allokeringen av ressurser i et velfungerende marked i likevekt er Paretoeffektiv (Hindriks og Myles, 2006, s. 31). Prisen på godet vil i denne likevekten reflektere både den korrekte marginale kostnaden⁵ ved produksjon av varen og den marginale nytten⁶ konsumenten har av godet (Hindriks og Myles, 2006, s. 32-36).

Det finnes mange tilfeller der et fritt⁷ marked ikke vil være velfungerende. Det kalles *markedssvikt* når markedet ikke leder frem til en effektiv allokering av ressursene. Ett tilfelle av markedssvikt er ved eksistens av *fellesgoder*. Fellesgoder kjennetegnes ved *ikke-rivalisering* og *ikke-ekskluderbarhet* i konsum av godet. Med ikke-rivalisering mener vi at én persons konsum av godet ikke forhindrer en annen å konsumere det samme godet og med ikke-ekskluderbarhet mener vi at det ikke er mulig å hindre noen fra å konsumere godet (Hindriks og Myles, 2006, s. 102-104). Vanlige eksempler på fellesgoder er et lands forsvar,

⁵ Kostnaden ved å øke produksjonen med én enhet målt i kroner.

⁶ Nytten, målt i kroner av å øke konsumet av godet med én enhet.

⁷ I betydningen ingen statlige reguleringer i form av avgifter, subsidier, forbud eller andre tiltak.

radiosignaler, parker, veier uten kø og trafikklys. I tillegg er de fleste miljøgoder som ren luft, fravær av støy og flotte naturområder eksempler på fellesgoder.

Grunnen til at et problem oppstår ved eksistens av fellesgoder går kort fortalt ut på at når alle kan dra nytte av det samme godet havner man i en strategisk felle der alle ønsker at noen andre skal bidra mer men der den private (eller individuelle) nytten av å bidra mer ikke overstiger kostnaden men der samlet nytte for aktørene som helhet overstiger kostnaden. En Paretoeffektiv mengde av et fellesgode er beskrevet ved Samuelson-regelen, der summen av alle konsumenters marginale betalingsvilje i optimum er lik den marginale kostnaden av fellesgodet (Hindriks og Myles, 2006, s. 104-108).

Den såkalte Lindahl-likevekten gir en mulig måte å håndtere ineffektiviteten som oppstår ved eksistens av fellesgoder på ved at hver konsument betaler en pris som er lik sin egen marginale betalingsvilje (men alle konsumerer den samme mengden). I praksis er dette vanskelig å få til da det er vanskelig å avsløre konsumentenes faktiske betalingsvilje hvis de vet at prisen de betaler for fellesgodet er avhengig av hvilken betalingsvilje de har. I tillegg ville det være administrativt vanskelig å gjennomføre dersom alle skulle betale en individuell pris for fellesgodet (Hindriks og Myles, 2006, s. 113-116).

Siden strenge Paretoforbedringer krever at minst en får det bedre og ingen får det verre, og siden individuelle priser på fellesgoder i praksis er vanskelig eller umulig å administrere, benyttes ofte et svakere kriterie kalt *potensielle Paretoforbedringer* eller Hicks-Kaldor-kriteriet. Hicks-Kaldor-kriteriet sier at et tiltak som, dersom kompensasjoner ble gjennomført, kunne ha ført til at minst en person ville få det bedre enn før og ingen ville fått det verre *bør* gjennomføres (Nyborg, 2002). Det er dette kriteriet som ligger til grunn når det gjøres såkalte *nytte- kostnadsanalyser* som ofte er en del av beslutningsgrunnlaget når et tiltak i det offentlige vurderes gjennomført. Nytte- kostnadsanalyser en av hovedgrunnene til at verdsettingsanalyser er gjennomføres (Perman et al., 2003, s. 399).

Vurderingen av et tiltak om å bygge ut et boligfelt i et område som for øyeblikket består av skog kan eksemplifisere verdsettingsanalysen. Salgsverdien av boligene kan muligens være et godt mål på nytten av utbyggingen. Kostnadene er vanskeligere å få oversikt over. I tillegg til utbyggingskostnadene kommer potensielle nyttetap som ved eksempelvis et tapt

rekreasjonsområde for mennesker i nærområdet, endringer i dyre-, fugle- og plantebestanden⁸ i området, nedleggelse av et skogbruk eller økt trafikkbelastning som kan medføre økt støy- og luftforurensning for beboerne i området. I tillegg kan området ha *ikke-bruksverdier* som verdien av fremtidig bruk eller ren *eksistensverdi*. Med eksistensverdi mener man at et område kan ha en verdi for et menneske selv om personen aldri har oppsøkt området eller har planer om noen gang å oppsøke det (Perman et al., 2003, s. 402). Alt dette er også faktorer som det kan være ønskelig å ta hensyn til når en avgjørelse om utbygging skal tas.

Vurdering av et tiltak om en avgiftsendring, for eksempel innføring av en rushtidsavgift, er et annet eksempel der det kan være interessant å foreta en verdsettingsanalyse med påfølgende nytte- kostnadsanalyse. En verdsettingsanalyse kan bidra til å finne den korrekte avgiften ved å svare på hva nyttegevinsten er ved den reduserte trafikken er (for eksempel bedre luftkvalitet, mindre støy, mindre kø) og en nytte- kostnadsanalyse kan finne ut om denne nyttegevinsten er større enn kostnadene forbundet med tiltaket .

Perman et al. (2003, s. 400) nevner i tillegg en mulig anvendelse for verdsettingsanalyser ved korrigerende for miljøendringer ved måling av et lands økonomiske resultat. På norsk omtales dette ofte som Grønt Nasjonalprodukt (se Aaheim og Nyborg, 1995). Perman et al. nevner også bruken av verdsettingsanalyser for å kunne fastsette rettslig erstatningssum ved tap av miljøgoder.

Verdsettingsmetoder klassifiseres ofte i *direkte verdsetting* og *indirekte verdsetting*. Direkte metoder går forenklet ut på å benytte seg av avanserte spørreskjemaer for å forsøke å finne ut hva konsumentens betalingsvilje for et gode er (Hanley og Barbier, 2009, s. 44). Dette kalles også *uttrykte preferanser*. Hovedproblemet med disse metodene er at det er vanskelig å få respondenten til å svare sannferdig. Hvis hans svar faktisk påvirker hvor mye han blir nødt til å betale for et tenkt prosjekt har han incentiv til å underdrive sin egen betalingsvilje. Det motsatte er tilfellet hvis svaret ikke påvirker hva han selv må betale (Hanley og Barbier, 2009, s. 57).

Ved indirekte verdsettingsmetoder (eller *avslørte preferanser*) omgår man dette problemet ved å se på faktisk observert atferd for å kunne si noe om betalingsviljen for godet. Ett

⁸ Det er omstridt hvorvidt dyr og planter skal tillegges egenverdi i slike analyser eller om det kun er den verdien de har for mennesket som skal telle med. Det siste er mest vanlig og reflekterer et antroposentrisk ståsted (Perman 2003).

eksempel på indirekte metoder er reisekostnadsmetoden der man eksempelvis forsøker å anslå verdien av en nasjonalpark ved å se på reisekostnadene de besøkende utsetter seg for (Perman et al., 2003, s. 411). Hedonisk metode, som blir anvendt i denne oppgaven, er også en indirekte verdsettingsmetode. Den største svakheten ved de indirekte metodene er at ikke-bruksverdier og eksistensverdier (se ovenfor) ikke fanges opp av disse metodene (Hanley og Barbier (2009), s. 95).

I Norge har man, for å beregne nyttetap som følge av økt forurensning, i stor grad basert seg på *skadefunksjonsmetoden* eller ved uttrykte preferanser (TØI, 2006).

Skadefunksjonsmetodens største svakhet er at den kun baserer seg på kostnader som er kjent og enkelt økonomisk målbare (CICERO,1998). Ved for eksempel en forbedring av luftkvaliteten vil man ved denne modellen kun inkludere faktorer som beregnet reduserte utgifter i helsevesenet, mindre behov for medisiner og mindre sykefravær mens man ser bort ifra den subjektive nyttegevinsten. Dette bryter med *konsumentsoverensstemmelsesprinsippet* (Stiglitz ,1999, s. 59) som peker på at det er individenes egne preferanser som skal bestemme mengden av de ulike godene. De ovennevnte svakhetene ved skadefunksjonsmetoden og uttrykte preferanser, samt andre svakheter ved metodene, har ført til anbefalinger om å supplere med bruk markedsbaserte metoder (TØI, 2006).

Hedonisk metode er en av disse markedsbaserte metodene. Denne oppgaven er et bidrag på feltet *verdsetting av miljøgoder* og mer spesifikt er den et forsøk på å finne ut om husholdninger i byer har betalingsvilje for ren luft i sitt nærområde og sekundært om de har betalingsvilje for fravær av støy.

2.2 Verdsetting av miljøgoder ved hedonisk metode

Hedonisk metode baserer seg på teorien om at prisen på en vare i et gitt marked reflekterer kvaliteten på en rekke attributter ved varen og at hver av disse attributtene har en *implisitt pris*. Det var Lancaster (1966) som først introduserte denne måten å tenke på et gode på, at det ikke er godet i seg selv som gir konsumenten nytte men en rekke attributter eller kvaliteter knyttet til godet. Rosen (1974) baserte seg på dette da han utviklet det teoretiske grunnlaget for hedonisk metode som senere er benyttet i en rekke empiriske verdsettingsstudier, ofte av miljøgoder. De fleste hedoniske studiene baserer seg på boligmarkedet.

Eksempelvis så kan prisen på en bolig tenkes å bestemmes av størrelsen, byggekvalitet, antall bad, avstanden til for eksempel kollektivtilbud og naturområder og kanskje også, som denne oppgaven forsøker å fastsette, av støynivået og luftkvaliteten i boligens umiddelbare nærhet. Grunntanken er at hvis to boliger er identiske på alle måter men at den ene boligen har marginalt dårligere luftkvalitet (eller en annen kvalitet), vil denne boligen måtte ha en lavere pris for å bli solgt. Prisforskjellen mellom de to boligene vil da gi oss den *implisitte prisen* som også reflekterer konsumentens marginale betalingsvilje for godet (Rosen, 1974).

Rosen (1974) deler den hedoniske metoden i to distinkte deler der del 1 består av å identifisere *den implisitte prisfunksjonen* (se nedenfor) og konsumentens marginale betalingsvillighet for attributtet. I del 2 av analysen kombineres informasjonen om den implisitte prisfunksjonen fra del 1 med informasjon om konsumentens preferanser (for eksempel valgt mengde av godet, inntekt eller andre egenskaper ved konsumenten) i et forsøk på avsløre konsumentens (inverse) etterspørselsfunksjon for attributtet. Del 2 muliggjør analyse av nytteendringer ved ikke-marginale endringer i attributtet av interesse.

Forutsetninger for metoden inkluderer at nyttefunksjonen til konsumenten er *svakt separabel* (Hanley og Barbier, 2009, s. 100). Dette betyr at den marginale substitusjonsbrøken⁹ (det relative betalingsforholdet) mellom to goder er uavhengig av hvilket kvantum man konsumerer av alle andre goder (Hindriks og Myles, 2006, s. 32). Det forutsettes også til en viss grad svak komplementaritet på den måten at hvis etterspørselen etter en bolig er 0 antas også den marginale betalingsviljen for miljøgodet å være 0. Det er dette som er grunnen til at den hedoniske metoden ikke fanger opp ikke-bruksverdier og eksistensverdier. Det kan eksempelvis tenkes at også mennesker som har sin arbeidsplass i et område, ville ha betalingsvilje for redusert luftforurensning. Denne betalingsviljen vil ikke fanges opp i boligprisene (Hanley og Barbier, 2009, s. 100).

For at den implisitte prisen skal kunne tolkes som konsumentens marginale betalingsvilje kreves det også strengt tatt at markedet er i *likevekt*. Likevekt oppstår når alle prisene er slik at alle aktørene (kjøpere og selgere) er akkurat fornøyd med det tilpasningspunktet de har valgt seg. For at likevekt skal være mulig forutsettes det *full informasjon* i modellen, både kjøpere og selgere i markedet har full informasjon om alle priser og alle attributter tilknyttet boligene,

⁹ Gir antall enheter av et gode som en forbruker er villig til å avstå for å oppnå én enhet av et annet gode (Stiglitz, 1999, s. 64).

ingen transaksjonskostnader (kostnader forbundet med bytte av bolig) samt at prisene reagerer umiddelbart på endringer i tilbud eller etterspørsel (Freeman 1979).

I hvilken grad det er sannsynlig at forutsetningene er oppfylt har vært diskutert. Pope (2008) undersøkte i hvilken grad aktørene har full informasjon om alle boligens attributter og kom frem til at informasjonen ikke er fullstendig. Freeman (1979) kommenterer forutsetningen om separabilitet i nyttefunksjonen. I mitt tilfelle kan det for eksempel diskuteres hvorvidt det er sannsynlig at boligkjøperne har fullstendig informasjon om støynivået og luftkvaliteten ved boligen selv om denne informasjonen i noen grad publiseres i aviser og på nett¹⁰ og både støynivå og, til en viss grad luftforurensning, kan sanses (FHI et al., 2007).

A. Myrick Freeman III har vært en viktig bidragsyter i videreutvikling av metoden etter Rosen (1974). Basert på Freeman (1979) og med utgangspunkt i denne oppgavens primære problemstilling, å finne husholdningenes marginale betalingsvilje for bedre luftkvalitet, kan den teoretiske modellen for hedonisk metode presenteres på følgende måte:

Hvis vi antar at prisen på en bestemt bolig i , kun er en funksjon av størrelsen på boligen gitt ved bruttoareal B , avstanden til bysentrum A , og luftkvaliteten utenfor boligen L , kan følgende *implisitte prisfunksjon* for boliger spesifiseres

$$(1) P_i = P(B_i, A_i, L_i)$$

Den implisitte prisfunksjonen gir sammenhengen mellom prisen på en bolig og på de tre attributtene som beskriver boligen. Hvis man kjente den implisitte prisfunksjonen, P , ville man altså kunne finne prisen til enhver bolig i basert på kjennskap til verdien på de tre variablene B , A og L (Freeman, 1979).

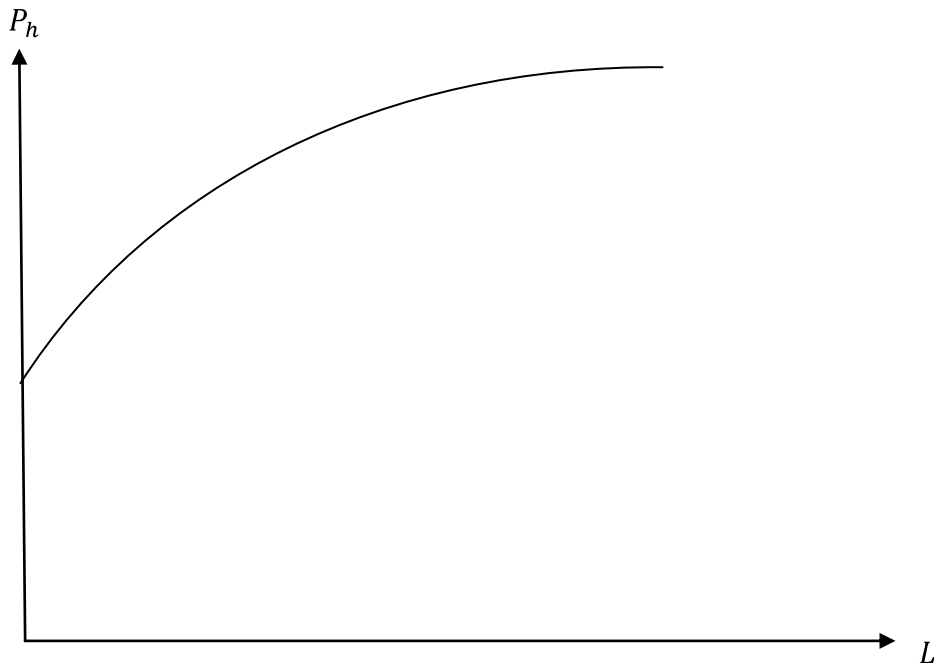
I Figur 1 illustreres en mulig sammenheng mellom prisen på boligen og luftkvaliteten der de andre attributtene holdes på et konstant nivå. I denne figuren er boligprisen økende i luftkvaliteten, mens marginalprisen¹¹ på luftkvalitet er avtakende (Freeman, 1979). Innen hedonisk metode er det vanlig å tenke seg at prisen på et attributt ikke er konstant men likevel eksogent¹² gitt ved en prisfunksjon som alle aktørene kjenner (Palmquist, 1984). Prisen for en enhets forbedring i luftkvaliteten ved en bolig avhenger altså av hvilket nivå luftkvaliteten

¹⁰ Se <http://luftkvalitet.info>.

¹¹ Prisen per enhet.

¹² Bestemt utenfor modellen.

ved boligen er på i utgangspunktet. I tilfeller med konstant marginalpris på attributtet vil det ikke være mulig å gjennomføre del 2 av den hedoniske metoden der man identifiserer etterspørselsfunksjonen til attributtet (Rosen 1974).



Figur 1: Den partielle sammenhengen mellom pris på boligen i kroner og nivået på luftkvaliteten

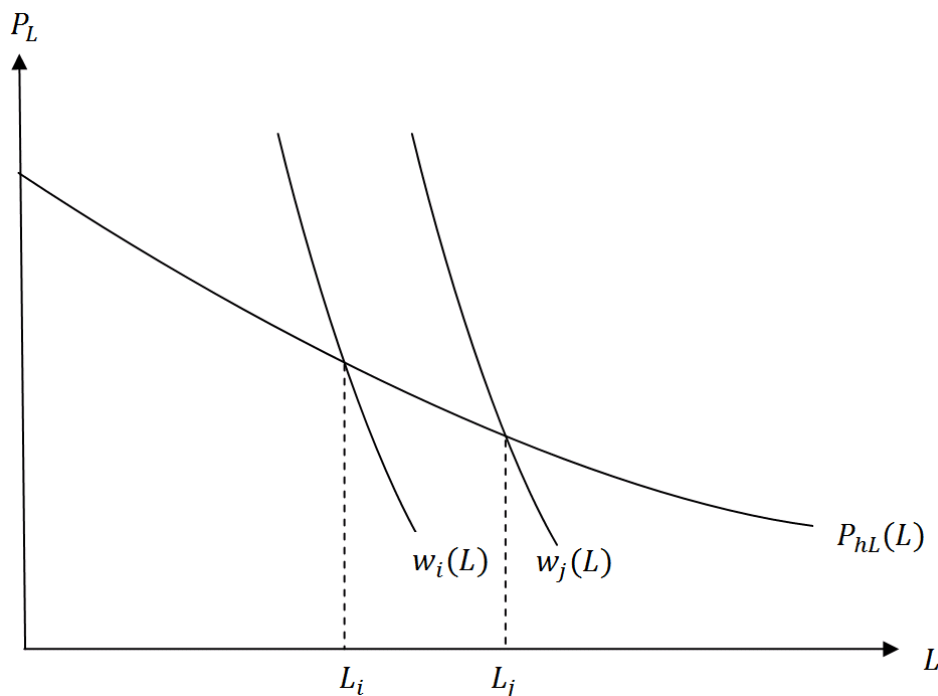
Figur 2 illustrer hvordan to konsumenter med ulik marginal betalingsvilje (den inverse etterspørselen) for luftkvalitetsattributtet, henholdsvis $w_i(L)$ og $w_j(L)$, tilpasser seg til den implisitte prisen for godet luftkvalitet. Det optimale for hver konsument er å tilpasse seg slik at deres marginale betalingsvilje er lik den marginale prisen for en forbedring i luftkvaliteten (Freeman, 1979). Det antas i figuren at konsumentens marginale betalingsvilje er avtakende i luftkvalitet og vi antar tilbudet i markedet som eksogent gitt. For konsument i blir dette tilpasningspunktet, under forutsetningen om separabel nyttefunksjon, som følger

$$(2) \frac{\delta P_h}{\delta L} = P_L(L) = w_i(L)$$

Hver konsument gjør tilsvarende tilpasning for luftkvalitetsattributtet slik at den implisitte prisfunksjonen blir en samling av alle disse likevektspunktene (Freeman, 1979). Den marginale betalingsviljen $w_i(L)$ i kroner kan sees på som den marginale nytten en konsument har av godet relativt til alle andre goder. Dette forholdet kalles den marginale substitusjonsbrøken og kan skrives som:

$$(3)w_i(L) = \frac{\frac{\delta U}{\delta L}}{\frac{\delta U}{\delta x}}$$

der den marginale betalingsviljen (som er lik den implisitte prisen) på venstre siden er det samme som den marginale substitusjonsraten mellom miljøgodet L og x som er en numéraire og representerer nytten konsumenten alternativt kunne fått ved å konsumere andre goder i stedet (Nyborg, 2002). Dette tydeliggjør at den marginale betalingsviljen er et mål på den nytteendringen ved en marginal endring i luftkvalitetsgodet.



Figur 2: Den marginale implisitte prisen for luftkvalitet og konsumentenes inverse etterspørselskurver

På dette stadiet i den hedoniske metoden, som kalles del 1, er den implisitte prisfunksjonen og den marginale betalingsviljen for luftkvalitet identifisert. Men vi kjenner fortsatt ikke konsumentenes inverse etterspørselsfunksjoner $w_i(L)$ og $w_j(L)$ (se figur 2).

I del 2 av analysen forsøker man å identifisere disse. Man antar at etterspørselen er en funksjon av eksempelvis mengde av godet, inntekt og eventuelle andre egenskaper ved konsumenten som kan tenkes å påvirke preferansene (Freeman, 1979). Deretter kombinerer man denne informasjonen med den implisitte prisfunksjonen fra del 1 for å finne de inverse etterspørselsfunksjonene. Når etterspørselsfunksjonene er kjent er det teoretisk mulig å

beregne nyttetap eller nyttegevinst ved ikke-marginale endringer i et gode for hver konsument (Freeman, 1979) og aggregere disse til bruk i eksempelvis en nytte- kostnadsanalyse¹³.

Del 2 av analysen kan som nevnt være nødvendig for å kunne beregne nytteeffekten av ikke-marginale endringer i godet av interesse, men denne delen av analysen kan by på noen problemer både av teoretisk art (Sheppard, 1999) og praktiske problemer i form av mangelfulle data. Det aller meste av den empiriske forskningen stopper ved del 1 (Tyrväinen og Miettinen, 2000) og denne analysen er intet unntak da den begrenses til å finne den marginale betalingsvilje for bedre luftkvalitet og mindre støy. Med noen forenklede forutsetninger er det likevel mulig å gjøre noen forsiktige anslag på velferdstapet tilknyttet ikke-marginale endringer i luftkvaliteten. Hvis vi antar at alle konsumenter har like inntekter og identiske nyttefunksjoner¹⁴ vil den marginale implisitte prisfunksjonen, $P_L(L)$ som ble identifisert i del 1, være identisk med den inverse kompenserte etterspørselsfunksjonen og arealet under denne kurven vil, for en gitt ikke-marginal endring i luftkvaliteten, være tilnærmet lik nytteendringen for en konsument (Freeman, 1979).

¹³Se forøvrig Nyborg (2002) om problemer tilknyttet aggregering av nytte.

¹⁴Nyttefunksjonen forteller oss noe om konsumentens preferanser og kan skrives på formen $U(X_1, X_2, \dots, X_n)$ der X 'ene er ulike goder (Stiglitz, 1999, s. 97).

3 Litteraturoversikt

I denne delen gir jeg en kort litteraturoversikt med spesielt fokus på utviklingen av anvendt hedonisk metode.

Ridker og Henning (1967)¹⁵ var av de første som brukte hedonisk metode. I likhet med denne oppgaven forsøkte de å finne ut om luftkvaliteten hadde påvirket boligprisene. Griliches (1971) anerkjennes som den som først formulerte den hedoniske prisfunksjonen og populariserte metoden. Harrison og Rubinfeld (1976) gjorde en av de første hedoniske analysene på luftkvalitet som baserte seg på Rosen (1974). De gjorde en omfattende empirisk studie som også inkluderte det Rosen beskriver som del 2 av den hedoniske metoden, å estimere de implisitte etterspørselsfunksjonene for luftkvalitet. De kom frem til at ikke-marginale vurderinger av forbedring i luftkvaliteten ved bruk av den implisitte marginale prisen (fra del 1 i Rosen) i gjennomsnitt overvurderer det aggregerte nyttetapet med 30%. Nelson (1978) og flere andre fulgte opp med liknende studier.

Ett av de første omdiskuterte problemene ved anvendt hedonisk metode var resultatenes følsomhet for valg av funksjonell spesifisering. Den funksjonelle spesifiseringen, som forskeren velger selv, er basert på subjektive antakelser om de økonomiske sammenhengene (Hill et al., 2008, side 150) og legger restriksjoner på de estimerte sammenhengene (se også kap. 5.1). Blant annet Milon (1984) satte fokus på dette og foreslo anvendelse av en generell funksjonell spesifisering kalt Box-Cox modell som ikke legger restriksjoner på de estimerte sammenhengene. Milon sammenliknet med de tradisjonelle spesifiseringene og konkluderte med at Box-Cox spesifiseringen er å foretrekke men at ulempen er at de estimerte koeffisientene¹⁶ blir vanskeligere å tolke. Box-Cox spesifiseringen er hyppig anvendt etter dette, men er absolutt ikke enerådende og Cropper et al. (1988) viste at en lineær spesifisering ofte kan være bedre enn en Box-Cox spesifisering. Noen velger derfor å inkludere Box-Cox spesifiseringen i tillegg til de tradisjonelle spesifiseringene i analysen. Tyrväinen Miettinen (2000) gjør blant annet dette i sin hedoniske analyse av nærhet til et

¹⁵ Av tidligere forsøk som benytter noe tilsvarende hedonisk metode nevnes ofte Haas (1922), Waugh (1928) og Court (1939).

¹⁶ Koeffisienten er et estimat på den kausale sammenhengen mellom avhengig og uavhengig variabel i en regresjonsanalyse (se kap. 5.2)

skogområde. De finner at det å ha utsikt til et skogområde fra boligen øker boligprisen med 4,9 %.

Problemet med utelatte variable (se også kapittel 4.1), der variable, som både er korrelert med (samvarierer med) forklaringsvariabelen og samtidig påvirker den avhengige variabelen, fører til feil i den økonometriske analysen¹⁷ diskuteres også av mange (se eksempelvis Chay og Greenstone, 2005). En stadig rikere og enklere tilgang på data har utvidet muligheten for å inkludere nye variable men det er likevel vanskelig å vite om man har fått med alle relevante variable. De senere årene har kvasi-eksperimentell metode i kombinasjon med hedonisk metode blitt anvendt som en mulig løsning på dette problemet (Parmeter og Pope, 2009). Kort fortalt forsøker man å simulere noe av den kontrollen man har når man gjør et eksperiment i et laboratorium, i en virkelig økonomi. Man forsøker å isolere ut effekten av en variabel ved å benytte tidsseriedata¹⁸ og identifisere mulige *sjokk*. Med sjokk mener man noe som kommer utenfra (eksogent gitt, altså noe som ikke er bestemt av de andre variablene i modellen) og påvirker handlingen til aktørene i økonomien (Parmeter og Pope, 2009). Dette sjokket kan være en faktisk endring i en av forklaringsvariablene, for eksempel et plutselig oljeutslipp langs kysten som ødelegger strandlinjen i deler av en kommune, eller det kan være et informasjonssjokk der aktørene plutselig får tilgang på ny informasjon av relevans.

Parmeter og Pope (2009) gir en god introduksjon til kvasi-eksperimentell metode og sammenlikner også med vanlig hedonisk metode. Metoden er anvendt i blant annet Fiva og Kirkebøen (2008) der publiseringen av en rangering av Oslo-skoler¹⁹ anvendes som et informasjonssjokk. Fiva og Kirkebø finner i sin analyse at kvaliteten på skolen hadde signifikant påvirkning på boligprisene, men over en begrenset tidsperiode. Black (1999) og Figlio og Lucas (2004) gjøre også et forsøk på å verdsetting av skolekvalitet ved kvasi-eksperimentell metode. Pope (2008) gjorde en studie på effekten av støy fra flyplass og Chay og Greenstone (2005) gjennomfører en kvasi-eksperimentell variant på luftkvalitet. Interessant er det at de finner en mye sterkere effekt av luftkvalitet på boligpriser ved den kvasi-eksperimentelle varianten enn ved vanlig hedonisk metode. Chay og Greenstone (2005) finner en priselastisitet på mellom -0,20 og -0,35, mens Smith og Huang (1995), til sammenligning, fant en priselastisitet på mellom -0,04 og -0,07 i en gjennomgang av 37

¹⁷ Estimatoren er ikke lenger forventningsrett (Løvås (2004), s. 216)

¹⁸ Se Parmeter og Pope (2009) for flere og mer detaljerte eksempler.

¹⁹ Skolebidragsindikatoren. Se Hægeland, Kirkebøen, Raaum og Salvanes (2005)

studier basert på vanlig hedonisk metode. Også Pope (2008) finner en betydelig større effekt ved bruk av kvasi-eksperimentell metode der effekten på boligprisene i et område som er sterkt utsatt for flyplasstøy estimeres til å være 37 % større enn tilsvarende estimat ved vanlig hedonisk metode. To andre eksempler på bruk av den kvasi-eksperimentelle metoden er Bui og Mayer (2003) som fokuserer på farlig avfall og giftutslipp og Linden og Rockoff (2008) som analyserer verdien av mindre kriminalitet.

4 Data

Denne oppgaven henter i hovedsak data fra to kilder; ett datasett med boligtransaksjoner fra SSB og ett datasett bestående av støy- og luftkvalitetsdata fra Vegdirektoratet. Boligdataene og støydataene er hentet fra det samme datasettet som Navrud og Strand (2011) anvendte da de gjorde en analyse av støy, men de baserte analysen på kun frittstående boliger, slik at de fleste transaksjonene i Oslo by var utelukket. Mitt utvalg består kun av leiligheter lokalisert i Oslo. I tillegg anvendes noen beregnede avstander fra boligen til bysentrum og til lokalt senter. Før variablene beskrives i detalj gis kort generell introduksjon til luftforurensning og støy.

4.1 Generelt om luftforurensning

Luftforurensning er i hovedsak et problem i byer der nitrogendioksid og svevestøv regnes som de helsemessig viktigste forurensningstypene (NILU). I denne oppgaven benyttes svevestøv som forklaringsvariabel for luftkvaliteten. Nivåer for nitrogendioksider var også tilgjengelig for analysen men på grunn av en høy korrelasjon med svevestøv på over 0,9 er denne utelatt fra analysen²⁰. Svevestøv inndeles etter størrelsen på partiklene og PM10-konsentrasjonen som benyttes i denne analysen er partikler som har en størrelse på under 1/100 millimeter (NILU).

Luftforurensning og spesielt svevestøv kan forårsake og forverre luftveislidelser og hjerte- og karsykdommer. Befolkningsstudier tyder også på økt dødelighet som følge av eksponering for luftforurensning. Friske personer har mindre sannsynlighet for helseskade grunnet luftforurensning men de kan likevel føle seg plaget ved eksempelvis svie i halsen (FHI et al., 2007). Kilden til svevestøv er i hovedsak biltrafikk som forårsaker 44% av totale utslipp og vedfyring 47%. Biltrafikk er likevel den viktigste kilden til det svevestøvet mennesker eksponeres for da det bakkenære utslippet vanskeligere tynnes ut (NILU 1998).

Utslippene fra biltrafikk skyldes slitasje av veibane og oppvirvling av støv samt utslipp av eksos. Ved gjennomsnittlige PM10 timekonsentrasjoner på over 100 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ (mikrogram per kubikkmeter) overskrides KLIFs (Klima- og Forurensningsdirektoratet) og

²⁰ Se problemet med kollinearitet, kapittel 5.1.

Folkehelseinstituttets anbefalte luftkvalitetskriterium (FHI, 2008). I mitt datasett er svevestøvkonsentrasjonen i gjennomsnitt 55 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ og det er kun 119 boliger som har en konsentrasjon over grenseverdien på 100 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ mens det er 1174 boliger (over halvparten av datasettet) som har en konsentrasjon over det nasjonale målet på 50 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ (FHI, 2008).

4.2 Generelt om støy

Over 200 000 er i Norge såpass utsatt for støyplager at det går utover nattesøvnen og antallet som plages er økende, både på grunn av større støybelastning fra veier generelt og fordi flere flytter til støyutsatte områder. Veitrafikken er årsak til 80% av støyplagene (KLIF, 2009). Studier har vist at eksponering for lengre perioder med støy kan gi stressreaksjoner, økt risiko for hjerte- og karsykdommer og generelt innvirke på trivsel og velvære. Et gjennomsnittlig støynivå på 55 dba oppfattes av omtrent halvparten av befolkningen som plagsomt (FHI, 2008). Boligene i mitt datasett har et gjennomsnittlig utvendig støynivå på 61,5 dba.

4.3 Variablene

Den avhengige variabelen, *salgspris*, er hentet fra et datasett fra SSB med boligtransaksjoner som i tillegg til pris består av en rekke boligkarakteristika og salgsdato. Dekket periode er fra 1. kvartal 1999 til og med 2. kvartal 2002. I denne perioden ble det gjennomført cirka 1800 boligtransaksjoner i de områdene i Oslo der jeg også har data for luftforurensning og støynivå. Se tabell 6 og 7 i vedlegg A for deskriptiv statistikk.

Forklaringsvariablene i denne analysen er luftforurensning og støynivå ved boligheten. Disse er nærmere spesifisert ved henholdsvis den maksimale svevestøvkonsentrasjonen²¹ ved boligens fasade, og gjennomsnittlig støynivå i desibøl ved boligens fasade. Data for disse variablene er beregnet av Vegdirektoratet ved bruk av modelleringsprogrammene VLUFT og VSTØY. VSTØY beregner i tillegg til støynivået, avstand fra bolig til midtpunktet på nærmeste vei og om man fra boligen har fri sikt til nærmeste vei. VLUFT gjør tilsvarende beregninger for luftkvalitet (se VLUFT/VSTØY, 2009). Data fra VLUFT som benyttes i analysen er kun den maksimale svevestøvkonsentrasjonen ved boligens fasade. VLUFT- og VSTØY-beregningene som er gjort begrenser seg til boliger i nærheten av større veier

²¹ Det beregnede maksimale timegjennomsnittet for et døgn

(maksimalt 500 meter fra vei) der det forventes at biltrafikk er den viktigste årsaken til luft- og støyforurensning. Det at disse dataene er beregnede data og ikke faktiske målte data, kan være en mulig feilkilde for beregningene som gjøres (se nærmere diskusjon i kap. 5.1).

Kontrollvariablene består av boligkarakteristika som er hentet fra et datasettet fra SSB. De inkluderte variablene omfatter bydelnummer, bruksareal, antall rom, antall bad, byggeår, salgsår, salgskvartal om boligen er ombygget og om boligen har garasje. Det er benyttet dummyvariable for alle variable bortsett fra bruksareal. Salgsår er delt inn i 20-års intervaller. De anvendte boligvariablene er i hovedsak de samme som Navrud og Strand (2011) benyttet.

I enkelte av modellene inkluderes også kontrollvariabelen *Sikt til vei* som angir om det fra boligen fasade er minst 90 graders fri sikt til en større vei. Denne variabelen er basert på data fra VSTØY- beregningene.

I tillegg anvendes som kontrollvariable i enkelte av regresjonene, kalkulerte avstander fra boligen til bysentrum og til lokalt senter. Disse variablene er beregnet ved først å fastsette lengde- og breddegrader for hver boligenhet²², deretter er variabelen *Avstand til sentrum* beregnes ved Haversines formel (Robusto, 1957) for avstand mellom koordinater for å finne avstanden i luftlinje mellom hver enkelt bolig og sentrum²³. Variabelen *Avstand til lokalt senter* approksimeres ved avstanden til nærmeste postkontor og beregnes ellers på den samme måten. Da det ofte er lokalisert butikker i nærheten av postkontorene mener jeg dette kan forsvares og resultatene i kapittel 5.2 kan tyde på at dette er en god approksimasjon. Tyrväinen og Miettinen (2000) anvender også disse to avstandsvariablene i sin hedoniske analyse.

²² GPSvisualizer (se <http://gpsvisualizer.com>) er anvendt for å fastsette koordinatene.

²³ Jernbanetorget er valgt som sentrum. Jernbanetorget er Oslos største trafikknutepunkt for kollektivtrafikk i tillegg er flere større kjøpesentre og bedrifter er lokalisert i området.

5 Metode og resultater

I denne delen gjennomgås først den økonometriske modellen som ligger til grunn for beregningene som gjøres, deretter presenterer resultatene for flere ulike varianter av denne basismodellen, til slutt gjør jeg en sensitivitetsanalyse for å sjekke om de rapporterte resultatene er følsomme for endringer i datautvalg eller funksjonell spesifisering.

5.1 Den økonometriske modellen

I denne delen presenteres den statistiske metoden som anvendes og den økonometriske modellen som danner grunnlaget for regresjonsanalysen i kapittel 5.2. Alle beregningene baserer seg på en multippel lineær regresjon der minste kvadraters metode (MKM) benyttes for estimering av sammenhengen mellom den avhengige variabelen boligpriser, og forklaringsvariablene, luftforurensning og støynivå. Følgende forutsetninger må være oppfylt for at minste kvadraters metode skal være den beste, lineære, forventningsrette estimatoren (BLUE) i en multippel lineær regresjon (Kennedy (2008), s. 42):

- (1) At den avhengige variabelen kan beregnes som en lineær funksjon av de uavhengige variablene pluss et restledd: $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_{i2} \dots + \beta_K x_{iK} + e_i$
- (2) At *forventningsverdien* til restleddet, e_i , er lik 0.
- (3) At variansen til restleddene er den samme: $var(e_i) = \sigma^2$ og at restleddene ikke er korrelert med hverandre: $cov(e_i, e_j) = 0$
- (4) At observasjoner av de uavhengige variablene kan antas å være konstante ved gjentatte forsøk²⁴.
- (5) At verdien til forklaringsvariablene, x_{iK} , ikke er eksakte lineære funksjoner av de andre forklaringsvariablene.

²⁴ Engelsk: "Observations on independent variables can be considered fixed in repeated samples" (Kennedy (2008), s. 42).

En liten utvidelse av minste kvadraters metode er gjort for at de estimerte *standardfeilene*²⁵ skal bli korrekte. For både luft- og støydataene beregner VLUFT og VSTØY først en verdi for hver veilenke (del av vei), deretter beregnes støy- og svevestøvnivåer for hver boligenhet ved hjelp av en spredningsmodell (se VLUFT/VSTØY, 2009). Dette fører til at man vil forvente en viss korrelasjon mellom de beregnede verdiene for luftforurensning innenfor hver veilenke og det samme for støynivået. Hvis dette er riktig bryter det med forutsetning (4) for minste kvadraters metode. Moulton (1999) forklarer dette problemet i detalj og foreslår hvordan standardfeilen kan korrigeres (se også Wooldridge(2003))²⁶.

Graves et al. (1988) peker på *utelatte forklaringsvariable, feil funksjonell spesifisering og målefeil* i data som noen av de vanligste problemene ved hedonisk analyse som kan medføre brudd på forutsetningene for minste kvadraters metode. Målefeil er relevant i forhold til at verdiene for luftforurensning og støynivå er beregnede verdier og kan føre til brudd på MKM forutsetning (4) slik at estimatoren ikke lenger er forventningsrett (Kennedy (2008), s. 47). Hill et al. (2008, s. 272) påpeker at estimatoren allikevel er konsistent²⁷ så lenge forutsetning (2) holder og $cov(x_i, e_i) = 0$. I den videre analysen antas det at dette holder slik at MKM kan anvendes i estimeringen.

Utelatelse av forklaringsvariable som både er korrelert med (samvarierer med) forklaringsvariabelen og samtidig påvirker den avhengige variabelen, fører til at minste kvadraters metode bryter sammen og gir en estimator som ikke er forventningsrett²⁸ (Hill et al. (2008), s. 150). Utelatte variable og valg av funksjonell spesifisering diskuteres nærmere nedenfor samt i kapittel 4.2 i forbindelse med rapportering av resultatene.

Min valgte økonometriske spesifisering er:

$$\ln(\text{pris}_i) = \alpha + \beta_1 \ln(\text{luft}_i) + \beta_2 \text{støy}_i + \theta \ln(\text{Bolig}_i) + \delta \text{Område}_i + \gamma \text{Tid}_i + \varepsilon_i \quad (\text{S1})$$

Denne modellen fanger opp de sammenhengene som skal forklares der fotskrift *i* referer til en spesifikk boligenhet, *pris* er den avhengige variabelen boligprisen, α er et

²⁵ Standardfeilene forteller oss hvor stor feilmargin den estimerte parameteren har.

²⁶ I Stata gjør jeg dette ved å benytte *cluster*-opsjonen. Se <http://www.ats.ucla.edu/stat/stata/library/cpsu.htm> for en enkel introduksjon til problemet og en oversikt over mulige håndteringer.

²⁷ Konsistent betyr at estimatoren konvergerer til (går mot) den sanne parameterverdien når antall observasjoner går mot uendelig og er en noe svakere antakelse enn forventningsrettet Hill et al. (2008, s. 272).

²⁸ Forventningen til estimatoren er ikke lik den sanne parameterverdien: $E(\beta_1) \neq \beta_1$

konstantledd, *luft* er variabelen for luftforurensning målt som maksimal svevestøvkonsentrasjon og β_1 er koeffisienten som fanger opp effekten luftforurensning har på boligprisen, *støy* er gjennomsnittlig støynivå i desibøl ved boligens fasade i døgnet og β_2 er koeffisienten som fanger opp effekten støy har på boligprisen, θ er en vektor av boligkarakteristikkvariable, δ er en vektor av *dummyvariable*²⁹ som fanger opp de områdespesifikke effektene for hver bydel, γ_t er en vektor av dummyvariable som fanger opp prisutviklingen over tid og ε er restleddet som fanger opp all variasjon som ikke forklares av de inkluderte variablene³⁰.

I spesifikasjonen anvendes faste effekter for boligens geografiske beliggenhet representert ved boligens bydelstilhørighet. Faste effekter for hver bydel anvendes for å redusere risikoen for utelatte forklaringsvariable. Problemet kan eksemplifiseres ved å sammenlikne en bolig på toppen av Holmenkollåsen med en bolig lokalisert i bunnen av Groruddalen³¹. En bolig i Holmenkollåsen har en vesentlig høyere kvadratmeterpris enn boligen i Groruddalen og luftkvaliteten er antakelig også vesentlig bedre. Det er likevel ikke rimelig å trekke slutningen at grunnen til den store prisforskjellen utelukkende er på grunn av forskjellen i luftkvalitet.

De bydelsfaste variable fanger opp variasjon i boligprisene som skyldes uobserverte data tilknyttet boligens beliggenhet, variasjon som vi ikke er direkte interessert i men som kan føre til en estimator som ikke er forventingsrett om de ikke inkluderes. På den andre siden fører dette til at det da kun er variasjon innad i hver bydel som blir fanget opp i de estimerte parametrene og ikke variasjon mellom bydelene. Det blir altså mindre gjenstående variasjon å forklare (Kennedy, 2008, s. 283). Tanken er at prisforskjellen mellom boliger, som etter å ha betinget på boligattributter er identiske men har ulike miljøattributter, skal kunne si oss noe om hvilken kausal effekt disse miljøattributtene har på boligprisene og, indirekte, hvilken verdi de har for husholdningene.

²⁹ Dummyvariable er variable som kun kan anta verdien 0 eller 1.

³⁰ Legg merke til at det ikke gjøres en logaritmisk transformasjon av støyvariabelen. Dette fordi disse dataene allerede er på den logaritmiske skalaen desibøl.

³¹ Holmenkollåsen er et område med mange dyre villaer, flott utsikt og nærhet til Osломarka. I Groruddalen finner vi noen av de rimeligste boligene i Oslo. Det er mye tungtrafikk, høy innvandrertetthet og den har rykte på seg for å ha store sosiale utfordringer.

En log-log modell er valgt som funksjonell spesifisering³². Dette gjøres fordi det kan være naturlig å tenke seg at en dyr bolig ville falle mer i pris ved økt forurensning eller støynivå enn en rimeligere bolig. Eksempelvis kan man tenke seg at to boliger med samme støynivå der den ene har en pris på 10 millioner og den andre koster 1 million. Hvis resultatene viser at en fordobling av støynivået fører til en reduksjon i boligprisene med 10 prosent, vil man ved denne endringen i støynivå forvente at den dyre boligen får et prisfall på 1 million, mens prisen på den rimelige boligen forventes å falle med hundre tusen. En log-log modell forklarer godt denne type sammenhenger. En annen grunn til valg av log-log funksjonell spesifisering er at den er ofte anvendt i hedoniske analyser av luftkvalitet og det gjør sammenligning av resultatene enklere.

5.2 Resultater

I denne delen presenteres resultatene fra den økonometriske analysen.

I tabell 1 viser resultatene fra de enkleste modellene der modell 3 er i henhold til spesifisering (S1) i kapittel 5.1. Boligprisen forklares av variasjon i luftkvalitet og støynivå kontrollert for boligkarakteristika, områdespesifikke effekter (bydel) og tid. De estimerte koeffisientene for boligkarakteristikkvariablene rapporteres ikke her men en fullstendig utskrift av resultatene fra modell 3 er gitt i tabell 8 i vedlegget .

³² I en log-log modell transformeres både den forklarte variabelen og forklaringsvariablene ved å ta den naturlige logaritmen av dataene (Hill et al. (2008), side 471)

Tabell 1: Effekten av støynivå og luftkvalitet på boligpriser

	Modell 1	Modell 2	Modell 3
Luftforurensning	-0,143*** (-3,98)		-0,088* (-1,80)
Støynivå		-0,005*** (-4,63)	-0,003*** (-2,74)
Ant. Observasjoner	1783	1783	1783
Justert R^2	0,734	0,736	0,737

* signifikant på 10% nivå, ** signifikant på 5% nivå og

*** signifikant på 1% nivå. t-verdier i parentes.

Det kontrolleres i tillegg for bruksareal, antall rom, antall bad, byggeår, om boligen er ombygget, om boligen har garasje, bydelsnummer og tid.

Standardfeilene er korrigert for klyngeeffekter (cluster) for veilenke (del av vei).

Ved tolkning av resultatene er det fire ting som er verdt å legge merke til; den estimerte koeffisientens fortegn, størrelse og *signifikansnivå*, samt modellens totale forklaringskraft målt ved justert R^2 . Signifikansnivået forteller oss noe om hvor sikre vi kan være, på grunnlag av de estimerte koeffisienten, på at forklaringsvariabelens sanne parameterverdi er forskjellig fra null (altså at variabelen har en kausal forklaringskraft på boligprisene). Signifikansnivået forteller oss hvor stor sannsynligheten er for å gjøre type I feil, som er å forkaste hypotesen om at den sanne parameterverdien er ulik fra 0, selv om den ikke er det (Løvås, 2004, s. 212). Ved signifikansnivå på 10% som den estimerte koeffisienten for støynivå har i modell 3, vil det være mindre enn 10% sannsynlighet for at vi feilaktig forkaster hypotesen om at populasjonens sanne koeffisient er lik null. Lavere signifikansnivå burde altså øke tilliten til de estimerte koeffisientene³³. Justert R^2 er et mål på hvor stor del av den totale variasjonen i boligprisene som kan forklares av de inkluderte variablene, korrigert for antall frihetsgrader³⁴, og benyttes ofte som et mål på hvor god spesifikasjonen er (Kennedy, 2008, s. 80).

³³ På den andre siden vil ønske om et lavt signifikansnivå for forkasting av nullhypotesen føre til større sannsynlighet for å feilaktig beholde nullhypotesen. Dette kalles type II-feil.

³⁴ Antall frihetsgrader måles ved antall observasjoner minus antall forklaringsvariable (Hill et al., 2008, s. 55)

Resultatene fra modell 1 og modell 2 viser, at når regresjonen³⁵ kjøres med kun én av miljøvariablene av gangen, er den estimerte koeffisienten for både luftforurensing og støynivå signifikante og har forventet fortegn. Siden dette er en log-log funksjon (se kap. 5.1 ovenfor) kan den estimerte koeffisienten tolkes som en elastisitet. Det vil si at hvis konsentrasjonen av svevestøv ved en bolig økte med én prosent, ville vi, ceteris paribus (alt annet likt), i modell 1 forvente at prisen på boligen falt med 0,143 prosent. Tilsvarende, forventes en prisreduksjon på 0,005 prosent hvis støynivået økte med én prosent.

I modell 3, der både luft- og støyvariable er inkludert i regresjonen, ser man at de begge fortsatt har signifikant negativ påvirkning på boligprisene, men at effekten er svakere og t-verdiene er lavere³⁶. Forklaringen kan være den relativt høye korrelasjonen mellom luftforurensning og støynivå. Hvis begge variable påvirker boligprisene, vil dette føre til at når én av de to variablene utelates så fanger koeffisienten til den inkluderte variabelen opp deler av effekten som skulle vært tilskrevet den andre og estimatoren er ikke lenger forventningsrett³⁷ (se problemet med utelatte variable kap. 5.1).

I de fleste hedoniske analyser, der den marginale betalingsviljen for goder som fravær av støy og ren luft blir forsøkt fastsatt, er kun én av variablene inkludert i analysen slik at resultatene sannsynligvis vil være preget av det nevnte problemet med utelatte variable. Grunnene til at dette gjøres kan være mange, men vil ofte ha sammenheng med mangel på data eller at variablene er så høyt korrelerte at det ikke er mulig å skille effektene fra hverandre. Det siste kalles et kollinearitetsproblem (Hill, 2008, s.155). En tredje grunn kan være den som oppgis i Navrud og Strand (2011) der man egentlig ikke er interessert i å finne den marginale betalingsviljen for hver miljøvariabel, men at den ene variabelen fungerer som en indikator for den totale miljøbelastningen.

³⁵ Den statistiske metoden som benyttes for å undersøke den mulige kausale sammenhengen mellom den avhengige variabelen (boligpriser) og de uavhengige variablene (luftforurensning og støynivå) (Hill et al., 2008, s. 9).

³⁶ T-verdiene fungerer som et mål på signifikansnivået men er omvendt proporsjonal med signifikansnivået. Lavere t-verdier gir høyere signifikansnivå.

³⁷ En estimator er forventningsrett når forventningen til estimatet er lik den sanne parameterverdien. (Løvås 2004)

Vi ser at luftforurensningen tilsynelatende har en mye sterkere effekt på boligprisene enn det støynivået har³⁸. En mulig forklaring på dette kan være at utelatte variable fører til feilestimering og at koeffisienten for luftkvalitet i større grad enn støy fanger opp effekten av disse utelatte variablene. I tabell 2 presenteres resultatene av analysen når det kontrolleres for flere variable som kan tenkes å påvirke boligprisene og som samtidig er korrelert med luftforurensning, støynivå eller begge to.

³⁸ Det er ikke nødvendigvis interessant å sammenligne disse koeffisientene direkte, da det er usikkert om variablene er skalert på en slik måte at de er sammenlignbare.

Tabell 2: Effekten av støynivå og luftkvalitet på boligpriser kontrollert for avstand til sentrum, lokalt senter og vei og sikt til vei

	Modell 1	Modell 2	Modell 3
Luftforurensning	-0,075 (-1,52)	-0,090* (-1,82)	-0,082* (-1,68)
Støynivå	-0,002 (-0,90)	-0,004** (-2,30)	-0,001 (-0,70)
Sikt til vei	-0,064** (-2,50)		-0,065** (-2,49)
Avst. sentrum		-0,042 (-1,41)	-0,039 (-1,44)
Avst. lokalt senter		-0,012* (-1,90)	-0,013* (-1,92)
Avst. vei			
Ant. Observasjoner	1520	1520	1520
Justert R^2	0,734	0,736	0,737

* signifikant på 10% nivå, ** signifikant på 5% nivå og

*** signifikant på 1% nivå. t-verdier i parentes.

Det kontrolleres i tillegg for bruksareal, antall rom, antall bad, byggeår, om boligen er ombygget, om boligen har garasje, bydelsfaste effekter og tid.

Standardfeilene er korrigert for klyngeeffekter (cluster) for boliger med ved samme veilenke (del av vei).

I tabell 2 ser vi at inkluderingen av ulike kontrollvariable påvirker både størrelse og signifikans på de estimerte koeffisientene. I all hovedsak er signifikansen svakere for både luftforurensning og støynivå. Likevel ser vi at de fortsatt har forventet fortegn slik at resultatene fortsatt antyder en negativ effekt på boligprisene både av økt luftforurensning og av økt støynivå, men med mindre grad av sikkerhet enn i tabell 1. Vi ser også at den estimerte koeffisienten for luftforurensning har en relativt stabil størrelse i modell 1-3 og at den har en signifikant effekt på 10% nivå i modell 2-3 og i nærheten av signifikant i modell 1. Vi ser at støynivået kun har signifikant effekt på boligprisene i modell 2.

Det at resultatene for støy er mindre entydige og er relativt følsomme for hvilke kontrollvariable som inkluderes kan komme av et kollinearitetsproblem. Problemet kan oppstå når noen av forklaringsvariablene er sterkt korrelert med hverandre, eller at det er lite variasjon i forklaringsvariablene. I begge tilfeller blir det vanskelig å separere ut effekten av de ulike variablene (Hill et al., 2008, s. 154). En kontroll av korrelasjonsmatrisen i tabell 3 bekrefter i stor grad mistanken om høy korrelasjon. Luftforurensning er sterkt korrelert med variabelen boligens avstand fra vei, som ikke er inkludert som variable i noen av de rapporterte modellene, men forsøk med inkludering av variabelen medførte at luftforurensningsvariabelen mistet signifikans. Den høye korrelasjonen på -0,54 mellom disse to variablene kan være en forklaring på dette. Støynivået har kun signifikant koeffisient i modell 2, der sikt til vei ikke er inkludert, og korrelasjonen på 0,61 mellom disse to variablene kan forklare dette.

Tabell 3: Korrelasjonsmatrise luftforurensning, støynivå og kontrollvariable

	Luft- forurensning	Støynivå	Sikt til vei	Avst. Sentrum	Avstand lokalt senter	Avstand Vei
Luftforurensning	1					
Støynivå	0,13	1				
Sikt til vei	0,08	0,61	1			
Avst. Sentrum	-0,47	0,14	0,05	1		
Avst. lokalt senter	0,059	0,01	0,00	-0,16	1	
Avst. Vei	-0,54	-0,17	-0,42	0,13	-0,06	1

Inkludering av en variabel for boligens avstand fra vei, fører ikke til en forbedring av modellen slik jeg ser det. For det første øker ikke modellens forklaringskraft som helhet målt ved justert R^2 , ved inkludering av variabelen. Noe som kan være et argument for at den ikke bør inkluderes (Kennedy, 2008, s. 80). For det andre kan det argumenteres for at det ikke er avstanden fra en trafikkert vei i seg selv som påvirker boligprisen men eventuelle fordeler eller ulemper dette fører med seg. I dette tilfelle vil avstanden fra vei være en irrelevant variabel og kan føre til mindre presisjon i de estimerte koeffisientene (Hill et al., 2008, s. 151).

Ulemper tilknyttet nærhet til vei kan være luftforurensning, støy, utrygg lekeplass eller av estetisk karakter, mens en fordel kan være bedre mobilitet både med tanke på bilkjøring og kollektivtrafikk. Utelating av variable som er positivt korrelert med mine forklaringsvariable

vil føre til en overestimering av koeffisientene mens utelating av variable som er negativt korrelert vil føre til en underestimering (Hill et al., 2008, s. 150). Det kan eksempelvis være mulig, at økt avstand fra vei, både gir bedre luftkvalitet og tryggere lekeområder for barn. I så tilfelle vil utelatelse av en variabel for trygge lekeområder føre til overestimering i estimatoren for luftkvalitet da den i tillegg til effekten av luftkvalitet vil fange opp deler av effekten av tryggere lekeområder. På den andre siden, hvis økt avstand fra vei fører til bedre luftkvalitet, men større avstand til kollektivtilbud, vil en utelatelse av variabel for avstand til kollektivtilbud føre til en underestimering av effekten av bedre luftkvalitet.

For at estimatene presentert ovenfor skal gis en kausal tolkning, må vi anta at det ikke er noen systematiske forskjeller i uobserverbare karakteristikk som samvarierer med luftkvalitet og støy, og som også har en selvstendig forklaringskraft på boligpriser (i henhold til diskusjon om utelatte variable ovenfor). Graves et al. (1988) diskuterer behovet for en slik antakelse. Siden vi har inkludert detaljert informasjon om karakteristika ved boligen samt geografisk informasjon, er det ikke urimelig at denne identifiserende antagelsen er oppfylt.

Modell 3 i tabell 2 (heretter kalt *referansemodellen*) er i henhold til diskusjon ovenfor, den spesifikasjonen jeg mener er den beste. Resultatene fra denne modellen tilsier at boligprisene reduseres med 0,082% hvis luftforurensningen forverres med 1%. Omregnet til absolutte verdier vil dette, for gjennomsnittsboligen med en pris på 1,55 millioner og svevestøvnivå på 54 $\mu\text{g}/\text{m}^3$, implisere at hvis svevestøvkonsentrasjonen øker med 1 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ (mikrogram per kubikkmeter luft) så fører dette til at boligprisen faller med 2350 kroner på grunn av forverringen i luftkvalitet. Dette tallet er også da, i henhold til hedonisk teori (se kap. 2.2), ett estimat på konsumentens marginale betalingsvilje for luftkvalitetsgode, eller, konsumentens nytteendring målt i kroner, ved en marginal endring i luftkvaliteten.

Boliger som ligger under 50 meter fra nærmeste hovedvei har i mitt utvalg et gjennomsnittlig svevestøvnivå som ligger 20 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ høyere (dette tilsvarer omtrent 1 standardavvik³⁹) enn de boligene som er over 100 meter fra nærmeste vei. Dette tilsier at en bolig i den første gruppen i gjennomsnitt vil anslås⁴⁰ til å være 47 000 kroner rimeligere enn i den andre gruppen på grunn av den dårligere luftkvaliteten. Ved en sammenligning av boligene med minst og mest

³⁹ Standardavviket forteller oss noe om spredningen i datasettet og Løvås (2004, s. 41) kaller det et typisk avvik fra gjennomsnittsverdien.

⁴⁰ Eller predikeres. Prediksjonens usikkerhet blir større når avstanden fra gjennomsnittlige verdien til forklaringsvariablen blir større (Hill et al., 2008, s. 76)

luftforurensning ($19 \mu\text{g}/\text{m}^3$ mot $174 \mu\text{g}/\text{m}^3$) vil vi anslå en prisforskjell på omtrent 365 000 kroner grunnet dårligere luftkvalitet. Siden del 2 av den hedoniske analysen ikke er gjennomført kan ikke disse tallene tolkes som konsumentens nytteendring ved disse ikke-marginale endringene i luftkvalitet, med mindre man gjør den forenklede antakelsen om fast marginal betalingsvilje i intervallet (som i praksis betyr at man antar at konsumentene har identisk inntekt og nyttefunksjon. Se kap. 2.2).

Støynivå er ikke en signifikant forklaringsvariabel i referansemodellen, men resultatene i neste kapittel viser at den er signifikant i noen av de utvalgte prisintervallene og ved endring av den funksjonelle spesifisering til lineær form. Ved sammenligning med andres resultater referer jeg enkelte ganger til modell 2 i tabell 3, der det ikke kontrolleres for *sikt til vei*, da denne kontrollvariabelen i mange andre studier ikke inkluderes i analysen.

Sikt til vei er i referansemodellen en signifikant variabel og fri sikt fra boligen fører til, *ceteris paribus*, at boligprisen reduseres med 6,5%. Dette tilsvarer 101 000 kroner for gjennomsnittsboligen.

Avstand til sentrum er ikke en signifikant variabel på 10% signifikansnivå men beholdes i referansemodellen da den øker modellens totale forklaringskraft, målt ved justert R^2 .

Avstand til lokalt senter er en signifikant variabel i modellen og ved en 1% økning i avstanden til det lokale senteret faller boligprisen i gjennomsnitt med 0,013%. Ved en økning i avstanden til det lokale senteret med 100 meter, tilsier dette at prisen på gjennomsnittsboligen estimeres til å falle med 10 000 kroner.

5.3 Senitivitetsanalyse

I denne delen kontrolleres resultatenes følsomhet for fjerning av deler av datasettet og for endring av funksjonell spesifisering.

Tabell 4: Effekten av støynivå og luftkvalitet på boligpriser i utvalgte prisintervaller

	Modell 1 >750'	Modell 2 >1 mill.	Modell 3 >2 mill.	Modell 4 <2 mill.
Luftforurensning	-0,109** (-2,27)	-0,107** (-2,18)	0,004 (0,93)	-0,004 (-0,08)
Støynivå	-0,002 (-1,17)	-0,004** (-2,36)	-0,008*** (-3,82)	0,002 (0,90)
Sikt til vei	-0,040 (-1,53)	-0,010 (-0,34)	-0,065** (-2,49)	-0,070** (-2,61)
Avst. sentrum	-0,010 (-0,43)	0,001 (0,98)	-0,059 (-1,07)	-0,032 (-1,16)
Avst. lokalt senter	-0,009* (-1,93)	-0,009** (-2,02)	-0,019* (-1,99)	-0,009 (-1,40)
Ant. Observasjoner	1357	1042	343	1161
Justert R^2	0,774	0,765	0,604	0,562

* signifikant på 10% nivå, ** signifikant på 5% nivå og

*** signifikant på 1% nivå. t-verdier i parentes.

Det kontrolleres i tillegg for bruksareal, antall rom, antall bad, byggeår, om boligen er ombygget, om boligen har garasje, bydelsfaste effekter og tid.

En grunn til å gjennomføre analysen på et utvalg av ulike prisintervaller er for å fjerne data som kan tenkes å være upålitelige, som Grue et. al (1997) gjorde i en liknende analyse. De fant ut at særlig transaksjoner med priser i nedre del av skalaen til dels var upålitelige. I modell 1 er alle transaksjoner under 750 000 fjernet. Dette fører til at koeffisienten for luftforurensning blir noe større og får bedre signifikans men ellers fører det ikke til store endringer fra referansemodellen.

I modell 2 kuttet ytterligere av de rimeligere boligene vekk noe som fører til at den estimerte koeffisienten til støynivået får signifikans. Mulige forklaringer på dette er at upålitelige observasjoner har blitt fjernet, at kjøpere av bolig over 1 million har sterkere preferanser for lite støy, eller på grunn av tilfeldigheter i datautvalget. Men både koeffisienten for luftkvalitet og for støy ligger innenfor 95%-konfidensintervallet fra de tidligere estimatene slik at resultatet ikke er signifikant forskjellig fra referansemodellen (se Hill et al., 2008, s. 55).

En annen grunn til å gjøre et utvalg av boligtransaksjonene er for å kontrollere for ulike preferanser blant konsumentene i de ulike prisnivåene. Det kan tenkes at de som kjøper dyrere boliger for eksempel er mer opptatt av støynivået i nærområdet enn kjøpere av rimeligere boliger. Navrud og Strand (2011) gjør som flere andre og velger å gjøre en separat analyse for dyrere boliger. De valgte å sette grensen ved to millioner for boliger i Oslo og Akershus og jeg har valgt å gjøre det samme. Vi ser av resultatene for modell 3 i tabell 4, at dette fører til ganske store endringer. Luftforurensning har ikke lenger signifikant forklaringskraft, men den estimerte koeffisienten for støynivåets påvirkning har blitt større (i absoluttverdi) og fått høyere signifikans. Det lave antallet observasjoner og den lavere totale forklaringskraften til modell målt ved R^2 gjør at tilliten til modell 3 heller ikke bør være så stor.

I modell 4 er boliger over to millioner utelukket. Vi ser at hverken luftforurensning eller støynivå er signifikante forklaringsvariable i denne regresjonen. Antall observasjoner i denne regresjonen er fortsatt relativt høyt med over tusen observasjoner, men R^2 er ganske lav.

I tabell 5 kontrolleres modellens følsomhet for endring av funksjonell spesifisering. De inkluderte variablene er de samme som i referansemodellen, men funksjonell spesifisering endres til henholdsvis en log-lineær spesifisering, der kun den forklarte variabelen er på logaritmisk form, og en lineær spesifisering, der heller ikke den forklarte variabelen er på logaritmisk form⁴¹.

⁴¹ Støynivået beholdes på desibelskalaen i begge tilfeller.

Tabell 5: Effekten av luftforurensning og støy på boligpriser ved log-lineær og lineær funksjonell form.

	Modell 1 ^(a)	Modell 2 ^(b)	Modell 3 ^(c)
Luftforurensning	-0,082* (-1,68)	-0,001* (-1,72)	-2,805** (-2,01)
Støynivå	-0,001 (-0,70)	-0,001 (-0,54)	-6,615** (-2,03)
Sikt til vei	-0,065** (-2,49)	-0,065** (-2,54)	-10,686 (-0,17)
Avst. sentrum	-0,039 (-1,44)	-0,022 (-1,63)	-31,649 (-1,20)
Avst. lokalt senter	-0,013* (-1,92)	-0,003 (-1,37)	-4,050 (-1,18)
Ant. Observasjoner	1520	1520	1520
Justert R^2	0,737	0,736	0,729

* signifikant på 10% nivå, ** signifikant på 5% nivå og

*** signifikant på 1% nivå. t-verdier i parentes.

(a)Log-log referansemodellen fra tabell 2 modell 3 for sammenligning.

(b)Log-lineær spesifisering.

(c)Lineær spesifisering. Alle tall i 1000-kr.

Det kontrolleres i tillegg for bruksareal, antall rom, antall bad, byggeår, om boligen er ombygget, om boligen har garasje, bydelsfaste effekter og tid.

Resultatene fra den log-lineære modellen modell 2 er ikke så ulike resultatene fra referansemodellen (gjengitt som modell 1 i denne tabellen for sammenligning). Den estimerte koeffisienten for luftforurensning er fortsatt signifikant, mens støynivået heller ikke i denne modellen har signifikant koeffisient. Kontrollvariabelen *Sikt til vei* er fortsatt signifikant, mens *Avstand til lokalt senter* ikke lenger er signifikant på 10%-nivå. Alle variable har beholdt samme fortegn og justert R^2 er nesten identisk. Det vil si at modellens totale forklaringskraft er lik. Størrelsen på de estimerte koeffisientene til de kontinuerlige variablene er, som forventet, endret. I en log-lineær modell tolkes ikke lenger koeffisientene som elastisiteter. Tolkningen endres nå til relativ endring på boligprisene ved en marginal absolutt endring i forklaringsvariabelen (Hill et al., 2008, s. 184). Luftforurensningskoeffisienten, med en statistisk signifikant verdi på -0,001, tolkes som at hvis svevestøvkonsentrasjonen øker med én enhet, altså ett mikrogram per kubikkmeter luft ($\mu\text{g}/\text{m}^3$), vil man forvente at

boligprisen falt med 0,1 prosent. Gjennomsnittlig svevestøvnivå er 54 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ slik at en økning på 1 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ omtrent tilsvarer en økning på 2 prosent slik at i referansemodellen ville tilsvarende endring i luftforurensningen føre til en forventet prisreduksjon på 0,16 prosent.

En lineær funksjonell spesifisering (modell 3 i tabell 5) fører til noen større endringer i forhold til referansemodellen. Den største endringen er at støynivået her er en signifikant forklaringsvariabel, mens *Sikt til vei* ikke lenger er det. *Luftforurensning* er fortsatt en signifikant forklaringsvariabel og faktisk med en høyere t-verdi enn i referansemodellen. Alle koeffisientene har beholdt sitt negative fortegn og justert R^2 er noe lavere. Koeffisientene tolkes nå som forventet prisendring i kroner ved en absolutt marginal endring i forklaringsvariabelen (Hill et al. (2008), s. 27).

Hvis svevestøvnivået økte med ett mikrogram per kubikkmeter luft forventes, i den lineære modellen, et fall i boligprisen på 2 805 kroner. Med en gjennomsnittlig boligpris på 1,55 mill. tilsvarer dette en reduksjon på 0,18 prosent. Den estimerte effekten er altså noe større enn i referansemodellen. Ved en økning i gjennomsnittlig støynivå på én desibèl forventes i modellen et prisfall 6 615 kroner eller 0,43 prosent. Ved 1 standardavviks økning i støynivået (8 desibèl) forventes en prisreduksjon på omkring 53 000 kroner.

De høyst signifikante resultatene for både luftforurensning og støynivå i den lineære modellen er interessante. Cropper et al. (1988) viste at den lineære spesifiseringen var bedre (lavere forventningsfeil i estimatoren i forhold til sann parameterverdi) andre funksjonelle spesifiseringer i tilfeller der ikke alle relevante variable er inkludert i modellen (se *utelatte variable* kap 5.1). Hvis min spesifisering ikke inkluderer alle relevante variable, ville man altså forvente at resultatene fra den lineære spesifiseringen er et bedre estimat på de sanne parameterverdiene.

Sensitivitetsanalysen viser at modellen på en del måter er ganske følsom både for endringer i datautvalget og for endringer i funksjonell spesifisering. Dette bør tas med i betraktning når det gjøres tolkninger av resultatene. På den andre siden beholder koeffisientene sitt negative fortegn i stort sett alle modeller og spesielt resultatene fra den lineære modellen er med på å styrke sannsynligheten for at både luftforurensning og støynivå *har* en negativ kausal effekt på boligprisene.

6 Hva har andre kommet frem til?

Av hedoniske analyser vil jeg på støy vil jeg igjen trekke frem Navrud og Strand (2011) som denne oppgaven på mange måter tar utgangspunkt i. Målet for deres studie var å finne en korrekt erstatningssum til boligeiere som får en vei anlagt i nærheten av sin bolig. De benyttet støy nivå som en indikator for alle ulemper tilknyttet nærhet til vei og beregnet ved hedonisk metode verdireduksjonen på en bolig som følge av nærhet til vei. De baserte seg på et datasett som dekket store deler av boligtransaksjonene i Norge, men konsentrerte seg om frittstående boliger, ikke leiligheter siden disse sjelden søker om erstatning på grunn av økt biltrafikk i nærheten. Det vil si at de i stor grad utelukket de mest sentrumsnære områdene. De fant i hovedsak at gjennomsnittlig endring i boligprisene som følge av en økning i gjennomsnittlig støy med 1 desibøl var -0,4% (absoluttverdien av denne elastisiteten kalles også NSDI, "Noise Sensitivity Depreciation Index"(Navrud og Strand (2011)).

Til sammenligning finner ikke jeg at støy har signifikant påvirkning på boligprisene når det kontrolleres for sikt til vei, men i modell 2 i tabell 2 (uten kontroll for *sikt til vei*) er min estimerte NSDI også 0,4. Det kan tenkes at variabelen *Sikt til vei* i min hovedmodell (modell 3, tabell 2) delvis fanger opp effekten av støy på grunn av den høye korrelasjonen⁴². Bjørner et al. (2003) finner i en hedonisk analyse for København en NSDI på 0,49. Navrud og Strand (2011) gjør også en omfattende oppsummering av resultater fra andre hedoniske analyser på støy for ulike geografiske områder i verden og rapportert NSDI varierer fra 0,08 til 2,22. Nelson (1982) gjorde også en oppsummering av tidligere resultater og fant en NSDI på mellom 0,16 til 0,63, med et gjennomsnitt på 0,4.

Grue et al. (1997) gjorde en støystudie for Oslo basert på boligtransaksjoner fra OBOS og beregnede data for støy nivå for 1412 boliger. Styrken i deres analyse er et rikt boligdatasett og kontroll for reisetid med kollektivtransport til sentrum. De fant en NSDI på 0,48 for vanlige leiligheter. Svakheter som kan pekes på ved analysen er at de ikke kontrollerte for sikt til vei eller luftkvalitet. Resultatet er i nærheten av mitt eget resultat i modell 2 i tabell 2, der variabelen *Sikt til vei* utelates.

Når det gjelder luftforurensning er det gjennomført færre studier enn på støy, og særdeles få som inkluderer både luftforurensning og støy i analysen. Nelson (1978b) og Vainio (1995) er

⁴² Se kapittel 4.2 og diskusjonen om korrelasjon for en nærmere analyse av dette problemet.

sjeldne unntak men artiklene ligger ikke fritt tilgjengelig slik at en sammenligning av resultater dessverre ikke har vært mulig. En sammenligning med andre studier som ikke kontrollerer for støy i analysen er likevel interessant, spesielt siden koeffisienten for luftkvalitet viste seg å ikke endre seg i særlig grad når det ikke kontrolleres for støy (-0,09 mot -0,08 ved kontroll for støy).

Brookshire et al. (1982) gjorde en hedonisk analyse for Los Angeles i USA med et relativt stort antall kontrollvariable. De fant en elasticitet av leiepriser for bolig på luftforurensning på -0,22, noe som er en vesentlig sterkere effekt enn mitt resultat på -0,09. Kanskje kan dette komme av at deres avhengige variabel er utleiepris, ikke salgspris, og at utleiemarkedet for boliger er forskjellig fra boligkjøpsmarkedet. Dette kan bety at forutsetningen om likevekt (se kap. 2.2), i ett eller begge markedene, ikke holder. Det kan også bety at mennesker i USA rett og slett har sterkere preferanser for ren luft. Studien er også interessant fordi den sammenlikner hedonisk metode med uttrykte preferanser (se kap. 2.1) og finner at resultatene fra de to metodene ikke er signifikant forskjellige fra hverandre (Brookshire et al., 1982).

Chay og Greenstone (2005) gjennomførte en kvasi-eksperimentell (se kap. 3.1) hedonisk analyse i et forsøk på å redusere problemet med utelatte variable og heterogene preferanser blant konsumentene. De kom frem til en elasticitet på mellom -0,20 og -0,35, avhengig av funksjonell spesifikkasjon. Dette er betydelig høyere enn mitt estimat på -0,09. Det er også verdt å nevne Chattopadhyay (1999), som er en av meget få studier som også utfører del 2 (se kap. 2.2) av den hedoniske analysen som beskrevet i Rosen (1974). Analysen er basert på data fra Chicago, USA. Hans estimat på den marginale betalingsviljen for å redusere svevestøvkonsentrasjonen med 1 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ er i gjennomsnitt 300 dollar (1990-dollar) noe som ville tilsvare omtrent 2600 kroner i 2001-kroner⁴³. Dette er i nærheten mitt eget estimat på 2350 kroner i referansemodellen noe som kan indikere at mitt resultat kan være generaliserbart til andre geografiske områder (dette kalles også resultatenes *eksterne validitet*).

Som nevnt i kapittel 3 gjorde Smith og Huang (1995) en oppsummering av 37 luftkvalitetsstudier fra årene mellom 1967-1988. Analysene er utelukkende gjort i USA og i hovedsak i større byer. Smith og Huang konkluderer med at rapportert priselastisitet

⁴³ Omregnet ved konsumprisindeks og dollarkurs for 1990. 2001 er gjennomsnittlig boligkjøpsår i mitt datasett.

(prosentvis endring i boligprisene ved en prosent økning i konsentrasjonen av svevestøv) i disse studiene ligger på mellom -0,04 og -0,07 noe som er lavere enn mitt estimat på -0,09.

Av interesse for resultatenes eksterne validitet er også Banzhaf og Walsh (2008), som påviser at mennesker “stemmer med føttene” og flytter vekk fra områder som ikke leverer den luftkvaliteten (eller andre offentlige goder) de foretrekker. Det kan dermed tenkes at mine resultater ikke er generaliserbare til områder med generelt lite støy og luftforurensning og at de, mer konkret, kun er valide som mål på betalingsvillighet for husholdninger i byer.

Resultatene vil i så fall kunne antas å være en nedre grense for husholdningers marginale betalingsvilje for bedre luftkvalitet og mindre støy.

For å kunne få en viss idé om hvor stor verdien av forbedret luftkvalitet relativt til andre goder som er verdsatt ved hedonisk analyse er, kan det være interessant å sammenligne med for eksempel Fiva og Kirkebøen (2011) som finner skolekvalitetens effekt på boligprisene. Deres studie er også basert på boligtransaksjoner i Oslo og de finner at for ett standardavviks økning i skolekvaliteten forventes boligprisene å øke med 27 000 kroner. Verdien av å ha utsikt til et skogsområde fra boligen er et annet eksempel, som verdsettes av Tyrväinen og Miettinen (2000) til 4,9% av boligens verdi, noe som ville tilsvare 76 000 kroner for gjennomsnittsboligen i mitt datasett. Til sammenligning estimerte jeg at ett standardavviks forbedring i luftkvaliteten fører til at boligprisene forventes å øke med 47 000 kroner (se kap. 5.2).

7 Oppsummering og konklusjon

I denne delen oppsummerer jeg resultatene av den hedonisk analysen og antyder muligheter for fremtidig forskning.

Resultatene sannsynliggjør at det *er* en kausal sammenheng mellom boligpriser og luftforurensning og at boligprisene faller i størrelsesorden 2500-2800 kroner i gjennomsnitt når svevestøvkonsentrasjonen øker med 1 $\mu\text{g}/\text{m}^3$. Dette tilsvarer, i henhold til hedonisk metode, husholdningenes betalingsvillighet og nytteendring for den marginale endringen i luftkvalitet (se kap. 2.2). Boliger som ligger under 50 meter fra nærmeste hovedvei har i mitt utvalg et gjennomsnittlig svevestøvnivå som ligger 20 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ høyere enn de boligene som befinner seg 100-500 meter fra nærmeste vei. Dette tilsvarer omtrent ett standardavviks forskjell og boligprisene i den første gruppen forventes å være i gjennomsnitt 47 000 kroner lavere på grunn av den dårligere luftkvaliteten (se kap. 5.2). Ved en svært forenklet antakelse om identiske konsumenter, kan denne endringen tolkes som nytteendringen til én konsument ved denne endringen i luftkvalitet (se kap. 2.2).

Resultatene er ikke like entydige for støynivåets effekt på boligprisene. Med utgangspunkt i min referansemodell finner jeg ikke beviser for at støynivået er en statistisk signifikant forklaringsvariabel for boligprisene (se kap. 5.2). Dette antyder at husholdningene enten ikke har betalingsvilje for mindre støy eller at denne effekten er såpass liten at et større datasett må til for å påvise en effekt.

Likevel er det flere ting som tyder på at støynivået påvirker boligprisene. Den alternative lineære spesifiseringen (modell 3 i tabell 5) med et tydelig signifikant resultat for både støynivå og luftforurensning er en viktig indikasjon på dette. Den lineære modellen har vist seg å være en bedre funksjonell spesifisering i tilfeller der man ikke har inkludert alle relevante forklaringsvariable i modellen (se kap. 5.3). I tillegg har koeffisienten for støynivå, med unntak av ett tilfelle, konsekvent negativt fortegn, noe som også antyder en negativ sammenheng. Det signifikante resultatet når kun dyrere boliger inkluderes peker også i samme retning.

Resultatene sannsynliggjør derfor likevel at støy har en negativ virkning på boligprisene men størrelse på effekten er usikker, men kan anslås til å føre til en gjennomsnittlig reduksjon i boligprisene på mellom 0 og 0,43 prosent eller mellom 0 og 6 615 kroner, avhengig av

funksjonell spesifikasjon og om det kontrolleres for om boligen har fri sikt til nærmeste vei. Ved 1 standardavviks økning i støynivået (8 desibèl) vil dette tilsvare en forventet en prisreduksjon i området 0 - 53 000 kroner (se kap. 5.3)..

Sammenligningen med andres resultater i kapittel 6 sannsynliggjør at mine resultater kan være et riktig estimat på husholdningenes marginale betalingsvillighet for bedre luft og mindre støy og at resultatet antakelig kan generaliseres til å gjelde for andre byer. Men det er likevel sannsynlig at estimatene er et konservativt anslag på den gjennomsnittlige husholdningens betalingsvillighet da mitt utvalg er begrenset til boliger i nærheten av større veier og det ikke er urimelig å anta at konsumentene som velger å bo i nærheten av vei har lavere betalingsvillighet for luftkvalitet og fravær av støy (se kap. 6). En annen grunn til å se på den estimerte marginale betalingsviljen som et konservativt anslag, er at ikke-bruksverdier (se kap 2.1) ikke vil fanges opp når hedonisk metode benyttes.

I fremtidig forskning ser jeg for meg minst tre muligheter for forbedringer av den hedoniske analysen som er gjort i denne oppgaven og i liknende studier.

Den første muligheten er å inkludere et rikere datasett med flere kontrollvariable der kanskje også informasjon om konsumentenes inntekt og preferanser inkluderes slik at del to av den hedoniske metoden kan gjennomføres og muliggjøre estimering av konsumentenes nytteendring ved ikke-marginale nytteendringer i miljøgodene. Den stadig enklere tilgangen på rike datasett åpner for forbedringsmuligheter på dette området.

En annen mulighet er å gjennomføre en kvasi-eksperimentell hedonisk analyse basert på paneldata (se kapittel 5.1) for å omgå noen av problemene tilknyttet vanlig hedonisk metode, spesielt med tanke på utelatte variable. Tidsseriedata for blant annet luftkvalitet blir allerede registrert og ligger tilgjengelig på nett⁴⁴. Problemet til nå har vært at antall målestasjoner har vært lavt, men det installeres stadig flere stasjoner. Dette ville også antakelig redusere problemet med målefeil ved at man baserer analysen på faktisk målte data og ikke beregnede data som i denne analysen.

En tredje mulighet er å inkludere flere avstandsvariable. Det er en voldsom utvikling i tilgangen på detaljert informasjon om geografiske områder samtidig med at ulike IT-verktøy

⁴⁴ Se <http://luftkvalitet.info>

kan gjøre det enklere å samle inn informasjon om konsumentene. Feltet for økonometrisk analyse der variable som inkluderes i analysen har en geografisk lokasjon, som i denne oppgaven, kalles spatial økonometri (Se for eksempel Anselig (1988) og Won Kim et al. (2003)). Her anvendes ofte data fra GIS (Geographical Information Science) programvare der Google Earth som ble anvendt i denne oppgaven er ett eksempel⁴⁵. Denne typen informasjon, kanskje kombinert med personers bevegelse i rom (GPS-enheter er ofte installert i nyere mobiler og i biler) og eksempelvis dynamiske spørreskjemaer distribuert som mobilapplikasjoner, kan åpne for nye muligheter for verdsetting av miljøgoder. Avstanden til jobb, parker, bibliotek, marka, kafeer, barnehage eller til skole er eksempler på variable som kunne være interessant å inkludere i en analyse.

⁴⁵ ArcGIS er et annet eksempel på GIS programvare.

Litteraturliste

- Aaheim, A., & Nyborg, K. (1995). On the interpretation and applicability of a "Green National Product". *Review of Income and Wealth*, 41(1), 57-71.
- Anselin, Luc. (1988). *Spatial econometrics: methods and models*. Kluwer Academic Publishers. 1988.
- Banzhaf SH, Walsh RP. (2008) Do people vote with their feet? An empirical test of Tiebout's mechanism. *The American Economic Review*, 2008, 98(3), 843–863.
- Banzhaf, S. H., & Walsh, R. P. (2008). Do people vote with their feet? An empirical test of Tiebout's mechanism. *The American Economic Review*, 98(3), 843–863.
- Bjørner, T. B., Kronbak, J., & Lundhede, T. (2003). Valuation of Noise Reduction–.
- Black, S. E. (1999). Do Better Schools Matter? Parental Valuation of Elementary Education*. *Quarterly Journal of Economics*, 114(2), 577-599.
- Brookshire, D. S., Thayer, M. A., Schulze, W. D., & d'Arge, R. C. (1982). Valuing Public Goods: A Comparison of Survey and Hedonic Approaches. *The American Economic Review*, 72(1), 165-177.
- Chay, K. Y., & Greenstone, M. (2005). Does Air Quality Matter? Evidence from the Housing Market. *Journal of Political Economy*, 113(2), 376-424.
- CICERO (1998). Kostnader ved miljø- og helseskader fra luftforurensninger. Policy Note 1998: 6
- Court, A. T., (1939), Hedonic price indexes with automotive examples", The Dynamics of automobile demand. General Motors, New York, 98-119.
- FHI (2008). Miljø og helse - en forskningsbasert kunnskapsbase. Folkehelseinstituttet. Nettrapport. <http://www.fhi.no/>
- FHI, TØI og FHI (2007). Helseeffekter av luftforurensning i byer og tettsteder i Norge. Statlig Rapport. TA-2251/2007.
- Figlio, D. N., & Lucas, M. E. (2004). Whats in a Grade? School Report Cards and the Housing Market. *The American Economic Review*, 94(3), 591–604.

- Fiva, J. H. and L. J. Kirkebøen (2011): 'Information Shocks and the Dynamics of the Housing Market', *Scandinavian Journal of Economics*, forthcoming.
- Freeman, A. M. (1979). Hedonic Prices, Property Values and Measuring Environmental Benefits: A Survey of the Issues. *The Scandinavian Journal of Economics*, 81(2), 154-173.
- Griliches, Z., (1971), Price Indices and quality Change. Harvard University Press: Cambridge, MA.
- Haas, G. C. (1922). A statistical analysis of farm sales in blue earth county. Minnesota, as as is for farmland appraisal," Masters thesis, the University of Minnesota
- Hanley, N. og Barbier, E. (2009). *Pricing Nature*. Edward Elgar Publishing.
- Hatlestad, B., Strand J., og Zhang, T. (2005) Boligpriser og nærføringsulemper. Teknisk rapport. Vegdirektoratet.
- Hill, R. C., Griffiths, W. E., & Lim, G. C. (2008). *Principles of econometrics* (Vol. 5). Wiley.
- Hindriks, J og Myles, G. (2006). Intermediate Public Economics. MIT Press Books.
- Kennedy, P. (2008). A Guide to Econometrics (6 utg). Blackwell Publishing.
- KLIF (2009). Klima- og Forurensningsdirektoratet. Rapport Miljøstatus, 2009.
<http://www.klif.no/no/Publikasjoner/Publikasjoner/2009/Juni/Miljostatus-2009/>
- Kobach, A., Herseth, J. I., Låg, M., Refsnes, M., & Schwarze, P. E. (2008). Particles from wood smoke and traffic induce differential pro-inflammatory response patterns in co-cultures. *Toxicology and Applied Pharmacology*, 232(2), 317-326.
- Kuminoff, N., Parmeter, C. F., & Pope, J. C. (2009). *Specification of hedonic price functions: Guidance for cross-sectional and panel data applications*. Working Paper 2009-02, Department of Agricultural and Applied Economics, Virginia Polytechnic Institute and State University, Blacksburg, VA.
- Lancaster, K. J. (1966). A new approach to consumer theory. *The Journal of Political Economy*, 74(2), 132–157.

- Miljøstatus i Norge : Bindende grenseverdier og nasjonale mål. (n.d.). Retrieved January 28, 2011, from <http://www.miljostatus.no/Tema/Luftforurensning/Lokal-luftforurensning/Bindene-grenseverdier-og-nasjonale-mal/>
- Milon, J. W., Gressel, J., & Mulkey, D. (1984). Hedonic Amenity Valuation and Functional Form Specification. *Land Economics*, 60(4), 378-387.
- Navrud og Strand (2011) *Using hedonic pricing for estimating compensation payments for noise and other externalities from new roads*. Forthcoming in Bennett, J. 2010 (ed.): International Handbook on Non-Market Environmental Valuation. Edward Elgar Publishing, Cheltenham, UK.
- Nelson, J. P. (1978). Economic Analysis of Transportation Noise Abatement, Cambridge, MA, Ballinger, 265pp.
- Nelson, J. P. (1978b). Residential choice, hedonic prices, and the demand for urban air quality. *Journal of Urban Economics*, 5(3), 357-369.
- NILU (1998). Luftkvaliteten i norske byer. Utvikling, årsaker, tiltak og framtid. NILU OR. Rapport, 69/98, Referanse: O-97145.
- Nyborg (2002). Miljø og nytte-kostnadsanalyse. Noen prinsipielle vurderinger. Rapport. Frisch-senteret. Rapport 5/2002
- Nyborg, K. (2000). Homo Economicus and Homo Politicus: interpretation and aggregation of environmental values. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 42(3), 305-322.
- Palmquist, R. B. (1984). Estimating the Demand for the Characteristics of Housing. *The Review of Economics and Statistics*, 66(3), 394-404.
- Perman, R. (2003). *Natural resource and environmental economics*. Pearson Education, 2003.
- Philip E. Graves, James C. Murdoch, Mark A. Thayer, And Donald M. Waldman (1988). "The Robustness Of Hedonic Price Estimation" *Land Economics* 64.3 220-233.
- Pope, J. C. (2008). Buyer information and the hedonic: The impact of a seller disclosure on the implicit price for airport noise. *Journal of Urban Economics*, 63(2), 498-516.

- Ridker, R. G., & Henning, J. A. (1967). The Determinants of Residential Property Values with Special Reference to Air Pollution. *The Review of Economics and Statistics*, 49(2), 246-257.
- Robusto, C. C. (1957). The Cosine-Haversine Formula. *The American Mathematical Monthly*, 64(1), 38-40.
- Rosen, S. (1974). Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. *The Journal of Political Economy*, 82(1), 34-55.
- Sheppard, S. (1999). Chapter 41 Hedonic analysis of housing markets. *Applied Urban Economics*, 3, 1595-1635, Elsevier.
- Smith, V. K., & Huang, J. (1995). Can Markets Value Air Quality? A Meta-Analysis of Hedonic Property Value Models. *The Journal of Political Economy*, 103(1), 209-227.
- Stiglitz, J.E. (1999). *Economics of the public sector* (3 utg). Norton & Company, Inc
- TØI (2006). Økonomisk verdsetting av ikke-markedsgoder – Behøver for nye verdsettingsstudier og drøfting av metoder, TØI Rapport, 835/2006.
- Torbjørn Hægeland, Lars J. Kirkebøen, Oddbjørn Raaum og Kjell G. Salvanes (2005). Skolebidragsindikatorer. Beregnet for avgangskarakterer fra grunnskolen for skoleårene 2002-2003 og 2003-2004. Rapport. SSB 2005/33
- Vainio, M. (1995). Traffic noise and air pollution: Valuation of Externalities with the hedonic price and contingent valuation methods, PhD Thesis, School of Economics and Business Administration, Helsinki.
- VLUFT/VSTØY (2009). Programdokumentasjon VLUFT og VSTØY, Statens Vegvesen, UTB 2009/03.
- Waugh, F. V. (1928). Quality Factors Influencing Vegetable Prices. *Journal of Farm Economics*, 10(2), 185-196.
- Waugh, F. V., (1929), Quality as a Determinant of Vegetable Prices, Columbia University Press. New York.

Won Kim, C. Phipps, T. and Anselin L. (2003). Measuring the benefits of air quality improvement: a spatial hedonic approach. *Journal of Environmental Economics and Management*, 45, 24-39.

Vedlegg A

Tabell 6: Deskriptiv statistikk fordelt på bydeler

Bydelnr	Bydelsnavn	Ant. transaksjoner	Gj.snitt. boligpris	Gj.snitt PM10-kons.	Gj.snitt Støynivå
2	Uranienborg- Majorstuen	511	1,65	72	58
6	Gamle Oslo	240	1,20	58	59
20	Bjerke	175	1,00	34	66
1	Bygdøy-Frogner	157	1,80	56	62
3	St.Hanshaugen- Ullevål	119	1,50	57	59
14	Helsfyr-Sinsen	114	1,00	58	65
25	Ullern	109	2,90	40	59
7	Ekeberg-Bekkelaget	99	1,35	39	68
5	Grünerløkka- Sofienberg	91	1,00	63	64

Bydelnr	Bydelsnavn ⁽⁴⁾	Ant. transaksjoner	Gj.snitt. boligpris ⁽¹⁾	Gj.snitt Pm10_kons ⁽²⁾	Gj.snitt Støynivå ⁽³⁾
21	Grefsen-Kjelsås	71	1,50	41	58
16	Furuset	50	1,20	47	64
23	Vinderen	44	3,30	41	62
4	Sagene-Torshov	38	1,00	47	59
8	Nordstrand	28	3,30	32	63
24	Røa	23	2,20	33	64
9	Søndre Nordstrand	22	1,80	24	61
15	Hellerud	11	1,70	42	62
17	Stovner	11	2,10	28	61
19	Grorud	56	0,80	33	62

(1) I millioner kroner.

(2) Gjennomsnittlig luftforurensning i bydelen målt ved PM10-konsentrasjon ved boligens fasade.

(3) Gjennomsnittlig støynivå, målt som desibøl ved boligens fasade, i bydelen.

(4) Bydeler etter gammel inndeling (Før 2003).

Tabell 7: Deskriptiv statistikk avhengige og uavhengige variable

Variable	Ant. Obs.	Gj. snitt	Std. avvik	Min.	Maks.
Boligpris ⁽¹⁾	2008	1,55	1,00	0,175	10,10
Luftforurensning ⁽²⁾	2008	54,03	21,20	19,00	174
Støynivå ⁽³⁾	2008	61,47	7,90	38,88	79,50
Sikt til vei ⁽⁴⁾	2008	0,52	0,50	0,00	1
Avst. Lokalt senter ⁽⁵⁾	1654	1,98	3,05	0,01	14,8
Avst. Sentrum ⁽⁶⁾	1709	3,54	2,28	0,38	12,25
Avst. Vei ⁽⁷⁾	2008	56,62	47,72	5,00	410

(1) Pris i millioner kroner for bolig.

(2) Maksimal PM10-konsentrasjon ved boligens fasade (målt i mikrogram per kubikkmeter).

(3) Gjennomsnittlig desibèl støynivå ved boligens fasade.

(4) Om man fra boligen har fri sikt til nærmeste hovedvei. Dummyvariabel.

(5) Ant. kilometer i luftlinje til nærmeste postkontor (som approksimasjon for lokalt senter).

(6) Ant. kilometer i luftlinje til Jernbanetorget (som approksimasjon for sentrum).

(7) Antall meter til nærmeste hovedvei

Tabell 8: Utskrift fra Stata 11 regresjonsresultater for alle variable fra modell 3 i tabell 2 (referansemodellen)

Kommandoen som kjøres er: areg lpris lpm10 eu lapost lajern dsikt bad1-bad5 d00 d01 d02 dq2 dq3 dq4 domb db1900 db1920 db1940 db1960 b1980 dgar bra denebolig antrom2-antrom9 if apost<30, absorb(bydel) cluster(lnr);

lpris	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
lpm10	-0,08203	.0488054	-1,68	0,095	-0,17853	.014474
eu	-0,00124	.0017696	-0,7	0,484	-0,00474	.0022574
lapost	-0,01345	.0070043	-1,92	0,057	-0,0273	.000402
lajern	-0,03905	.0272054	-1,44	0,153	-0,09285	.0147385
dsikt	-0,06471	.0260279	-2,49	0,014	-0,11618	-0,01325
bad1	-0,95841	.1861609	-5,15	0	-1,32651	-0,59031
bad2	-0,79716	.1437519	-5,55	0	-1,08141	-0,51292
bad3	-0,60963	.146834	-4,15	0	-0,89997	-0,3193
bad4	-0,66027	.1900165	-3,47	0,001	-1,03599	-0,28455
bad5	-0,45054	.1268098	-3,55	0,001	-0,70128	-0,1998
d00	.1910363	.0225312	8,48	0	.1464853	.2355873
d01	.2119286	.0217513	9,74	0	.1689198	.2549375
d02	.3403512	.0192367	17,69	0	.3023144	.378388
dq2	.0082955	.0200572	0,41	0,68	-0,03136	.0479547
dq3	.0364621	.0203826	1,79	0,076	-0,00384	.0767648
dq4	.0467408	.0221357	2,11	0,037	.0029718	.0905097
domb	.0262068	.0160522	1,63	0,105	-0,00553	.0579469
db1900	.0295567	.0457677	0,65	0,519	-0,06094	.1200533
db1920	.0492287	.0418777	1,18	0,242	-0,03358	.1320336
db1940	-0,06593	.038133	-1,73	0,086	-0,14133	.0094688
db1960	-0,12543	.0322511	-3,89	0	-0,1892	-0,06166
db1980	-0,13385	.0347054	-3,86	0	-0,20247	-0,06522
dgar	.113454	.0229914	4,93	0	.0679931	.158915
lbra	.2794866	.0681257	4,1	0	.1447815	.4141916
antrom2	.1533759	.0336157	4,56	0	.0869074	.2198444
antrom3	.2851239	.0474564	6,01	0	.1912883	.3789596
antrom4	.3740572	.0625072	5,98	0	.2504615	.497653
antrom5	.341618	.0803321	4,25	0	.182777	.500459
antrom6	.3942593	.0817571	4,82	0	.2326007	.5559179
antrom7	.3575563	.0905011	3,95	0	.1786082	.5365044
antrom8	.6971784	.1429762	4,88	0	.414471	.9798857
antrom9	.5599114	.1703008	3,29	0,001	.223175	.8966478
_cons	13,73194	.3400715	40,38	0	13,05951	14,40436

Fra toppen av tabellen og ned er variablene i rekkefølgen: ln (luftforurensning PM10_kons), ln(støynivå i desibèl), ln (avstand lokalt senter), ln (avstand sentrum), sikt til vei, dummies for antall bad, dummies for år og kvartal, dummy for om boligen er bygget om, dummies for byggeår, dummy for om boligen har garasje, ln (boligens bruksareal), dummies for antall rom i boligen, konstantleddet. Se kapittel 4.3 for nærmere beskrivelse av variablene.

