

INNHold

| | Side |
|--|------|
| <i>Artikler:</i> | |
| LIV OSLAND: Den hedonistiske metoden og estimering av attributtpriser | 1 |
| LARS HÅKONSEN: Om framstilling av effektivitetstap i pris-mengde diagrammer | 23 |
| ESPEN FROYN OG B. GABRIELA MUNDACA: Selvopplyllende forventninger i det norske valutamarkedet: august 1998 | 41 |
| <i>Artikkelforfattere i dette nummer</i> | 58 |
| <i>English Summary</i> | 60 |

Professor Wilhelm Keilhau's Minnefond

Fondet har vesentlig gitt støtte til dekning av trykkingsutgifter ved utgivelse av økonomiske forskningsavhandlinger samt til reise- og oppholdsutgifter ved aktiv deltakelse ved økonomisk faglige kongresser eller forskningsprosjekter. Dette vil fortsatt være hovedretningslinjen for fondets virksomhet.

Fondet kan også gi støtte til forskere som ønsker å utvide sine kunnskaper på et spesielt felt innen den økonomiske teori og av den grunn ønsker et kortvarig opphold ved en forskningsinstitusjon som har spesiell kompetanse innen dette felt.

Professor Wilhelm Keilhau's Minnefond er et «siste utvei fond» på den måten at det er først når andre former for støtte ikke er tilgjengelig eller ikke er tilstrekkelig at støtte fra fondet kan bli aktuelt.

Skriftlig søknad sendes til

Høegh Invest A/S

Postboks 2596 Solli, 0203 Oslo – Telefon 22 86 97 00



Den hedonistiske metoden og estimering av attributtpriser*

Liv Osland

Sammendrag

*Artikkelen presenterer teorigrunnlaget for den hedonistiske metoden og klar-
gjør forutsetningene for at de implisitte prisene kan tolkes som marginal betal-
ingsvillighet. Metoden anvendes til estimering av hedonistisk prisfunksjon og
implisitte priser på boligmarkedet i Haugesund for perioden 1980 til 1987.
I denne perioden finnes lite offisiell boligmarkedstatistikk i Norge. Boligareal,
tomteareal, boligens alder og avstand til sentrum bidrar mest til å forklare varia-
sjoner i boligpris. Resultatene er i tråd med økonomisk teori og andre analyser.
Dette kan tyde på at det finnes fellestrekk i strukturen på boligmarkedet.*

1 INNLEDNING

For mange huseiere representerer boligen den største formueskomponenten og det største enkeltkjøpet gjennom livsløpet. På det nasjonale planet utgjør boliginvesteringene og boligkonsumet en stor del av samlet privat konsum og investeringer. Boligprisene svinger med konjunktorene, husholdningene har økt sin låneandel (Barlindhaug 1996) og Levekårsundersøkelsen fra 1997 viser at andelen av befolkningen som eier egen bolig har økt i Norge. Både privat- og samfunnsøkonomisk er det derfor lett å motivere for studier som har til formål å gi økt teoretisk og empirisk kunnskap om ulike sider ved boligmarkedet.

Den hedonistiske metoden er mye anvendt i studier av boligmarkedet. Betegnelsen *hedonisme* kommer av det greske ordet *hedone* som betyr lyst eller glede. I økonomifaget forbindes den hedonistiske metoden med heterogene goder. Ordet *hedonisme* brukes fordi man tar utgangspunkt i at de heterogene godene er karakterisert ved ulike egenskaper eller attributter, og at det er de ulike attributtene som gir glede eller nytte. For bolig kan slike attributter for eksempel være størrelse, sentrumsnærhet eller nærhet til friluftsområder.

* Takk til Inge Thorsen, Jens Petter Gitlesen og Jan Ubøe for nyttige kommentarer og innspill. Forfatteren er selv ansvarlig for innholdet.

Når ulike sammensetninger av attributter gir nytte, og når det eksisterer tilbud og etterspørsel etter enkeltattributter, blir det også sentralt å studere prisstrukturen til attributtene. Vanlige betegnelser på attributtpriser er indirekte priser, hedonistiske priser, marginale priser eller implisitte priser. Disse prisene observeres indirekte via totalprisen på godet, og defineres som økning i samlet pris på godet ved en marginal partiell økning i mengden av et attributt. Totalprisen blir dermed en funksjon av mengden attributter $Z = (Z_1, \dots, Z_n)$ og deres implisitte pris. Dette definerer den hedonistiske prisfunksjon $P(Z)$.

En vanlig anvendelse av den hedonistiske metoden er å finne den historiske prisutviklingen til det heterogene godet rensert for kvalitetsforskjeller. I Norge har Statistisk Sentralbyrå brukt metoden til å utarbeide boligprisindekser siden 1993 (Lillegård 1994). I andre sammenhenger er det relevant å predikere den fremtidige prisutviklingen, estimere etterspørselen etter attributter (Follain og Jimenez 1985) eller beregne betalingsvillighet for goder som ikke omsettes direkte på noe marked. Eksempler på slike goder er ren luft eller fravær av støy (Søderqvist 1995). Man kan også analysere kompensierende lønnsforskjeller (Moore og Viscusi 1990) eller undersøke betydningen av segmentering på boligmarkedet for eksempel på grunn av inntekt eller lokalisering (Strazheim 1974, Schnare og Struyk 1976).

Hvilken økonomisk tolkning skal man gi den hedonistiske prisfunksjonen og de implisitte prisene på attributtene? Reflekterer den konsumentenes preferanser, kostnader i produksjon eller både tilbuds- og etterspørselsforhold? Dette var uklart inntil Rosen (1974) presenterte en helhetlig markedsteori for heterogene goder. Rosen viste at den hedonistiske prisfunksjonen er en likevektsrelasjon ved at den er en omhylling av både konsumentenes «budfunksjoner» og produsentenes «offerfunksjoner» (Quigley 1982). Teorien klargjør også forutsetningene for at de implisitte prisene skal kunne tolkes som marginal betalingsvillighet for attributter.

I denne artikkelen presenteres teorigrunnlaget for den hedonistiske metoden. Metoden anvendes i en empirisk undersøkelse av boligmarkedet i Haugesund i perioden 1980-87. Dette er en viktig periode fordi man for første gang siden andre verdenskrig erfarte store svingninger i boligprisene.

2 TEORIGRUNNLAGET FOR DEN HEDONISTISKE METODEN

2.1 Innledning

Generelt er bolig et gode som kjennetegnes ved høye produksjonskostnader. Den er et varig, immobilt, i hovedsak udelelig og heterogent gode. Videre er boligmarkedet karakterisert ved markedsimperfeksjoner som asymmetrisk informasjon, søke-, transaksjon- og flyttekostnader, samtidig som det er underlagt ulike offentlige bestemmelser. Å ta hensyn til alle disse trekkene i en enkelt modell har vist seg å være vanskelig. Boligmarkedsmodellene fokuserer derfor på ulike trekk ved boligmarkedet og foretar forenklerende forutsetninger når det gjelder markedstilpasningen.

I denne forbindelsen er det sentralt å ta utgangspunkt i boligmarkedsmodellene som har sitt utspring i nyklassisk lokaliseringsteori for byområder. Gjennombruddet for denne analyseretningen forbindes med «access-space-trade-off» modellen (Alonso 1964). I sin mest grunnleggende form tar den utgangspunkt i et homogent landskap hvor det finnes ett bysenter. All sysselsetting, forretningsvirksomhet osv. foregår i sentrum. Transportsystemet er slik at gjennomsnittlig reisehastighet øker med økt avstand til sentrum. Boligen betraktes som et homogent gode, og markedene karakteriseres ved fri konkurranse. Husholdningene foretar to valg: Hvor mye bolig/land ønskes i hvor stor avstand fra sentrum? Dette innebærer at husholdningene velger den prisen de vil betale for en enhet ved å endre pendletiden.

Anvendelsen av den hedonistiske metoden på boligmarkedet kan ses i sammenheng med teorien om husholdningers lokaliseringsvalg i den forstand at man utvider Alonsos nyttemaksimeringsproblem. I tillegg til reisetid og areal inkluderes andre kvalitetsforskjeller ved boligen slik at boligprisene varierer i flere dimensjoner enn avstanden til sentrum.

2.2 Heterogenitet og boligattributter

Den hedonistiske metoden forbindes med heterogene goder generelt. Den bygger på ideen om at ulike varer er sammensatt av en rekke attributter som gir nytte for konsumentene og som hver for seg har en implisitt pris. Utgangspunktet om at varer kan være sammensatt av nyttebringende attributter forbindes med Lancaster (1966). De første hedonistiske analysene bygger implisitt på Lancasters teori for konsumentenes tilpasning (Griliches 1971). Rosen (1974) utviklet et mer fullstendig rammeverk for den hedonistiske metoden, og man fikk en teoretisk forklaring på sammenhengen mellom den hedonistiske prisfunksjonen og tilpasningen til enkeltaktørene på begge sider av markedet.

Rosens modell er statisk og tar utgangspunkt i at et gode kan betraktes som en vektor bestående av n objektive målte attributter: $Z = (Z_1, \dots, Z_n)$. For godet «boligeiendom» kan attributtene deles i to hovedgrupper:

- Attributter knyttet til selve boligen som for eksempel boligareal og innredning.
- Attributter knyttet til lokaliseringen, som for eksempel avstandsvariabler, eksternaliteter og sosiale faktorer.

Modellformuleringen er basert på at det finnes et stort antall boliger på markedet, slik at valgene mellom ulike attributtvektorer er kontinuerlige. Det finnes mange små aktører som enkeltvis ikke har noen innflytelse på markedsforhold og priser. Tilpasningen skjer friksjonsfritt i den forstand at søke-, transaksjons- og flyttekostnader antas neglisjerbare. Aktørene har full informasjon om priser og attributter for alle boligene.

Hovedformålet med den hedonistiske teorien er å forklare hvordan den hedonistiske prisfunksjonen er et resultat av samspillet mellom tilbyderne og etter-

spørreerne i markedet for det heterogene godet. Dette samspillet er forskjellig fra ordinære tilbud- og etterspørselsanalyser ved at den hedonistiske prisfunksjonen er en omhylling av etterspørernes «budfunksjoner» og tilbydernes «offerfunksjoner» for hvert enkelt attributt. Dette forklares nærmere i avsnittene nedenfor.

2.3 Likevekt på etterspørselsiden av markedet

På etterspørselsiden tilpasser husholdningene seg slik at nytten maksimeres, gitt en ikke-lineær budsjettrestriksjon:

Maksimer:

$$U_j = (Z, X, \alpha_j)$$

Gitt:

$$Y_j = X + P(Z)$$

X er en vektor av alle andre konsumvarer enn boligen. Prisen på X settes lik 1. Y_j angir inntekt målt i enheter av X for husholdning j . α_j representerer en vektor av parametre som karakteriserer preferansene. Hver husholdning kjøper kun en bolig og den er et konsumgode. Nyttefunksjonen antas å være strengt konkav. Teorien bygger på at første- og andreordensderiverte av prisfunksjonen $P(Z)$ finnes, men har ubestemt fortegn. Den antas videre å ha en form som sikrer entydig indre løsning på nyttemaksimeringsproblemet.

I optimum vil den marginale substitusjonsrate mellom Z_i og X være lik den partiellderiverte av prisfunksjonen med hensyn til de respektive boligattributter:

$$\frac{\frac{\partial U_j}{\partial Z_i}}{\frac{\partial U_j}{\partial X}} = \frac{\partial P}{\partial Z_i} \quad (1)$$

Høyre side i (1) svarer til marginale implisitte priser eller hedonistiske priser for attributt i . Den angir helning til prisfunksjonen i punkter for optimal mengde av Z_i .

2.3.1 Budfunksjonen

Når man skal forklare markedslikevekten for heterogene goder, er den såkalte verdi- eller budfunksjonen sentral på etterspørselsiden. Budfunksjonen defineres som maksimal betalingsvillighet for ulike hustyper eller sammensetninger av attributtvektorer, når nyttenivå og inntekt holdes konstant:

$\Theta_j = \Theta(Z, Y_j, U_j, \alpha_j)$. Budfunksjonen er dermed en indifferenskurve som gjør det mulig å studere alternative kombinasjoner av boligattributter i relasjon til subjektive priser og markedspriser, heller enn til et annet gode. Den opprinnelige

referansen til budfunksjonen er Alonso (1964) som utreder grunnlaget for budfunksjonen i forbindelse med tomteareal.

Budfunksjonen kan utledes ved å ta utgangspunkt i de optimale verdiene for boligvektoren Z^* og numerairen X^* , slik at $X^* = Y_j - P(Z^*)$. Innsatt i nyttefunksjonen gir dette:

$$U_j = U(Z^*, Y_j - P(Z^*), \alpha_j) = U_j^* \quad (2)$$

La nyttenivået være konstant lik U^* og anta at inntekten er gitt. Da er det rimelig å forutsette at den maksimale betalingsvilligheten Θ er lik den prisen man faktisk betaler $P(Z^*)$. Dette gir følgende uttrykk for nyttefunksjonen:

$$U_j = U(Z^*, Y_j - P(Z^*), \alpha_j) = U_j^* = U(Z, Y_j - \Theta_j, \alpha_j) \quad (3)$$

Uttrykket (3) definerer implisitt en relasjon for maksimal betalingsvillighet ved andre sammensetninger av boligattributter enn den optimale, samtidig som husholdningen oppfatter disse kombinasjonene som likeverdige. Det betyr at for andre sammensetninger av boligattributt enn den optimale, beregnes en subjektiv pris som er slik at inntekten nøyaktig brukes opp og husholdningene forblir på det optimale nyttenivået. Budfunksjonen vil variere med valgt inntekt- og nyttenivå og kan dermed uttrykkes mer generelt ved:

$$\Theta_j = \Theta(Z, Y_j, U_j, \alpha_j) \quad (4)$$

Implisitt derivasjon av (3) gir følgende resultat:

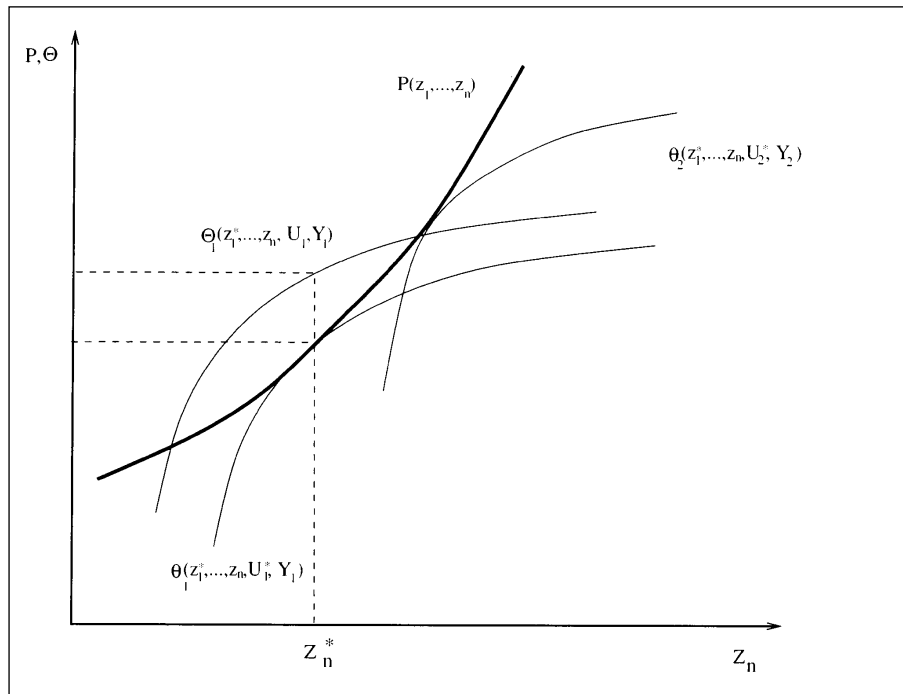
$$\frac{\partial \Theta_j}{\partial Z_i} = \frac{\frac{\partial U_j}{\partial Z_i}}{\frac{\partial U_j}{\partial X}} > 0 \quad i = 1, \dots, n \quad (5)$$

$\frac{\partial \Theta_j}{\partial Z_i}$ tolkes som maksimal betalingsvillighet for en partiell økning i et boligattributt. Så lenge nyttefunksjonen er strengt konkav er det mulig å vise at $\frac{\partial^2 \Theta_j}{\partial Z_i^2} < 0$ (Rothenberg et al. 1991). Det betyr at betalingsvilligheten er positiv men avtakende for partielle økninger i boligattributter.

Grafisk gir budfunksjonen et sett av indifferenskurver til hvert nyttenivå. I figur 1 måles kroner langs den vertikale akse og det antas at konsumenten er optimalt tilpasset i alle attributt bortsett fra Z_n som for eksempel kan være boligareal. Θ_1 er en indifferenskurve for en valgt husholdning. Nyttenivået stiger ved

bevegelse nedover i diagrammet slik at $\frac{\partial \Theta_i}{\partial U_j} < 0$ (Rosen 1974). Å maksimere nytten blir således ekvivalent med å finne den sammensetningen av boligattributter slik at man kommer på den lavest oppnåelige budkurven. Preferanseparameteren α gjør at hver husholdning har ulike nyttefunksjoner og dermed ulike budfunksjoner. I figur 1 representerer budfunksjonen Θ_2 en husholdning med preferanser for relativt større boliger for eksempel på grunn av familiestørrelse. En alternativ forklaring kan være at husholdning 2 har høyere inntekt slik at $\frac{\partial \Theta_i}{\partial Y_j} > 0$. Husholdning 2 tilpasser seg i disse tilfellene lenger opp langs prisfunksjonen.

Figur 1: Husholdningenes budfunksjoner.



Likevekt for konsumentene kan nå beskrives ved å trekke inn den eksogent gitte hedonistiske prisfunksjonen $P(Z)$. I figur 1 er den en konveks kurve som viser hvordan den hedonistiske prisfunksjonen stiger ved en partiell økning i boligareal. Husholdningene maksimerer nytten ved å bevege seg langs den eksogent gitte hedonistiske prisfunksjonen til den tangerer den lavest oppnåelige budfunksjonen. Likevektsbetingelsen på etterspørselssiden er gitt ved å kombinere (1) og (5).

$$\frac{\partial \Theta_j}{\partial Z_n} = \frac{\frac{\partial U_j}{\partial Z_n}}{\frac{\partial U_j}{\partial X}} = \frac{\partial P}{\partial Z_n} \quad j = 1, \dots, m \quad (6)$$

Nyttemaksimum kan dermed tolkes ved at implisitte bud eller marginal betalingsvillighet for den siste kvadratmeteren er lik den implisitte prisen på attributtet. Det vil si at helningen på de to kurvene skal være like i optimum. I tillegg til tangeringsbetingelsen (6) krever likevekt at $\Theta_j(Z^*, Y_j, U_j^*, \alpha_j) = P(Z)$. Dette kan forklares intuitivt ved at $P(Z)$ er det minste beløpet husholdningene må betale på markedet for en bolig med attributtvektoren Z . Det beløpet husholdningene maksimalt er villige til å betale er gitt ved $\Theta_j(Z, Y_j, U_j, \alpha_j)$. Det er således en forutsetning for nyttemaksimum at betalingsvilligheten er lik det laveste beløpet man må betale for en bolig med den optimale sammensetningen av attributter.

Enhver annen tilpasning på den laveste oppnåelige budkurven enn tangeringspunktet vil ikke bli akseptert. Dette forklares ved at det vil finnes en annen husholdning som har preferanser eller inntekt slik at de har høyere betalingsvillighet for denne boligtypen. Den hedonistiske prisfunksjonen $P(Z)$ er således en omhylling av alle husholdningers budfunksjoner.

2.4 Likevekt på tilbudssiden av markedet

På tilbudssiden finnes mange små bedrifter som tilpasser seg slik at profitten maksimeres. På kort sikt innebærer dette enten at bedriftene kan endre antall produserte enheter av en gitt boligtype eller man kan tilpasse både antall enheter og sammensetning av attributter. Det er den sistnevnte situasjonen som skal studeres her. På lang sikt tillates også nyetableringer og nedleggelse av bedrifter. Det antas at hver bedrift spesialiserer seg og produserer en boligtype med en gitt sammensetning av attributter. Profittfunksjonen til hver enkelt bedrift er definert ved:

$$\pi = M \cdot P(Z) - C(M, Z, \beta)$$

Her angir M en bedrifts tilbud av boliger som svarer til en bestemt attributtvektor Z . Inntektsfunksjonen er ikke-lineær og definert ved antall boliger M multiplisert med den hedonistiske prisfunksjonen $P(Z)$. Den enkelte bedrift oppfatter prisfunksjonen som gitt og uavhengig av antall boliger som bedriften produserer.

Kostnadsfunksjonen C er en konveks stigende funksjon av antall boliger M . Grensekostnadene i produksjon av attributter Z_i ($i = 1, \dots, n$) er positive og ikke-avtakende. β er en vektor av skiftparametre som for eksempel representerer faktorpriser eller produksjonsteknologi for den enkelte bedrift. Kontinuerlig variasjon i attributter tilfredsstilles ved at det finnes mange små bedrifter på markedet. Bedriftene antas å ha komparative fortrinn i produksjon av ulike boligtyper og hver bedrift spesialiserer seg i tråd med dette.

Rosen (1974) antar at tilbudet er identisk med produksjon av nye boliger. Modifisering og salg av brukte boliger kan inkluderes i modellen ved å anta selgere som tilbyr bolig slik at $M=1$ og gitt en kostnadsfunksjon for bl.a modifisering av bolig $C(\cdot)$ (Hite 1998).

Førsteordens betingelsene for maksimal fortjeneste er gitt ved:

$$\frac{\partial P}{\partial Z_i} = \frac{\frac{\partial C}{\partial Z_i}}{M} \quad i = 1, \dots, n \quad (7)$$

$$P(Z) = \frac{\partial C}{\partial M} \quad (8)$$

Ligning (7) viser at hver bedrift bør velge den sammensetning av boligattributt som er slik at den implisitte prisen for et gitt attributt er lik grensekostnader pr bolig ved en partiell økning i mengden boligattributter. (8) viser at bedriften bør produsere et antall boliger slik at grenseinntekt, gitt ved prisen på boligen, er lik grensekostnader i produksjon av boliger.

Antakelsen om en konveks kostnadsfunksjon er ikke tilstrekkelig for å sikre andreordens betingelsene for maksimum. Dersom den hedonistiske prisfunksjonen for eksempel er konveks må man i tillegg forutsette at $\frac{\frac{\partial^2 C}{\partial Z_i^2}}{M} > \frac{\partial^2 P}{\partial Z_i^2}$ i det relevante området for maksimum.

2.4.1 Offerfunksjonen

På tilbudsiden er den såkalte offerfunksjonen sentral: $\Phi = (Z, \pi, \beta)$. Den defineres som det minste beløpet eller prisen produsentene er villig til å akseptere for å kunne tilby boliger med ulike attributter, til et konstant profittnivå og gitt det optimale antall boliger som produseres. Offerfunksjonen kan utledes ved å ta utgangspunkt i de optimale verdiene Z^* , M^* og π^* . Dette gir profittfunksjonen:

$$\pi^* = M^* \cdot P(Z^*) - C(M^*, Z^*, \beta) \quad (9)$$

La profittnivået være konstant lik π^* . Profittfunksjonen kan uttrykkes ved (Rosen 1974):

$$\pi^* = M^* \cdot \Phi(Z^*, \pi^*, \beta) - C(M^*, Z^*, \beta) \quad (10)$$

Derivasjon av (10) med hensyn på M og Z_i ($i=1, \dots, n$) gir førsteordensbetingelsene:

$$\Phi(Z^*, \pi^*, \beta) = \frac{\partial C}{\partial M} \quad (11)$$

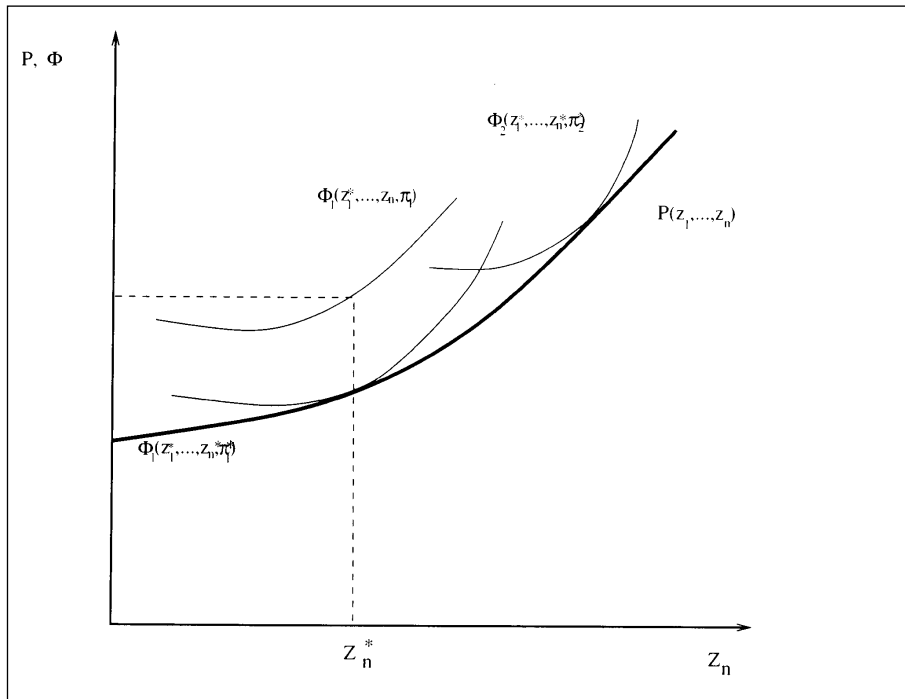
$$\frac{\partial \Phi}{\partial Z_i} = \frac{\frac{\partial C}{\partial Z_i}}{M} \quad i = 1, \dots, n \quad (12)$$

Ved å løse (11) med hensyn på M og sette uttrykket inn i (10) elimineres M . Profittfunksjonen definerer dermed implisitt en relasjon mellom offerpriser og boligattributter:

$$\Phi = \Phi(Z, \pi^*, \beta) \quad (13)$$

I figur 2 presenteres offerkurvene grafisk ved et sett isoprofitkurver hvor det antas optimal tilpasning i alle attributter unntatt Z_n , boligareal. Kurvene er konvekse og profittnivået stiger ved bevegelse oppover i diagrammet, slik at $\frac{\partial \Phi}{\partial \pi} > 0$ (Rothenberg et al. 1991). Produsenter som har ulik verdi på skiftparameteren β vil for eksempel tilpasse seg lenger oppe langs prisfunksjonen og tilby relativt større boliger.

Figur 2: Produsentenes offerfunksjon.



Likevekt på tilbudssiden får man ved førsteordensbetingelsene (7) og (12) slik at offerkurvene for hver produsent tangerer den eksogent gitte prisfunksjonen:

$$\frac{\partial \Phi}{\partial Z_n} = \frac{\frac{\partial C}{\partial Z_n}}{M} = \frac{\partial P}{\partial Z_n} \quad (14)$$

I tillegg til (14) krever likevekt at $\Phi(Z^*, \pi^*, \beta) = P(Z^*)$. I likevekt er offerprisen lik den eksogent gitte prisfunksjonen.

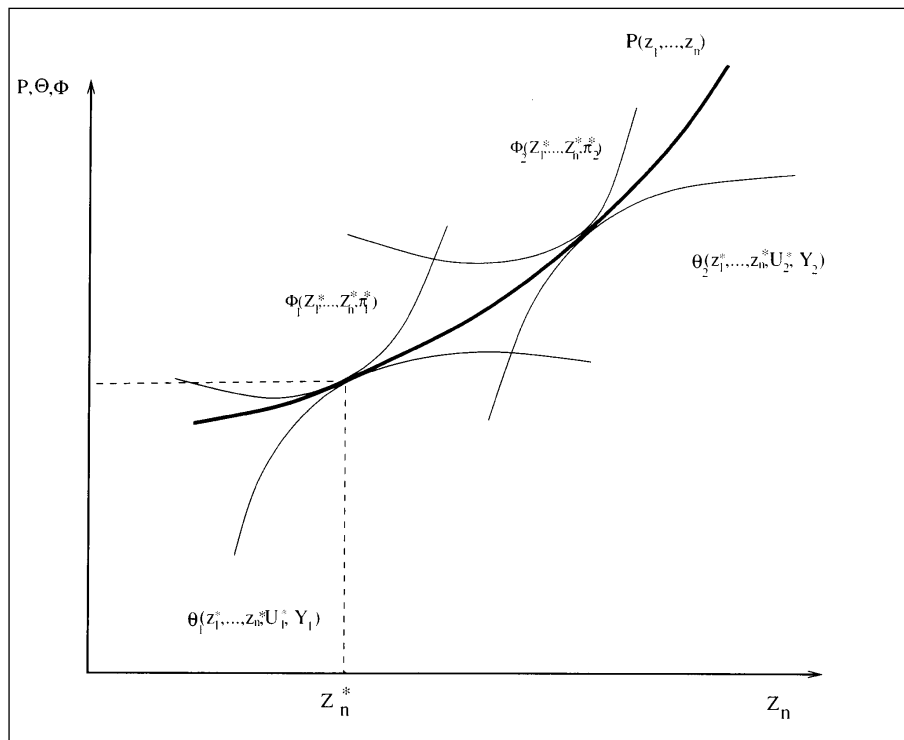
2.5 Markedslikevekt

Markedslikevekt oppnås ved at husholdningenes budfunksjon og produsentenes offerfunksjon tangerer hverandre:

$$\frac{\partial \Theta}{\partial Z_i} = \frac{\partial P}{\partial Z_i} = \frac{\frac{\partial C}{\partial Z_i}}{M} = \frac{\partial \Phi}{\partial Z_i}$$

Den hedonistiske prisfunksjonen er således en omhylling av både konsumentenes budfunksjoner og produsentenes offerfunksjoner.

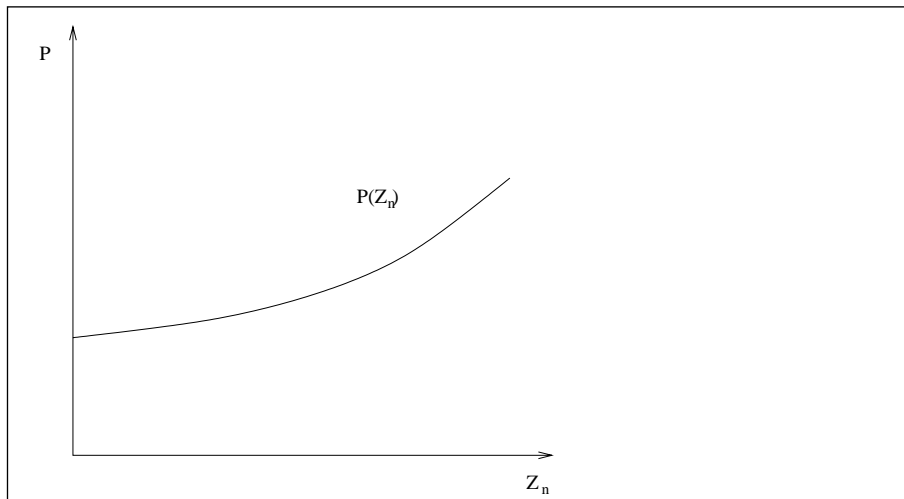
Figur 3: Markedslikevekt.



Dersom alle konsumentene er like med tanke på nyttestruktur, mens tilbyderne er forskjellige, vil den hedonistiske prisfunksjonen $P(Z)$ være identisk med konsumentenes budfunksjon. I dette spesielle tilfellet kan de implisitte prisene tolkes som marginal betalingsvillighet for det aktuelle attributt. Dersom alle produsentene er like når det gjelder produksjonsteknologi vil prisfunksjonen være identisk med en unik offerfunksjon (Rosen 1974). I dette spesielle tilfellet kan den hedonistiske prisfunksjonen gi uttrykk for kostnadsstrukturen på markedet.

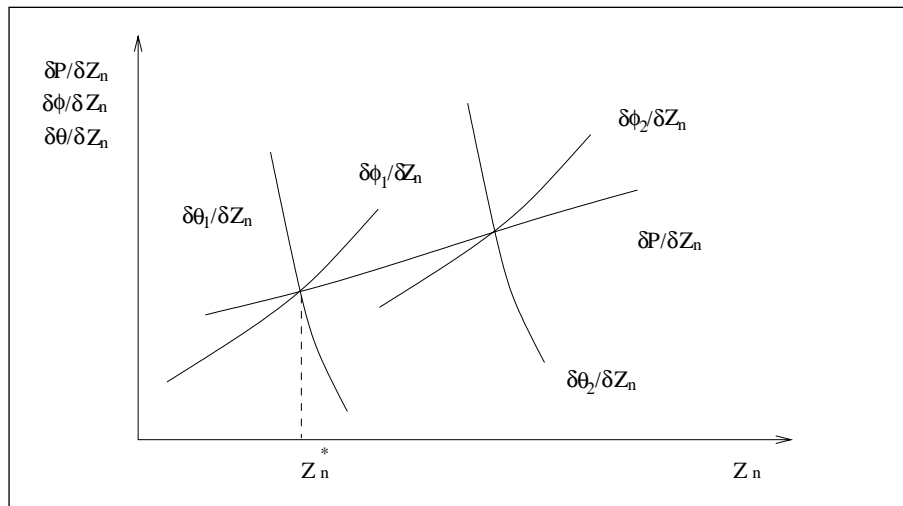
Den hedonistiske prisfunksjonen og de tolkningene som er gitt foran forutsetter at boligmarkedet er i likevekt. Dette blir enda klarere dersom man studerer forskjellen mellom den hedonistiske prisfunksjonen på den ene siden, og sammenhengen mellom implisitt pris og etterspørsel- og tilbudskurver på den andre siden (Freeman 1979).

Figur 4a: Relasjon mellom boligpris og partielle økninger i boligareal.



Figur 4a viser den hedonistiske prisfunksjonen eller relasjonen mellom boligpris og partielle økninger i boligareal. Figur 4b viser den implisitte pris på boligareal, uttrykt ved den partiellderiverte av den hedonistiske prisfunksjonen. Løst langs denne kurven skal også den marginale budprisen være lik den marginale offerprisen. Den marginale budprisen $\frac{\partial \Theta}{\partial Z_n}$ er en fallende kurve i diagrammet og tolkes som det maksimale beløpet en husholdning er villig til å betale for en partiel økning i boligareal. En alternativ betegnelse kan være en kompensert etterspørselskurve. Til forskjell fra den tradisjonelle kompenserte etterspørselskurven er både nytte og inntekt konstant i dette tilfellet. $\frac{\partial \Phi}{\partial Z_n}$ er en bedrifts reservasjonspris for partielle økninger i boligareal, gitt konstant profittnivå. Den er stigende i diagrammet og kan således tolkes som bedriftenes profittkompenserte tilbudskurve (Rosen 1974).

Figur 4b: Implisitt pris for partielle økninger i boligareal.



3 EN EMPIRISK ANALYSE AV ET BOLIGMARKED

Målsettingen med analysen å undersøke hvilke boligattributter husholdningene verdsetter og hvor mye man eventuelt verdsetter de ulike attributtene. Resultatene skal sammenlignes med tilsvarende norske analyser.

3.1 Kort beskrivelse av boligmarkedet som studeres

Analysen tar utgangspunkt i bykommunen Haugesund som i 1980 hadde 27.000 innbyggere. Fordelingen av boligtyper er variert og omtrent som gjennomsnittet på landsbasis. Andelen av eneboliger er ca. 40%, blokker 15%, rekkehus, kjedehus, terrassehus og vertikaldelte tomannsboliger ca 15% (Generalplan for Haugesund Kommune 1980-81¹). Det samlede arealet i kommunen er 72 km², selve byområdet er 18 km² og sentrum (bykjernen) utgjør 0,6 km². En stor andel av den yrkesaktive befolkningen arbeider i sentrum. Det er god tilgjengelighet fra alle bydelene i kommunen og inn til sentrum.

3.1.1 Datagrunnlaget

Analysen benytter kombinerte tverrsnitt- og tidsseriedata for salg av 416 selveierboliger i perioden 1980-87. Dataene følger ikke individuelle husholdninger eller eiendommer. Materialet er fra en periode hvor det finnes liten offisiell boligmarkedsstatistikk i Norge. Det finnes ingen annen tilsvarende prisstatistikk

¹ De resterende 30% består i hovedsak av «uoppgitt boligtype» og en kategori som benevnes «andre boligbygg med færre enn tre etasjer».

for denne regionen spesielt. Fra 1989 har Norsk Eiendomsmeglerforbund utarbeidet en regional statistikk for boligprisutviklingen. Statistisk Sentralbyrå publiserer løpende prisstatistikk for nye og brukte boliger. I Barlindhaug (1992) og Lillegård (1994) finnes oversikt over undersøkelser av prisutviklingen for ulike deler av det norske boligmarkedet.

Hovedkildene til datasamlingen er tinglysningsregisteret og detaljerte salgsbeskrivelser fra eiendomsmeglerne i Haugesund. Boligene i utvalget er brukte selveierboliger av typen små eneboliger, rekkehus, tomannsboliger, atriumhus og terrasseleiligheter. De har opprinnelig vært Husbankfinansiert, er relativt homogene, omsettes ofte og prisene som oppgis er markedspriser. Aktørene har trolig god informasjon om kvalitetsforskjeller ved boligene. I motsetning til situasjonen på dagens boligmarkedet, ble få eneboliger solgt i studieperioden. På grunn av manglende observasjoner inkluderes derfor bare små husbankfinansierte eneboliger bygget i serier. Blokkleilighetene er ikke selveiende og er også utelatt.

3.2 Modellbeskrivelse

3.2.1 Valg av funksjonsform

Det er to spørsmål som er sentrale ved spesifiseringen av den hedonistiske prisfunksjonen: Hvilken funksjonsform skal brukes og hvilke boligattributter skal inkluderes? Teorien gir ikke eksplisitt svar på dette bortsett fra at funksjonen antas å ha kontinuerlige andreordens deriverte med ubestemt fortegn (Rosen 1974). Jones (1988) viser at i likevekt vil den hedonistiske prisfunksjonen være en konveks funksjon av attributtene.

De første arbeidene hvor man anvender den hedonistiske metoden benytter en lineær, semilogaritmisk eller dobbellogaritmisk modellspesifikasjon. Se f.eks Schnare og Struyk (1976). Dette innebærer konstante implisitte priser i det lineære tilfellet. Siden Goodman (1978), Linneman (1980) og Halvorsen og Pollakowski (1981) har flere brukt Box-Cox transformasjon (Box-Cox 1964), der ulike funksjonsformer inngår som spesialtilfeller av en generell formulert modell. Box-Cox transformasjon med en uavhengig variabel, er definert ved (Kmenta 1986):

$$\frac{P_i^\Omega - 1}{\Omega} = \alpha + \beta \left[\frac{Z_i^\Theta - 1}{\Theta} \right] + \mu_i$$

P er salgspris for hver enkelt bolig, Z_i representerer et boligattributt, i er observasjon. Ω og Θ er parametre som skal estimeres. Når begge parametrene er lik 1 svarer det til den lineære modellen. Verdi lik 0 gir den logaritmiske. $\Omega = 0$ og $\Theta = 1$ svarer til den semilogaritmiske. Andre kombinasjoner kan også spesifiseres. μ er et stokastisk restledd som antas å være uavhengig og normalfordelt, med gjennomsnitt lik null og konstant varians.

Noen analyser hvor man bruker Box-Cox transformasjon, velger andre funksjonsformer enn den lineære og den semilogaritmiske. Se f.eks Goodman (1978), Halvorsen og Pollakowski (1981) og Ohsfeldt (1988). Cassel og Mendelsohn (1985) og Ohsfeldt (1988) understreker imidlertid at man ikke bør bruke for komplekse funksjoner. Hovedbegrunnelsen er at ulike transformasjoner av de uavhengige variablene kan gi upresise estimater på individuelle attributtpriser. Innvingingen får støtte i Cropper, Deck og McConnell (1988). De viser at enkle funksjonsformer gir mer presise estimat på individuelle koeffisienter, når all relevant informasjon ikke er inkludert i funksjonen eller ved bruk av dummyvariabler.

I tråd med den klassiske artikkelen Box og Cox (1964) følger Mok, Chan og Cho (1995) Linneman (1980) hvor man fokuserer på spesifisering av den avhengige variabelen. Mot denne bakgrunnen viser resultater fra de største amerikanske byene at $\Omega = 0,3$ (Linneman 1980) mens Mok, Chan og Cho (1995) får $\Omega = 0,71$ for boligmarkedet i Hong Kong. Kristensen (1984) får $\Omega = 0,59$ for eneboliger i Århus. I disse tre tilfellene inngår høyresidevariablene lineært. Som en forenkling benytter Kristensen (1984) $\Omega = 0,5$. Goodman og Kawai (1984) studerer utleiemarkedet i flere amerikanske byer og foreslår at $\Omega = 0,5$ ($\Theta = 1$) bør være en funksjonsform man bør teste i tillegg til de tradisjonelle. Andre studier transformerer både høyre og venstre side, men oftest slik at Θ har samme verdi for de uavhengige variablene.

Wigren (1986) tester ikke funksjonsform og bruker en blanding av logaritmiske og semilogaritmiske funksjoner for det svenske småhusmarkedet. Hoffman (1984), Larsen (1985) og Grue et al. (1997) bruker logaritmiske funksjoner i henholdsvis Bodø og Oslo. Larsen (1985) viser til at ulike transformasjoner og funksjonsformer ikke ga resultater som fra et statistisk synspunkt er bedre. Hoffman (1984) bruker blant annet estimerte effekter av flystøybelastning som beslutningsgrunnlag for valg av funksjonsform. Statistisk Sentralbyrå benytter logaritmiske modeller (Lillegård 1994). Lillegård (1994) viser til at empiriske undersøkelser i Sverige og USA har funnet at en logaritmisk funksjonsform gir størst forklaringskraft.

3.2.2 Valg av forklaringsvariabler

Rosens (1974) modell er generell og forutsetter at alle attributter ved det heterogene godet som inngår i nyttefunksjonen, skal tas hensyn til. For bolig er teorien om husholdningenes lokaliseringvalg sentral. Ifølge Alonsos (1964) «trade-off» modell har avstand fra sentrum og bolig- eller tomteareal betydning for boligprisene.

Det er få empiriske studier som direkte undersøker hvilke boligattributter husholdningene verdsetter. Hårsman (1981) har foretatt en intervjuundersøkelse i Stockholm. Noe forenklet konkluderer denne analysen at boligareal, boligstandard, tidsavstand og boligtype verdsettes. Oversikt over boligattributter som inkluderes i utvalgte empiriske arbeider finnes i Laakso (1997).

Med utgangspunkt i økonomisk teori, resultater fra andre empiriske arbeider, trekk ved boligmarkedet i Haugesund og hvilken informasjon som systematisk fremkommer i salgsoppgavene, inkluderes følgende variabler i analysen:

1. Variabler som er *direkte relatert til boligeiendommen*: boligareal (netto boligflate), tomteareal, antall soverom, boligtype, boligens alder, garasje, utsikt, parkett i stue, peis, antall wc, hybel og kjeller. Boligtype, garasje, utsikt, parkett, peis, hybel og kjeller representeres som dummyvariabler.
2. Ett attributt knyttet til *lokalisering* målt ved km avstand fra sentrum.
3. Dummyvariabler for omsetningsår. 1980 er utelatt for å unngå en overbestemt modell. Tidsdummiene tar hensyn til at omsetningen er foretatt på ulike tidspunkt. De kan benyttes til å beregne prisutviklingen for boliger renset for kvalitetsforskjeller. Se for eksempel Lillegård (1994).

Med unntak av alder og avstand til sentrum, er forventet fortegn på de implisitte prisene positivt. I tabell 1 gis en oversikt over gjennomsnittsverdier til de kontinuerlige variablene.

Tabell 1: Gj.snitt-, min.- og maksimumverdier for utvalgte variabler.

| Variabel | Gjennomsnitt | Minimum | Maksimum |
|-----------------|---------------------|--------------------|----------------------|
| Realpris | 267.080 kr | 123.760 kr | 468.250 kr |
| Boligareal | 94,6 m ² | 45 m ² | 150 m ² |
| Tomteareal | 262 m ² | 107 m ² | 793,5 m ² |
| Alder | 10,5 år | 3 år | 27 år |
| Avstand sentrum | 2,4 km | 0,6 km | 4,2 km |

3.2.3 Resultater ved testing av funksjonsform

Med bakgrunn i avsnitt 3.2.1 tas det utgangspunkt i enkle funksjonsformer: Dobbellogaritmisk, semilogaritmisk, lineær og en kvadratrotmodell. Med kvadratrotmodellen menes $\Omega = 0,5$ og $\Theta = 1$. Noe forenklet innebærer en slik funksjon at prisen på bolig stiger med kvadratet av mengden boligattributt (Kristensen 1984).

De to transformasjonsparametrene Ω og Θ inngår på følgende måte i prisfunksjonen:

$$\frac{P_i^\Omega - 1}{\Omega} = \alpha + \beta_1 \left[\frac{Z_{1i}^\Theta - 1}{\Theta} \right] + \dots + \beta_k \left[\frac{Z_{ki}^\Theta - 1}{\Theta} \right] + b_1 D_{1it} + \dots + b_m D_{mit} + \mu_{it}$$

Z angir kontinuerlige variabler D er dummyvariabler, i er observasjon ($i = 1, \dots, 416$) og t er omsetningsår. μ er et stokastisk restledd som antas å være uavhengig og normalfordelt, med gjennomsnitt lik null og konstant varians. Estimeringsresultater knyttet til de fire funksjonsformene finnes i tabell 2.

Tabell 2: Resultater fra Box-Cox transformasjon.

| | Logaritmisk | Semilogaritmisk | Lineær | Kvadrattrot |
|----------------|-------------|-----------------|-----------|-------------|
| L* | -4.728,28 | -4.758.91 | -4.754,66 | -4.751.52 |
| R ² | 0,80 | 0,76 | 0,76 | 0,76 |
| DW | 1,84 | 1,75 | 1,79 | 1,77 |

I tabell 2 angir L^* verdien på sannsynlighetsmaksimeringsfunksjonen. Den maksimale verdien på sannsynlighetsmaksimeringsfunksjonen når $\Theta = 1$, oppnås for $\hat{\Omega} = 0,59$ og $L_{max} = -4.751,32$. Når $\Theta = 0$ blir $L_{max} = -4.724,86$ for $\hat{\Omega} = 0,39$. Den logaritmiske modellen gir høyest R^2 og klart høyest verdi på L^* .

Hvilke av funksjonene som utifra datasettet synes å være feilspesifikasjoner, skal undersøkes ved å konstruere et $100(1-\alpha)$ konfidensintervall for Ω som antydnet i Box-Cox (1964) og nærmere forklart i Zarembka (1974). Til dette formålet benyttes uttrykket:

$$-2 \left[L_{maks}(\hat{\Omega}, \bar{\Theta}) - L(\Omega^o, \bar{\Theta}) \right] < \chi_v^2 \quad (15)$$

Det første uttrykket i hakeparentesen svarer til den optimale verdien på sannsynlighetsmaksimeringsfunksjonen. Det andre uttrykket er verdien av sannsynlighetsmaksimeringsfunksjonen gitt at $\Omega = \Omega^o$. Konfidensintervall for Ω beregnes ved å finne verdier for Ω på begge sider av $\hat{\Omega}$ som tilfredstiller ulikheten i (15) som er asymptotisk χ_v^2 fordelt. v er antall frihetsgrader. De to 95% konfidensintervallene K1 og K2 er konstruert på grunnlag av $\chi_1^2 = 3,841$ og er gjengitt i tabell 3:

Tabell 3: Konfidensintervall for Box-Cox parametrene.

| | | |
|-----------|----------------|-----------------------------|
| K1 | [0, 10; 0, 69] | Konstruert for $\Theta = 0$ |
| K2 | [0, 29; 0, 90] | Konstruert for $\Theta = 1$ |

Deretter undersøkes det om $\Omega = 0$ (for $\Theta = 0$), $\Omega = 0$ (for $\Theta = 1$) og $\Omega = 0,5$ (for $\Theta = 1$) inngår i konfidensintervallene. De tradisjonelle funksjonsformene bør trolig ikke benyttes på datasettet fordi hverken 0 eller 1 inngår i intervallene. $\Omega = 0,5$ inngår i K2 og kvadrattrotmodellen kan ikke forkastes. Individuelle koeffisientestimat er også stabile ved stratifisering av utvalget over tverrsnitt og over tid ved denne spesifiseringen. Resultatet er i tråd med Rosen (1974) ved at de implisitte prisene ikke er konstante. Ved å anta kun to attributter (Z og D) i kvadrattrotfunksjonen, kan den implisitte prisen for Z uttrykkes ved:

$$\frac{\partial P}{\partial Z} = \beta_z((\alpha + \beta_z Z + \beta_D D)0,5 + 1) \quad (16)$$

Den andrederiverte er gitt ved:

$$\frac{\partial^2 P}{\partial Z^2} = 0,5\beta_z^2 > 0 \quad (17)$$

β_Z og β_D er koeffisientestimat til attributt Z og D . Den implisitte prisen er en lineær funksjon av nivået på attributt Z og nivået på andre attributter.

Estimatene på transformasjonsparametrene er ikke robuste for heteroskedastisitet og får verdier som går i retning av å stabilisere variansen til restleddet (Zarembka 1974). Breusch-Pagan test for homoskedastisitet (Kmenta 1986) er utført. Formålet er å undersøke om variansen til restleddet er avhengig av boligareal. Hypotesen om homoskedastisitet må forkastes på 5% nivå ved den semi-logaritmiske modellen. Denne modellvarianten utelates i analysen nedenfor.

3.3 Estimeringsresultater

3.3.1 Attributter som har betydning for variasjoner i boligpris

I tabell 4 presenteres estimeringsresultatene for de tre modellvariantene, t-verdier oppgis i parentes. Til venstre i tabell 4 oppgis kvadratrotmodellen med både signifikante og ikke-signifikante variabler.

Boligareal, tomteareal, alder, avstand til sentrum og kjedebolig gir høyest forklaringskraft. Signifikante koeffisientestimater for areal, avstand til sentrum, antall wc, garasje, boligtype og alder er i tråd med nyere resultater hos bl.a. Lillegaard (1994). Signifikante koeffisientestimat for peis er i tråd med Kristensen (1984) og Jensen (1999). Parkett, kjeller og atriumhus er ikke signifikante på 5% nivå og utelates i den endelige modellen. Den enkle korrelasjonskoeffisienten mellom boligareal og antall soverom er lik 0,7, og soverom utelates i den videre analysen. I den logaritmiske modellen er i tillegg antall wc, tomannsbolig og enebolig ikke signifikante. I den lineære er tomannsbolig, enebolig og utsikt ikke signifikante.

3.3.2 Standardhus og økonomisk tolkning av koeffisientestimat

Koeffisientestimatene for de kontinuerlige variablene i den logaritmiske modellen gir uttrykk for elastisitetene til hvert enkelt boligattributt. Koeffisientene i den lineære modellen gir uttrykk for de implisitte prisene. Koeffisientestimatene i kvadratrotmodellen kan ikke gis en enkel fortolkning.

For å beregne de implisitte prisene defineres et standardhus. Standardhuset er en bolig som er omsatt i 1980 og har ikke garasje, utsikt, peis, to toalett, hybel og er et rekke eller atriumhus. Det fremkommer ved å sette dummyvariablene lik null og de andre variablene lik sine respektive gjennomsnittsverdier.

De implisitte prisene i tabell 4 gir uttrykk for økning i boligpris ved en partiell økning i et attributt utover gjennomsnittverdien til attributtet. For eksempel angir

Tabell 4: Estimeringsresultat og implisitte priser.

| Variabler | Kvadratrot | Kvadratrot | | Logartimisk | | Lineær |
|------------------------|-------------------|-------------------|------------|------------------|------------|--------------------|
| | | Koef. est. | Impl. pris | Koef. est | Impl. pris | Koef.est |
| Konst.ledd | 790,17 | 787,54 | | 11,23 | | 485.624 |
| Boligareal | 1,97 (8,88) | 2,36 (14,91) | 2.931 | 0,42 (17,08) | 7.144 | 123 (1,67) |
| Tomteareal | 0,15 (6,88) | 0,14 (6,89) | 174 | 0,09 (8,99) | 555 | 243 (8,63) |
| Avstand til sentrum | -13,71 (-3,95) | -13,40 (-4,24) | -16.644 | -0,06 (-5,94) | -40.913 | -23.052 (-5,31) |
| Alder | -5,59 (-6,51) | -4,73 (-5,96) | -5.875 | -0,09 (-6,83) | -13.628 | -8.734 (-8,04) |
| Garasje | 24,35 (4,26) | 29,48 (5,68) | 36.075 | 0,05 (5,73) | 81.450 | 34.723 (4,93) |
| Utsikt | 20,46 (2,30) | 21,07 (2,37) | 25.672 | 0,03 (1,87) | 48.380 | 16.357 (1,34) |
| Peis | 14,58 (2,76) | 18,06 (3,47) | 21.972 | 0,03 (2,87) | 48.380 | 18.299 (2,56) |
| Antall WC | 9,72 (1,48)} | 16,57 (2,61) | 20.144 | 0,002 (0,75) | 3.222 | 16.067 (1,83) |
| Hybel | 37,48 (2,40) | 41,90 (2,68) | 51.595 | 0,08 (2,88) | 133.924 | 68.029 (3,18) |
| Enebolig | 22,47 (2,46) | 22,85 (2,52) | 27.868 | 0,02 (1,49) | 32.484 | 20.129 (1,62) |
| Terrasse hus | - 46,07 (2,54) | 49,16 (2,58) | 60.760 | 0,09 (2,35) | 151.432 | 82.722 (3,19) |
| Kjedebolig | 126,83 (9,32) | 122,50 (9,17) | 156.998 | 0,22 (8,96) | 390.918 | 184.934 (10,13) |
| Tomanns bolig | - 28,33 (1,64) | 39,47 (2,29) | 48.545 | | | |
| Kjeller | -6,77 (-1,11) | | | | | |
| Soverom | 17,81 (3,26) | | | | | |
| Atriumhus | 11,82 (1,48) | | | | | |
| Parkett | 3,09 (0,38) | | | | | |
| Omsatt 81 | 0,93 (0,09) | 1,52 (0,14) | 1.834 | 0,003 (0,15) | 4.833 | 3.864 (0,26) |
| Omsatt 82 | 62,98 (6,21) | 58,94 (5,93) | 74.486 | 0,12 (6,43) | 205.012 | 93.785 (6,85) |
| Omsatt 83 | 18,74 (1,86) | 17,69 (1,80) | 21.518 | 0,04 (2,23) | 65.623 | 34.750 (2,57) |
| Omsatt 84 | -11,89 (-1,16) | -14,73 (-1,45) | -17.619 | -0,03 (-1,49) | -47.521 | -6.546 (-0,47) |
| Omsatt 85 | -19,80 (-1,85) | -24,57 (-2,36) | -29.240 | -0,04 (-2,33) | -63.049 | -13.052 (-0,91) |
| Omsatt 86 | 10,04 (0,93) | 3,96 (0,38) | 4.783 | 0,02 (0,83) | 32.484 | 26.946 (1,90) |
| Omsatt 87 | 10,27 (0,93) | 4,13 (0,39) | 4.988 | 0,01 (0,72) | 16.160 | 23.849 (1,61) |

2.931 i tabell 4 økningen i prisen på et standardhus ved en m^2 økning i boligareal. Implisitte priser for attributter representert ved dummyvariabler beregnes ved differansen i totalpris mellom en standardbolig med og uten det aktuelle attributtet. De implisitte prisene er justert for den generelle prisutviklingen frem til 1998.

De estimerte implisitte prisene har riktig fortegn. Totalprisen på en bolig i utvalget stiger således ved en partiell økning i boligareal og tomteareal. Ifølge kvadratrotmodellen, stiger de implisitte prisen lineært med økning i bolig- og tomteareal. Den andrederiverte er imidlertid lav og den hedonistiske funksjonen er svakt konveks i bolig- og tomteareal. Prisen pr m^2 er synkende både for bolig- og tomteareal. En positiv implisitt pris på boligareal er i tråd med Laakso (1997) som får at prisfunksjonen er svakt konveks i boligareal.

Boligprisen avtar ved økt avstand til sentrum. Resultatet er i tråd med økonomisk teori. Laakso (1997) finner en svakt konveks sammenheng mellom pris og avstand fra sentrum. Dette gjelder ikke boliger i umiddelbar nærhet til sentrum.

Prisen på standardboligen synker konvekst ved økt alder. Wigren (1987) finner at boligprisen stiger med økt alder til boligen er 3-4 år for deretter å avta.

Verdien på de implisitte prisene varierer mellom modellene. Med ett unntak er absoluttverdien av de implisitte prisene høyest i den logaritmiske. Forskjellene i priser er relativt små mellom kvadratrotmodellen og den lineære modellen.

Flere norske analyser beregner elastisiteter til ulike boligattributter. En oversikt over estimerte elastisiteter for bolig- og tomteareal² finnes i tabell 5. Disse resultatene tyder på at det finnes fellestrekk i strukturen på boligmarkedet.

Tabell 5: Elastisiteter for utvalgte variabler

| | Haugesund | Bodø 77-81 | Oslo 84 | Oslo 95 | Norge 91-93 |
|------------|-----------|------------|---------|---------|-------------|
| Boligareal | 0,43 | 0,43 | 0,33 | 0,33 | 0,34 |
| | | 0,36 | (0,39) | | |
| Tomteareal | 0,07 | 0,07 | 0,12 | 0,22 | |
| | | 0,12 | (0,15) | | |

4 OPPSUMMERING OG KONKLUSJON

Teorien som ligger til grunn for den hedonistiske metoden har mange anvendelsesområder og er spesielt nyttig i analyser av boligmarkedet. Hovedmålet med artikkelen har vært å presentere denne teorien.

² De fire analysene er henholdsvis Osland (1989), Hoffman (1984), Larsen (1985) og Lillegård (1994). Hoffman (1984) har to modeller basert på ulike spesifiseringer av flystøybelastninger. Oslo 95 refererer til Grue et al. (1997) og gjelder småhus i Oslo. Grue et al. re-estimerer materialet som ble benyttet i Larsen (1985) slik at modellformuleringene skal samsvare. De re-estimerte resultatene er oppgitt i parentes. «Norge» refererer til Lillegård (1994) som beregner elastisiteter for småhus i hele Norge utenom Oslo, Bærum, resten av Akershus, Stavanger, Bergen og Trondheim.

Den hedonistiske metoden blir deretter anvendt for å beregne implisitte priser i perioden 1980-87, en periode hvor boligmarkedsstatistikken er mangelfull. Ifølge denne analysen finnes det implisitte priser for boligareal, tomteareal, boligens alder og avstand fra sentrum. Resultatene tyder også på at sammenhengen mellom boligpris og partielle økninger i hver av disse variablene er svak konveks. Dette er i tråd med økonomisk teori og i tråd med andre studier av boligmarkeder. Beregnede elastisiteter for bolig- og tomteareal er i samme størrelsesorden som tilsvarende norske analyser.

Referanser:

- Alonso, A. (1964): *Location and Land Use. Toward a General Theory of Land Rent*. Harvard University Press. Cambridge, Massachusetts.
- Anas, A. og Eum, S.J. (1984): «Hedonic Analysis of a Market in Disequilibrium», *Journal of Urban Economics* 15, 87-106.
- Arnott, R. (1987): «Economic Theory and Housing», *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol. II, Mills, E (ed.).
- Barlindhaug, R. (1992): «Fordelingsvirkninger av bolig- og skattepolitikken i 1980-årene». Prosjektrapport 1992, Norges byggforskningsinstitutt.
- Barlindhaug, R. (1996): «Boliger belånes til pipa», *Samfunnsspeilet*, Nr 3, 9-14.
- Box, G.E.P. og Cox, D.R. (1964): «An Analysis of Transformations», *Journal of Royal Statistical Society* 26 (2), 211-243.
- Cassel E. og Mendelsohn, R. (1984): «The Choice of Functional Forms for Hedonic Price Equations: Comment», *Journal of Urban Economics* 18, 135-142.
- Cropper, M.L., Leland, B.D. og McConnell, K.E. (1988): «On the Choice of Functional Form for Hedonic Price Functions», *The Review of Economics and Statistics* 70, (4), 668-675
- Follain, J.R. og Jimenez, E. (1984): «Estimating the Demand for Housing Characteristics: A Survey and Critique», i *Regional Science and Urban Economics* 15, 77-107.
- Freeman, A.M. (1979): «Hedonic Prices, Property Values and Measuring Environmental Benefits: A Survey of the Issues». *Scandinavian Journal of Economics*, 156-173.
- Goodman, A.C. (1978): «Hedonic Prices, Price Indices and Housing Markets», *Journal of Urban Economics* 5, 471-484.
- Goodman A.C. og Kawai, M. (1984): «Functional Form and Rental Housing Market Analysis», *Urban Studies* 21, 367-376.
- Grilliches, Z. (1971): «Hedonic Prices Revisited: Some Notes on the State of the Art» i *Price Indexes and Quality Change*, Grilliches, Z (ed.), Harvard University Press, Cambridge Massachusetts.
- Grue, B., Langeland J.L. og Larsen O.I. (1997): «Boligpriser. Effekter av veitrafikkbelastning og lokalisering». Rapport 351. Transportøkonomisk Institutt.
- Halvorsen, R. og Pollakowski, H.O. (1978): «Choice of Functional Form for Hedonic Price Equations» *Journal of Economics* 10, 37-49.
- Hite, D. (1998): «Information and Bargaining in Markets for Environmental Quality», *Land Economics* 74 (3), 303-16.
- Hoffman, J.U. (1984): «Flystøy og boligpriser - 1984. Undersøkelse av flystøybelastningens innvirkning på boligpriser i Bodø», Transportøkonomisk Institutt, TØI notat 0-1034.
- Hårsman, B. (1981): «*Housing Demand Models and Housing Market Models for Regional and Local Planning.*» Swedish Council for Building Research, Document D13, Stockholm.
- Jensen, R. (1999): «Kvadratmeterpriser for flerbolighus». Rapport 99/10, Statistisk Sentralbyrå.
- Jones, L.E. (1988): «The Characteristics Model, Hedonic Prices, and the Clientele Effect». *Journal of Political Economy* 96 (3), 551-567.
- Kmenta, J. (1986): *Elements of Econometrics*. MacMillan.

- Kristensen, K. (1984): «Hedonic Theory, Marketing Research, and the Analysis of Complex Goods», *International Journal of Research in Marketing* 1, 17-36.
- Laakso, S. (1997): *Urban Housing Prices and the Demand for Housing Characteristics. A study on housing prices and the willingness to pay for housing characteristics and local public goods in the Helsinki Metropolitan Area*. The Research Institute of the Finnish Economy, Helsinki.
- Lancaster, K.J. (1966): «A New Approach to Consumer Theory» *Journal of Political Economy* 74, 132-157.
- Larsen, O.I. (1985): «Vegtrafikk og boligpriser», Rapport, Transportøkonomisk Institutt.
- Lillegård, M. (1994): «Prisindekser for boligmarkedet», Rapporter 94/7, Statistisk Sentralbyrå.
- Linneman, P. (1980): «Some Empirical Results on the Nature of the Hedonic Price Function of Urban Housing Market», *Journal of Urban Economics* 8, 47-68.
- Maclennan, D. (1982): *Housing Economics*, Longman Group Ltd.
- Mok, H.M.K., Chan, P.P.K. og Cho, Y. (1995): «A Hedonic Price Model for Private Properties in Hong Kong», *Journal of Real Estate Finance and Economics* 10, 37-48.
- Moore, M.J. og W.K. Viscusi (1990): *Compensation Mechanism for Job Risks. Wages, Workers Compensation, and product Liability*. Princeton University Press.
- Ohsfeldt, R.L. (1988): «Implicit Markets and the Demand for Housing Characteristics», *Regional Science and Urban Economics* 18, 321-343.
- Osland, L. (1987): *Den hedonistiske metoden og estimering av implisitte priser. En empirisk analyse av boligmarkedet i Haugesund*. Hovedoppgave i sosialøkonomi, Universitetet i Bergen.
- Palmquist, R.B. (1991): «Hedonic Methods», kapittel IV i *Measuring the Demand for Environmental Quality*. Braden, JB & Kolstad CD (eds), Elseveier Science Publiserst, BV, North Holland.
- Quigley, J.M. (1982): «Nonlinear Budget Constraints and Consumer Demand: An Application to Public Programs for Residential Housing». *Journal of Urban Economic* 12, 177-201.
- Rosen, S. (1974): «Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition». *Journal of Political Economy* 82, 34-55.
- Rothenberg, J., Galster, G.C., Butler, R.V. og Pitkin, J. (1991): *The Maze of Urban Markets. Theory, Evidence and Policy*. The University of Chicago Press. Chicago og London.
- Rødseth, A. (1987): «Bustadmarknaden – utviklingstrekk og verkemåte», Manuskript til foredrag på Høstkonferansen i Sosialøkonomenes forening.
- Schnare, A.B. og Struyk, R.J. (1976): «Segmentation in Urban Housing Markets», *Journal of Economic Literature* 2, 146-166.
- Smith, L.B., Rosen, K.T. og Fallis, G. (1988): «Recent Developments in Economic Models of Housing Markets». *Journal of Economic Literature* 26, 29-64.
- Straszheim, M.R. (1974): «Hedonic Estimation of Housing Market Prices. A further Comment». *The Review of Economics and Statistics* 56, 404-406
- Søderqvist, T. (1995): *Benefit Estimation in the Case of Nonmarket Goods. Four Essays on Reductions of Health Risks Due to Residential Radon Radiation*. Dissertation. Department of Economics, Stockholm School of Economics.
- Wigren, R. (1986): *Småhuspriserna i Sverige*. Forskningsrapport, SB:1, Statens institut för byggnadsforskning.
- Wigren, R. (1987): «House Prices in Sweden: the Significance of Attributes.» *Scandinavian Housing and Planning Research* 4, 243-261.
- Zarembka, P. (1974): «Transformation of Variables in Econometrics». *Frontiers of Econometrics*, Zarembka, P (ed.), Academic Press, New York.

