

Relationen mellem pris og egenskaber på parcelhusmarkedet i perioden 1974-1978

Af Kai Kristensen*)

Resumé

I artiklen analyseres relationen mellem pris og egenskaber på parcelhusmarkedet. Analysens grundlag er et datamateriale bestående af 528 afsluttede parcelhushandler fra perioden 1974-1978 indsamlet hos en århusiansk ejendomsmægler. Materialet anvendes til konstruktion af en model, der viser sammenhængen mellem den beregnede kontantpris for et parcelhus og husets kvalitet belyst ved størrelse, beliggenhed og lignende. Af analysens resultater fremgår det, at relationen mellem pris og kvalitet kan beskrives ved et kvadratisk udtryk. Desuden fremgår det, at de beregnede implicitte priser på husegenskaberne viser god overensstemmelse med de forventninger, man på forhånd kunne have.

*) Lektor, Handelshøjskolen i Århus. Artiklen er et sammendrag af en større afhandling, som kan rekvireres hos forfatteren.

Relationen mellem pris og egenskaber på parcelhusmarkedet i perioden 1974-1978

Af Kai Kristensen*)

Resumé

I artiklen analyseres relationen mellem pris og egenskaber på parcelhusmarkedet. Analysens grundlag er et datamateriale bestående af 528 afsluttede parcelhushandler fra perioden 1974-1978 indsamlet hos en århusiansk ejendomsmægler. Materialet anvendes til konstruktion af en model, der viser sammenhængen mellem den beregnede kontantpris for et parcelhus og husets kvalitet belyst ved størrelse, beliggenhed og lignende. Af analysens resultater fremgår det, at relationen mellem pris og kvalitet kan beskrives ved et kvadratisk udtryk. Desuden fremgår det, at de beregnede implicitte priser på husegenskaberne viser god overensstemmelse med de forventninger, man på forhånd kunne have.

*) Lektor, Handelshøjskolen i Århus. Artiklen er et sammendrag af en større afhandling, som kan rekvireres hos forfatteren.

1. Indledning

Prisdannelsen på stærkt heterogene goder kan kun dårligt analyseres inden for rammerne af den klassiske konsumentteori. Den seneste tids teoretiske udvikling på dette område har da også understreget betydningen af, at sådanne goder opfattes som sammensat af en række enkeltkarakteristika, der hver især er nyttebærende for konsumenten, hvormed begreber som *implicitte markeder* og *implicitte priser* har fundet en naturlig plads i efterspørgselsteorien. På den empiriske side har denne teoribygning givet fødsel til et område, som netop i disse år er i hastig udvikling: den hedoniske analyseform, der beskæftiger sig med måling af implicitte priser og prisfunktioner, bl.a. med det formål at kvalitetskorrigere de traditionelle prisindex.

Prototypen på et gode, hvis prisdannelse bør studeres efter de ovennævnte principper, er boligen, som er i centrum i nærværende arbejde. I arbejdet søges der med udgangspunkt i godt 500 århusianske parcelhushandler opnået viden om såvel de implicitte priser for parcelhusets nyttebærende egenskaber som den implicitte prisfunktions form.

2. Det teoretiske grundlag

En neoklassisk analyse af boligmarkedet vanskeliggøres af den kendsgerning, at boligen på grund af sin heterogenitet ikke kan indpasses i et klassisk valghandlingssystem. Det er derfor vanlig praksis at betragte boligen som en sammensætning af individuelle nyttebærende egenskaber og dermed implicit lade analysens teoretiske grundlag være Lancaster's efterspørgselsteori (Lancaster 1966). Eksplicit baseres studiet af priser og prisdannelsen på boligmarkedet dog på Rosen (1974), hvori grundlaget for studiet af implicitte priser på et godes nyttebærende karakteristika tilvejebringes.

Som sit udgangspunkt definerer Rosen husholdningens *nyttefunktion*:

$$U = U(x, z_1, z_2, \dots, z_n, \alpha), \quad (1)$$

hvor x er en vektor, som repræsenterer alle andre goder end boligen, medens z_i , $i=1, \dots, n$, er boligens egenskaber. Vektoren α repræsenterer de individuelle smagsbestemmende karakteristika. Under antagelse af

behovsafhængighed mellem x og z_i , $i=1, \dots, n$, udleder Rosen heraf ved hjælp af en sædvanlig nyttemaksimering en såkaldt *værdifunktion*, der angiver den maksimale pris, huskøberen er villig til at betale for en given kombination af egenskaber:

$$\theta = \theta(z_1, z_2, \dots, z_n, \gamma, \alpha), \quad (2)$$

hvor γ er indkomsten. Det antages, at $\theta'(z_i) > 0$, og at $\theta''(z_i) < 0$, hvilket sikres ved passende krav til nyttefunktionen.

Symmetrisk hermed definerer Rosen sælgerens *tilbudsfunktion*, der angiver den mindste pris, sælgeren er villig til at acceptere for en bolig med en given kombination af egenskaber:

$$\emptyset = \emptyset(z_1, z_2, \dots, z_n, M, \beta), \quad (3)$$

hvor M og β er sælgerens karakteristika. Det antages, at såvel $\emptyset'(z_i)$ som $\emptyset''(z_i)$ er større end nul.

Ligevægt opnås, når sælgernes tilbudsfunktioner tangerer husholdningernes værdifunktioner med en fælles *indhylningskurve*, $p(z)$, som resultat.

Det er denne implicitte prisfunktion, eller hedoniske prisfunktion, som den ofte kaldes (se f.eks. Griliches 1971), der er i centrum i nærværende arbejde. I specielle tilfælde er funktionen sammenfaldende med tilbuds- eller værdifunktionen, medens den i andre tilfælde er løsningen af et simultant ligningssystem sammensat af mange individuelle tilbuds- og værdifunktioner. Hvis således samtlige husholdninger er identiske, er $p(z)$ sammenfaldende med den fælles værdifunktion, og hvis modsat samtlige sælgere er identiske, er $p(z)$ sammenfaldende med den fælles tilbudsfunktion (Rosen 1974). I øvrige tilfælde kan funktionen siges at repræsentere markedets consensus omkring boligegenskabernes marginale priser (Noland 1979).

Teoretisk set er den funktionelle form af $p(z)$ uafklaret (se dog Rosen 1974, p. 37 f. og Muellbauer 1974, p. 988), medens der rent empirisk er gjort et stort arbejde for at fastlægge funktionen, uden at der dog synes at tegne sig noget fast billede (se f.eks. Witte, Sumka & Erekson 1979; Palmquist 1980 og Bender, Gronberg & Hwang 1980). I praksis synes de i efterspørgselsteorien traditionelle funktionsformer (lineær, semi-logaritmisk og dobbeltlogaritmisk) at være blandt de mest populære.

3. Beskrivelse af materialet

3.1. Materialets indsamling

Materialets indsamling fandt sted i slutningen af 1978 og begyndelsen af 1979 og omfattede (i princippet) samtlige afsluttede parcelhushandlinger i Århusområdet i perioden 1974-1978 hos et større, velrenommeret ejendomsmæglerfirma med et pålideligt og veludbygget sagsarkiv. Udvælgelsesmetoden betyder, at materialet ikke kan siges at give et repræsentativt billede af det totale antal parcelhushandlinger gennemført i den betragtede periode i Århusområdet. Det ville således være urimeligt at hævde, at de specielle karakteristika hos det ejendomsmæglerfirma, som har stillet materialet til rådighed, skulle være uden betydning for kundegruppens sammensætning. Estimation af forskellige populationskarakteristika som f.eks. gennemsnit og andele kan derfor ikke gennemføres vha. materialet. På den anden side er der ingen grund til at tro, at de prisdannende mekanismer skulle afhænge af mægleren, hvilket indebærer, at studier af markedets implicitte prisfunktion næppe berøres af forholdet. Dette underbygges i øvrigt af de resultater, som blev opnået for en mindre kontrolstikprøve udvalgt hos en relativt nyetableret ejendomshandel. Som ventet afveg dette materiale noget fra det oprindelige, hvad angår sammensætning, men der kunne ikke spores signifikante afvigelser, hvad angår de relative priser for boligegenskaberne.

3.2. De betragtede variable

Prisvariable

Begrebet pris i forbindelse med en parcelhushandel er som bekendt ikke entydigt. Egentlig er der tale om en vektor bestående af følgende elementer: prioriteret pris (PPRIS), udbetaling (UDB), nominel rente (r), markedsrente (i) og løbetid (n), således at der formelt set er tale om en flerdimensionel afhængig variabel, når forholdet mellem pris og egenskaber skal studeres. Imidlertid kræver beregningen af de marginale priser, at der fastlægges en entydig sammenhæng mellem vektorens elementer, således at prisen optræder som et enkelt tal. Da perceptionen af begrebet pris spiller en afgørende rolle for forholdet mellem køber og sælger, melder der sig her flere muligheder, blandt hvilke valget faldt på den traditionelle økonomiske definition af begrebet kontantpris:

$$\text{KPRIS} = \alpha_{n, i} \alpha_{n, r}^{-1} (\text{PPRIS} - \text{UDB}) + \text{UDB} = \alpha_{n, i} (\text{YDL}) + \text{UDB}. \quad (4)$$

Dette skyldes for det første, at KPRIS fra en økonomisk synsvinkel er den mest tilfredsstillende definition, og for det andet, at KPRIS blandt de mulige kandidater viste sig at have den laveste, relative prognosefejl. (YDL angiver den årlige ydelse).

Registrering af de indgående variable kunne for PPRIS, UDB og YDL's vedkommende finde sted direkte på grundlag af sagsmapperne, medens r blev betegnet som et vejet gennemsnit af de enkelte prioriteters nominelle rente. Tilsammen dannede de fire variable grundlag for beregning af den gennemsnitlige løbetid via løsning af ligningen $\alpha_{n, r} = (\text{PPRIS} - \text{UDB}) / \text{YDL}$. Som udtryk for markedsrenten (i) blev salgs månedens gennemsnitlige effektive obligationsrente anvendt.

Områdevariable

Beliggenheden udtrykkes vha. følgende kategorier: STED 1 omfattende Århus C, N og V, Brabrand, Åbyhøj, Egå og Viby, STED 2 (Risikov, Højbjerg) og STED 3 (oplandet). Af disse repræsenterer STED 3 mindre god tilgængelighed og ordinær »kvalitet«, medens STED 1 repræsenterer god tilgængelighed og ordinær »kvalitet« og STED 2 såvel god tilgængelighed som god »kvalitet«. Denne opdeling skulle muliggøre en vurdering af den marginale pris på de nævnte egenskaber. Prisforskellen mellem STED 1 og STED 3 skulle således antyde den implicitte markedspris for en god tilgængelighed, medens prisforskellen mellem STED 1 og STED 2 skulle antyde markedsprisen for god områdekvalitet. Målene er dog meget summariske og kan kun tages som vage antydninger. Desuden er tolkningen af begrebet områdekvalitet med dets utallige facetter meget kompliceret.

Husets og grundens egenskaber

Denne variabelgruppe er stort set selvforklarende, såvel hvad angår indhold som datafremskaffelse. Gruppen omfatter: Grundareal i m^2 (GRUND), boligareal i m^2 (BOLIG), kælderareal i m^2 (KÆLDER), antal garager og carporte (GARAGE), husets alder i hele år (ALDER), antal extra toiletter og badeværelser (EXTOIL), antal pejse og brændeovne (PEJS) samt en kvalitativ variabel angivende, om huset er fritstående (1) eller ej (0) (ART).

4. Relationen mellem pris og egenskaber

Som tidligere antydte, er formålet med det efterfølgende at beregne en funktionel sammenhæng mellem prisen på et hus og husets egenskaber med henblik på en vurdering af den implicitte markedspris for de enkelte egenskaber.

Specifikationen af relationen og den funktionelle form spiller en afgørende rolle for resultaterne (se f.eks. Palmquist 1980). Hvad angår specifikationen går diskussionen i litteraturen specielt på aggregeringsproblemet i forbindelse med de variable, som repræsenterer handelstidspunkt og område (se f.eks. Griliches 1971; Straszheim 1974 og Palmquist 1980). M.a.o. på en diskussion af i hvilket omfang det er tilladeligt at aggregere data fra forskellige områder og forskellige handelstidspunkter. Det erkendes, at tidsmæssig aggregering åbner mulighed for fejlslutninger vedrørende de relative priser, hvis samlede konsekvens vanskeligt lader sig vurdere, men da en vis tidsmæssig aggregering under alle omstændigheder er nødvendig, er det normalt accepteret at aggregere over tid, hvis tidsrummet ikke er urimeligt langt, medens der er større tvivl om det rimelige i at aggregere over områder. I dette arbejde tages konsekvensen heraf, idet der overalt arbejdes med tidsmæssigt aggregerede data, medens områdeaggregering underkastes en nærmere undersøgelse.

Hvad angår den funktionelle form, er der stort set enighed om at indskrænke søgearbejdet til to familier af funktioner valgt med udgangspunkt i den velkendte Box-Cox transformationsteori (Box & Cox 1964). Goodman (1978) indledte arbejdet med at foreslå modellen

$$(p^{\lambda}-1)/\lambda = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i (x_i^{\theta}-1)/\theta + \sum_{j=1}^m \gamma_j D_j \quad (5)$$

hvor p er prisen, $x_i (i=1, \dots, n)$ er kvantitative egenskaber, og $D_j (j=1, \dots, m)$ er dummyvariable for kvalitative egenskaber, medens $\beta_i (i=0, \dots, n)$, $\gamma_j (j=1, \dots, m)$, λ og θ er parametre. Senere udvidede Halvorsen & Pollarowski analysen med i et upubliceret manuskript citeret i Bender et al. (1980) at foreslå (5) forøget med de kvadratiske led

$$1/2 \sum_i \sum_{j \neq i} \delta_{ij} x_i(\theta) x_j(\theta) \quad (6)$$

hvor $x_i(\theta) = (x_i^{\theta}-1)/\theta$.

Den konkrete udformning af (5), som anvendes i dette arbejde, har følgende udseende:

$$\begin{aligned} (\text{KPRIS})^\lambda &= \beta_0 + \sum_{i=1}^{14} \beta_i x_i && \text{for } \lambda \neq 0 \\ \ln(\text{KPRIS}) &= \beta_0 + \sum_{i=1}^{14} \beta_i x_i && \text{for } \lambda = 0. \end{aligned} \quad (7)$$

Heraf fremgår, at egenskaberne ikke transformeres, og der er derfor ingen grund til at angive kvalitative og kvantitative egenskaber hver for sig. Således dækker x_i ($i=1, \dots, 14$) nu over alle egenskaber. Desuden fremgår det, at specifikationen af den afhængige variabel er ændret i forhold til (5). De to former adskiller sig imidlertid kun ved en lineær transformation, som naturligvis er uden betydning for søgearbejdet.

4.1. Analyseresultater

Apriori information om λ i (7) er begrænset, da danske og udenlandske studier vanskeligt kan sammenlignes, bl.a. på grund af forskelle i definitionen af såvel pris som egenskaber. Visse antydninger fra markedet findes dog, bl.a. i den prosaiske udtalelse fra en mægler om, »at prisen stiger dobbelt så hurtigt som det isenkram, man putter i huset«. Hvorledes denne udtalelse helt præcis skal tolkes, står lidt uklart, men det er unægteligt fristende for en økonom, selv om grundlaget er lidt spinkelt, at benytte udtalelsen til et postulat om, at elasticiteten af husets pris mht. husets kvalitet i bred forstand er 2. I så fald er pris = (kvalitet)², således af $\lambda = 0.5$. Modellen benævnes sqrt-modellen.

Det er iøvrigt en fascinerende tanke, at relationen pris = (kvalitet)² skulle være generelt gangbar. I så fald kan det ikke undre, at der i de studier af pris-kvalitetsrelationen, som baseres på lineære korrelationsmål, ofte ikke kan findes nogen sammenhæng mellem de nævnte størrelser. Hvis relationen gælder, er korrelationen mellem kvalitet og (kvalitet)² bestemmende for korrelationen mellem pris og kvalitet. Denne korrelation er imidlertid bestemt af kvalitetens variationskoefficient, således at høj variationskoefficient betyder lav korrelation. Heraf følger, at kvalitetsmæssigt heterogene varegrupper nødvendigvis vil vise lav korrelation mellem pris og kvalitet, selvom relationen pris = (kvalitet)² skulle være perfekt!

I tabel 1 gengives resultaterne af Box-Cox analysen for det aggregerede materiale. Det fremgår, at den optimale λ -værdi er 0,59. Af tabellen fremgår endvidere det interessante, at medens sqrt-modellen synes at give en empirisk tilfredsstillende beskrivelse af materialet, så forkastes såvel den lineære som den semilogaritmiske specifikation meget klart.

Resultaterne af sqrt-modellen findes i tabel 2. I de første fire søjler er angivet regressionskoefficienter for hhv. den aggregerede model og områdemodellerne, medens der i den sidste søjle er angivet de »gnst.« implicite priser vurderet efter formlen

$$\text{implicit pris} = \beta_1^2 + 2(\text{KPRIS})^{1/2} \beta_2, \quad (8)$$

hvor den implicite pris er defineret som den gennemsnitlige kontantpris pr. enhed af de betragtede egenskaber. D.v.s. $\Delta\text{KPRIS}/(\Delta\text{egenskab} = 1)$ alt andet lige. Det bør i denne forbindelse nævnes, at en statistisk set mere tilfredsstillende, men mere kompleks estimator end (8) kan findes ved inddragelse af koefficienternes varians i udtrykket. Se herom Kristensen (1982).

Tabel 1. Resultater af Box-Cox analysen.

Parameter, m.v.	Funktion Box-Cox	Optimal Box-Cox	Kvadrat- rod	Lineær	Semi- logaritmisk
λ		0,59	0,5	1,0	0,0
X_1^2		—	1,72	28,66 ^{a)}	77,2 ^{a)}
95% konf. interval			[0,46 ; 0,73]		

Tabel 2. Regressionsresultater for sqrt-modellen.

Variabel	Total materiale	STED 1	STED 2	STED 3	Gnst. impli- cit pris tot. materiale (kr.)
Grund	0,020 ^{b)}	0,027	-0,002	0,017	24,4
Bolig	0,841 ^{a)}	0,583 ^{a)}	1,331 ^{a)}	1,218 ^{a)}	1024,7
Kælder	0,456 ^{a)}	0,456 ^{a)}	0,566 ^{a)}	0,398 ^{a)}	555,4
Garage	17,775 ^{a)}	19,022 ^{b)}	29,351 ^{a)}	14,654 ^{b)}	21958,3
Alder	-1,621 ^{a)}	-1,708 ^{a)}	-1,943 ^{a)}	-1,295 ^{b)}	-1971,1
Extoil	9,326 ^{c)}	9,542	1,373	9,064	11442,1
Pejs	32,026 ^{a)}	43,858 ^{a)}	2,742	27,719 ^{a)}	40019,7
Art	0,080	-9,659	22,045 ^{c)}	8,002	97,4
Sted 1	30,299 ^{a)}	-	-	-	36056,6
Sted 2	49,399 ^{a)}	-	-	-	59729,7
1975	75,872 ^{a)}	94,673 ^{a)}	54,982 ^{a)}	60,599 ^{a)}	84489,6
1976	90,177 ^{a)}	109,365 ^{a)}	70,343 ^{a)}	70,262 ^{a)}	101709,4
1977	103,246 ^{a)}	122,397 ^{a)}	90,996 ^{a)}	84,229 ^{a)}	117799,1
1978	146,411 ^{a)}	164,224 ^{a)}	140,393 ^{a)}	121,366 ^{a)}	173368,3
Konstant	342,100 ^{a)}	392,096 ^{a)}	337,658 ^{a)}	304,824 ^{a)}	-
R ²	0,771	0,726	0,849	0,812	
F	110,8 ^{a)}	51,9 ^{a)}	47,0 ^{a)}	46,7 ^{a)}	
N	458	231	99	128	

Anm. a. angiver signifikans på 0,1% niveauet

b. angiver signifikans på 1% niveauet

c. angiver signifikans på 5% niveauet

Den aggregerede model er baseret på 458 parcelhushandler og giver et ganske godt fit til materialet med en justeret determination på 77,1%. Bortset fra ART er alle koefficienter signifikante. Desuden er alle fortegn for signifikante koefficienter i overensstemmelse med de på forhånd ventede.

De implicitte priser for GRUND, BOLIG, KÆLDER, GARAGE og ALDER synes i smuk overensstemmelse med det, man på forhånd måtte forvente. Således er de beregnede bygnings- og grundpriser klart i underkanten af de rå anskaffelsespriser og bekræfter dermed en formodning om, at det i den betragtede periode var og givetvis stadig er billigere f.eks. at købe et »nyt« større hus end at foretage en tilbygning til det gamle (alt andet lige). Yderligere understreger prisfaldet på knap 2000 kr. for hvert år, huset bliver ældre, at der ikke uventet er tale om en meget lav afskrivningsrate for enfamiliehuse.

Derimod kommer den implicitte pris for PEJS på ca. 40.000 kr. som noget af en overraskelse. Denne pris ligger væsentligt over installationsomkostningerne og demonstrerer formentlig, at pejsevariablen fungerer som kvalitetsindikator for huset som helhed. Man må i øvrigt her erindre materialets datering. Den voksende interesse omkring energipriser kan have ændret denne variabels betydning radikalt, ligesom den foretagne aggregering af egentlige pejse og brændeovne næppe længere er valid.

De beregnede områdepriser tager udgangspunkt i et parcelhus placeret i oplandet. Flyttes dette parcelhus til STED 1 (Viby, Brabrand m.v.), stiger kontantprisen med ca. 36.000 kr. svarende til et (groft) skøn over den kapitaliserede værdi af en god tilgængelighed (transportomkostninger i bred forstand). Flyttes huset fra oplandet til højkvalitetsområdet STED 2 (Højbjerg, Risskov), stiger kontantprisen ca. 60.000 kr. Heraf følger, at den implicitte pris på en god områdekvalitet kan skønnes at være ca. 24.000 kr.

De til årstallene hørende priser angiver de »kvalitetskorrigerede« prisstigninger målt i kontantværdier i forhold til 1974. Tallene viser f.eks., at et parcelhus, der i 1974 kostede gennemsnitsprisen på ca. 275.000 kr., i 1978 alt andet lige kostede ca. 450.000 kr. svarende til en relativ stigning på ca. 63%. Til sammenligning hermed kan det nævnes, at BNY i samme periode steg 60%, og at den ikke-kvalitetskorrigerede stigning i de prioriterede priser i henhold til Statsskattedirektoratet var 68%.

Betragter man de enkelte områder, må det konstateres, at der statistisk set er forskel på de implicitte priser områderne imellem. Strukturen i de implicitte priser er dog stort set ens for de tre områder, men der er et par interessante afvigelser i størrelsen af priserne. Således er byg-

ningspriserne klart større i Højbjerg/Risskov-området (STED 2) end i de to øvrige områder, samtidig med at også bygningsafskrivningerne er større. Den mest markante afvigelse findes dog for variabelen PEJS, en afvigelse, der underbygger den tidligere tolkning af denne variabel som kvalitetsindikator. Medens PEJS er klart signifikant og af betydelig størrelse i »normalområderne«, er variabelen insignifikant i »højkvalitetsområdet«. Her behøves tilsyneladende ingen kvalitetsindikator. Af årstalsvariablene antydes desuden en kraftigere prisudvikling for STED 1 end for de to øvrige områder, hvilket underbygges af efterspørgselsudviklingen, idet der efter branchens opfattelse har været stigende interesse for standardhuse med rimelig god tilgængelighed.

6. Afslutning

Den gennemførte estimation af den hedoniske prisfunktion synes at påpege, at der med anvendelse af de i dette studie benyttede egen-skabsindikatorer og funktionsformer kan opnås et glimrende fit til de beregnede kontantpriser med afgjort rimelige skøn over de implicite priser til resultat.

Tilbage står dog en følelse af, at prisdannelsen på markedet indeholder flere facetter end dem, der kommer til udtryk ved anvendelse af blot en enkelt afhængig variabel. Muligvis kan der opnås betydelig mere information gennem en ophævelse af dette bånd, hvilket forhåbentlig vil afsløres af fremtidige studier på området.

Litteratur:

- Bender, B., Gronberg, T. J. and Hwang, H. S. 1980. Choice of functional form and the demand for air quality. *The Review of Economics and Statistics*, 62, pp 638-643.
- Box, G. E. P. and Cox, D. R. 1964. An analysis of transformations. *Journal of the Royal Statistical Society*, B26, pp 211-243.
- Goodman, A. C. 1978. Hedonic prices, price indices and housing markets. *Journal of Urban Economics*, 5, pp 471-484.
- Griliches, Z. (ed.). 1971. Price indexes and quality change. Cambridge Mass.
- Kristensen, K. 1982. On the relationship between price and attributes: A multivariate study based upon housing data. Proceedings from the Annual Meeting of the European Marketing Academy. Antwerp, april 1982.
- Lancaster, K. J. 1966. A new approach to consumer theory. *Journal of political Economy*, 74, pp 132-157.
- Muellbauer, J. 1974. Household production theory, quality, and the »hedonic techniques«. *American Economic Review*, 64, pp 977-994.
- Noland, C. W. 1979. Assessing hedonic indexes for housing. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, XIV, pp 783-800.
- Palmquist, R. B. 1980. Alternative techniques for developing real estate price indexes. *The Review of Economics and Statistics*, 62, pp 442-448.
- Rosen, S. 1974. Hedonic prices and implicit markets: Product differentiation in pure competition. *Journal of political Economy*, 82, pp 34-55.
- Straszheim, M. 1974. hedonic estimation of housing market prices: A further comment. *The Review of Economics and Statistics*, 56, pp 404-406.
- Witte, A. D., Sumka, H. J. and Erekson, H. 1979. An estimate of a structural hedonic price model of the housing market: An application of Rosen's theory of implicit markets. *Econometrica*, 47, pp 1151-1173.