

Hedoniske regressioner: Hvad koster en meter bil?

Chr. Hjorth-Andersen

Økonomisk Institut, Københavns Universitet

SUMMARY: Commodity prices are usually given data for economists. When a commodity is viewed as a bundle of characteristics, the prices of the characteristics cannot be assumed to be given, however, but must somehow be computed and the tool for this has been provided by hedonic regressions. Originally, this approach was suggested as a means of correcting price indices for quality change but hedonic regressions have a much wider field of application. The correspondence between the basic theoretical model and the practical empirical work is not always obvious, and it will be shown, in theory and in an empirical example, that prices of characteristics differ in a number of ways from prices of commodities.

1. Indledning

Hvis gennemsnitsbilen igennem en årrække bliver større og større, vil prisindeks blot baseret på markedspriser for biler overvurdere den reelle prisstigning. Kun empirisk arbejde kunne imidlertid afgøre den kvantitative betydning af denne effekt, og det var med dette formål, at arbejdet med hedoniske regressioner blev påbegyndt. Ved en *hedonisk regression* skal forstås en regression af en række varianter priser på en vektor af egenskaber: F.eks. kan en række forskellige bilpriser blive forklaret ved en række egenskaber for de pågældende biler. Denne viden kan dernæst udnyttes til at konstruere prisindeks, *hedoniske prisindeks*, som er rensat for kvalitetsændringer.

Det har imidlertid vist sig, at hedoniske regressioner har en langt større anvendelse end det oprindelige udgangspunkt. Nyere teoretisk forskning har understreget den dybtgående betydning for strukturen på det enkelte marked, som produktbegrebet har. Inden for industriøkonomien (industrial organization) findes der efterhånden talrige eksempler på, at det ikke er tilfredsstillende blot at betragte gennemsnitstal, men at det – f.eks. af hensyn til konsekvenserne af påtænkte offentlige indgreb – er vigtigt at forstå prisstrukturen på markedet.

Hedoniske regressioner: Hvad koster en meter bil?

Chr. Hjorth-Andersen

Økonomisk Institut, Københavns Universitet

SUMMARY: Commodity prices are usually given data for economists. When a commodity is viewed as a bundle of characteristics, the prices of the characteristics cannot be assumed to be given, however, but must somehow be computed and the tool for this has been provided by hedonic regressions. Originally, this approach was suggested as a means of correcting price indices for quality change but hedonic regressions have a much wider field of application. The correspondence between the basic theoretical model and the practical empirical work is not always obvious, and it will be shown, in theory and in an empirical example, that prices of characteristics differ in a number of ways from prices of commodities.

1. Indledning

Hvis gennemsnitsbilen igennem en årrække bliver større og større, vil prisindeks blot baseret på markedspriser for biler overvurdere den reelle prisstigning. Kun empirisk arbejde kunne imidlertid afgøre den kvantitative betydning af denne effekt, og det var med dette formål, at arbejdet med hedoniske regressioner blev påbegyndt. Ved en *hedonisk regression* skal forstås en regression af en række varianter priser på en vektor af egenskaber: F.eks. kan en række forskellige bilpriser blive forklaret ved en række egenskaber for de pågældende biler. Denne viden kan dernæst udnyttes til at konstruere prisindeks, *hedoniske prisindeks*, som er rensat for kvalitetsændringer.

Det har imidlertid vist sig, at hedoniske regressioner har en langt større anvendelse end det oprindelige udgangspunkt. Nyere teoretisk forskning har understreget den dybtgående betydning for strukturen på det enkelte marked, som produktbegrebet har. Inden for industriøkonomien (industrial organization) findes der efterhånden talrige eksempler på, at det ikke er tilfredsstillende blot at betragte gennemsnitstal, men at det – f.eks. af hensyn til konsekvenserne af påtænkte offentlige indgreb – er vigtigt at forstå prisstrukturen på markedet.

Det er karakteristisk for dette område, at teori og empiri ikke gik smukt hånd i hånd¹. I begyndelsen af 60'erne blev en række amerikanske arbejder af empirisk tilsnit publiceret, hvoraf Griliches (1961) utvivlsomt er det bedst kendte². Senere i midten af 60'erne kom arbejderne af Lancaster (1966) og Becker (1965), men uden mere end en enkelt fodnotes henvisning til den empiriske litteratur. Først i 1970'erne begyndte der at komme en vis konvergens mellem den teoretiske og den empiriske litteratur, se bl.a. Muellbauer (1974), Rosen (1974), Lucas (1975) og Lancaster (1977), jfr. sammenfatningen hos Deaton & Muellbauer (1980)³.

I denne artikel skal først fremgangsmåden ved de hedoniske prisindeks kort omtales som en optakt til den teoretiske diskussion af fortolkningen af de estimerede koefficienter og de involverede økonometriske problemer – en diskussion, der skal gives med udgangspunkt i Rosen's model fra 1974. Dernæst skal en række mere eller mindre erkendte og/eller velkendte fortolkningsproblemer diskuteres. I sidste afsnit skal et empirisk resultat for 12 amerikanske varer gennemgås. Umiddelbart synes eksemplet måske nok lidt specielt, og datamaterialet kan næppe heller siges at være omfattende, men det skal argumenteres, at erfaringerne fra det empiriske eksempel antagelig har implikationer for et ganske stort udsnit af industrivarer.

2. Den generelle fremgangsmåde

Det centrale ved hedoniske prisindeks er utvivlsomt regressionen af varianternes priser på de udvalgte egenskaber. Afhængig af formålet, og måske lige så meget af data, findes der imidlertid to forskellige hovedvarianter af metoden⁴.

Den første hovedvariant kunne kaldes *skyggeprismetoden*. I en lineær udgave kunne den opstilles som

$$p_i = \alpha + \sum_{j=1}^k \Pi_j z_{ij} + u_i \quad i = 1, \dots, n \quad (1)$$

hvor p_i er varianternes priser ($i = 1, \dots, n$), z_{ij} er indholdet af den i 'te variants j 'te karakteristika og u_i er et stokastisk led. For at få frihedsgrader nok til at estimere relationen må k være (væsentligt) mindre end n . Eftersom $\partial p_i / \partial z_{ij} = \Pi_j$, betegner Π_j den margi-

1 Triplett (1975, s. 308) taler om »the degree of operational content – or lack of same – provided by the theorists and the excessively empiricist orientation of some of the contributors to the hedonic literature«.

2 Se Griliches' introduktion til samleværket Zvi Griliches (red.): *Price Indexes and Quality Change* (1971), i hvilket en række af de vigtigste tidligere arbejder er genoptrykt.

3 Der er efterhånden blevet publiceret et meget betydeligt antal af disse studier, omend de ofte foreligger i en relativt utilgængelig form som »research papers« fra forskellige institutioner; som dansk eksempel kan henvises til Møller (1978).

4 Jfr. Griliches (1971) og Deaton & Muellbauer (1980).

nale ændring i prisen som i følge af en marginal ændring i z_{ij} , altså en (konstant) marginal skyggepris på det j 'te karakteristika.

Relationen (1) er ikke tidsdateret. Med et sample for 2 perioder kan relationen estimeres for hver periode, og skyggepriserne Π_{j0} og Π_{jt} beregnes. Et kvalitetskorrigeret Laspeyres-indeks kan da beregnes som

$$La_{t0} = \sum_j \Pi_{jt} Z_{j0} / \sum_j \Pi_{j0} Z_{j0} \quad (2)$$

hvor $Z_{j0} = \sum_i Z_{ij0} Q_{i0}$, hvor Q_{i0} = det samlede salg i basisåret 0 af variant i . Z_{j0} bliver dermed den samlede mængde af karakteristika j i basisåret. (2) udtrykker dermed, hvad de forskellige mængder af karakteristika i basisåret kommer til at koste i år t i forhold til basisåret.

Den anden hovedvariant kunne kaldes »dummymetoden«⁵. Filosofien bag ved denne metode er ganske simpel. Når mængden af karakteristika per variant ændrer sig fra år til år, kan man forsøge at holde deres betydning konstant ved en regression, og den systematiske del af den resterende variation henføres til egentlige prisforandringer. I den ofte anvendte semilogaritmiske udgave:

$$\log p_{it} = a_0 + \sum_{j=1}^m a_j z_{jit} + a_d D + u_{it} \quad (3)$$

hvor dummyen D antager værdien 0 i basisåret og værdien 1 i det pågældende år, og koefficienten a_d som følge deraf måler den egentlige prisstigning fra år 0 til år t .

De to varianter giver ligeledes anledning til forskellige problemer. Griliches anfører således, at dummy-metoden ikke er så følsom over for multikollinearitet, men at den til gengæld er følsom over for det sample, der anvendes. Til dette kommer, at dummy-metoden kun kræver omtrent halvt så mange frihedsgrader som skyggeprismetoden – hvilket kan have ganske stor betydning.

Det er imidlertid ikke hensigten at referere disse arbejder i detaljer, da hovedvægten i disse ligger mere direkte på sammenhængen mellem egenskaberne og prisen⁶. Det er

5 En tredje metode til behandling af kvalitetsforskelle er anvendelse af data for priser på brugte genstande. En væsentlig fordel ved metoden er, at man ikke behøver data for de individuelle egenskaber, men det er netop disse data, som haves, men til gengæld ikke data for priser på brugte genstande. Der skal derfor blot henvises til artiklerne i Griliches (1971).

6 Det fortjener dog at blive bemærket, at Laspeyres-indeks som angivet i (2) baseret på skyggeprismetoden ikke nødvendigvis som ved normale goder angiver en overgrænse for prisstigningens størrelse. Problemet er, at π_i/π_j for karakteristika i og j kun under specielle omstændigheder vil være uafhængigt af niveauet for karakteristikaene i og j , se Muellbauer (1974) og Klevmarken (1977).

derimod vigtigt at diskutere fortolkningen af de estimerede koefficienter mere indgående.

3. Rosen's model: Fortolkning og identifikation af koefficienterne

I 1974 præsenterede Sherwin S. Rosen en model, der siden har stået som standardreferencen på området. Selve modellen er teknisk ganske kompliceret (og bliver i den efterfølgende litteratur da også behandlet med passende ærbødighed!), men Rosen har selv i 1978 givet en mere tilgængelig fremstilling ⁷.

Rosen opfatter en vare som fuldkommen bestemt af en vektor af målelige karakteristika, $z = (z_1, \dots, z_m)$. Producenterne bestemmer hver især den konkrete værdi af z , som derefter er given for den enkelte forbruger. Varen antages ikke at være delelig, så der er ingen mulighed for at kombinere egenskaberne for flere varianter. Den centrale forudsætning er, at der forefindes en »tæthed« af varianter på markedet, så forbrugerne kan vælge en vilkårlig kombination af z . En klar fordel ved dette oplæg er, at de relevante funktioner kan differentieres, og den almindelige marginalteknik benyttes. Der antages at være fuldkommen konkurrence på køber- og sælgerside i den forstand, at ingen køber eller producent kan påvirke hverken varepriserne eller egenskabspriserne.

Forbruger i antages at have en strengt konkav nyttefunktion $U_i = U_i(z, x)$, hvor x betegner alle andre goder. Der antages implicit separabilitet, så forbruget af z kan analyseres uafhængigt af de øvrige varer – en forudsætning, som kan være vanskeligere at vurdere, når det drejer sig om analyse i karakteristika rummet og ikke i goderummet. Hver forbruger køber kun 1 bestemt variant, et meget realistisk træk i modellen. Den enkelte forbrugers budgetrestriktion er givet ved $Y_i = x + p(z)$, hvor prisen på x er sat til 1, og hvor der kun købes 1 enhed af varianten, men hvor $p(z)$ ikke nødvendigvis er lineær. Ligevægt implicerer – med nødvendige forbehold på grund af $p(z)$ ⁸ – at $p'(z) = U_{z_j}/U_x$, $j = 1, \dots, m$. Forbrugernes marginale substitutionsforhold vil således svare til den marginale omkostning for forbrugerne ved at ændre kvaliteten. Det er åbenlyst, at denne fremstilling kun giver mening med en tæthed af varianter.

Producenterne antages kun at foretage envareproduktion; det bemærkes eksplicit, at flervareproduktionen giver anledning til som et minimum betydelige modeltekniske vanskeligheder. Producenterne maksimerer – i 1978-udgaven – en profitfunktion $\Pi = np(z) - C(n, z)$, hvor de udover at fastlægge produktionen af enheder, d.v.s. n , også skal fastlægge kvaliteten z , hvilket umiddelbart giver $n p'(z) = C_z$ eller $p'(z) = C_z/n$. De marginale implicitte priser $p'(z)$ afspejler således på samme tid de marginale produktionsomkostninger som forbrugernes marginale betalingsvillighed.

⁷ jfr. også Triplett (1975).

⁸ Det faktum, at selv med lineære markedspriser kan efficiensgrænsen – eller budgetrestriktionen – i karakteristika rummet blive konveks, kan give anledning til åbenlyse vanskeligheder, hvis den bliver »for« konveks i forhold til nyttefunktionen. Rosen (1974) bemærker problemet, men abstraherer i øvrigt fra det.

Tilbage henstår at påvise en markedslikevægt. Problemet er vanskeligt, fordi udbud og efterspørgsel efter den enkelte egenskab normalt vil afhænge af niveauet for samtlige øvrige egenskaber, og Rosen (1974) giver da også kun løsningen i det simple tilfælde med 1 egenskab.

Med dette udgangspunkt er Rosen i stand til at give en klar præsentation af identifikationsproblemet: Hedoniske regressioner kan fremskaffe de (marginale) priser på egenskaber, medens priser normalt er givne data for almindelige varer. Dernæst må udbuds- og efterspørgselskurver for hver enkelt egenskab estimeres ved inddragelse af yderligere variable, men dette er blot »a garden variety identification problem« (Rosen 1974, p. 50). Mere konkret kan fremgangsmåden fremstilles i 3 trin:⁹.

Trin 1: Estimér den hedoniske regression

$$p = p(z) \quad (4)$$

hvor $z = (z_1, z_2, \dots, z_m)$ er en vektor af egenskaber for en given vare. Lad os konkret forestille os, at det er ejendomsmarkedet. Datagrundlaget består således af salgspriser for N huse samt disse huses egenskaber såsom størrelse, udstyr, støjniveau osv. Om dette trin bemærker Rosen (1974, p. 50), at det »econometrically duplicates the information acquired by agents in the market, on the basis of which they make their decisions«.

Lad estimatet være $\hat{p} = \hat{p}(z)$.

Trin 2: Beregn de N marginale priser for hver egenskab

$$\hat{p}_j = \partial \hat{p}(z) / \partial z_j \quad j = 1, \dots, m \quad (5)$$

for hvert af de N huse, idet den faktiske værdi af z for hvert hus indsættes. For at der skal blive variation i de N marginale priser for egenskab j må (4) ovenfor ikke være lineær, men Rosen argumenterer da også for, at dette heller ikke er tilfældet. Trin 1 og 2 har således fremskaffet de fornødne priser, hvorefter udbuds- og efterspørgselskurver estimeres på normal vis.

Trin 3: Estimér

$$\begin{aligned} p_j(z) &= D(z, \alpha) \text{ Efterspørgselskurve} \\ p_j(z) &= S(z, \beta) \text{ Udbudskurve} \end{aligned} \quad j = 1, \dots, m \quad (6)$$

⁹ Witte m.fl. (1979) følger disse 3 trin i et empirisk studie af ejendomsmarkedet.

hvor α og β er vektorer af eksogene variable, der sikrer identifikation af kurverne. Der bliver således tale om at estimere et simultant system af 2 m ligninger.

I medfør af trin 3 kan således (f.eks.) en efterspørgselskurve og en udbudskurve for støj (stilhed) estimeres. Når disse kurver er fastlagt, kan f.eks. benefits ved et marginalt støjdæmpende projekt beregnes. Varianter af denne fremgangsmåde har i særlig grad været anvendt inden for forureningsøkonomien, omend måske i en noget ad hoc præget udgave. Der findes en lang række studier af ejendomsprisernes afhængighed af egenskaberne ved ejendommen samt forureningsvariable såsom luftforureningsindikatorer og støjniveau. Ofte er disse studier imidlertid stoppet ved trin 2.

Fra et teoretisk synspunkt er det naturligvis tilfredsstillende med en fremgangsmåde, der kan måle benefits ved forureningsforanstaltninger ud fra objektive markeddata (der er faktisk tale om et kønt eksempel på, at grundvidenskabelig forskning får praktiske anvendelser), men ovenstående fremgangsmåde er imidlertid ikke så simpel endda at forfølge i praksis. Rosen har således ikke ret i, at identifikationsproblemet er af den omtalte velkendte type. Brown & Rosen (1982) gør opmærksom på, at de *beregnedede* marginale priser ikke kan betragtes som informationsgivende data på lige fod med normale markedspriser. Konkret viser de, at hvis (4) er kvadratisk, og (6) er lineær, vil identifikation af (6) ikke være mulig. Der er ligeledes en række ikke ubetydelige problemer i forbindelse med funktionsvalg og estimationsmetode, som ikke skal uddybes her, men se Blackley m.fl. (1984) og Mendelsohn (1984). Endelig kommer der på det mere praktiske plan ganske betydelige dataproblemer. Ohsfeldt & Smith (1985) har således i et Monte Carlo studie konstateret, at rimeligt præcise estimater af (6) kræver ret betydelige datamængder, men dette er typisk ikke det store problem på netop ejendomsmarkedet. Men for at estimere f.eks. en efterspørgselskurve efter støj, kræves der en vis variation i de beregnede støjpriser. Dette er det imidlertid ikke nødvendigvis muligt at opnå i et enkelt velafgrænset område, men anvendelsen af f.eks. flere ret forskellige områder kan af hensyn til den korrekte specifikation af (4) være problematisk. Alle disse problemer umuliggør ikke fremgangsmåden, men medfører nok, at man ikke – i hvert fald indtil videre – skal stille for store forventninger til, hvor præcise resultater, der kan opnås. Konkret viser f.eks. Harrison & Rubinfeld (1978), at alene specifikation af den hedoniske regression kan medføre udsving i de estimerede benefits fra 47 til 105 dollars.

4. Nogle fortolkningsproblemer

I dette afsnit skal en række problemer af fortolkningsmæssig eller praktisk karakter fremdrages.

a. Forholdet til Lancaster's model

Man ser ofte, selv i nyere tid såsom f.eks. Witte m.fl. (1979), at hedoniske regressioner

skulle opfattes som det empiriske modstykke til Lancaster's forbrugsteori¹⁰. Dette er imidlertid såvel historisk som faktisk uberettiget, se især Lucas (1975). Hos Lancaster er det en vigtig pointe, at forekomsten af forskellige varianter i markedet kun kan forklares ved, at forbrugerne har forskellige præferencer, hvilket ikke harmoniserer særligt godt med den normale forestilling i indeksteorien om repræsentative forbrugere. Hos Lancaster er det ligeledes væsentligt, at efficiensgrænsen er stykvis lineær samt konkav (set fra origo). Denne betingelse hverken opfylder eller tilstræber de normale hedoniske regressioner at opfylde. På dette som på mange andre områder er de mest populære valg af funktionsform en lineær, semilogaritmisk eller dobbeltlogaritmisk regression. Af disse vil imidlertid de to første give en lineær efficiensgrænse, medens den dobbeltlogaritmiske vil give en konveks efficiensgrænse.

Til disse principielle problemer kommer der en række detaljer. En ny variant, der ligger på efficiensgrænsen, vil i princippet normalt medføre, at efficiensgrænsen lokalt vil blive ændret, men ved dummy-metoden postuleres der det samme sæt af skyggepriser for de to perioder. Dertil kommer, at i praksis er en række egenskaber af 0-1 typen, som ikke har noget modstykke hos Lancaster. Endelig er Lancaster's forudsætning om delelighed helt uanvendelig på netop den type af goder, der typisk er blevet anvendt ved hedoniske regressioner, såsom biler og huse, køleskabe o.lign. Der er således godt nok tale om beslægtede betragtningmåder af kvalitetsbegrebet, men der er ikke tale om, at hedoniske regressioner kan opfattes som det empiriske modstykke til Lancaster's teori.

b. Antallet af varianter

Det er en ejendommelighed i den hedoniske indeksslitteratur, at antallet af varianter ikke indgår som nogen central størrelse. Antallet af varianter varierer faktisk fra år til år for biler (Dhrymes 1971, p. 134) som på mange andre markeder ganske betydeligt¹¹. Desuden har den stigende udenrigshandel i de sidste årtier utvivlsomt bevirket en trendmæssig stigning i antal varianter for den enkelte vare; der er kommet langt flere mærker at vælge imellem.

For forbrugerne indebærer en sådan udfyldning af karakteristikarummet med varianter, at de alt andet lige bliver bedre stillet¹². Denne effekt indgår imidlertid ikke i de hedoniske prisindeks til trods for, at kvalitetsaspektet netop sættes i fokus.

c. Konsumentkriterier eller producentkriterier?

Det er ejendommeligt at notere sig, at med én undtagelse ud af et ganske betydeligt

¹⁰ Se Hjorth-Andersen (1982) for en fremstilling af Lancaster's model.

¹¹ Skulle læseren synes, at eksemplet er lidt støvet, kan det oplyses, at det samme fænomen er omtalt i Time Magazine af 4/11 1985 p. 33 for europæiske biler.

¹² Denne effekt er efterhånden udførligt omtalt i teorien, se således Sættinger (1984) som et af de seneste bidrag.

antal studier er de alle i det væsentlige baseret på producentkriterier. Artiklens titel er ikke nogen vittighed; man prøver faktisk at beregne, hvad en meter bil koster¹³. Hensigten var at konstruere indeks til belysning af forbrugernes situation, altså om konstaterede prisstigninger skyldes kvalitetsforbedringer eller reel inflation. Der er imidlertid intet i vejen for, at en række producentkriterier kan være praktisk taget uændrede, medens en række konsumentkriterier gradvist er blevet forbedret. Der er ikke på forhånd nogen garanti for, at hedoniske prisindeks baseret på producentkriterier vil udvise samme forløb som indeks baseret på konsumentkriterier, men det er utvivlsomt konsumentkriterierne, der afgør forbrugernes velfærd.

Undtagelsen er Ohta & Griliches (1975), der systematisk anvender konsumentkriterier (»Performance variables«) i et afsnit af deres undersøgelse¹⁴. Deres hovedresultat er, at de for biler når til et lige så godt »fit« med konsumentkriterier som med producentkriterier. Langtfra alle konsumentkriterierne er imidlertid signifikante, og enkelte har forkert fortegn. På det metodiske plan er det imidlertid datakonstruktionen, der er det mest problematiske. De anvender data fra *Consumer Reports* fra 1963–66, se næste afsnit, men foretager nogle uigennemskuelige transformationer af de principielt ordinære data, som de derefter behandler som kardinale størrelser.

d. Et begrænset antal varianter

Hos Rosen var der tale om en »tæthed« af varianter, men dette er ikke typisk for de fleste markeder for industriprodukter, hvor antallet af varianter set i forhold til det mulige antal normalt er ret lille – omend det måske i absolutte tal kan være ret stort, måske over 100.

Et begrænset antal varianter påvirker for det første koefficienternes (præcise) fortolkning som marginale substitutionsforhold. Med Barzel's eksempel (1975), jfr. også Lucas (1975):

Antag, at prisen pr. enhed hestekraft for en bil er 1 dollar. Lad forbrugerne være stillet over for valget mellem en 200 og en 250 hestekræfters motor, altså med en prisforskel på 50 dollars. Med den givne pris ville én forbruger måske have valgt en motor med 190 HK, en anden en motor med 220 og en tredje med 260. På et givet tidspunkt er der i markedet nogle bestemte varianter uden muligheder for kontinuert tilpasning.

Hvis der nu bliver introduceret nye modeller, så der tilbydes motorer med 220 og 270 HK, men til den samme pris af 1 dollar pr. HK, vil et prisindeks uden hensynstagen til

13 I ingen af disse arbejder er der – så vidt ses – nogen henvisning til Brems (1951).

14 Atkinson & Halvorson (1984) anvender dog også for en enkelt variabel, »Comfort of Ride«, data fra *Consumers Reports*, som de skalerer fra 1 til 5 (se p. 421). Da der efterfølgende, (Table 2, p. 422) kun estimeres 1 koefficient, er der ikke meget tvivl om, at de i realiteten har anvendt variabelen kardiinalt.

kvalitetsproblemer udvise stigning, medens det hedoniske prisindeks ikke ville vise nogen ændring, men den første forbruger vil lide et tab, den anden vil være bedre stillet, medens den tredje er nogenlunde lige så godt stillet. Med mange forbrugere er det klart, at det hedoniske indeks kan såvel overvurdere som undervurdere den gennemsnitlige forbrugers tilfredsstillelse.

For det andet betyder et begrænset antal varianter normalt, at den enkelte producent får mulighed for at føre sin egen prispolitik. Dhrymes (1971) har som den første beskæftiget sig med de problemer, der opstår i tilfælde af et begrænset antal varianter, hvor den enkelte producent er prisfastsætter. Hans arbejde er fortrinsvist økonometrisk orienteret og vedrører biler og køleskabe. Han antager, at prisdannelsen foregår ved en mark-up k over omkostningerne, uden at dette begreb defineres nærmere.

Den mest naturlige fortolkning er nok, at prisdannelsen foregår ved, at producent i sætter prisen som

$$p^i = k AVC^i \quad , \quad k > 1 \quad (7)$$

Han benytter 3 forskellige omkostningsfunktioner

$$AVC^i = \alpha + \sum_{j=1}^m \beta_j z_j^i \quad (8a)$$

$$AVC^i = \alpha \cdot e^{\sum \beta_j z_j^i} \quad (8b)$$

$$AVC^i = \alpha \cdot \prod z_j^{\beta_j} \quad (8c)$$

Her som i den økonomiske litteratur overhovedet anvendes »rene« funktionssudtryk, men det mere realistiske er nok blandede funktioner, så de partielle omkostninger ved at producere mere af én egenskab stiger eksponentielt og for en anden f.eks. lineært. Hvis man som i forureningsøkonomien typisk kun er interesseret i en enkelt koefficient, bliver den korrekte specifikation naturligvis af stor vigtighed.

Indsættes (8) i (7), fås den hedoniske regression umiddelbart (idet det stokastiske led negligeres):

$$p^i = k\alpha + k \sum \beta_j z_j^i \quad (9a)$$

$$\ln p^i = \ln k + \ln \alpha + \sum \beta_j z_j^i \quad (9b)$$

$$\ln p^i = \ln k + \ln \alpha + \sum \beta_j \ln z_j^i \quad (9c)$$

Dhrymes centrale spørgsmål er, om antagelsen af en fælles mark-up sats for de enkelte producenter er berettiget; han konkluderer siden, at svaret er nej. (Når dette teknisk kan lade sig gøre, skyldes det, at den enkelte producent producerer en række mærker – hvert bilfirma producerer lastvogne, store biler, små biler o.s.v. –, så han kan estimere (9) for hver enkelt producent).

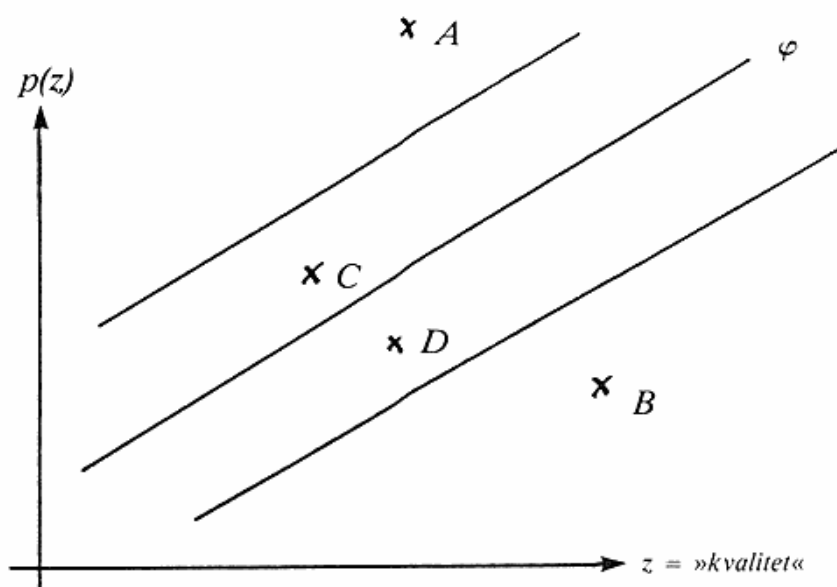
Det er væsentligt at bemærke, at fortolkningen af koefficienterne er væsensforskellig i de 3 tilfælde. En estimeret koefficient i (9a) vil ikke angive de marginale omkostninger, men derimod omkostningerne multipliceret med mark-up satsen, uden at de enkelte bestanddele af teknologi og priskalkulation kan identificeres. I (9a) og (9b) vil en estimeret koefficient derimod nok angive den marginale omkostning, men vil ikke være konstant.

Formuleringen (7) er i øvrigt ikke uproblematisk, Dhrymes undersøger, om de forskellige virksomheder har forskellig prispolitik under forudsætning af, at de anvender samme mark-up for samtlige af deres produkter. En mindst lige så nærliggende tanke ville imidlertid være, at mark-up satsen for den enkelte producent varierede med produktets kvalitet, så produkter med høj kvalitet fik en høj mark-up. En rimelig tilnærmelse ville antagelig være at antage, at mark-up satsen er en lineær funktion af AVC, eftersom der kan gives mange eksempler på, at dyre varianter har en høj avancesats. Indsat i f.eks. (9a) ville dette give anledning til en kvadratisk funktion i z . Endelig skal bemærkes, at der ved (7) og (8) er forudsat en fælles omkostningsfunktion, altså fælles teknologi og fælles faktorpriser. Begge dele kan naturligvis anfægtes.

Et beslægtet problem er, at formuleringen (7) udelukkende tilskriver forskelle i de variable omkostninger til forskelle i z . Men der kunne jo meget vel tænkes at være stor-driftsfordele ved produktionen af visse varianter. Er dette tilfældet, og er f.eks. de laveste kvaliteter systematisk de mest solgte, vil relationerne (9) åbenlyst være fejlspecificerede, idet der bør indgå et udtryk for det absolutte salg eller eventuelt markedsandelen¹⁵.

Sammenfattende må det konkluderes, at når Rosen's forudsætning om en tæthed af varianter opgives, må den erstattes med eksplicite antagelser om producenternes omkostningsforhold og markedsadfærd, for at den hedoniske regression kan specificeres korrekt, og koefficienterne kan gives en præcis fortolkning.

15 Griliches er flere steder (f.eks. 1971, s. 61) inde på, at de enkelte observationer til regressionen $p = p(z)$ burde vejes med deres markedsandel. Betragtningen er imidlertid en noget anden end her, idet til indeksbrug virker det ret intuitivt, at små uvæsentlige varianter ikke skal tillægges for stor betydning. Men om der faktisk bør ske en vejning med markedsandele, må vel bl.a. afhænge af den videre procedure ved indekset. Det fremgår af (2), at der vil ske en vejning ved konstruktionen af Laspeyres-indekset, medens der ikke vil blive foretaget en vejning ved dummy-metoden.



Figur 1. En illustration af inefficiente varianter.

e. Stabiliteten af de hedoniske regressioner

Hermed tænkes ikke på, om de hedoniske regressioner er stabile over tiden; det fremgår klart af det foregående, at forskydninger i efterspørgsels- og udbudsforhold over tiden vil kunne ændre koefficienterne i den hedoniske regression. Der tænkes på, om den hedoniske regression er stabil selv med uændrede udbuds- og efterspørgselsforhold.

Problemet kan illustreres ved at betragte fig. 1, hvor regressionslinien φ er indlagt. Det er herefter simpelt at indlægge en over- og undergrænse for, om observationerne for et givet signifikansniveau kan antages at tilhøre den pågældende regression. På figuren har punkt A en »høj« pris og punktet B en »lav« pris¹⁶.

For varianten A synes der at være to muligheder: Den er virkelig prissat for højt¹⁷; i så tilfælde må man imidlertid forvente, enten at der sker en prisjustering, eller at den taber markedsandele og eventuelt helt forsvinder fra markedet. Den anden mulighed er, at den faktisk ikke er prissat for højt forstået på den måde, at den ikke taber mar-

16 Der er her tale om en økonometrisk definition af en inefficent variant. I Hjorth-Andersen (1982) er der anvendt en definition af inefficente varianter baseret på et mikroteoretisk oplæg. De to definitioner er klart forskellige. F.eks. er punktet C inefficent i forhold til D, men ingen af disse punkter er økonometrisk inefficente.

17 Empirisk kan dette undersøges ved at teste, om den for høje pris genfindes på brugtvoanmarkedet, jfr. f.eks. Ohto & Griliches (1975). En anden mulighed er mere direkte at teste, om den taber markedsandele, således som bl.a. Cowling & Rayner (1970) gør for traktorer.

kedsandele eller bliver udsat for et kraftigt fald på markedet for brugte genstande. Dette er empirisk fundet at være tilfældet for nogle biltyper. (Måske ikke så overraskende drejer det sig om f.eks. Cadillac i USA og Jaguar i England). Teknisk set kan sådanne forskelle »klares« med dummy'er, men det er klart, at i den udstrækning, at den slags dummy'er bliver anvendt, bliver den hedoniske regression $p = p(z)$ opløst i enkelte fabrikantnavne o.lign., stik mod det oprindelige oplæg.

Problemet bliver ikke mindre af, at et statistisk signifikanskriterium ikke umiddelbart lader sig oversætte til et kriterium for, hvilke varianter der faktisk vil tabe markedsandele. Skal vi således anvende 80, 90, 95, 99 eller 99,9 pct. fraktilen? Blot at anvende det konventionelle niveau på 95 pct. virker i hvert fald ikke tilfredsstillende. Svaret herpå kan imidlertid kun empiriske studier give, og disse foreligger ikke. Det skal yderligere bemærkes, at der ikke nødvendigvis er symmetri mellem for højt og for lavt prisfastsatte varianter. For højt prisfastsatte varianter må, med ovennævnte modifikationer, normalt antages at være mere ustabile end de lavt prisfastsatte.

Endelig kan man spørge sig selv, om OLS nu også er den mest velegnede estimationsmetode i sådanne tilfælde. Ved at minimere den lodrette afstand til regressionslinien φ tillægges punkterne A og B den største betydning, altså netop de punkter, der må anses for mest ustabile.

5. Hedoniske regressioner baseret på Consumer Reports 1980

I Danmark har der ikke været nogen tradition for at arbejde med hedoniske regressioner. Bjerke (1966) omtaler metoden, men ender med at advare mod »mekaniske regressioner«. Den er ligeledes ikke omtalt i Gørtz og Drud Hansens bog om indeksteori fra 1977.

Der findes imidlertid enkelte nyere arbejder specielt inden for ejendomsmarkedet. Michael Møller (1978) viser således nogle foreløbige resultater fra typemarkedet og anbefaler med forbehold metoden ved nybyggede huse. Kai Kristensen (1983) får rimelige resultater i et empirisk studie fra Århus-området. Søren Eliassen (1981) viser i et upubliceret arbejde, at metoden anvendt på et ret stort materiale fra Bolig- og Byggesregistret kan give rimelige resultater. Fælles for disse arbejder er imidlertid, at de stopper ved trin 1, evt. 2, men forsøger ikke at estimere udbuds- og efterspørgselsfunktioner for de enkelte egenskaber i trin 3. Ved senere anvendelser af metoden – f.eks. til formaliserede ejendomsvurderinger – må man imidlertid være opmærksom på, at koefficienterne (bl.a.) kan være geografisk varierende.

Hovedparten af de hedoniske regressioner har været udført på enten boligmarkedet eller markedet for varige og ret kostbare forbrugsgoder. Det empiriske materiale, som skal anvendes her, er imidlertid karakteriseret ved, at varerne ikke er tilsvarende dyre, og i sammenhæng hermed at forbrugernes informationsniveau næppe er særlig højt.

Spørgsmålet er herefter, hvilke resultater man kan forvente at opnå på den slags markeder.

Datagrundlaget er taget fra det amerikanske tidsskrift *Consumer Reports*, som publicerer vareundersøgelser på samme måde som i *Råd og Resultater* fra Statens Husholdningsråd. Fremgangsmåden er udførligt omtalt andetsteds, se Hjorth-Andersen (1980), så her skal blot resumeres, at for en given vare defineres en række egenskaber, og de enkelte varianter (mærker) vurderes derefter for hver enkelt af disse egenskaber. Med n varianter og m egenskaber haves således en datamatrix for hver vare, hvortil kommer varianternes priser. Det karakteristiske element for variant i og egenskab j er en angivelse på en 5-delt skala af, om mærket for den pågældende egenskab er »meget god«, »god«, »acceptabel«, »dårlig« eller er »meget dårlig«, altså ikke et kardinalt mål. Det er derefter forsøgt at estimere følgende simple regression:

$$p_i = \alpha + \sum_{j=1}^m \beta_j E_{ij} \quad , \quad i = 1, \dots, n \quad (10)$$

hvor E_{ij} er en dummyvariabel. Med to hhv. 4 benyttede karakterer er $E_{ij}=1$ for den højeste (de to højeste) karakterer og 0 for den (de) laveste. Med 3 eller 5 benyttede karakterer er »mellemkarakteren« henført til den højeste gruppe, hvis der er færrest observationer i forvejen i denne gruppe. Defineret på denne måde skal fortegnene blive positive: Sammenlignet med en kvalitet under »gennemsnittet« bør en kvalitet over »gennemsnittet« betinge en højere pris¹⁸.

Et væsentligt problem ved (10) er spørgsmålet om frihedsgrader. Antallet af egenskaber i *Consumer Reports* er ofte ret stort i forhold til antallet af mærker (hvilket i endnu højere grad gælder *Råd og Resultater*), men det er dog lykkedes at finde 12 varer, for hvilke (10) kunne estimeres, så der var mindst 10 frihedsgrader¹⁹. I tabel 1 er resultaterne angivet.

Af de 12 varer fås der ved anvendelse af model (10) i 8 ud af de 12 tilfælde absolut intet bidrag til forklaringen af prisvariationen ved inddragelse af kvalitetsvariable. Af de 40 estimerede koefficienter er de 16 negative, de 24 positive. Ingen af de 16 negative,

18 Thomassen (1980) estimerer en hedonisk regression for farve-TV på basis af *Råd og Resultater*. Husholdningsrådet har publiceret 20 egenskaber som værende relevante ved valget af farve-TV. Men af disse 20 egenskaber udvælges uden nærmere begrundelse de 5, medens resten negligeres. Formuleringen af (10) indebærer, at hvis *Consumer Reports* har valgt en egenskab til at være relevant, bør denne egenskab indgå i den hedoniske regression.

19 Antallet af frihedsgrader er en hovedårsag til, at den valgte specifikation af regressionen er så simpel. Med det anvendte materiale er det kun undtagelsesvist muligt at estimere mere komplicerede modeller.

Tabel 1. Hedoniske regressioner baseret på Consumer Reports 1980.

Vare- betegnelse	n	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	R ²
Kaffe- maskiner	23	-4,2 (0,65)	10,8 (1,5)	6,4 (1,0)				0,14
Rense- middel	19			-0,07 (0,46)	0,02 (1,32)			0,13
Trykmålere for autodæk	28	0,44 (0,25)	0,69 (0,75)	0,13 (1,26)				0,07
Tæppe- shampoo	25	-0,036 (0,6)	-0,014 (0,23)	-0,015 (0,28)				0,03
Kikkerter	47	61,4 (2,4)	89,4 (2,5)	0,8 (0,03)	-7,4 (0,23)	44,1 (1,4)	64,2 (2,4)	0,48**
Opvaske- midler	22	-0,033 (1,81)	-0,008 (0,52)	0,006 (0,25)				0,17
Donkrafte	27	-25,0 (1,7)	64,8 (4,4)					0,51**
Hårtørre- re	26	12,6 (0,38)	-17,8 (0,62)	-10,9 (0,34)				0,04
Papir- håndklæder	30	0,13 (0,9)	0,16 (1,5)	-0,04 (0,4)	0,23 (2,0)	0,35 (3,1)	-0,17 (1,67)	0,59**
Maling - rød	21	0,51 (0,85)	0,11 (0,18)	-0,41 (0,70)				0,07
Maling - blå	21	0,25 (0,31)	0,54 (0,74)	-0,90 (0,77)				0,06
Trefødder til kameraer	29	-0,94 (0,11)	14,3 (1,9)	19,8 (2,3)				0,29*

Anm.: For rensmiddel er der to, og for donkrafte ét tilfælde af perfekt multikollinearitet. De anførte estimater dækker derfor over effekten af 2 egenskaber.

* angiver signifikans på 5-pct. niveauet.

** angiver signifikans på 1-pct. niveauet.

men 6 af de positive koefficienter var signifikante bedømt ud fra en t-værdi større end 2. 2 af regressionerne var imidlertid nogenlunde gode: »Kikkerter« med 3 signifikant positive variable og »papirhåndklæder« med 2 signifikant positive koefficienter. Re-

Tabel 2. Samhørende værdier af rho og regressionsestimater for den enkelte egenskab.

Rho	Regressionskoefficient			I alt
	Signifikant positiv	Insignifikant	Signifikant negativ	
Signifikant positiv	6	4	0	10
Insignifikant	0	30	0	30
Signifikant negativ	0	0	0	0
I alt	6	34	0	40

Anm.: Der er anvendt signifikansniveauet 5 pct. De 3 ikke-definerede koefficienter, jfr. tabel 1, er ikke medtaget.

gressionerne på varerne »donkrafte« og »kameratrefødder« kunne måske karakteriseres som passable.

Der kan være grund til at spørge, hvorfor resultaterne ikke er så »gode« som normalt ved hedoniske regressioner. (Der ses herved bort fra, at det ikke her er forsøgt at »massere« regressionerne ved at estimere med mange forskellige funktionsudtryk, anvende alternative definitioner af variablene o.lign.). De normalt gode resultater ved hedoniske regressioner opnås imidlertid hovedsageligt ved variable for »størrelse«²⁰. I *Consumer Reports* er størrelsesmomentet imidlertid udelukket p.g.a. afgrænsningen af varen. Små køleskabe sammenlignes med små køleskabe, og store køleskabe med store køleskabe, så der er ingen mulighed for, at en størrelsesvariabel kan give et væsentligt bidrag til R^2 .

Resultatet i tabel 1 er imidlertid ikke særlig interessant i sig selv, men det kan gives en stærkt udvidet fortolkning. For hver vare kendes de n varianter rangordnet m.h.t. prisen og til kvaliteten af den enkelte egenskab. Der kan derefter beregnes en rangkorrelationskoefficient for hver enkelt egenskab. Spørgsmålet er herefter, hvorledes denne rangkorrelationskoefficient (Spearman's rho) forholder sig til den estimerede regressionskoefficient som angivet i tabel 1. I tabel 2 er svaret givet.

Af de 40 medtagne egenskaber var der overensstemmelse i de 36 tilfælde. For de 4 egenskaber, hvor rho angav en signifikant sammenhæng, medens regressionskoefficienten ikke var signifikant, var regressionskoefficienten dog positiv med de respektive t -værdier 1,4; 0,9; 1,5 og 1,8. Den kvalitative konklusion – en ikke særlig udtalt positiv korrelation mellem pris og kvalitet – synes således at blive den samme ved de to meto-

20 Griliches (1971 a): »Most of the studies included in this volume do quite well with some combination of »size« and »power« variables« (p. 5).

der. Hvortil kommer som et klart beroligende moment for rangkorrelationsmetoden, at det i betydelig udstrækning vil være de samme egenskaber, der vil blive bedømt til at være korreleret med prisen efter begge metoder.

Betydningen af dette ligger i, at de hedoniske regressioner kan kun teknisk gennemføres for et fåtal af varerne, medens rangkorrelationskoefficienter let kan beregnes for et langt større antal varer. Der er således beregnet rangkorrelationskoefficienter for 127 varer i *Consumer Reports*, hvilket gav til resultat, at ud af 860 koefficienter blev de 295 beregnet til at være negative, medens 521 blev positive, og resten blev nul. Med andre ord blev – med udelukkelse af koefficienterne på nul – 36,2 pct. af koefficienterne beregnet til at blive negative. Et tilsvarende resultat er opnået for *Råd og Resultater*, idet der her blev fundet 36,7 pct. negative koefficienter mod 63,3 positive.

Resultaterne i tabel 2 tyder på, at hvis det havde været muligt at beregne hedoniske regressioner for alle de 127 varer, ville der være opnået ganske mange insignifikante koefficienter, og formentlig også nogle signifikant negative koefficienter. Den stikprøve på 12 varer, som her er anvendt, tyder således på, at uafhængigt af beregningsmetoden er samspillet mellem pris og kvalitet ikke nær så entydigt, som der er lagt op til i teorien om de hedoniske regressioner.

6. Konklusion

Hedoniske regressioner startede oprindeligt som en metode til at rense prisindeks for kvalitetsglidning, men dens anvendelse er imidlertid ikke hverken i USA eller Danmark slået igennem hos de statistikproducerende myndigheder. Metoden har imidlertid langt større anvendelse, end det oprindelige udgangspunkt tilsigtede. I denne artikel er specielt forureningsøkonomien blevet fremhævet, men også en række mere specielle emner inden for industriøkonomien kunne være trukket frem.

Det er imidlertid en fejltagelse at tro, at egenskabspriser – fraregnet lidt teknisk besvær – kan behandles som normale markedspriser. I det normale tilfælde vil de ikke være lineære, hvilket giver en række tekniske komplikationer, hvoraf to er nævnt i fodnoterne 6 og 8. Hvis de derimod er lineære, er identifikation af udbuds- og efterspørgselskurver ikke mulig. Til dette kommer, at egenskabspriserne i og med den stokastiske formulering i en regressionslinie vel også teoretisk burde formuleres som stokastiske variable, hvorefter forbrugeren i princippet må tilpasse sit forbrugsvalg under usikkerhed – et aspekt, som hverken Rosen eller andre mig bekendt har indarbejdet i en model, og som givetvis vil give anledning til yderligere tekniske komplikationer.

Lige så vigtigt som disse teoretiske komplikationer i tilfælde af en »vellykket« hedonisk regression er imidlertid, at ganske ofte kan de hedoniske regressioner ikke estimeres, og egenskabspriserne dermed ikke fremskaffes, fordi antallet af mærker på markedet er for lille i forhold til antallet af relevante egenskaber, hvorfor der ikke er friheds-

grader nok til estimationen. Dertil kommer som noget ikke mindre vigtigt, at selv i tilfælde af et tilstrækkeligt antal frihedsgrader vil estimationen ofte give anledning til negative koefficienter. Når Rosen som tidligere bemærket omtaler de hedoniske regressioner som modstykket til den information, som den enkelte agent tillærer sig i markedet, havde han formentlig »gode« estimationsresultater i baghovedet. Resultatet fra det empiriske eksempel i forrige afsnit, der godt nok umiddelbart kun vedrører 12 varer, men som formentlig kan udstrækkes til et ganske bredt udsnit af industrivarer i såvel Danmark som USA, antyder imidlertid, at den information må være ret upræcis og uklar for den enkelte agent. Den teoretiske forudsætning hos Rosen og andre om, at forbrugerne havde fuldkommen information, virker på denne baggrund ikke særligt plausibel. Hvis ikke økonometrikere kan fastlægge egenskabspriserne med en rimelig grad af nøjagtighed, hvorledes skulle forbrugeren så kunne det?

Litteratur

- Atkinson, Scott E. og Robert Halvorsen. 1984. A New Hedonic Technique for Estimating Attribute Demand: An Application to the Demand for Automobile Fuel Efficiency. *Review of Economics and Statistics* 66: 417-26.
- Barzel, Yoram. 1975. Comments on »Automobiles Prices Revisited: Extensions of the Hedonic Hypothesis. I *Household Production and Consumption* red. Nestor E. Terleckyj. Studies in Income and Wealth, bind 40. National Bureau of Economic Research. New York.
- Becker, Gary. 1975. A Theory of the Allocation of Time. *Economic Journal* 75: 493-517.
- Bjerke, Kjeld. 1969. Indekstal. I *Udviklingslinier i statistik-produktionen*. red. N.V. Skak-Nielsen. København.
- Blackley, Paul; James R. Follain og Jan Ondrich. 1984. Box-Cox Estimation of Hedonic Models: How Serious is the Iterative OLS Variance Bias? *Review of Economics and Statistics* 66: 348-53.
- Brems, Hans. 1951. *Product Equilibrium under Monopolistic Competition*. Cambridge, Mass.
- Brown, James N. og Harvey S. Rosen. 1982. On the Estimation of Structural Hedonic Price Models. *Econometrica* 50: 765-69.
- Cowling, Keith og A.J. Rayner. 1970. Price, Quality, and Market Share. *Journal of Political Economy* 78: 1292-1309.
- Deaton, Angus og John Muellbauer. 1980. *Economics and Consumer Behavior*. Cambridge.
- Dhrymes, Phoebus J. 1971. Price and Quality Changes in consumer Capital Goods: An Empirical Study. I *Price Changes and Quality Change*. red. Zwi Griliches. Cambridge, Mass.
- Eliassen, Søren Wejs. 1981. En prisdannelsesmodel for en-familiehuse baseret på en tværnsnitsanalyse. 3-mdr.s opgave. Københavns Universitets Økonomiske Institut.
- Griliches, Zwi. 1961. Hedonic Price Indexes for Automobiles: An Econometric Analysis of Quality Change. I *Price Changes and Quality Change*. red. Zwi Griliches. Cambridge, Mass.
- Griliches, Zwi. 1971. *Price Changes and Quality Change*. Cambridge, Mass.
- Griliches, Zwi, 1971a. Introduction: Hedonic Price Indexes Revisited. I *Price Change and Quality Change*. Cambridge, Mass.
- Gørtz, Erik og Jørgen Drud Hansen. 1977. *Indeksteori*. Odense.
- Harrison, David Jr. og Daniel L. Rubinfeld. 1978. Hedonic Housing Prices and the Demand for Clean Air. *Journal of Environ-*

grader nok til estimationen. Dertil kommer som noget ikke mindre vigtigt, at selv i tilfælde af et tilstrækkeligt antal frihedsgrader vil estimationen ofte give anledning til negative koefficienter. Når Rosen som tidligere bemærket omtaler de hedoniske regressioner som modstykket til den information, som den enkelte agent tillærer sig i markedet, havde han formentlig »gode« estimationsresultater i baghovedet. Resultatet fra det empiriske eksempel i forrige afsnit, der godt nok umiddelbart kun vedrører 12 varer, men som formentlig kan udstrækkes til et ganske bredt udsnit af industrivarer i såvel Danmark som USA, antyder imidlertid, at den information må være ret upræcis og uklar for den enkelte agent. Den teoretiske forudsætning hos Rosen og andre om, at forbrugerne havde fuldkommen information, virker på denne baggrund ikke særligt plausibel. Hvis ikke økonometrikere kan fastlægge egenskabspriserne med en rimelig grad af nøjagtighed, hvorledes skulle forbrugeren så kunne det?

Litteratur

- Atkinson, Scott E. og Robert Halvorsen. 1984. A New Hedonic Technique for Estimating Attribute Demand: An Application to the Demand for Automobile Fuel Efficiency. *Review of Economics and Statistics* 66: 417-26.
- Barzel, Yoram. 1975. Comments on »Automobiles Prices Revisited: Extensions of the Hedonic Hypothesis. I *Household Production and Consumption* red. Nestor E. Terleckyj. Studies in Income and Wealth, bind 40. National Bureau of Economic Research. New York.
- Becker, Gary. 1975. A Theory of the Allocation of Time. *Economic Journal* 75: 493-517.
- Bjerke, Kjeld. 1969. Indekstal. I *Udviklingslinier i statistik-produktionen*. red. N.V. Skak-Nielsen. København.
- Blackley, Paul; James R. Follain og Jan Ondrich. 1984. Box-Cox Estimation of Hedonic Models: How Serious is the Iterative OLS Variance Bias? *Review of Economics and Statistics* 66: 348-53.
- Brems, Hans. 1951. *Product Equilibrium under Monopolistic Competition*. Cambridge, Mass.
- Brown, James N. og Harvey S. Rosen. 1982. On the Estimation of Structural Hedonic Price Models. *Econometrica* 50: 765-69.
- Cowling, Keith og A.J. Rayner. 1970. Price, Quality, and Market Share. *Journal of Political Economy* 78: 1292-1309.
- Deaton, Angus og John Muellbauer. 1980. *Economics and Consumer Behavior*. Cambridge.
- Dhrymes, Phoebus J. 1971. Price and Quality Changes in consumer Capital Goods: An Empirical Study. I *Price Changes and Quality Change*. red. Zwi Griliches. Cambridge, Mass.
- Eliassen, Søren Wejs. 1981. En prisdannelsesmodel for en-familiehuse baseret på en tværnsnitsanalyse. 3-mdr.s opgave. Københavns Universitets Økonomiske Institut.
- Griliches, Zwi. 1961. Hedonic Price Indexes for Automobiles: An Econometric Analysis of Quality Change. I *Price Changes and Quality Change*. red. Zwi Griliches. Cambridge, Mass.
- Griliches, Zwi. 1971. *Price Changes and Quality Change*. Cambridge, Mass.
- Griliches, Zwi, 1971a. Introduction: Hedonic Price Indexes Revisited. I *Price Change and Quality Change*. Cambridge, Mass.
- Gørtz, Erik og Jørgen Drud Hansen. 1977. *Indeksteori*. Odense.
- Harrison, David Jr. og Daniel L. Rubinfeld. 1978. Hedonic Housing Prices and the Demand for Clean Air. *Journal of Environ-*

- mental Economics and Management* 5: 81-102.
- Hjorth-Andersen, Chr. 1980. Prisen som kvalitetsindikator. *Cykelfdelingens memoserie* nr. 78. Københavns Universitets Økonomiske Institut.
- Hjorth-Andersen, Chr. 1981. Price and quality of industrial products: Some results of an empirical investigation. *Scandinavian Journal of Economics* 83: 372-89.
- Hjorth-Andersen, Chr. 1982. Lancasters forbrugsteori. *Nationaløkonomisk Tidsskrift* 120: 321-40.
- Klevmarken, Anders. 1977. A Note on New Goods and Quality Changes in the True Cost of Living Index in View of Lancaster's Model of Consumer Behavior. *Econometrica* 45: 163-73.
- Kristensen, Kai. 1981. Relationen mellem pris og egenskaber på ejendomsmarkedet 1974-78. *Erhvervsøkonomisk Tidsskrift* 47: 49-60.
- Lancaster, Kelvin. 1966. A New Approach to Consumer Theory. *Journal of Political Economy* 74: 132-57.
- Lancaster, Kelvin. 1971. *Consumer Demand: A New Approach*. New York.
- Lancaster, Kelvin. 1977. The measurement of changes in quality. *Review of Income and Wealth* 23: 157-72.
- Lucas, Robert E.B. 1975. Hedonic Price Functions. *Economic Inquiry* 13: 157-78.
- Muellbauer, John. 1974. Household Production Theory, Quality, and the »Hedonic« Technique. *American Economic Review* 64: 977-994.
- Møller, Michael. 1978. Et hedonisk mængdeindeks for boligbyggeriet. *Cykelfdelingens memoserie* nr. 65. Københavns Universitets Økonomiske Institut.
- Ohsfeldt, Robert L. og Barton A. Smith. 1985. Estimating the Demand for Heterogeneous Goods. *Review of Economics and Statistics* 67: 165-71.
- Ohta, Makoto og Zvi Griliches. 1975. Automobile Prices Revisited: Extensions of the hedonic Hypothesis. I *Household Production and Consumption*, red. Nestor E. Terleckyj. Studies in Income and Wealth, bind 40. National Bureau of Economic Research.
- Rosen, Sherwin. 1974. Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. *Journal of Political Economy* 82: 34-55.
- Rosen, Sherwin. 1978. Advertising, Information, and Product Differentiation. I *Issues in Advertising* red. David G. Tuerck. American Enterprise Institute for Public Policy Research. Washington, D.C.
- Sattinger, Michael. 1984. Value of an Additional Firm in Monopolistic Competition. *Review of Economics and Statistics* 55: 321-32.
- Thomassen, Finn. 1980. Forslag til hvorledes forbrugerorganisationer kan foretage sammenlignende varetests og vurdere et købs hensigtsmæssighed. I *Forbrugerforskning i Danmark* red. Børge Dahl og Flemming Hansen. København.
- Triplett, Jack E. 1975. Consumer Demand and Characteristics of Consumption Goods. I *Household Production and Consumption* red. Nestor E. Terleckyj. Studies in Income and Wealth, bind 40. National Bureau of Economic Research.
- Witte, Ann; Howard J. Sumka og Homer Erikson. 1979. An Estimate of Structural Hedonic Price Model: An Application of Rosen's Theory of Implicit Markets. *Econometrica* 47: 1151-73.