

Kvalitetsjusterte prisindekser for biler; en oversikt over metodiske tilnæringer

John K. Dagsvik

I de senere årene har det vært økende fokus på produkters «kvalitet» i konstruksjonen av prisindekser. Det er imidlertid ikke opplagt hvordan kvalitetsaspektet skal gripes an. På 1980- og 90-tallet ble det utviklet nye metoder for konstruksjon av prisindekser som tar hensyn til kvalitetsaspektet. Denne artikkelen gir en oversikt over metoder det eksperimenteres med i Statistisk sentralbyrå, og som er benyttet til å beregne prisindekser for biler. Det vises at metodevalg kan ha stor betydning for mål på prisutviklingen. Veksten i konsumprisindeksen ville i gjennomsnitt ha blitt redusert med et kvart prosentpoeng årlig i perioden 1994-2002 dersom en brukte prisindekser som tar hensyn til kvalitetsforbedringer for nye biler.

1. Innledning

Denne artikkelen gir en summarisk oversikt over metodiske tilnæringer som benyttes til å konstruere hva vi har kalt «kvalitetsjusterte prisindekser». Den foreliggende artikkelen baserer seg på en del begreper fra mikroøkonomisk teori som medfører at den er mindre tilgjengelig enn de vanlige ØA-artiklene. Siden temaet som tas opp har betydelig interesse har en likevel valgt å presentere dette i ØA. Den empiriske delen i dette prosjektet går ut på å beregne kvalitetsjusterte prisindekser for nye biler. Resultatene som omtales i avsnitt 6-8 og vist i tabell 1 og 2, kan leses uavhengig av om en har satt seg inn i det metodiske grunnlaget eller ikke. De som vil nøye seg med resultatene kan derfor hoppe over avsnittene 2-5.

I den enkle lærebokmodellen for konsumentenes atferd er deres preferanser (dvs. rangering av kombinasjoner av ulike varer) antatt å avhenge av de ulike typer varer kun via de respektive kvanta. Med dette som utgangspunkt, er teorien for konsumentenes tilpasning utviklet under forutsetninger om preferanser og budsjettbetingelser. Fra den tradisjonelle konsumentteorien følger videre en teori for levekostnadsindekser (prisindekser). Fra denne teorien er det mulig å gi en begrunnelse for de såkalte Laspeyres og Paasches prisindekser (jf. avsnitt 2 nedenfor). Noe forenklet kan en si at følgende må gjelde for at standardbegrunnelsen for disse indekstypene skal gjelde:

- (i) Sett av varer som er tilgjengelige i markedet, holdes konstant fra en periode til den neste.
- (ii) Egenskapene ved hver enkelt vare (slik som «kvalitet») endres ikke fra en periode til den neste.

- (iii) Valgene konsumentene står overfor, er «kontinuerlige» i den forstand at godene er uendelig delbare.

Dersom én eller flere av disse betingelsene ikke er oppfylt, vil en ikke uten videre kunne begrunne bruk av Laspeyres eller Paasches indekser på grunnlag av konsumentteorien. Det er dermed ikke sagt at det ikke kan finnes andre begrunnelser. Imidlertid er det en typisk egenskap ved moderne markeder at konsumenten står overfor differensierte produkter og i noen tilfeller etterspør én og kun en variant av dette gode (i hver periode), og videre at egenskapene ved produktvariantene endrer seg og nye varianter oppstår mens gamle forsvinner. Det som ytterligere kompliserer situasjonen er at selv om de «objektive» egenskapene ikke endrer seg nevneverdig, så kan likevel noen av produktvariantenes popularitet variere betydelig. Et typisk eksempel på dette er varer som er underlagt moten, slik som klær. Motesvingningene er et uttrykk for at gjennomsnittspriferansene for det angjeldende produktet varierer. Den metoden som brukes i SSB for å unngå at kvalitetsendringer blandes inn i prismålingene er at det spesifiseres nøye hvilke modeller som inngår som såkalte representantvarer. Dermed kan en sammenlikne priser på tilnærmet identiske produktvarianter. Dette er imidlertid vanskelig når variantene skifter ofte.

På 1960- og 1970-tallet begynte en del økonomer å interessere seg for hvordan den empirisk orienterte indeksteorien skulle ta inn over seg endring i kvalitet. Et bidrag ble gitt av Rosen (1974) som foreslo en sofistikert metode til å estimere etterspørselsfunksjoner og hedoniske prisfunksjoner i markeder med differensierte produkter, og som derfor i prinsippet kan utnyttes til å konstruere eksakte prisindekser. Hans metode har imidlertid vist seg å være svært uhandterlig for praktisk empirisk analyse. Den bygger for øvrig også

John K. Dagsvik er seniorforsker ved Gruppe for Arbeidsmarked og bedriftsatferd. (john.dagsvik@ssb.no)

på temmelig stiliserte forutsetninger. Blant annet forutsetter han at produktspektret er så «rikt», at alle mulige («kontinuerlige») kombinasjoner av attributter som karakteriserer de differensierte produktene eksisterer i markedet. Dermed blir konsumentens valgsituasjon ikke lengre «diskret» (dvs. konsumenten står ikke lenger overfor et endelig begrenset sett av valgmuligheter), siden det er mulig å skaffe seg varer med hvilken som helst ønsket attributtkombinasjon.

Trajtenberg (1990) har tatt utgangspunkt i teorien for diskrete valg i sin metode for å konstruere eksakte kvalitetsjusterte indekser. Det metodiske opplegget i vår studie er basert på Trajtenbergs tilnærming. En rekke kontroversielle aspekter ved denne metoden (som for øvrig er aktuelle for alle eksakte indekser) vil jeg imidlertid bare sporadisk komme inn på. Dette gjelder blant annet forutsetninger om konsumentenes preferanser, og fordelingen av disse preferansene i befolkningen. Før jeg går videre skal jeg imidlertid gi en oppsummering av standard lærebokteori i neste avsnitt (se for eks. Rødseth, 1997).

2. Den tradisjonelle teorien

La $e(p, u)$ være utgiftsfunksjonen. Tolkningen av $e(p, u)$ er den inntekten (lik utgiften) som trengs for å oppnå et gitt nyttenivå u når prisene er lik (vektoren) p_t i periode t . La oss nå betrakte to perioder indeksert med null og én. Den økningen (reduksjon) i inntekt som må til for å opprettholde nytten u når prisene økes (reduseres) fra p_0 til p_1 , er $e(p_1, u) - e(p_0, u)$. La δ betegne prisindeksen (som er en skalar). Denne kan defineres ved $e(p_1, u) - e(p_0, u) = e(\delta p_0, u) - e(p_0, u)$. Tolkningen av uttrykket ovenfor er at indeksen δ er den relative endring i de opprinnelige prisene som medfører en utgiftsendring, $e(\delta p_0, u) - e(p_0, u)$, lik faktiske endring i utgift, $e(p_1, u) - e(p_0, u)$, som trengs for å opprettholde nyttenivå u , når prisene endres fra p_0 til p_1 . Uttrykket ovenfor kan forenkles til

$$(2.1) \quad e(p_1, u) = e(\delta p_0, u).$$

Hvis indeksen δ er ment å være total prisindeks som omfatter alle varer, vil den korresponderende utgiftsfunksjonen være lineær homogen i prisene (en m-dobling av p 'ene, gir en m-dobling av utgiften). Fra likningen ovenfor får vi dermed at prisindeksen er gitt ved

$$(2.2) \quad \delta = \frac{e(p_1, u)}{e(p_0, u)}.$$

Generelt vil uttrykket ovenfor avhenge av nyttenivået u . Dette nyttenivået kan for eksempel settes lik det gjennomsnittlige faktiske nyttenivå for konsumentene i periode null, og dermed bestemmes via den kompenserte etterspørselsfunksjonen. Hvis den kompenserte etterspørselsfunksjonen er kjent og etterspørselen og p^0 er observert, kan dermed u i prinsippet bestemmes.

Dette krever imidlertid at en har estimert etterspørselsfunksjonen. I praksis benyttes som regel andre prisindekskonstruksjoner, slik som for eksempel Laspeyres og Paasches indeksene. Disse er basert på førsteordens tilnærming av utgiftsfunksjonen, se for eks. Rødseth (1997). For eksempel kan en vise at

$$(2.3) \quad \delta \equiv \frac{\sum p_{1k} x_{1k}}{e(p_0, u)} = \frac{\sum p_{1k} x_{1k}}{\sum p_{0k} x_{0k}} = \delta_L$$

der δ_L betegner Laspeyres prisindeks og x_{tk} er kvantum etterspurt av vare k i periode t . Dersom alle priser endres proporsjonalt vil likhet gjelde i likningen ovenfor. Tilsvarende gjelder for Paasche-indeksen. Andre indekser (for eks. Fishers indeks) er basert på kombinasjoner av Paasches og Laspeyres indeksene.

3. Betydningen av kvalitet og valgmengde

La oss dernest se på den mer generelle situasjonen der både egenskaper ved produktene samt mengden av produktvarianter varierer over tid i markedet. Vi vil nå tenke oss at kvalitet oppfattes så generelt at det inkluderer det angjeldende produktets popularitet i markedet. La b_j representere den gjennomsnittlige attraktiviteten til produktvariant j i periode t , målt i pengeverdi, K_t betegne settet av varer som er tilgjengelig i markedet i periode t , og b_t vektoren som består av alle kvalitetsverdiene, $\{b_j\}$. I dette tilfellet vil utgiftsfunksjonen ikke bare avhenge av prisene og nyttenivået, men også av b_t og K_t . La $e(p, b, K, u)$ betegne utgiftsfunksjonen i dette tilfellet. Analogt til (2.1) kan vi definere prisindeksen δ i dette tilfellet ved

$$(3.1) \quad e(p_1, b_1, K_1, u) - e(p_0, b_0, K_0, u) \\ = e(\delta p_0, b_0, K_0, u) - e(p_0, b_0, K_0, u)$$

som er ekvivalent med

$$(3.2) \quad e(p_1, b_1, K_1, u) - e(\delta p_0, b_0, K_0, u).$$

Tolkningen av δ er som følger: Fra periode null til periode én endres valgmengden, kvaliteten og prisene, fra (p_0, b_0, K_0) til (p_1, b_1, K_1) . Venstre side av (3.1) uttrykker den faktiske endringen i utgift som er nødvendig for å opprettholde nyttenivå u . Høyre side uttrykker endringen i utgift som er nødvendig for å opprettholde nyttenivå u , gitt at valgmengden og kvalitetsattributtene holdes lik de initiale verdiene, og de initiale prisene er re-skalert med faktoren δ . Denne faktoren er altså bestemt slik at den aktuelle endring i utgift, gitt nytte u , blir lik endring i utgift, gitt nytte u , som utelukkende skyldes en skalatransformasjon av de initiale prisene. Forutsatt at utgiftsfunksjonen fremdeles er lineær homogen i prisene (noe som ikke alltid opplagt er tilfelle, og som vi skal komme tilbake til senere) vil den siste likningen ovenfor medføre et uttrykk for δ som er analogt til prisindeksen definert tidligere i (2.2).

Problemet er at en nå ikke lenger uten videre kan avlede Paasche og Laspeyre-indekser ved å ta første ordens Taylor tilnærming med hensyn på prisene, siden både p_t , b_t og K_t kan endre seg fra en periode til den neste. Videre vil en ikke uten videre kunne lage en god tilnærming som tar hensyn til mulig endring i både b_t og valgmengden K_t . Altså vil det ikke være nok at en kan omgå problemet med diskrete valg ved for eksempel å benytte en representasjon basert på en representativ konsument fordi b_t og K_t kan endre seg. Endelig er b_t generelt ikke observerbar av grunner vi har vært inne på ovenfor. Indeksproblemet må derfor gripes an på en annen måte. En måte å gå fram på er å benytte såkalt eksakt indeksteori. (Dette er naturligvis også relevant i tradisjonell indeksteori). Dette betyr at en tar utgangspunkt i en eksplisitt representasjon av preferansene (enten via en direkte eller indirekte nyttefunksjon) og avleder etterspørselsfunksjonen og den korresponderende «eksakte» utgiftsfunksjonen. Etterspørselsfunksjonen benyttes til estimering av parametre i nyttefunksjonen. Fra disse estimatene kan en beregne ukjente parametre i den korresponderende utgiftsfunksjonen og deretter beregne prisindeksen, slik som illustrert ovenfor.

I mange tilfeller er det aktuelt å se på prisindekser for en gruppe varer. I slike tilfeller holdes gjerne prisene for andre varer konstante, og dermed blir utgiftsfunksjonen ikke lenger lineær homogen. En kan likevel benytte indeksformlene ovenfor til å beregne indeksen. I det aktuelle tilfellet vi skal studere nedenfor, vil utgiftsfunksjonen være additiv separabel i en komponent som bare avhenger av nytten u og en komponent som avhenger av kvalitet og pris. Dermed vil den gitte nyttekomponenten kanselleres, noe som forenkler indeksberegningen.

I prisindekslitteraturen er det vanlig å benytte så kalt hedonisk regresjon for å kontrollere for endring i «kvalitet». Med dette menes det at en estimerer en regresjonslikning der logaritmen til prisene er avhengig variabel mens kjennetegn ved produktvariantene er uavhengige variable. De estimerte konstantleddene i regresjonslikningen benyttes deretter til å beregne indekser. Denne metoden har sine åpenbare fordeler fordi den er enkel å bruke. Den er imidlertid problematisk å tolke teoretisk innefor mikroøkonomisk atferdsteori, jf. Trajtenberg (1990). En vesentlig begrensning ved den hedoniske regresjonsmetoden er dessuten at den ikke tar hensyn til at det skjer endringer i mengden av tilgjengelige varianter. Dette er restriktivt fordi det for mange produkter skjer at varianter forsvinner og nye kommer inn på markedet.

Følgende sitat hentet fra Griliches (1990) sier noe om problemene med hedonisk regresjon:

«What is being estimated [by the hedonic regression] is actually the locus of intersections of the demand curves of different consumers with varying tastes and

the supply functions of different firms with possible varying technologies of productions. One is unlikely, therefore, to recover the underlying utility and cost functions from such data alone, except in very special circumstances.»

Dette sitatet kan synes nokså kompakt og abstrakt. Litt omskrevet og upresist kan en si at det som er poenget til Griliches er at for å kunne tolke en prisindeks som en levekostnadsindeks, slik som diskutert ovenfor, er det nødvendig at prisindeksen har en tolkning som er konsistent med en underliggende utgiftsfunksjon, avledet fra størrelser som representerer egenskaper ved konsumentenes preferanser, slik som i (2.2) eller i (3.2). Unntatt i ekstreme spesialtilfeller vil det imidlertid være problematisk å tolke og forklare hvordan den tradisjonelle hedonisk regresjonslikningen avhenger av konsumentenes preferanser (og eventuelt bedriftenes kostnadsfunksjoner).

4. Diskrete valg, kvalitet og variasjon i valgmengden

Her skal jeg nøye meg med å gi en summarisk beskrivelse av et opplegg for indekskonstruksjon basert på Trajtenberg (1990). I dette opplegget antas det at konsumentene kjøper én og kun en variant av et differensiert produkt (for eksempel bilmerke) i hver periode. En noe mer utførlig beskrivelse er gitt i Dagsvik (2004). I den enkleste versjon antas nyttefunksjon til konsument i å ha formen

$$(4.1) U_{ij} = y_{it} - p_{ij} + b_{ij} + \sigma \varepsilon_{ij}$$

der y_{it} er inntekten til konsument i i periode t , p_{ij} er prisen (brukerpris) for variant j i periode t , b_{ij} representerer kvalitet for variant j i periode t og $\{\varepsilon_{ij}\}$ er stokastiske restledd som er uavhengige og identisk fordelt ifølge en nærmere fullspesifisert fordelingsfunksjon. Disse restleddene er ment å fange opp uobservert heterogenitet i konsumentenes preferanser. Parameteren σ , som er ikke-negativ, representerer spredningen i restleddene. Uten tap av generalitet kan en normalisere slik at σ er lik null. Disse fordelingsantakelsene for restleddene betyr følgende: Dersom priser og gjennomsnittlige kvalitetsattributter er like over produktvariantene, oppfattes de ulike variantene som «uavhengige» (eller med samme grad av avhengighet) og «symmetriske» av konsumentene. Denne egenskapen ved restleddene kan diskuteres, fordi noen av variantene kan være oppdaterte versjoner av tidligere varianter, mens andre varianter kan representere essensiell ny teknologi. Modellen ovenfor er svært enkel, men har den fordel at beregningsarbeidet blir forholdsvis enkelt å gjennomføre. I det generelle tilfellet vil det ofte også være slik at noen av attributtene som karakteriserer kvalitet og attraktivitet ved produktene er observerbare, men jeg vil for enkelthets skyld se bort fra dette i framstillingen her. I avsnittene 5 og 7 vil jeg imidlertid komme tilbake til dette aspektet.

La som før b_t og p_t betegne henholdsvis vektorene av kvalitetsindikatorerne og prisene i periode t . Konsument i antas å velge variant j i periode t dersom U_{ijt} er større enn alle U_{ikt} for $k \neq j$. Det kan vises at under spesielle forutsetninger om fordelingen av de stokastiske restleddene i (4.1), kan en utlede forholdsvis enkle uttrykk for den korresponderende aggregerte (gjennomsnittlige) utgiftsfunksjonen, $e(p_t, b_t, K_t, u)$. Med dette menes at vi har tatt gjennomsnittet av de individuelle utgiftsfunksjonene (som vil avhenge av de individuelle restleddene) over populasjonen. Den kvalitetsjusterte prisindeksen δ , relativt til periode 0 og én definerte vi i (3.2). Formen på utgiftsfunksjonen er imidlertid slik at likningen (3.2) er ikke-lineær i δ , og den må derfor løses ved iterative metoder. Dette er imidlertid ikke noe problem forutsatt at en har estimater for σ , $\{b_{0j}\}$ og $\{b_{1j}\}$.

5. Estimering

For å beregne eksakte prisindekser trenger vi estimater for parameteren σ og kvalitetsindikatorerne $\{b_{ij}\}$. Fra (4.1) og forutsetningene om restleddenes fordeling kan en avlede uttrykk for den aggregerte etterspørselsfunksjonen. Denne har formen

$$(5.1) \quad P_{jt} = \frac{\exp(\theta b_{ij} - \theta p_{ij})}{\sum_{k \in K_t} \exp(\theta b_{ik} - \theta p_{ik})},$$

der $\theta = \sigma^{-1}$ og P_{jt} er andelen konsumenter som etterspør variant j i periode t . Uttrykket (5.1) er ekvivalent med

$$(5.2) \quad \text{Log} \left(\frac{P_{jt}}{P_{1t}} \right) = \theta b_{ij} + \theta (p_{1t} - p_{ij})$$

der vi husker at $b_{1t} = 0$. Uten ytterligere forutsetninger kan ikke kvalitetsindikatorerne identifiseres fra (5.1) (eller (5.2)), siden de i utgangspunktet varierer både over varianter og over tid. En løsning som har blitt benyttet i den empiriske anvendelsen er å anta at eventuell systematisk variasjonen over tid i kvalitetsindikatoren b_{ij} er forklart ved observerbare kjennetegn knyttet til variant j . En svakhet med denne strategien er at en ikke får tatt hensyn til eventuell systematisk variasjon i uobserverte faktorer som påvirker b_{ij} og kan endre seg over tid. En måte å ta hensyn til eventuelle slike faktorer er å gjennomføre separate estimeringer for ulike tidsintervaller. (For eksempel for hvert femte år.)

Vi konstaterer at ifølge (5.2) er logaritmen til oddsforholdet mellom etterspørselen av variant j og variant én lineær i koeffisientene θb_{ij} og θ . Dersom en har et «stort» antall observasjoner av etterspørselen etter hver variant kan en estimere disse koeffisientene ved å benytte varianter av minste kvadraters metode (eller generalisert minste kvadraters metode) der de avhengige variable er beregnet som logaritmen til oddsforholdet av de respektive observerte andelene etterspurt av hver variant og de uavhengige variable er kjenne-

tegnene som inngår i kvalitetsindikatorerne samt prisdifferansene $p_{1t} - p_{ij}$. Denne framgangsmåten er kjent som Berksons metode, se Maddala (1983). Dersom en har et begrenset antall observasjoner av de omsatte variantene i markedet er det imidlertid problematisk å benytte Berksons metode. Da må en i stedet benytte sannsynlighetsmaksimeringsmetoden basert på (5.1). I den empiriske anvendelsen omtalt nedenfor ble det konstatert at Berksons metode fungerte dårlig pga. for lite observasjonsmateriale, og koeffisientene ble derfor estimert ved sannsynlighetsmaksimeringsmetoden.

6. Data

Data er innhentet av Opplysningsrådet for Veitrafikk AS. Opplysningsrådet for Veitrafikk har igjen innhentet informasjonen om priser for nye biler fra den enkelte bilimportør. Datakilden for kvantumsdatene er Vegdirektoratets typegodkjenningskontor. Disse inneholder opplysning om antall solgte biler for det dis-aggregerte nivået, som er; merke, modell, karosseritype, antall dører, antall drivaksler, motorytelse (kw) og slagvolum.

Prisdata er basert på månedlige rapporteringer. Prisene er importørens veiledende priser, og er således ikke bindende for den enkelte bilforhandler. Vrakpant og merverdiavgift er inkludert. Prisene inkluderer ikke omkostningene ved registrering av bilen, og heller ikke fraktkostnader fra importsted til forhandler. Prisene er rapportert på følgende nivå: merke, modell, karosseritype, antall dører, antall drivaksler, motorytelse (kw), slagvolum, antall sitteplasser, antall gir, lengde, egenvekt, drivstofforbruk, bremses og klimaanlegg. Eventuelt tilleggsutstyr er ikke med i prisen, siden vi ikke har informasjon om hva slags tilleggsutstyr som ble levert på de solgte bilene.

For vårt formål har en av bekvemmelighetshensyn beregnet årlige priser ved å ta gjennomsnittsprisen for januar, juni og desember hvert år. En tilleggsgrunn til å beregne prisen som gjennomsnitt over 3 av årets måneder, er at en da oppfanger biler som kom inn i løpet av året og som gikk ut i begynnelsen av året. (Bilpriskatalogene viser det som er tilbudt i markedet på den tiden den kommer ut.) Tilsvarende for biler som går ut av markedet. Deadline for innrapportering er den 15. hver måned. En modellvariant som kommer i desember vil følgelig ikke stå i noen av de tidligere katalogene det året. Siden prisdataene kun inneholder opplysning om bilpriser i Norge, vil dataene ikke inneholde informasjon om biler som ble importert privat fra utlandet.

Dessverre er kvantumsdatene i noen tilfeller aggregert opp til et høyere nivå. I tillegg har det ikke vært enhetlig praksis ved navngiving av modell vært brukt, og det synes å ha vært ulike tradisjoner når det gjelder klassifisering etter karosseritype. Følgelig har det vært nødvendig å foreta enkelte «shortcuts» for å få til kopling av kvantums- og prisdataene.

Tabell 1. Ulike prisindekser

	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Alle biler									
SSBs prisindeks for biler	100	101,20	96,60	98,80	100,00	99,60	100,40	103,80	105,50
Tradisjonell hedonisk indeks	100	100,31	93,98	93,03	90,13	87,39	85,50	85,76	85,64
Kvalitetsjustert indeks	100	103,20	85,38	90,29	83,95	78,12	73,21	76,41	74,17
Combi									
Tradisjonell hedonisk indeks	100	100,14	95,26	93,97	92,40	91,04	88,12	89,31	89,48
Kvalitetsjustert indeks	100	100,40	90,85	93,07	90,74	88,63	84,49	85,43	83,47
Sedan									
Tradisjonell hedoniskindeks	100	100,27	95,00	93,61	91,45	90,13	87,20	86,82	86,35
Kvalitetsjustert indeks	100	99,16	88,56	92,48	90,44	86,66	82,55	76,86	73,00
Stasjonsvogn									
Tradisjonell hedoniskindeks	100	101,85	94,87	93,79	89,73	85,23	84,65	85,28	84,50
Kvalitetsjustert indeks:	100	102,40	89,45	86,71	80,32	73,61	72,17	72,81	70,75

Kilde: Statistisk sentralbyrå.

7. Noen empiriske resultater

Den endelige dokumentasjonen av de empiriske resultatene og indeksberegningene for biler vil bli rapportert i Dagsvik, Mathiassen og Eriksson (2004). Her vil jeg nøye meg med en summarisk beskrivelse av noen resultater. Under estimeringen er det, i tillegg til pris, antatt at θb_{ij} («kvalitetsleddet») avhenger lineært av drivstoffbruk, motorytelse og en rekke dummy-variabler som er ment å representere egenskaper ved de ulike variantene. Alle koeffisientene er antatt å være konstante over tid. Dette betyr at koeffisientene knyttet til dummy-variablene kan tolkes som de respektive varianter gjennomsnittlige attraktivitet, gitt at pris, drivstoffbruk og motorytelse er likt for alle varianter. Som nevnt ovenfor, medfører dette en begrensning i den forstand at en ikke får kontrollert om det har vært endring i uobserverte faktorer som påvirker den gjennomsnittlige attraktiviteten til bilvariantene. Det vil senere bli gjennomført analyser uten denne restriksjonen. Variantene er de ulike merkene (med visse unntak), innen tre karosserityper (Combi, Sedan, Stasjonsvogn). Innen noen av karosseritypene er antall merker svært stort (av størrelsesorden 300). Modellen er også estimert ved at alle karosseritypene er slått sammen, med dummy for karosseri.

Vi legger merke til at den kvalitetsjusterte indeksen som er beregnet på grunnlag av (3.2), har en vesensforskjellig utvikling i forhold til SSBs offisielle delindeks for biler samt indeksen basert på hedonisk regresjon, jf. tabell 1. Den viktigste grunnen til at den kvalitetsjusterte indeksen har en vesentlig brattere trend er at antall nye varianter øker kraftig over tid, jf. tabell 2 nedenfor. For eksempel øker antall varianter av Sedan i markedet fra 129 i 1994 til 303 i 2002.

8. Konklusjon

I denne artikkelen har jeg forsøkt å belyse aspekter ved en bestemt metodisk tilnærming til konstruksjon av hva jeg har kalt kvalitetsjusterte prisindekser. Den empiriske anvendelsen er basert på data for priser og

Tabell 2. Endringer i valgmengdene over tid

Karosseritype	År	Antall varianter
Combi	1994	149
	1995	153
	1996	186
	1997	162
	1998	173
	1999	158
	2000	182
	2001	184
Sedan	1994	177
	1995	174
	1996	214
	1997	188
	1998	195
	1999	205
	2000	221
	2001	237
Stasjonsvogn	1994	129
	1995	124
	1996	170
	1997	194
	1998	226
	1999	244
	2000	271
	2001	277
2002	303	

Kilde: Statistisk sentralbyrå.

etterspørsel etter biler. Som tabell 1 viser, avviker den kvalitetsjusterte indeksen vesentlig fra den offisielle SSB-indeksen. Den kvalitetsjusterte indeksen avviker også en del fra den tradisjonelle regresjonsbaserte hedoniske indeksen. Det er imidlertid verd å notere at den hedoniske metoden gir et resultat nærmere vår kvalitetsjusterte indeks enn den offisielle SSB-indeksen. Begge de alternative indeksene gir et betydelig lavere prisnivå. Ved å benytte et snitt av de to alternative indeksene ville anslaget på den årlige prisveksten på biler vært gjennomgående 3 prosent lavere i perioden 1994-2002 sammenliknet med det en får ved å

benytte SSB-indeksen. Vekten biler har hatt i KPI i denne perioden har i gjennomsnitt vært om lag 8 prosent. Følgelig ville KPI-veksten i gjennomsnitt ha blitt redusert med en kvart prosent årlig dersom en valgte å bruke prisindekser som tar hensyn til denne kvalitetsforbedringen.

Referanser

- Griliches, Z. (1990): Hedonic price indexes and the measurement of capital and productivity. I E. R. Berndt og J. E. Triplett (red.), *Fifty years of economic measurement*. NBER og University of Chicago Press, Chicago.
- Dagsvik, J. K. (2004): Kvalitetsjusterte prisindekser for biler. En oversikt over nye metodiske tilnærminger. Manus, Statistisk sentralbyrå.
- Dagsvik, J. K., A. L. Mathiassen og B. J. Eriksson (2004): Quality-adjusted Price Indexes for Differentiated Products. Kommer i serien Discussion Papers, Statistisk sentralbyrå.
- Maddala, G. S. (1983): *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge University Press, New York.
- Rosen, S. (1984): Hedonic prices and implicit markets: Product differentiation in pure competition. *Journal of Political Economy*, **82**, 34-55.
- Rødseth, A. (1997): *Konsumentteori*. Universitetsforlaget, Oslo.
- Trajtenberg, M. (1990): *Economic analysis of product innovation*. Harvard University Press, London.