

---

SUOMEN PANKIN  
KANSANTALOUSOSASTON  
TYÖPAPEREITA

---

10.10.2004

1/2004

**Hannes Kaadu**

Kuluttajahintainflaation mittaaminen Yhdysvalloissa

---



# Kuluttajahintainflaation mittaaminen Yhdysvalloissa

## Kansantalousosaston työpapereita 1/2004

Hannes Kaadu<sup>1</sup>

### Tiivistelmä

Yhdysvaltain kuluttajahintaindeksin laskentamenetelmiä on muutettu merkittävästi 1990-luvulla tehtyjen mittausharjoja koskevien selvitysten perusteella. Muutosten yhteisvaikutukseksi on arvioitu jopa yli puolen prosentin lasku mitatussa vuosi-inflaatiovauhdissa. Indeksimenetelmää koskevien muutosten ohella yksi merkittävimmistä muutoksista on ollut ns. hedonisen menetelmän käytön laajentaminen tuotteiden laadullisten muutosten mittaamisessa. Menetelmää sovelletaan nykyään noin viiteen prosenttiin kaikista kuluttajahintaindeksiin sisällytettävistä tuotteista. Tässä työpaperissa esitellään Yhdysvaltain kuluttajahintaindeksiin tehtyjä muutoksia ja havainnollistetaan hedonisen menetelmän käyttöä sekä vaikutuksia kuluttajahintainflaation mittaamiseen.

Asiasanat: Yhdysvallat, kuluttajahintaindeksi, hedoninen menetelmä

<sup>1</sup> Tämä työpaperi on laadittu työskennellessäni lomasijaisena kansantalousosastolla kesällä 2004. Haluan kiittää Veli-Matti Mattilaa, Juhana Hukkista sekä kansantalousosaston seminaarin osanottajia saamistani kommentteista.

Paperissa esitetyt näkemykset ovat omiani eivätkä välttämättä vastaa Suomen Pankin kantaa.



# Sisällys

1. Johdanto .....	7
2. Harhat Yhdysvaltain kuluttajahintaindeksissä .....	7
2.1. Kuluttajahintaindeksi elinkustannusten mittarina .....	8
2.2. Kuluttajahintaindeksin laskeminen ja substitutioharhat .....	9
2.3. Aineiston keräyksestä ja painotuksista johtuvat harhat .....	11
2.4. Uusista tuotteista ja laadunmuutoksista aiheutuvat harhat .....	12
3. Hintaindeksien oikaiseminen laadunmuutoksilla .....	13
3.1. Perinteiset menetelmät .....	13
3.2. Hedoninen regressioanalyysi .....	15
3.2.1. Hedonisen menetelmän soveltaminen hintaindekseihin .....	17
3.2.2. Hedoninen menetelmä Yhdysvaltain kuluttajahintaindeksissä .....	22
3.2.3. Yhteenveto .....	25
Lähteet .....	28
Liite 1. Indeksilukukaavoja .....	31
Liite 2. Korkeamman aggregaattitason kaavoja .....	32
Liite 3. Kodinkoneet Yhdysvaltain ja EU:n hintaindeksissä .....	33
Liite 4. Tietokoneet Yhdysvaltain, Suomen ja EU:n hintaindeksissä .....	33



# 1. Johdanto

Kuluttajahintaindeksi mittaa kuluttajien hankkimien tavaroiden ja palveluiden hinnoissa tietyllä aikavälillä tapahtuvaa muutosta. Se on yksi tärkeimmistä kansantalouden tilaa kuvaavista indikaattoreista, jonka käyttö päätöksenteon apuvälineenä on hyvin laaja yhteiskunnan monilla aloilla. Tästä syystä mahdollisella mittausvirheellä tai puutteellisella mittaustavalla voi olla huomattavia vaikutuksia muun muassa tuotannon kasvumäärälukuihin, tulo- ja rahapolitiikkaa koskevaan päätöksentekoon sekä valtiontalouden hallintaan.

Yhdysvalloissa kuluttajahintaindeksin laskenta on 1990-luvulta lähtien saavuttanut laajaa huomiota useiden aihetta käsittelevien tutkimustulosten seurauksena. Useimpien, ellei kaikkien tulosten mukaan virallinen indeksi on esittänyt liian korkeita lukuja lähinnä mittaamiseen käytetystä metodologiasta johtuen. Merkittävin näistä tutkimuksista on Boskinin komission vuonna 1996 esittämä raportti (Boskin et al, 1996), jonka mukaan Yhdysvaltain kuluttajahintaindeksi liioitteli elinkustannusten muutosta vuositasolla noin 1.1 prosenttiyksikön verran. Harhasta 0.5 prosenttiyksikön verran todettiin johtuvan indeksimenetelmien puutteellisuuksista. Loppuosa eli 0.6 prosenttiyksikköä johtui puutteista siinä, miten tuotteiden laadussa tapahtuvia muutoksia ja kokonaan uusia tuotteita kyetään ottamaan laskennassa huomioon. Indeksimenetelmien puutteellisuuksien korjaaminen on suhteellisen helposti ratkaistavissa. Se tapahtuu indeksilukumenetelmää vaihtamalla, jolloin kriteerinä on lähinnä tilastoviranomaisen kykeneväisyys kunkin laskentatavan toteutukseen. Laadunmuutosten mittaaminen on sen sijaan laajempi ja osittain myös kyseenalaisempi ongelma. Laadunmuutosten mittauksen periaatteen vaikean määriteltävyyden lisäksi varsinaista mittausta haittaa mittaustavoitteiden heterogeenisuus. Jokainen hyödyke tarvitsee yksityiskohtaista huomiota ja tällöin kyse ei ole mekaanisesta toimenpiteestä.

Yhdysvalloissa on käytetty useita menetelmiä laadunmuutosten mittaamiseen. Edellä mainittu Boskinin komissio sekä useat muut tutkimukset ovat ottaneet kantaa kyseisten menetelmien käyttöön. Suositelluimpana lähestymistapana laadunmuutosten arviointiin voi tällä hetkellä pitää hedonista menetelmää. Tässä työpaperissa onkin ensisijaisesti tarkoituksena havainnollistaa, miten hedonista menetelmää käytetään erottelemaan hyödykkeiden hinnoissa tapahtuvat muutokset varsinaisiin hinnanmuutoksiin ja kvalitatiivisiin muutoksiin. Sitä ennen tarkastellaan kuitenkin Boskinin komission vuonna 1996 esittämät tutkimustulokset ja niistä sittemmin johdetut muutokset Yhdysvaltain kuluttajahintaindeksin laskennassa.

## 2. Harhat Yhdysvaltain kuluttajahintaindeksissä

Yhdysvaltain kuluttajahintaindeksi joutui 1990-luvulla tutkijoiden kritiikin kohteeksi, sillä sen todettiin systemaattisesti yliarvioivan elinkustannuksissa tapahtuvaa muutosta. Boskinin komission raportti (1996) on tutkimuksista huomattavin, koska se myös keräsi yhteen kaikki aiemmat tutkimukset osoittaakseen yksityiskohtaisesti, miten laskennalliset puutteet aiheuttavat harhoja kuluttajahintaindeksiin. Edellisestä vastaavasta raportista oli kulunut 35 vuotta.

## 2.1. Kuluttajahintaindeksi elinkustannusten mittarina

Kuluttajahintaindeksi hinnoittelee yleensä kiinteän korin tavaroita ja palveluja tiettyinä laskenta-aikana. Tämän menettelytavan heikkoutena on juuri sen käyttämä kiinteä kori, josta tulee ajan myötä vähemmän ja vähemmän edustava. Näin tapahtuu ensinnäkin siksi, että ihmiset reagoivat hinnanmuutoksiin muuttamalla kulutustottumuksiaan. Toiseksi uudet tuotteet ja paraneva laatu merkitsevät usein lisäystä kuluttajien hyvinvoinnissa, mitä perinteisesti kuluttajahintaindeksin laskentaan käytetyt menetelmät eivät pysty ottamaan huomioon. Boskinin komission esitys oli asettaa Yhdysvaltojen kuluttajahintojen mittaamisen tavoitteeksi elinkustannusindeksin mahdollisimman tarkka jäljitteleminen. Elinkustannusindeksi vertailee vähimmäiskulutusten määrää, joka tarvitaan saavuttamaan sama hyvinvointi (hyötytaso) eri hintatasoja käsittävinä ajanjaksoina.

Elinkustannuksissa tapahtuvien muutosten mittaamiseen on kaksi eri lähestymistapaa. Ensimmäinen niistä estimoii kysyntäfunktioita tarkkojen hyötytason muutosten määrittämiseksi. Lähestymistavan ongelmana on, että malleissa estimoitavien parametrien määrä kasvaa eksponentiaalisesti hyödykkeiden määrän lisääntyessä, mikä tekee tästä menetelmästä käytännössä mahdottoman toteuttaa. Toinen tapa on kuluttajahintaindeksiin sovellettu perinteisten indeksilukujen laskeminen. Niin sanotuista yksikköarvoindekseistä yleisimmin käytetty menetelmä on Laspeyresin indeksi. Se mittaa hinnanmuutoksia kiintein perusjakson painoin<sup>2</sup>. Laspeyresin indeksin ongelmana on, että se yliarvioi elinkustannuksissa tapahtuvat muutokset, koska se ei ota huomioon kysynnän hintajoustavuudesta aiheutuvia muutoksia kulutustottumuksissa. Indeksien implisiittisenä oletuksena siis on, että tuotteiden suhteellisten hintojen muuttuessa ihmiset eivät siirrä kuluistaan vaihtoehtoisiin tuotteisiin. Mitä disaggregoidummalla tasolla kuluttajahintaindeksissä ollaan, sitä suurempi on kuitenkin yksittäisten tuotteiden välillä tapahtuva substituutio. Jos esimerkiksi Jonagold-merkkisten omenoiden hinta nousee, ihmiset ostavat enemmän vaikkapa Royalgala-omenoita (*ceteris paribus*). Laspeyresin indeksikaava ei ota tätä tuotevaihdosta huomioon. Tällöin esimerkiksi mitattaessa hintojen muutosta vuosien 1996 ja 2003 välillä kiinteä vuoden 1996 tuotekori asettaa liian suuren painon tuotteille, joiden hinnat ovat suhteellisesti nousseet enemmän, ja liian pienen painon tuotteille, joiden hinnat ovat suhteellisesti nousseet vähemmän. Tämän seurauksena vuoden 1996 tuotekorin käyttäminen yliarvioi vuosien 1996 ja 2003 välillä tapahtunutta muutosta elinkustannuksissa ja kuluttajahintaindeksiin syntyy substituutioharha. Toisena ääripäänä on Paaschen indeksi, joka laskee suhteellisen hinnanmuutoksen vallitsevilla painoilla, jolloin muutosta elinkustannuksissa puolestaan aliarvioidaan.

Toisin kuin yksikköarvoindeksit, superlatiiviset indeksit pystyvät periaatteessa ottamaan huomioon suhteellisten hintojen muutoksista aiheutuvat substituutiovaikutukset, sillä niissä käytetyt painot heijastavat sekä perus- että tarkasteluajanhetken kulutusrakenteita. Esimerkiksi Fisherin indeksi lasketaan Laspeyresin ja Paaschen indeksien geometrisena keskiarvona, eli niiden tulon neliöjuurena. Törnqvistin indeksi puolestaan lasketaan korottamalla suhteellinen hinnanmuutos perus- ja tarkastelukauden kulutusosuuksien keskiarvolla. Koska superlatiiviset indeksit ottavat huomioon ajankohtien välillä tapahtuneet muutokset kulutustottumuksissa, niitä pidetään yksikköarvoindeksejä parempina elinkustannusindeksiä mukailevina hinnanmuutoksen mittareina (Gordon 2000, Tilastokeskus 2004).

---

<sup>2</sup> Indeksilukujen kaavat löytyvät liitteestä 1.



Sopivan indeksilukukaavan valinta on vain yksi näkökulma elinkustannusten tarkkaan mittaamiseen. Jotta päästäisiin vielä lähemmäksi aitoa elinkustannusindeksiä, täytyisi indeksin pystyä ottamaan huomioon elintason muutokset myös uusien, kehittyneempien ja laadullisesti parempien hyödykkeiden muodossa. Kuten jäljempänä tulee esille, tämä onkin määritelty suurimmaksi ongelmaksi koskien kuluttajahintaindeksin laskentaa (Greenlees 2001).

## 2.2. Kuluttajahintaindeksin laskeminen ja substituutioharhat

Hintatietojen aggregointi Yhdysvaltain kuluttajahintaindeksiä varten tapahtuu pyramidinmuotoisen prosessin kautta. Varsinainen kuluttajahintaindeksi on pyramidin huipulla. Sen alla on laajoja tuoteryhmiä, kuten esimerkiksi liikenne, ravinto ja vaatteet. Nämä taas on järjestetty 70 alaryhmään. Asuminen on esimerkiksi jaettu asuntoon ja sisustukseen. Sisustus puolestaan jaetaan huonekaluihin ja kodinkoneisiin. Alin tuotekerros (esimerkiksi omenat ja banaanit) on perustaso, jonka alapuolella on enää spesifisiä tuotteita lähinnä tuotemerkeittain jaoteltuna. Yhdysvalloissa kuluttajahintaindeksin muodostavat 211 perustasoa, joihin 38 maantieteellisellä alueella kerätään hintatiedot 71000 tuotteesta noin 22000 eri liikkeestä. Näiden hintatietojen kerääminen tapahtuu joka kuukausi tai kerran kahdessa kuukaudessa (Gordon 2000, Bureau of Labor Statistics 2004).

Yhdysvaltain kuluttajahintaindeksin alimmat tuotekerrostumat aggregoitiin vuoteen 1999 asti käyttäen Laspeyresin indeksiä. Näiden tuotekerrostumien osalta indeksin laskennassa käytetyt painot eivät ole tuotteiden kulutusmääriä, vaan edustavat tuotteiden mahdollisuuksia tulla ostetuksi tietystä liikkeestä. Kunkin liikkeen todennäköisyys tulla valituksi johdetaan puolestaan kuluttajakyselyjen (Point of Purchase Survey, POPS) avulla kustakin liikkeestä saadusta kokonaiskulutusinformaatiosta, jolloin painot itse asiassa edustavat liikkeiden osuuksia kokonaisymyynnistä tietyllä maantieteellisellä alueella.

Laspeyresin indeksin käytöstä johtuvaa substituutioharhaa ei alimpien tuotekerrostumien osalta varsinaisesti pystytä mittaamaan, sillä tietoja kulutuksen muuttumisesta ei yksittäisten tuotteiden osalta ole saatavilla. Tätä ns. alemman tason substituutioharhaa koskevat suuruusluokka-arviot yleensä perustuvat sen sijaan Laspeyresin kaavalla lasketun indeksin ja geometrisena keskiarvona lasketun indeksin erotukseen. Geometrinen keskiarvokin on yksikköarvoindeksi ja kuten Laspeyres, myös se mittaa tuotteen hinnannousua perusajanjakson painoin. Mutta toisin kuin Laspeyresin indeksi, geometrinen keskiarvo olettaa tuotteiden suhteellisten kulutusosuuksien pysyvän vakiona. Tällöin myynnin määrän annetaan muuttua suoraan verrannollisesti hinnanmuutokseen, eli substituutiojouston oletetaan olevan yksi<sup>3</sup>. Esimerkiksi tietyn tuotteen 10 prosentin hinnannousuun yhdistetään 10 prosentin lasku myynnin määrässä. Tällöin jos kuluttajat reagoivat suhteellisiin hinnanmuutoksiin niin, että suhteelliset kulutusosuudet pysyvät samoina, geometrinen keskiarvo on parempi estimaatti elinkustannusten muutoksille. Boskinin komission arvio alemman tason substituutioharhan suuruudesta oli

---

<sup>3</sup> Lebow ja Rudd (2001) huomauttavat kuitenkin, että pienten kappalemäärien tapauksessa geometristä keskiarvoa käytettäessä hyödykkeen substituutiojoustoksi muodostuu hieman alle yksi. McClellandin ja Reinsdorfin (1999) mukaan  $n$  kokoisen näytteen tapauksessa, jossa jokaisella hintanoteerauksella on yhtäläinen painoarvo, geometrinen keskiarvo on tarkka estimaatti CES-hyötyfunktioista johdetulle elinkustannusindeksille substituutiojouston ollessa  $1-1/n$ . Lisäksi he huomauttavat, että keskimäärin kuukausittain kuluttajahintaindeksiä varten kerätty näyte sisältää 9 hintanoteerausta yhtä tuotetta kohti ja vastaavanlainen pieni näyte voi aiheuttaa vain mitättömän pienen harhan indeksin.

vuonna 1996 +0.25 prosenttiyksikköä, eli kyseisestä harhasta johtuen kuluttajahintaindeksin muutos oli vuosittain 0.25 prosenttiyksikön verran liian suuri.

Boskinin komission suosituksesta Bureau of Labor Statistics (BLS) otti vuonna 1999 alemman tason tuotekerrostumien osalta käyttöön niin kutsutun hybridimenetelmän. Tässä menetelmässä suurimpaan osaan tuotteista käytetään geometrista keskiarvoa. Aritmeettinen keskiarvo kuitenkin säilytettiin niiden tuotteiden osalta, joiden substituutiojouston oletetaan olevan lähempänä nollaa. Näihin kuuluvat muun muassa sähkö ja sairaalapalvelut. Menetelmän käyttöönoton seurauksena Lebow ja Rudd (2001) estimoivat alatasen aggregointiharhan laskeneen noin +0.05 prosenttiyksikköön.

Korkeamman tason indeksit kootaan yhteen käyttämällä kyselyjen (Consumer Expenditure Survey) perusteella saatuja painoja. Nämä painot ilmaisevat kuluttajien käytettävissä olevan tulon jakautumista eri tuotteiden kesken. Korkeammalla tasolla laskenta tapahtuu ja tulee vastedeskin tapahtumaan Laspeyresin indeksillä, jossa on kiinteät perusajanjakson painot. Ylempänäkin aggregaattitasolla esiintyy kuitenkin substituutiota esimerkiksi omenoiden ja banaanien välillä. Boskinin komission raportin mukaan tästä johtuva harha oli vuonna 1996 suuruudeltaan +0.15 prosenttiyksikköä. Lebow ja Rudd estimoivat vuonna 2001 ylätasen aggregointiharhan suuruudeksi +0.1 prosenttiyksikköä. Yhteensä ylemmän ja alemman aggregaattitasen substituutioharhat olivat siis +0.4 prosenttiyksikköä vuonna 1996, mutta enää +0.15 prosenttiyksikköä vuonna 2001. Yhdysvaltain virallisen kuluttajahintaindeksin muutoksen pitäisi siis nykyään olla vuosittain keskimäärin 0.25 prosenttiyksikön verran pienempi kuin mitä se olisi ilman uusien menetelmien käyttöönottoa.

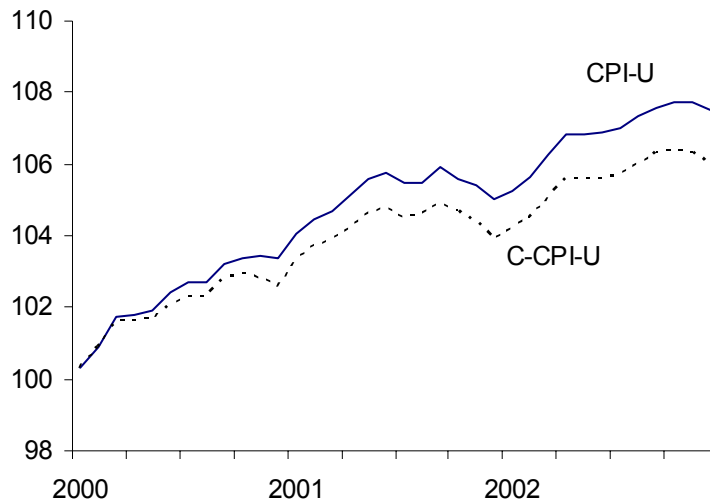
Perinteisesti lasketun indeksin rinnalle Boskinin komissio ehdotti myös superlatiivisen indeksin laskemista. Superlatiivinen indeksi pystyisi poistamaan substituutioharhat kuluttajahintaindeksistä lähes kokonaan ja tuottamaan näin tarkemman arvion hinnanmuutoksista. Koska superlatiivisten indeksien laskemiseen tarvitaan myös vallitsevan kauden painoja, uuden indeksin täytyisi toimia takautuvasti korjattuna indeksinä. Vuonna 2001 Bureau of Labor Statistics esittelikin ketjutetun kuluttajahintaindeksin (C-CPI-U), joka käyttää Törnqvistin indeksikaavaa ylemmän tuotekerrostuman hinnanmuutoksen laskentaan kahden vuoden viiveellä<sup>4</sup>. Viive johtuu indeksissä käytettyjen kuukausittain uusittavien painojen laskenta-ajasta. Ketjutus viittaakin juuri indeksin jatkuvaan uudistamiseen. Periaatteessa myös perinteinen kuluttajahintaindeksi on ketjutettu. Sen painoja ei vain uusita vastaavin lyhyin aikaväleihin. Esimerkiksi vuonna 1996 Boskinin komission raportin aikoihin käytetyt painot olivat peräisin vuosilta 1982-84. Komission suosituksesta BLS on muuttanut myös tätä käytäntöä ja vuoden 2002 tammikuusta lähtien painoja uusitaan joka toinen vuosi, mitä sinällään voidaan jo pitää erittäin suurena yksittäisenä indeksiin vaikuttavana muutoksena (BLS 2004).

Huolimatta parin vuoden korjausviiveestä, ketjutettu indeksi kuitenkin julkaistaan ajallaan joka kuukausi. Indeksissä käytetään nimittäin ensin mukautettua geometrista keskiarvoa sekä Laspeyresin indeksin painoja kahtena ensimmäisenä vuotena. Indeksia korjataan jälkikäteen, kunnes lopullinen indeksi julkaistaan Törnqvistin menetelmää soveltaen. Ero lopullisen ketjutetun indeksin ja perinteisesti lasketun Laspeyresin indeksin välillä näkyy kuviossa 1.

---

<sup>4</sup> Ylemmän aggregaattitasen indeksikaavat löytyvät liitteestä 2.

Kuvio 1. Laspeyresin kuluttajahintaindeksi (CPI-U) ja superlatiivinen ketjutettu kuluttajahintaindeksi (C-CPI-U), 1999/12 = 100.



Lähde: Bureau of Labor Statistics 2004.

### 2.3. Aineiston keräyksestä ja painotuksista johtuvat harhat

Eräs muoto substituutioharhasta syntyy, kun liikkeet, joista aineisto kerätään, vaihtuvat tietyn määräjain. Liikkeiden vaihtaminen tapahtuu kuluttajakyselyjen (POPS) avulla, joilla selvitetään, mistä kuluttajat tavaransa ja palvelunsa ostavat. Yhdysvalloissa vuodesta 1988 vuoteen 1998 supermarkettien ja halpahallien myyntiosuus kasvoi 50 prosenttia (Gordon 2000). Esimerkiksi supermarketit pysyvät tarjoamaan tuotteita halvemmalla kuin pienet myymälät muun muassa sen vuoksi, että hankintaerät ovat suuremmat.

Kuluttajahintaindeksiä laskiessaan BLS implisiittisesti olettaa, että tuotteen mahdollinen hintaero uuden ja vanhan liikkeen välillä johtuu yksinomaan laatueroista. Hintamuutosta ei tällöin ole tapahtunut, koska huonontuva laatu merkitsee elinkustannusten nousua laadunmuutoksen verran. Tällöin siis kuluttajahintaindeksi ei ota huomioon oikeita kuluttajien ostokäyttäytymisen muutoksista johtuvia laatueroja hinnanlaskuja (Gordon 2000, Lebow ja Rudd 2001).

Liikkeiden vaihtumisesta johtuvan harhan suuruusluokka-arviot perustuvat paljolti tutkimustuloksiin, jotka ovat sidoksissa toisiinsa. Lebow'n ja Ruddin (2001) mukaan Lebow, Roberts ja Stockton arvioivat vuonna 1994 kyseisen harhan pätevän noin 40 prosenttiin kuluttajahintaindeksistä. Harhan suuruuden arviointiin olevan välillä nolla ja +0.1 prosenttiyksikköä. Boskinin komissio poimi vuonna 1996 tämän estimaatin ylemmän rajan ja kirjasi harhaksi +0.1 prosenttiyksikköä. Vuonna 2001 Lebow ja Rudd laskivat kyseisen estimaatin +0.05 prosenttiyksikköön.

Lebow ja Rudd (2001) ovat myös esittäneet väitteen, jonka mukaan epätasälliset painot voivat aiheuttaa kuluttajahintaindeksiin "painoharhan". Kuluttajahintaindeksin laskennassa käytetyt painot hankitaan Bureau of Labor Statisticsin suorittamalla kyselytutkimuksella (Consumer Expenditure Survey). Tiedot hankitaan takautuvasti, joten tulokset ovat riippuvaisia kuluttajan muistista. Useimmiten haastateltava on perheen pää, jolloin tukeudutaan hänen tietämykseensä myös muiden talouteen kuuluvien henkilöiden kulutuksesta. Myös muun muassa vastaajan rehellisyys esimerkiksi perheen yksityisiä kulutustottumuksia (esim. alkoholin kulutus) koskevien kysymysten tapauksessa voi olla kyseenalainen. Omis-

tusasuntojen vuokra-arvoissakin luotetaan siihen, millaiseksi omistaja itse arvioi asunnosta saatavissa olevan vuokratuoton. Lebow ja Rudd (2001) käyttävät harhan estimointiin Bureau of Economic Analysisin bruttokansantuotteen kulutus-painoja, koska BEA:n painot perustuvat laajalti suoraan yrityksiltä kerättyihin tietoihin. Painotuksista johtuvaksi harhaksi arvioidaan +0.05 prosenttiyksikköä vuositasolla.

## 2.4. Uusista tuotteista ja laadunmuutoksista aiheutuvat harhat

Perinteinen hintaindeksi, kuten Laspeyres, vertaa tavaroiden hintoja käyttäen kiinteää koria tuotteita ja palveluja. Tällöin oletetaan, että tuotteiden kirjo sekä tuotteiden ja palveluiden ominaisuudet ovat identtisiä tarkasteltavina ajanjaksoina. Todellisuudessa tuotteiden ja palveluiden ominaisuudet kuitenkin muuttuvat. Jotkin mallit poistuvat markkinoilta ja toiset mallit ottavat niiden paikan kauppojen hyllyillä. Näistä tuotteista löytyy myös sellaisia, joita on hyvin vaikeaa vertailla suurten kvalitatiivisten muutosten vuoksi. Vertailun kannalta vielä vaikeampi tehtävä on sisällyttää kokonaan uusi tuote hintaindeksiin, sillä usein uusilla tuotteilla on ominaisuuksia, joita vanhoilla tuotteilla ei ole koskaan ollut.

Hyödykkeiden laatuun vaihdellessa ja uusien hyödykkeiden tullessa markkinoille kuluttajan hyöty tulee väijäämättä muuttumaan, vaikka hinnoissa ei havaittaisikaan eroja. Monet analyytikot uskovat mittaamatta jääneiden laadunmuutosten aiheuttavan suuren harhan kuluttajahintaindeksiin. Esimerkiksi videot, matkapuhelimet ja muut vastaavat elintason vaikuttavat hyödykkeet otettiin Yhdysvalloissa kuluttajahintaindeksiin mukaan noin kymmenen vuotta liian myöhään: videot vuonna 1987 ja matkapuhelimet vuonna 1998. Tällöin niiden hinta oli laskenut jo keskimäärin 80 prosenttia markkinoilletulosta. Muutokset olisi pystyttävä tunnistamaan ja niiden suuruus määrittämään, jotta hintaindeksin laskenta olisi mahdollisimman tarkkaa (Kokoski ym. 2001, Lebow ja Rudd 2001).

Vuonna 1996 tarkastelluista Yhdysvaltain kuluttajahintaindeksin 27 tuotekategoriasta 19:ssä laadunmuutoksista ja uusista hyödykkeistä johtuvan harhan suuruudeksi arvioitiin yhteensä +0.6 prosenttiyksikköä. Näistä esimerkiksi lääkintä- ja sairaalapalvelujen osalta harha oli +3.0 prosenttiyksikköä ja kodinkoneiden ja elektroniikkatuotteiden osalta +5.6 prosenttiyksikköä. Koko +1.1 prosenttiyksikön suuruudesta harhasta on käsillä oleva selvästi suurin (Boskin ym. 1996, Moulton ym. 1997, Gordon 2000, Lebow ja Rudd 2001). Seuraavassa luvussa selvitetäänkin laadunmuutosten mittauksen metodologiaa tarkemmin.

## 3. Hintaindeksien oikaisu laadunmuutoksilla

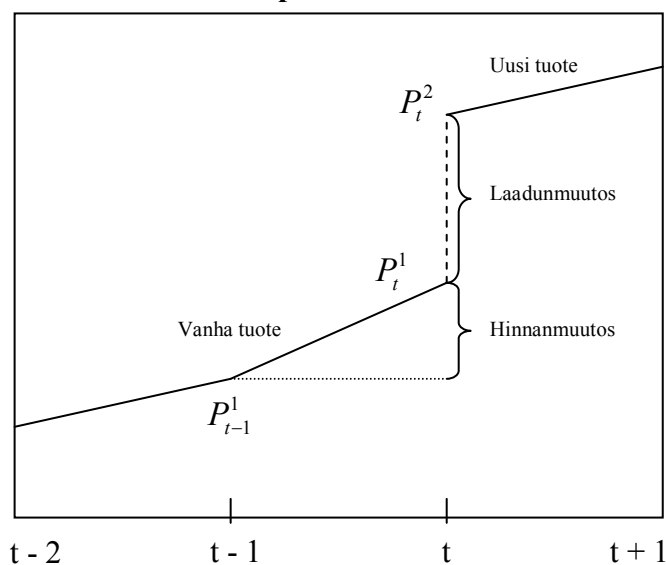
### 3.1. Perinteiset menetelmät

Kvalitatiivisten muutosten huomioon ottaminen kuluttajahintaindeksissä on käytännön kannalta erittäin suuri ongelma. Tilastoinnissa kyse ei ole mekaanisesta toimenpiteestä, sillä rutiininomaisesti ei alati muuttuvia ominaisuuksia pysty määrittämään. Mittauskohteet ovat hyvin heterogeenisiä, joten jokainen niistä tarvitsee yksityiskohtaista huomiota. Useat menettelytavat myös vaativat tilastonlaatijan subjektiivisia arvioita kvalitatiivisten muutosten laajuuksista (Nordhaus 1998).

Yhdysvaltain kuluttajahintaindeksissä hinnanmuutos jaetaan puhtaaseen hinnanmuutokseen ja puhtaaseen laadunmuutokseen. Tapauksissa, joissa tuotteessa tapahtuva laadunmuutos koetaan hyvin pieneksi, muutos hinnassa lasketaan puhtaaksi hinnanmuutokseksi. Esimerkiksi saman tuotteen kahden eri pakkauskoon eriävä kilohinta voidaan laskea puhtaaksi hinnanmuutokseksi (Kokoski ym. 2001). Perinteisesti laadussa huomattavammin eriävien tai kokonaan uusien tuotteiden sisällyttämiseksi hintaindeksiin on käytetty niin kutsuttuja matched model -menetelmiä. Näistä kolme yleisimmin käytettyä ovat overlap -hinnoittelu, linking -menetelmä sekä suorat laatukorjaukset.

Overlap -hinnoittelumenetelmää käytetään, kun sekä vanha että uusi indeksiin sisällytettävä tuote ovat markkinoilla päällekkäisenä kautena. Tällöin hintaeroa käytetään laadunmuutoksen estimaattina. Vanha tuote vastaa hinnanmuutoksesta välillä  $t$  ja  $t-1$ . Uusi tuote kategoriassa vastaa hinnanmuutoksesta välillä  $t$  ja  $t+1$ . Tämä menetelmä asettaa käytännössä kaiken muutoksen uuden ja vanhan tuotteen hinnan välillä laatuerojen piikkiin (Kokoski ym. 1997). Menetelmän käyttöä on havainnollistettu kuviossa 2.

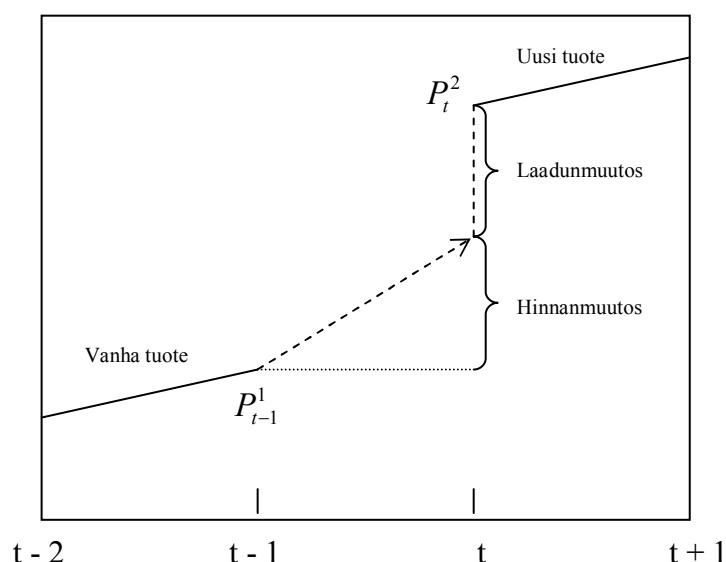
Kuvio 2. Overlap -hinnoittelu.



Lähde: Moulton ym. 1997

Jos tietoa hinnoista päällekkäisinä kausina ei ole, käytetään linking-menetelmää. Matched model -menetelmistä on tämä ehdottomasti käytetyin. Menetelmässä vanha tuote jättää markkinat ajanhetkenä  $t-1$  ja uusi tuote ilmestyy indeksiin kaudella  $t$ . Periodien  $t$  ja  $t-1$  välillä tapahtuvaa hinnanmuutosta estimoidaan käyttämällä muiden samassa tuotekategoriassa olevien tuotteiden havaittua hintamuutosta, eli "puhtaan" hinnanmuutoksen oletetaan olevan kaikkien vastaavien tuotteiden osalta sama. Tämän jälkeen uusi tuote korvaa vanhan tuotteen indeksissä (Kokoski ym. 2001). Menetelmää on havainnollistettu kuviossa 3.

Kuvio 3. **Linking -menetelmä.**



Lähde: Moulton ym. 1997

Kolmas tapa ottaa huomioon laadunmuutosten vaikutukset on estimoida kustannuksia. Esimerkiksi jos valmistajalta saadaan tarkkaa tietoa tietyn tuotteen ominaisuuksissa tapahtuneista muutoksista sekä muutoksen arvosta, voidaan suorittaa suora korjaus. Tällöin tietyssä tuotteen ominaisuudessa tapahtunut arvonmuutos vähennetään kuluttajan tuotteesta maksamasta havaitusta hinnasta. Kyseinen menetelmä olettaa kuluttajalle koituneen hyödynmuutoksen olevan arvoltaan sama, kuin mitä ovat tuottajalle koituneet kustannukset laadunmuutoksen tarjoamisesta (Kokoski ym. 2001).

Perinteisten menetelmien käytössä on neljä potentiaalista harhan lähdettä. Vastaavan tuotteen sisällyttäminen hintaindeksiin pelkkänä "puhtaana" hinnanmuutoksena sivuuttaa laatuvertailun kokonaan. Overlap -hinnoittelu puolestaan perustaa mitatun hinnanmuutoksen tuotteille, jotka ovat vertailukelpoisuutensa puolesta pakostakin jo iältään liian vanhoja. Linking -menetelmän käyttö yliarvioi "puhtaan" hinnanmuutoksen aina, kun laadunmuutokset ovat suurempia kuin hintojen erotus ja kustannusmenetelmää käyttämällä voi jäädä kokonaan arvioimatta lopputuotteissa käytettyjen tuotantopanosten laadunmuutokset (Boskin ym. 1996).

## 3.2. Hedoninen regressioanalyysi

Hedonisen menetelmän tarkoituksena on määrittää tuotteen eri ominaisuuksien arvot, joita voidaan käyttää tuotteiden laadullisten erojen hinnoitteluun. Hedoninen menetelmä on itse asiassa eräs suoran laatukorjausmenetelmän muoto, jota käytetään tapauksissa, joissa valmistajilta ei saada tarkempaa tietoa tuotteissa tapahtuvista muutoksista. Hedoninen menetelmä ei siis edusta täysin eri menetelmää laadunmuutosten huomioon ottamiseksi. Se on ennemminkin sovellus, jota voi pitää monissa tapauksissa käytännön kannalta sopivampana perinteisiin matched model -menetelmiin verrattuna. Menetelmän laajemman soveltamisen esteenä on tähän asti ollut erittäin laajan hyödykekohtaisen aineiston tarve, joka myös vaatii uusimista hyvin lyhyin aikavälein.

Hedoniset hinnat ovat menetelmässä keskeisinä mittauksen kohteina. Tarkoituksena on hinnoitella tuotteen ominaisuuksia. Taustalla on ajatus, jonka mukaan kuluttaja tekee ostopäätöksensä vertailemalla differentioitujen tuotteiden havaittuja hintoja ja ominaisuuksia. Teoreettisesti määriteltynä tuotteiden ominaisuudet,  $z = (z_1, \dots, z_n)$ , muodostavat yhdessä annettujen hyötyfunktion ja tulotason,  $y$ , kanssa kuluttajan indifferenssitasojen joukon. Tästä joukosta päädytään erilaisilla ominaisuuksien hintasuhteilla kuluttajien valitsemiin ominaisuuskoonpanoihin. Perusajatuksena on siis, että kun tuote voidaan nähdä ominaisuuksien pakkana, myös havaittavissa olevat tuotteiden hinnat ovat vertailukelpoisia samoin ehdoin<sup>5</sup>.

Hedonisen menetelmän pragmaattinen puoli muodostuu tuotteen ominaisuuksien hintojen estimoinnista. Jokaisella tuotteella on havaittavissa oleva markkinahinta niin, että tietyn funktionaalisen muodon ajatellaan liittävän yhteen hinnat ja ominaisuudet. Kuluttajan ostaessa hyödykkeen  $k$  ajanhetkenä  $t$  hedoninen regressiomalli laskee yhden hyödykeyksikön hinnan  $P_k^t$  kyseisen hyödykkeen eri ominaisuuksien funktiona seuraavasti:

$$P_k^t = f(z_k^t); \quad t = 1, \dots, T; k = 1, \dots, K^t. \quad (1)$$

Kolme yleisintä hedonisissa regressioissa käytettyä mallityyppiä ovat log-log, semi-log ja lineaarinen. Mallityypin valinnassa ei yleensä ole katsottu olevan apua teoriasta, sillä todellisuudessa hyödykkeen hinta voi ominaisuuksiensa funktiona olla yhtä hyvin lineaarinen kuin myös täysin epäsäännöllinen. Käytännössä mallityypin valinnassa turvaututaankin muihin kriteereihin. Yleisesti valinta erilaisten funktionaalisten mallityyppien välillä on toteutettu Box-Cox -testin avulla. Testin perusteella valitaan se malli, jonka heteroskedastisuus vähenee Box-Cox -transformaation seurauksena parhaiten.

### *Log-log -malli*

Log-log -mallissa yhtälön molemmille puolille suoritetaan logaritminen muunnos, jonka seurauksena saadaan regressioyhtälöksi

$$\ln P_k^t = \alpha_0 + \sum_{n=1}^N \alpha_n \ln z_n + \varepsilon_k^t, \quad (2)$$

---

<sup>5</sup> Tarkempaa teoreettista tarkastelua varten ks. esim. Rosen (1974), Triplett (1988), Diewert (2001).

jossa  $\alpha_n$  ovat estimoitavat tuntemattomat parametrit ja  $\varepsilon_k^t$  on virhetermi. Tässä mallissa saadaan prosentuaalinen tuotteessa tapahtunut laadunmuutoksen arvo ominaisuuden  $z_n$  regressiokertoimen  $\alpha_n$  ja suhteellisen laadunmuutoksen tulona (Song 1994). Kokonaislaadunmuutoksen arvo on siten

$$\sum_{n=1}^N \alpha_n \theta_n, \quad (3)$$

jossa  $\theta_n$  edustaa *suhteellista* havaittavissa olevaa muutosta tuotteen tietyssä fyysisessä ominaisuudessa  $z_n$ , eli  $\theta_n = (z_{n,t} - z_{n,t-1}) / z_{n,t-1}$ .

### *Semi-log -malli*

Tässä mallityypissä tuotteen hinnalle suoritetaan logaritminen muutos, jota sitten selitetään lineaarisesti absoluuttisilla laatuominaisuuksilla.

$$\ln P_k^t = \alpha_0 + \sum_{n=1}^N \alpha_n z_n + \varepsilon_k^t. \quad (4)$$

Mallissa ominaisuuden  $z_n$  yhden yksikön suuruinen muutos johtaa vastaavan regressiokertoimen  $\alpha_n$  suuruiseen suhteelliseen hinnanmuutokseen muiden ominaisuuksien pysyessä vakiona (Song 1994). Tämän mallin etu verrattuna log-log -malliin on se, että malli selviytyy tapauksista, joissa yksi tai useampi ominaisuus saa arvon nolla. Näitä ovat esimerkiksi tilanteet, joissa tuotteille esitellään uusia ominaisuuksia kesken vertailukauden (Diewert 2001). Tuotteen laadunmuutosten summa saa arvon

$$\sum_{n=1}^N \alpha_n (z_{n,t} - z_{n,t-1}), \quad (5)$$

### *Lineaarinen malli*

Linearisessa mallissa tuotteen hinta on yksinkertaisesti ominaisuuksien funktio:

$$P_k^t = \alpha_0 + \sum_{n=1}^N \alpha_n z_n + \varepsilon_k^t. \quad (6)$$

Tässä tapauksessa fyysinen laadunmuutos ominaisuuksissa johtaa suoraan hinnanmuutokseen, joka on vastaavan regressiokertoimen suuruinen. Tällöin tuotteen kokonaislaadunmuutos saa arvon

$$\sum_{n=1}^N \alpha_n (z_{n,t} - z_{n,t-1}). \quad (7)$$



### 3.2.1. Hedonisen menetelmän soveltaminen hintaindekseihin

Regressiomalleista estimoiduilla regressiokertoimilla korjataan hintaindeksejä kvalitatiivisten muutosten osalta. Hedoninen indeksi on mikä tahansa indeksi, joka käyttää tuotteiden ominaisuuksia tai ominaisuuksiin perustuvia käyttäytymismalleja perusteinaan. Hedonisen menetelmän sovellettavuus onkin tästä johtuen erittäin laaja. Hintaindeksien yhteydessä on yleisimmin käytetty kuitenkin kahta tapaa. Niin kutsutussa epäsuorassa menetelmässä hedonisesti johdettu tuotteen tietyn ominaisuuden implisiittinen hinta kerrotaan tuotteessa tietyllä aikavälillä tapahtuneella fyysisellä muutoksella vastaavassa ominaisuudessa. Näin saatu laadunmuutoksen arvo vähennetään havaitusta hinnanmuutoksesta periodien välillä. Suorassa menetelmässä laatukorjattu hintaindeksi saadaan puolestaan estimoitua suoraan hedonisesta regressiosta. Tämä tapahtuu lisäämällä regressioyhtälöön dummy-muuttujia. Näiden dummy-muuttujien regressiokertoimet tulkitaan tuloksissa puhtaiksi hinnanmuutoksiksi tarkastelukauden ja peruskauden välillä, jolloin niistä on vähennetty aikakausien välillä tuotteissa tapahtuneet laadunmuutokset (Triplett 1988; Kokoski, Waehrer ja Rozaklis 2001). Seuraavaksi esitetään numeeriset esimerkit molemmista laskentatavoista.

#### Epäsuora laskentatapa

Soveltamalla hedonista menetelmää Laspeyresin indeksin laskentaan on tarkoituksena erottaa perinteisestä Laspeyresin menetelmän avulla lasketusta hinnasta niin sanottu puhdas hinnanmuutos sekä laatuominaisuuksissa tapahtuneiden muutosten aiheuttama hinnanmuutos. Tällöin siis ajatellaan, että tuotteen hinnan ja laatuominaisuuksien välillä on additiivinen suhde muotoa:

$$dp = dp' + \sum_{n=1}^N \frac{\partial p}{\partial \alpha_n} d\alpha_n, \quad (8)$$

jossa  $dp'$  on "puhdas" hinnanmuutos ja jälkimmäinen termi edustaa laatuominaisuusmuutoksista johtuvien hinnanmuutosten summaa. Esimerkiksi Bureau of Labor Statistics estimoி jatkuvasti tietokoneiden laatuominaisuuksien regressiokertoimia eri hintaindeksejä varten. Vuoden 1999 tuottajahintaindeksiä varten estimoitujen regressiokertoimien arvot näkyvät taulukossa 1.

Taulukko 1. **Tietokoneiden laatutekijöiden regressiokertoimet;  
lineaarinen malli.**

	Coefficient	Standard error	T-statistic	P-value
Constant	619.925	81.685	7.589	0.000
CPU per MHz	3.533	0.079	44.9270	0.000
Celeron CPU*	-277.538	11.558	-24.013	0.000
SDRAM/MB	1.686	0.079	21.232	0.000
HD/MB	0.020	0.001	19.221	0.000
100MB ZIP*	96.702	11.430	8.460	0.000
DVD (4.6/6.0)*	95.459	16.039	5.952	0.000
Video/MB	5.076	0.948	5.357	0.000
Sound card and 2 Speakers*	24.184	14.070	1.719	0.086
Speakers and Sub*	77.246	12.238	6.312	0.000
Speakers and Premium Sub*	172.473	14.842	11.621	0.000
56.6 fax mo- dem*	27.919	9.364	2.982	0.003
10/100Mbs NIC*	49.287	11.165	4.414	0.000
Monitor, 15 inch*	246.919	21.733	11.362	0.000
Monitor, 17 inch*	296.941	15.763	18.838	0.000
Monitor, 17" Trinitron*	370.599	16.135	22.969	0.000
Software Office Suite*	62.568	18.614	3.361	0.001
MS Office Suite SBE*	228.880	14.088	16.246	0.000
MS WIN NT OS*	111.235	10.911	10.195	0.000
Business Mar- ket	268.988	21.689	12.402	0.000
3-year On-Site Warranty*	155.622	16.225	9.591	0.000
Company A*	257.225	13.549	18.984	0.000
Company B*	139.632	21.100	6.618	0.000
Company C*	-121.727	18.676	-6.518	0.000

\* Dummy variable

Observations = 685

Adjusted R-Square = 0.963

Lähde: Holdway (2001)

Taulukossa 1 lineaarisen regressiomallin regressiokertoimet edustavat suoraan kunkin laatuominaisuuden yksikköhintaa. Tällöin esimerkiksi 128MB SDRAM lisämuisti oli vuonna 1999 arvoltaan  $128 \cdot 1.686 = \$215.81$ . Jos tämä edustaisi tietokoneen ainoaa kvalitatiivista muutosta kahden peräkkäisen periodin aikana, jolloin myös koko tietokoneen yksikköhinta on noussut 1200 dollarista

1250 dollariin (+4.2 %), laadunmuutoksen huomioiva hintaindeksi kyseisen tietokoneen osalta lasketaan BLS:n tuottajahintaindeksiin seuraavasti:

$$I_t = \frac{p_t - \sum_{n=1}^N \alpha_n (\theta_{nt} - \theta_{n(t-1)})}{p_{t-1}} \left( \approx \frac{p_t}{p_{t-1} + \sum_{n=1}^N \alpha_n (\theta_{nt} - \theta_{n(t-1)})} \right) \quad (9)$$

$$= \frac{\$1250 - \$215.81}{\$1200} = 0.862 \quad (\approx 0.883)^6$$

Huomataan, että "puhdas" hinnanmuutos on siis itse asiassa ollut -13.8 % (Holdway 2001, Song 1994).

### Suora menetelmä: dummy-muuttujat

Dummy-muuttujia käyttävä suora menetelmä on kirjallisuudessa vallitseva. Sitä on käytetty muun muassa tuotteiden laadunmuutoksista johtuvien kuluttajahintaindeksissä esiintyvien harhojen estimointiin (esim. Boskin ym. 1996). Semi-logaritmisena suorassa menetelmässä regressioyhtälö on muotoa

$$\ln P_k^t = \alpha_0 + \beta D_k + \sum_{n=1}^N \alpha_n z_n + \varepsilon_k^t, \quad (10)$$

jossa D saa arvon 1, jos tuote n havaitaan hetkellä t. Muulloin D saa arvon nolla. Tässä mallissa siis dummy-muuttujien regressiokertoimet mittaavat puhtaita (suhteellisia) hinnanmuutoksia ajanjaksojen t ja t-1 välillä, koska laatueroista johtuvat vaikutukset on poistettu. Jos kahden ajanjakson tarkastelussa dummy-muuttujan regressiokerroin,  $\beta_t$ , saa arvon 0.04, puhdas hinnanmuutos on ajanhetkellä ollut neljä prosenttia. Jatkuvan indeksin aggregoimiseksi täytyy ketjuttaa useampia regressioita peräkkäisiltä vuosilta. Vaihtoehtona yllä olevalle olisi estimoida yksi regressio useammalta vuodelta ja laskea näin saatujen dummy-muuttujien regressiokertoimista indeksi jokaiselle vuodelle erikseen. Regressioiden ketjutusta voi kuitenkin pitää suositellumpana, sillä tällöin hyödykkeen ominaisuuksien regressiokertoimien sallitaan muuttua. Menetelmän heikkoutena puolestaan pidetään suuremman aineiston tarvetta, sillä muuten regressiokertoimien vuosittaisesta vaihteluvälistä voi muodostua usein epärealistisen suuri (Gordon 1987).

Edesmennyt Harvardin kansantaloustieteen professori Zvi Griliches käytti regressioanalyysia ja edellä esiteltyä mallia (10) tutkiakseen, miten henkilöautojen laadunmuutokset vaikuttavat niiden hintakehitykseen (Griliches 1961). Kyseisessä tutkimuksessa käytettiin aineistoa yhdysvaltalaisista henkilöautoista vuosina 1937, 1950 ja 1954–1960. Griliches käytti laatumuuttujina auton moottorin tehoa,

<sup>6</sup> Suluissa oleva on vaihtoehtoinen laskutapa, joka laskee hinnanmuutoksen muuttamalla alkupe-  
räisen periodin tuotteen vertailukelpoiseksi jälkimmäisen periodin tuotteen kanssa, eli esittää pe-  
riodin 2 hyötymäärän periodin 1 rahassa (esim. Moulton ym. 1997). Ensimmäinen laskutapa puo-  
lestaan laskee hinnanmuutoksen perusperiodin hyödyllä (Holdway 2001). Tuloksien 2.1 prosent-  
tiyksikön ero johtuu periaatteessa samanlaisten laskennallisten menetelmien käytöstä, kuin mitkä  
yksikköarvoindeksien laskennassa aiheuttavat substituuioharhan (vrt. Laspeyres ja Paasche).  
Tuottajahintaindeksissä BLS käyttää ensimmäistä ja kuluttajahintaindeksissä puolestaan suluissa  
olevaa tapaa.

omapainoa ja pituutta. Malliin hän lisäsi myös useita muita autojen laatuominaisuustekijöitä dummy-muuttujina. Autosta riippuen nämä dummyt saivat arvon yksi, jos kyseinen ominaisuus oli vakiovarusteena. Muussa tapauksessa dummy sai arvon nolla. Käytettyjä ominaisuuksia olivat V8-moottori, rautakatto, automaattivaihteisto, ohjaustehostin ja paineilmajarrut. Vuoden 1960 aineistolle oli lisäksi lisätty myös dummy mittaamaan sitä, oliko auto niin kutsuttua compact-tyyppiä vai ei. Mallin tulokset ovat taulukossa 2.

Taulukko 2. Autojen eri laatutekijöiden regressiokertoimet.

	1937- 1950	1954- 1955	1955- 1956	1956- 1957	1957- 1958	1958- 1959	1959- 1960
Moottorin teho	0.538 (0.108)	0.241 (0.059)	0.091 (0.055)	0.095 (0.028)	0.040 (0.026)	0.062 (0.025)	0.114 (0.018)
Omapaino	0.328 (0.053)	0.009 (0.060)	0.241 (0.056)	0.211 (0.039)	0.271 (0.038)	0.285 (0.034)	0.212 (0.029)
Pituus	0.108 (0.039)	0.082 (0.016)	0.053 (0.015)	0.045 (0.011)	0.007 (0.013)	-0.018 (0.013)	-0.006 (0.011)
V8	-0.093 (0.035)	-0.031 (0.024)	-0.043 (0.031)	-0.037 (0.020)	0.005 (0.026)	-0.026 (0.031)	-0.059 (0.023)
Rautakatto	-	-	0.018 (0.018)	0.022 (0.010)	0.024 (0.013)	0.030 (0.012)	0.040 (0.013)
Automaatti	-	0.236 (0.037)	0.079 (0.028)	0.058 (0.021)	0.075 (0.026)	0.070 (0.030)	0.034 (0.027)
Ohjaustehostin	-	0.035 (0.038)	0.062 (0.029)	0.089 (0.023)	0.113 (0.030)	0.125 (0.040)	0.206 (0.028)
Paineilmajarrut	-	-0.045 (0.045)	0.098 (0.029)	0.138 (0.019)	0.162 (0.028)	0.115 (0.038)	-
Compact	-	-	-	-	-	-	0.052 (0.031)
Aikadummy	0.527 (0.027)	-0.093 (0.020)	0.020 (0.018)	0.027 (0.011)	0.027 (0.012)	0.005 (0.014)	-0.023 (0.011)
R <sup>2</sup>	0.916	0.904	0.924	0.945	0.929	0.915	0.943

Lähde: Griliches (1961)

Taulukossa 2 aikadummy mittaa suoraan periodin aikana tapahtuneen hintamuutoksen. Esimerkiksi vuosina 1955-1956 tapahtunut "puhdas" muutos autojen hinnoissa oli 2 prosenttia. Taulukko 3 vertaa estimoitujen hedonisten hintaindeksien tuloksia virallisen indeksin (WPI) tuottamiin lukuihin. Ero hedonisesti lasketun indeksin ja virallisen indeksin välillä on huomattava. Esimerkiksi vuosina 1958-1959 viiden prosentin suuruinen nousu autojen hinnoissa on johtunut melkein kokonaan autojen varusteissa ja teknisissä ominaisuuksissa tapahtuneista muutoksista.

Taulukko 3. Prosentuaalinen muutos eri hintaindekseissä

Mallivuosi	Autojen keskimääräinen hintamuutos aineistossa (%)	Hedoninen hintaindeksi		WPI
		Peräkkäisten vuosien estimoitu muutos	Yksittäisestä regressiosta laskettu muutos 1954-1960	
1937-1950	79.0	52.7	-	83.0
1954-1955	-3.3	-9.3	-4.4	2.7
1955-1956	13.7	2.0	2.9	4.1
1956-1957	7.7	2.7	3.4	4.7
1957-1958	9.6	2.7	2.5	0.6
1958-1959	3.6	0.5	0.0	5.1
1959-1960	-11.9	-2.3	-2.1	0.1
1954-1960	18.7	-4.2	2.3	19.7

Lähde: Griliches (1961)

Hedonisen menetelmän soveltaminen käytäntöön ei kuitenkaan ole yhtä mutkatonta kuin mitä teorian ja esimerkkien raameissa voi näyttää. Tavallisimmat ongelmat tilastoviranomaisten kannalta ovat tarkkaan määritettyjen hyödykkeiden ominaisuuksien tunnistaminen sekä edustuskelpoisen aineiston hankkiminen. Aineiston täytyy myös olla yhdenmukainen ja ennen kaikkea saatavilla jokaisena tarkasteltavana ajanjaksona.

Kirjallisuudessa esiintyvät hedonista menetelmää koskevat tutkimukset ovat viime aikoina keskittyneet vahvasti mallien regressiokertoimien stabiiliuteen (ks. esimerkiksi Silver ja Heravi 2000, Aizcorbe 2003, Pakes 2003). Hedoninen menetelmä kärsii estimoitujen regressiokertoimien suuresta varianssista, koska regressioiden tulokset ovat usein esiintyvän multikollinearisuuden takia hyvin herkkiä käytetyssä aineistossa esiintyvien virheiden suhteen. Koska aineisto kerätään aina satunnaisotannalla erittäin laajasta populaatiosta, otosvarienssilla voi olla suuri vaikutus hedonisen regression tulosten stabiiliuteen. Teoreettisesti regressiokertoimien varianssia voi selittää rakenteellisen yhteyden puute hedonisen regression ja markkinoiden hinnoittelumekanismien välillä. Hedoninen menetelmä olettaa myyntihinnan ja tuotantokustannusten suhteen olevan jokaisen tuotteen tapauksessa sama, vaikka epätäydellisen kilpailun vallitessa sen kuuluisi vaihdella tuottajakohtaisesti, riippuen muun muassa tuotantopanosten hintakehityksestä<sup>7</sup>.

Toinen suosittu tutkimusaihe on keskittynyt hedonisen menetelmän ja matched model -menetelmien vertailemiseen (ks. esimerkiksi Silver ja Heravi 2000, Aizcorbe, Corrado ja Doms 2003, de Haan 2003, Triplett 2003, Pakes 2003). Esimerkiksi matched model -menetelmiä soveltavien indeksien tulosten on todettu jatkuvasti uusittujen painojen yhteydessä olevan verrattavissa hedonisella mene-

<sup>7</sup> Epätäydellisen kilpailun vallitessa (Nash-Bertrand) tuotteen markkinahinnan määräävät kustannukset, kysyntä ja kilpailu (myyntihinnan ja tuotantokustannusten suhteen määrää yrityksen kohtaaman kysynnän joustavuus, mikä puolestaan riippuu kilpailusta). Hedoninen menetelmä laskee tuotteen hinnan vain ominaisuuksien funktiona eikä tällöin ota huomioon kysyntää ja kilpailua ja niissä mahdollisesti tapahtuvia muutoksia. Tuotteen ominaisuuksien regressiokertoimet määrittävät tällöin myyntihinnan ja tuotantokustannusten suhteen, minkä epätäydellisen kilpailun tapauksessa kuuluisi vaihdella tuottajakohtaisesti (täydellisen kilpailun vallitessa suhde on vakio, eli 1). Hedoninen menetelmä ei siis perustu rakenteellisiin yhtälöihin, mikä on yhdenmukainen laajasti hyväksytyyn käsitykseen kanssa regressiokertoimien epästabiiliudesta (ks. Hausman 2002).

telmällä saavutettuihin tuloksiin (Aizcorbe ym. 2003). Toisaalta Silver ja Heravi (2000) esittävät, että myös hedoninen menetelmä on vain rajoitettu osa elinkustannusindeksin periaatteita mukailevasta superlatiivisesta, eksaktista hedonisesta indeksistä.

### 3.2.2. Hedoninen menetelmä Yhdysvaltain kuluttajahintaindeksissä

Huolimatta useista tutkimustuloksista, jotka käsittelivät tuotteiden laadunmuutoksista johtuvia harhoja virallisissa hintaindeksissä jo 1960-luvulla, alkoi hedonisten menetelmien laajempi soveltaminen kuitenkin vasta 1980-luvun puolivälissä. Oikeastaan vasta Boskinin komitean raportti vuonna 1996 on johtanut laajempiin hintaindeksijä koskeviin muutoksiin, joihin kuuluu myös juuri hedonisen menetelmän soveltaminen kvalitatiivisista muutoksista johtuvien harhojen poistamiseksi.

Bureau of Labor Statistics käyttää kuluttajahintaindeksissään niin sanottua hybridimenetelmää. BLS jakaa tuoteryhmään kuuluvat peruskauden tuotteet kolmeen eri kategoriaan; täysin ominaisuuksiltaan tarkasteltavan kauden tuotetta vastaaviin, osittain vastaaviin (osa ominaisuuksista sekä tuotemerkki) sekä tuotteisiin, jotka eivät vastaa toisiaan millään tavalla. Näihin kategorioihin kuuluu samassa järjestyksessä keskimäärin 85 prosenttia, 12 prosenttia ja 3 prosenttia kaikista kuukausittaisista havainnoista. Indeksien laskemiseksi täysin vastaamattomat tuotteet jätetään ulkopuolelle ja täysin vastaavista (matched model) ja osittain vastaavista (hedonisesti korjatuista) tuotteista lasketaan myynnillä painotettu keskiarvo. Hedonista menetelmää tässä yhteydessä käytetään korjaamaan peruskauden tuotevertailtavaksi tarkasteltavan kauden tuotteen kanssa. Kuluttajahintaindeksiä varten peruskauden tuotteen hintaan lisätään hedonisen funktion hinnoittelu ominaisuuksien erotus (ks. taulukon 1 esimerkki) (Pakes 2003).

#### *Asuminen*

Hedonisen menetelmän soveltaminen Yhdysvaltain kuluttajahintaindeksiin alkoi vuosina 1987-88, jolloin Bureau of Labor Statistics otti menetelmän käyttöön asuntojen vuokrien ja käyttövästikkeiden hintaindeksissä. Hedonisen menetelmän käytön laajuus on koko tuoteryhmän huomattavan suuresta koosta huolimatta kuitenkin suhteellisen vähäinen. Menetelmän käyttö ei vastaa perinteisiä menetelmän sovelluskohteita. Alkuperäisenä käyttötarkoituksena on ollut talojen tarjoamien palvelujen tarkastelu. Talojen ikääntyessä korjaamisen tarve yleensä lisääntyy, mikä nostaa ylläpitokustannuksia mutta samalla auttaa pitämään asumispalvelujen laadun entisellään. Talojen korjaamisen havaittiin kuitenkin lisääntyvän vähemmän kuin kulumisen edellytti, jolloin asumispalvelujen laatu laski. Yhdysvaltain kuluttajahintaindeksin vuokraindexi oli ennen menetelmän käyttöönottoa siis alaspäin harhainen. Nykyään BLS seuraa vanhentuvien asuntojen hintakehitystä puolen vuoden välein. Regressiot ovat ei-lineaarisia ja vuokraa selittävinä tekijöinä on iän lisäksi fyysisiä tekijöitä, kuten huoneiden ja vessojen lukumäärät sekä ilmastoinnin olemassaolo. BLS myös lisää uusia taloja indeksiin aika ajoin. Uusien ja vanhojen talojen palveluja ei kuitenkaan vertailla keskenään (Fixler ym. 1999, Moulton 2001).

## *Vaatteet*

Vuodesta 1991 BLS rupesi soveltamaan hedonista menetelmää vaatteisiin niiden heterogeenisuuden vuoksi, johtuen lähinnä muodissa usein tapahtuvista vaihteluista. Ennen hedonisen menetelmän käyttöönottoa kuluttajahintaindeksin koettiin vaatteiden osalta edustavan huonosti kuluttajien kohtaamia hintoja. Vaikeudet vaatteiden hintojen muutosten laskemisessa ovat lähtöisin lähinnä tavasta, jolla vaatteita markkinoidaan. Suuri osa muodin vaihteluista tapahtuu vuodenaikojen mukaan vaihtuvan valikoiman takia. Kun uudet vaatteet tuodaan markkinoille, niiden hinta pysyy suhteellisen vakiona koko sesongin ajan. Tästä syystä "puhdas" hinnanmuutos esiintyy yleensä sesongin alussa, kun uudet vaatteet tulevat myyntiin. Näinä tiettyinä ajanhetkinä on koettu tärkeäksi suorittaa laatuvertailuja uusien ja vanhojen tuotteiden välillä ja poistaa vuodenajoista johtuvasta laadunvaihtelusta aiheutuvat erot vaatteiden välillä. Esimerkiksi talvitakit eivät suoraan ole vertailukelpoisia keväällä myytävien ohuempien takkien kanssa, mutta poistamalla sesonkikohtaiset ominaisuudet saadaan laskettua vertailukelpoinen indeksi takkien osalta (Fixler ym. 1999, Moulton 2001).

## *Tietokoneet*

Suurin vaikutusalue hedonisen menetelmän käytöllä on nopean kehityksen takia teknologiatuotteissa. Yksi pitkään ja eniten tutkituista hedonisen menetelmän käyttökohteista on tietokoneet. Yhdysvaltain kuluttajahintaindeksissä hedoninen menetelmä otettiin tietokoneiden osalta käyttöön vasta tammikuussa 1998, vaikka tuottajahintaindeksissä käyttö aloitettiin jo vuoden 1991 alussa. Regressioissa estimoidaan tietokoneiden komponenttien regressiokertoimia. Muun muassa prosessorin tyyppi ja nopeus, muistin määrä, kovalevyn koko sekä käyttöjärjestelmä ovat merkittäviä muuttujia. Koska kaikki tietokoneiden ominaisuudet muuttuvat erittäin nopealla vauhdilla, tiedonkeruuprosessi tietokoneiden osalta eroaa tavallisista Bureau of Labor Statisticsin menetelmistä. Hintoja ja ominaisuuksia nimitään vertaillaan muun muassa lehti- ja Internet -ilmoitusten perusteella. Muutaman kuukauden välein uusittuihin regressioihin kerätään jokaiseen satoja hintanoteerauksia. Vuosina 1988-2003 tietokoneiden hintaindeksiä varten kerätystä hintanoteerauksista keskimäärin 27 prosenttia oli korvaavia tuotteita eli kuului laadunmuutosten mittauksen piiriin. Tähän määrään kuuluvien keskimääräisestä hinnanmuutoksesta noin kahden kolmasosan on todettu johtuvan laadunmuutoksista. Testausvaiheessa hedonisen menetelmän todettiin laskevan tietokoneiden ja oheislaitteiden indeksin muutosta 6.5 prosenttiyksikköä vuositasolla. Tietokoneiden ja oheislaitteiden osuus kuluttajahintaindeksissä on vuonna 2004 0.230 prosenttia (BLS 1998, Fixler ym. 1999, Bils 2004).

## *Televisiot*

Tammikuusta 1999 alkaen hedonista menetelmää on käytetty televisioiden hintojen oikaisemiseen. Televisiot muodostavat kuluttajahintaindeksissä kokonaisen hyödykeryhmän, jonka osuus indeksissä vuonna 2004 on 0.156 prosenttia. Perinteisten laskentamenetelmien käytöstä aiheutuvaksi harhaksi hintojen muutosvauhdissa estimoituihin ennen hedonisen menetelmän käyttöönottoa vain +0.1 prosenttiyksikköä. Myös televisioiden osalta hedoninen menetelmä on komponenttien määränmuutosten arvojen määrittämistä. Regressiokertoimia estimoidaan muun muassa kuvaruudun koolle, kuvasuhteelle, ääniominaisuuksille, liitännöille, kau-

ko-ohjaimen ominaisuuksille ja myyntipisteen tarjoamille palveluille. Yksi hyvin tärkeäksi osoittautunut ominaisuus on lisäksi television merkki (Fixler ym. 1999, Shepler 2001, BLS 2004).

### *Video- ja audiolaitteisto*

Huhtikuusta 2000 lähtien BLS on käyttänyt hedonista menetelmää videonauhureihin ja DVD-soittimiin. Videonauhurit kuuluvat 46 prosentin osuudella ja DVD-soittimet 6 prosentin osuudella (1999) videolaitteiston tuoteryhmään, jossa hedonisen menetelmän käyttö videokameroihin (30 %) aloitettiin jo pari kuukautta aikaisemmin. Videonauhureiden osalta hedonisen menetelmän käytöllä ei ole tarkoitus mitata tuotteen elinkaaren alkuvaiheen laskevia hintoja. Videonauhurit ovat olleet markkinoilla jo kolmen vuosikymmenen ajan ja kyse on "kypsän" tuotteen laadunmuutosten vaikutuksista hintoihin. Näiden tuotteiden osalta on ennemminkin tiettyjen ominaisuuksien yleistymisen ajankohtaista. Muun muassa nauhatyyppin, stereoäänen ja useampien kuvapäiden leviäminen videonauhureissa näkyy hedonisissa regressioissa merkittävänä. Esimerkiksi stereoääni on yleistynyt jo 81 prosenttiin kaikista videonauhureista. Videonauhureille suoritettujen hedonisten regressioanalyysien tulokset ovat itse asiassa osoittaneet, että Yhdysvaltain kuluttajahintaindeksi yliarvioi videonauhureiden hinnoissa tapahtuvaa laskua (Thompson 2001).

Videonauhureiden aikakausi on päättymässä lähinnä DVD-soittimien takia. DVD-soittimet esiteltiin Yhdysvaltain markkinoille keväällä 1997 ja kuluttajahintaindeksiin jo tammikuussa 1998. Nauhoitettavien DVD-soittimien yleistyessä BLS:n tavoitteena on sisällyttää samaan regressioon kaikki toistolaitteet, jotta niiden välinen substituutio saataisiin mitattua. Toistaiseksi tämä on kuitenkin osoittautunut liian hankalaksi. Myös DVD-soittimien vaikutukset koko kuluttajahintaindeksiin olivat vielä vuosituhaten vaihteessa varsin mitättömät. Koko tuoteryhmän vajaan 1600 mittauskohteesta vuonna 1999 DVD-soittimien osuus oli vain noin 11 hintanoteerausta kuukaudessa (Liegey 2001). Tarkkaa estimaattia ei hedonisen menetelmän vaikutuksista kuluttajahintaindeksiin DVD-soittimien osalta ole tiedossa. DVD-soittimien ja digitaalisten videokameroiden käytön nopean leviämisen vuoksi hedonisen menetelmän vaikutus on koko tuoteryhmässä kuitenkin mitä todennäköisimmin ollut suurempi kuin vuonna 2000, jolloin käyttö aloitettiin.

Tammikuusta 2000 lähtien hedonista menetelmää sovelletaan myös kahteentoista audiolaitteisto-tuoteryhmään kuuluvaan tuotteeseen. Näihin kuuluvat muun muassa kotistereot, vahvistimet, kaiuttimet ja kannettavat soittimet. Kaiken kaikkiaan nämä tuotteet kattavat 80 prosenttia tuoteryhmästä. Kuten videonauhurit, näistäkin tuotteista suurin osa on fyysisesti hyvin kestäviä, joten ainoa syy vaihtaa uudempaan on teknologisesti kehittyneempien tuotteiden tuoma lisähyöty. BLS:n tutkimusten mukaan audiolaitteiden laatukorjatun hintaindeksin muutos on negatiivinen, mutta vähemmän kuin perinteisiä menetelmiä soveltavan indeksin. Ennen hedonisen menetelmän käyttöönottoa Kokoski ym. (2000) estimoivat audiolaitteiden osalta ei-laaturkorjatun indeksin olevan 1.4 prosenttiyksikköä alaspäin harhainen (Kokoski ym. 2000, Shepler 2001).



## *Kodinkoneet*

Kodinkoneissa hedonisen menetelmän soveltaminen alkoi heinäkuussa 2000 jääkaappien ja mikroaaltouunien osalta. Jääkaappien osuus koko kerrostumassa oli silloin 33 prosenttia ja mikrojen 11 prosenttia. Ulkopuolelle jäivät vielä pakastimet, liedet ja uunit. Jääkaapit valittiin alun perin tutkittaviksi, jotta hedonisen menetelmän soveltuvuutta kodinkoneisiin voitaisiin arvioida. Jääkaapit ovat suhteellisen homogeeninen tuoteryhmä ja ennen hedonisen menetelmän käyttöönottoa 76.6 prosentille markkinoilta poistuneista tuotteista löydettiin suoraan korvaava tuote indeksiin. Hedonisen menetelmän käyttöönoton seurauksena matched model -menetelmien käyttö poistui jääkaappien osalta kokonaan, minkä puolestaan todettiin johtavan aiempaan verrattuna 2.56 prosenttiyksikköä pienempään nousuun indeksissä (Shepler 2001).

Mikroaaltouunien hintakehityksen mittaamisen ajateltiin hyötyvän hedonisesta menetelmästä, koska valmistajien tarjoama valikoima muun muassa koon, kokoonpanon ja ominaisuuksien puolesta on suhteellisen mittava. Itse laadunmuutokset uusien ominaisuuksien osalta eivät mikroaaltouunien tapauksessa ole kuitenkaan kovinkaan merkittäviä. Ennen käyttöönottoa suoritetun tutkimuksen mukaan laatukorjattu indeksi kuitenkin nousisi keskimäärin 0.2 prosenttiyksikköä vähemmän, kuin jos menetelmää ei käytettäisi (Liegey 2001).

Lokakuussa 2000 hedonisen menetelmän käyttöä laajennettiin koskemaan myös pesukoneita (18 %) ja kuivauskoneita (13 %). Tutkimusten aikana lokakuusta 1999 kesäkuuhun 2000 kodinkoneiden tuotekerrostuman virallinen indeksi laski 0.1 prosenttia. Indeksien todettiin pysyvän muuttumattomana, jos hedonista menetelmää käytettäisiin kuivatuskoneiden hinnoitteluun. Pesukoneiden osalta ei ole julkaisuja (BLS 2000, Liegey 2001).

## *Korkeakoulujen kurssikirjat*

Korkeakoulujen kurssikirjoilla on ollut Yhdysvalloissa oma indeksi jo vuodesta 1964 lähtien. Kurssikirjat eroavat muista kuluttajahintaindeksiin sisällytettävistä hyödykkeistä, koska niiden kysynnän määräävät kolmannet osapuolet, kuten esimerkiksi yliopistojen professorit. Kirjoista vain uudet sisällytetään indeksiin, vaikka tuoteryhmän painoarvo kuluttajahintaindeksissä käsittää myös vanhemmat kirjat. Keskimäärin yli kymmenen prosenttia kirjoista vaihtuu vuosittain ja vuonna 1999 näistä kirjoista jopa 65 prosenttiin käytettiin matched model -menetelmiä niiden ei-vertailtavissa olevien ominaisuuksien vuoksi. Vuoden 2000 heinäkuusta lähtien indeksiin sovelletun hedonisen mallin esimerkin mukaisesti jopa yli 80 prosenttia uuden ja vanhan kirjan hintaerosta voi johtua laadunmuutoksista (Reese 2001).

### 3.2.3. Yhteenveto

Edellä esiteltyjen tuoteryhmien (ks. myös taulukko 4) yhteispaino Yhdysvaltain kuluttajahintaindeksissä oli vuoden 2000 lopulla noin viisi prosenttia kaikista indeksiin sisällytettävistä tuotteista (Landefeld ja Grimm 2000). Huolimatta BLS:n ilmoittamista tutkimuksista koskien hedonisen menetelmän uusia sovelluskohteita (mm. puhelinalvelut), käytön laajeneminen näyttää pysähtyneen vuoden 2000 loppuun. Tämä todennäköisesti johtuu siitä, että Bureau of Labor Statisticsille on annettu suosituksia (mm. Schultzen paneeli (ks. de Haan 2003, Triplett 2004)) lo-

pettaa hedonisen menetelmän käytön laajentaminen, kunnes tietyt ekonometriset, aineisto- ja muut mittausteoreettiset ongelmat saadaan ratkaistua. Schultzen paneeli kritisoi BLS:n metodologiaa hedonisen menetelmän suhteen muun muassa subjektiivisuudesta regressiofunktioiden muotojen (ja samalla hedonisen menetelmän teoreettisen pohjan puutteellisuudesta koskien funktiomuodon valintaa) sekä niihin sisällytettävien muuttujien valinnassa, hedonisten laadunkorjausten suorittamisesta ilman suunnitelmia regressioiden uusimisesta<sup>8</sup> sekä liian vähäisestä tutkimustyöstä koskien regressiokertoimien stabiiliutta. Paneeli myös huomautti tiettyjen hyödykkeiden soveltumattomuudesta hedonisen menetelmän käytön kohteeksi; parhaimmat kohteet ovat niitä, joiden laaduissa tapahtuu usein huomattavia muutoksia (Triplett 2004).

Taulukko 4. **Vaikutukset hyödykeryhmittäin**

Hyödyke	Vuosimuutos (%-yksikköä)
Asuminen <sup>1</sup>	0.3
Vaatteet <sup>1</sup>	0.4
Televisiot <sup>1</sup>	-0.1
Videolaitteet <sup>2</sup>	0.1
Audio <sup>2</sup>	1.4
Jääkaapit <sup>2</sup>	-2.6
Mikroaaltouunit <sup>3</sup>	-0.2
Kuivatuskoneet <sup>3</sup>	0.1
Tietokoneet ja oheislaitteet <sup>2</sup>	-6.5

<sup>1)</sup> Stewart ja Reed (1999)

<sup>2)</sup> Shepler (2001)

<sup>3)</sup> Liegey (2001)

Useimpien hyödykkeiden tapauksessa hedonisen menetelmän käyttöönotto ei ole tuonut mittavia muutoksia hintaindekseihin. Vaikka joitakin eroja verrattuna esimerkiksi Euroopan ja muihin Yhdysvaltain hintaindekseihin on näkyvissä (ks. liitteet 3-4), ovat BLS:n omat hedonisen menetelmän muutosestimaatit liian pieniä erottelamaan vaikutukset muista, esimerkiksi markkinaperusteisista tuotteiden hintoihin vaikuttavista tekijöistä. Jälkimmäisiin kuuluvat muun muassa kansallisen jakeluverkoston tehokkuus, markkinoilla vallitseva kilpailutilanne sekä kuluttajien ostovoima. Jos tietokoneita ei oteta huomioon, kuluisi BLS:n laskemien muutosestimaattien perusteella useampia vuosia, ennen kuin kuluttajahintaindeksiin saataisiin aikaan edes marginaalinen muutos. Lisäksi, koska hedonisen menetelmän vaikutusten etumerkit eri tuoteryhmissä poikkeavat, koko kuluttajahintaindeksin tasolla vaikutukset osittain kumoavat toisensa.

Tietokoneiden osalta tilanne on hieman erilainen. Tietokoneet saivat oman hintaindeksinsä kuluttajahintaindeksiin vasta hedonisen menetelmän käyttöönoton yhteydessä vuonna 1998. Tuottajahintaindeksiin tietokoneet esiteltiin samalla tavalla jo vuonna 1991. BEA:lla on tietokoneiden hinnoista pitkä aikasarja, mutta ennen hedonisen menetelmän käyttöönottoa vuonna 1985 indeksiin pisteluku pysyi muuttumattomana. Yhdysvalloissa hedonisen menetelmän käyttöönoton vaikutuksia tietokoneiden kuluttajahintoihin ei siis varsinaisesti ole tilastoitu. Tietokonei-

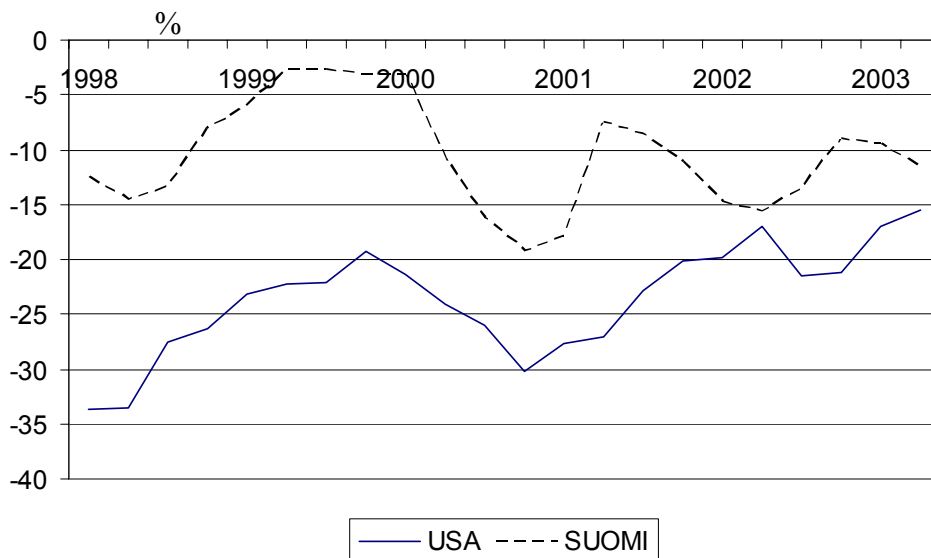
<sup>8</sup> Triplett (2004) huomauttaa, että osalle hedonisen menetelmän sovelluskohteista (televisiot, vaatteet ja tietokoneet) regressiot uusitaan tietyin aikaväleihin (vaatteet kerran vuodessa ja tietokoneet joka 3-4 kuukausi), mutta muiden tapauksessa regressioita ei uusita.

den keskimääräisiin myyntihintoihin verrattuna BLS:n oma estimaatti hedonisen menetelmän vaikutuksista oli vuonna 1998 -6.5 prosenttiyksikköä.

Koska tietokoneet ovat laajan kansainvälisen kaupan kohteena, voisi olettaa tilastoidun hintojen kehityksen olevan samanlaista eri maissa. Hedoninen menetelmä ei kuitenkaan ole vielä levinnyt kovin laajalti muihin maihin<sup>9</sup>, minkä johdosta menetelmän vaikutuksista voi saada kuvan vertailemalla Yhdysvaltain kuluttajahintaindeksin tietokoneiden hintakehitystä esimerkiksi Suomen kuluttajahintaindeksin vastaavaan (ks. liite 4). Yhdysvalloissa kuluttajahintaindeksin tietokoneiden hintaindeksi on laskenut keskimäärin 25.5 prosenttia vuodessa vajaan seitsemän vuoden ajan. Suomessa samalla aikavälillä hintojen laskua on tilastoitu keskimäärin 11.6 prosenttia vuodessa (kuvio 4).

Boskinin komission esittämä estimaatti laadunmuutoksista ja uusista tuotteista aiheutuvasta 0.6 prosenttiyksikön suuruisesta harhasta perustuu kaikkiin kuluttajahintaindeksiin sisällytettäviin tuoteryhmiin. Tietokoneiden osuus harhasta on suhteellisen pieni. Jos verrataan Yhdysvaltain tietokoneiden hintaindeksiä Suomen vastaavaan ja oletetaan Yhdysvaltain indeksin täyttävän Boskinin komission ehdotukset, on hedonisen menetelmän käyttö pienentänyt Yhdysvaltain kuluttajahintaindeksin harhaa 0.032 prosenttiyksiköllä, eli reilun viiden prosentin verran. Muutos ei ole suuri, mutta osuus harhasta on huomattavasti suurempi kuin 0.23 prosentin osuus koko kuluttajahintaindeksistä.

Kuvio 4. USAn ja Suomen tietokonehintojen muutos kuluttajahintaindeksissä



Lähteet: BLS; Tilastokeskus.

<sup>9</sup> Eri lähteisiin perustuen hedonista menetelmää käyttävät vuoden 2004 alusta Yhdysvaltojen lisäksi ainakin osittain myös Australia, Japani, Kanada, Ranska, Ruotsi, Saksa ja Tanska (ks. esimerkiksi Colecchia ja Schreyer 2001; Pilat, Lee ja Van Ark 2002; Ahmad, Schreyer ja Wölfl 2004).

# Lähteet

- Ahmad, N., Schreyer, P., Wöfl, A. (2004), "ICT Investment in OECD Countries and Its Economic Impacts," In: The Economic Impact of ICT: Measurement, Evidence and Implications. SourceOECD General Economics & Future Studies, March 2004.
- Aizcorbe, A. (2003), "The Stability of Dummy Variable Price Measures Obtained from Hedonic Regressions," FEDS Working Paper No. 2003-5, February 2003.
- Aizcorbe, A., Corrado, C., Doms, M. (2003), "When Do Matched-Model and Hedonic Techniques Yield Similar Price Measures?" Federal Reserve Bank of San Francisco, Working Paper 2003-14, June 16, 2003.
- Bils, M. (2004), "Measuring Growth from Better and Better Goods", National Bureau of Economic Research Working Paper 10606.
- Boskin, M. J., Dulberger, E., Gordon, R. J., Griliches, Z., Jorgenson, D. (1996), "Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living," Final Report to the Senate Finance Committee, December 4, 1996.
- Bover, O., Izquierdo, M. (2001), "Quality-Adjusted Prices: Hedonic Methods and Implications for National Accounts," Estudios Económicos, n° 70, Banco de España, 2001.
- Bureau of Labor Statistics archived CPI news releases from January 1998 to October 2000. <[www.bls.gov/schedule/archives/cpi\\_nr.htm](http://www.bls.gov/schedule/archives/cpi_nr.htm)>
- Bureau of Labor Statistics Handbook of Methods, Chapter 17: The Consumer Price Index, 2.6.2004. <[www.bls.gov/opub/hom/homtoc\\_pdf.htm](http://www.bls.gov/opub/hom/homtoc_pdf.htm)>
- Colecchia, A., Schreyer, P. (2001), "ICT Investment and Economic Growth in the 1990's: Is the United States A Unique Case? A Comparative Study of Nine OECD Countries," Science, Technology and Industry Directorate Working Paper 2001/7, OECD, 2001.
- De Haan, J. (2003), "Direct and Indirect Time Dummy Approaches to Hedonic Price Measurement," International Working Group of Price Indices (Ottawa Group), Seventh Meeting, Paris 27<sup>th</sup> – 29<sup>th</sup> May 2003.
- Diewert, E. (2001), "Hedonic Regressions: A Consumer Theory Approach," in Scanner Data and Price indexes eds., Feenstra, R., Shapiro, M. University of Chicago Press.
- Fixler, D., Fortuna, C., Greenlees, J., Lane, W. (1999), "The Use of Hedonic Regressions to Handle Quality Change: The Experience in the U.S. CPI," Presented at the Fifth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Reykjavik, Iceland. U.S. Bureau of Labor Statistics, 1999.
- Greenlees, J. S. (1997), "Expenditure Weight Updates and Measured Inflation," International Working Group of Price Indices (Ottawa Group), Third Meeting, Voorburg 16<sup>th</sup> – 18<sup>th</sup> April 1997.
- Gordon, R. J. (1987), "The Postwar Evolution of Computer Prices," National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 2227, April 1987.

- Gordon, R. J. (2000), "The Boskin Commission Report and Its Aftermath," National Bureau of Economic Research, Working Paper 7759, June 2000.
- Griliches, Z. (1961), "Hedonic Price Indexes for Automobiles: An Econometric Analysis of Quality Change," in Price Indexes and Quality Change ed. Griliches, Z., Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts, 1971.
- Hausman, J. (2002), "Sources of Bias and Solutions to Bias in the CPI", National Bureau of Economic Research Working Paper 9298.
- Holdway, M. (2001), "Quality-Adjusting Computer Prices in the Producer Price Index: An Overview," Bureau of Labor Statistics, October 2001.
- Kokoski, M., Waehrer, K., Rozaklis, P. (2001), "Using Hedonic Methods for Quality Adjustment in the CPI: The Consumer Audio Products Component," Office of Prices and Living Conditions, U.S. Bureau of Labor Statistics, Working Paper 344, March 2001.
- Landefeld, J. S., Grimm, B. T. (2000), "A Note on the Impact of Hedonics and Computers on Real GDP," Survey of Current Business, December 2000.
- Lebow, D. E., Rudd, J. B. (2001), "Measurement Error in the Consumer Price Index: Where Do We Stand?" Board of Governors of the Federal Reserve System, December 2001.
- Liegey, P. (2001), "Developing an Hedonic Regression Model for DVD Players in the U.S. CPI," BLS draft paper. <<http://www.bls.gov/cpi/home.htm>>
- Liegey, P. (2001), "Hedonic Quality Adjustment Methods for Microwave Ovens in the U.S. CPI," BLS draft paper. <<http://www.bls.gov/cpi/home.htm>>
- Liegey, P. (2001), "Hedonic Quality Adjustment Methods for Clothes Dryers in the U.S. CPI," BLS draft paper. <<http://www.bls.gov/cpi/home.htm>>
- McClelland, R., Reinsdorf, M. (1999), "Small Sample Bias in Geometric Mean and Seasoned CPI Component Indexes," Office of Prices and Living Conditions, U.S. Bureau of Labor Statistics, Working Paper 324, August 1999.
- Moulton, B. R., Moses, K. E., Gordon, R. J., Bosworth, B. P. (1997), "Addressing the Quality Change Issue in the Consumer Price Index," Brookings Papers on Economic Activity, Vol. 1997, No. 1 (1997), 305-366.
- Moulton, B. R. (2001), "The Expanding Role of Hedonic Methods in the Official Statistics of the United States," Bureau of Economic Analysis, U.S. Department of Commerce, June 2001.
- Nordhaus, W. D. (1998), "Quality Change in Price Indexes," The Journal of Economic Perspectives, Vol. 12, No. 1 (Winter, 1998), 59-68.
- Pakes, A. (2003), "A Reconsideration of Hedonic Price Indexes with an Application to PC's," The American Economic Review, 1 December 2003, vol. 93, issue 5, pp. 1578-1596.
- Pakes, A. (2004), "Hedonics and the Consumer Price Index," Harvard University, Draft date: January 15, 2004.

- Pilat, D., Lee, F., Van Ark, B. (2002), "Production and Use of ICT: A Sectoral Perspective on Productivity Growth in the OECD Area," OECD Economic Studies No. 35, 2002/2.
- Reese, M. (2001), "Hedonic Quality Adjustment Methods for College Textbooks in the U.S. CPI," BLS draft paper. <<http://www.bls.gov/cpi/home.htm>>
- Rosen, S. (1974), "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition," The Journal of Political Economy, Vol. 82, No. 1 (Jan. – Feb., 1974), 34-55.
- Shepler, N. (2001), "Developing a Hedonic Regression Model for Camcorders in the U.S. CPI," BLS draft paper. <<http://www.bls.gov/cpi/home.htm>>
- Shepler, N. (2001), "Developing a Hedonic Regression Model for Refrigerators in the U.S. CPI," BLS draft paper. <<http://www.bls.gov/cpi/home.htm>>
- Silver, M., Heravi, S. (2000), "The Measurement of Quality-Adjusted Price Changes," Paper presented at the Bureau of Economic Research Conference on Research in Income and Wealth, Washington DC, September 2000.
- Song, W. (1994), "Hedoninen regressioanalyysi kuluttajahintaindeksissä – Teoria ja empiiriset tulokset," Tutkimuksia 207, Tilastokeskus, Huhtikuu 1994.
- Stewart, K. J., Reed, S. B. (1999), "Consumer Price Index Research Series using current methods, 1978-98," Monthly Labor Review, June 1999.
- Thompson, W. (2001), "Developing a Hedonic Regression Model for VCRs in the U.S. CPI," BLS draft paper. <<http://www.bls.gov/cpi/home.htm>>
- Tilastokeskus (2004), Laatu tilastoissa - Indeksit ja Indikaattorit, <<http://www.stat.fi/tk/tt/laatuatilastoissa/>>, 20.6.2004.
- Triplett, J. E. (1988), "Hedonic functions and hedonic indexes", in The New Palgrave Dictionary of Economics, pp. 630-634.
- Triplett, J. E. (2003), "Empirical Comparison of Hedonic and Matched Model Indexes: A Review," Eurostat Report, June, 2003.
- Triplett, J. E. (2004), "Some Objections to Hedonic Indexes", a document for the SSHRC Conference on Index Number Theory and the Measurement of Prices and Productivity, Vancouver, June 30 – July 3, 2004. (Chapter VII in the author's forthcoming OECD publication: Handbook on hedonic indexes and quality adjustment in price indexes. Directorate for Science, Technology and Industry, Paris: OECD).

## Liite 1. Indeksilukukaavoja\*

### Yksikköarvoindeksit:

Laspeyres:	$IX_{[0,t]}^L = \sum_i s_0 \left( \frac{p_t}{p_0} \right)$
Paasche:	$IX_{[0,t]}^P = \left[ \sum_i s_t \left( \frac{p_0}{p_t} \right) \right]^{-1}$
Geometrinen keskiarvo:	$IX_{[0,t]}^G = \prod \left( \frac{p_t}{p_0} \right)^{s_0}$

### Superlatiiviset indeksit:

Törnqvist:	$IX_{[0,t]}^T = \prod \left( \frac{p_t}{p_0} \right)^{\left( \frac{s_t + s_0}{2} \right)}$
Fisher:	$IX_{[0,t]}^F = \left( IX_{[0,t]}^L \times IX_{[0,t]}^P \right)^{1/2}$

Joissa,

- ${}_i p_t =$  Hyödykkeen (i) hinta ajanjaksolla (t)
- ${}_i p_0 =$  Hyödykkeen (i) hinta ajanjaksolla (0)
- ${}_i s_t =$  Hyödykkeen (i) suhteellinen kulutusosuus kaikista hyödykkeistä ajanjaksolla (t)
- ${}_i s_0 =$  Hyödykkeen (i) suhteellinen kulutusosuus kaikista hyödykkeistä ajanjaksolla (0).

\* Bureau of Labor Statistics Handbook of Methods 2004, Chapter 17.

## Liite 2. Korkeamman aggregaattitason kaavoja\*

	Pitkän aikavälin hintamuutos	Kuukausittainen hintamuutos
CPI-U	${}_{I,A,p}IX_{[z:t]}^L = {}_{I,A,p}IX_{[z:v]}^L \times \frac{\sum_{i,a \in I,A} AW_{\beta} \times {}_{i,a,p}IX_{[\alpha;t]}^{L \text{ or } G}}{\sum_{i,a \in I,A} AW_{\beta} \times {}_{i,a,p}IX_{[\alpha:v]}^{L \text{ or } G}}$	${}_{I,A,p}IX_{[t-1;t]}^L = \frac{{}_{I,A,p}IX_{[z:t]}^L}{{}_{I,A,p}IX_{[z;t-1]}^L}$
Final C-CPI-U	${}_{I,A}IX_{[z;y,t]}^T = {}_{I,A}IX_{[z;t-1]}^T \times {}_{I,A}IX_{[t-1;t]}^T$	${}_{I,A}IX_{[t-1;t]}^T = \prod_{i,a \in I,A} \left( \frac{{}_{i,a}IX_{[0;t]}^{L \text{ or } G}}{{}_{i,a}IX_{[0;t-1]}^{L \text{ or } G}} \right)^{\frac{{}_{i,a}S_{t-1} + {}_{i,a}S_t}{2}}$

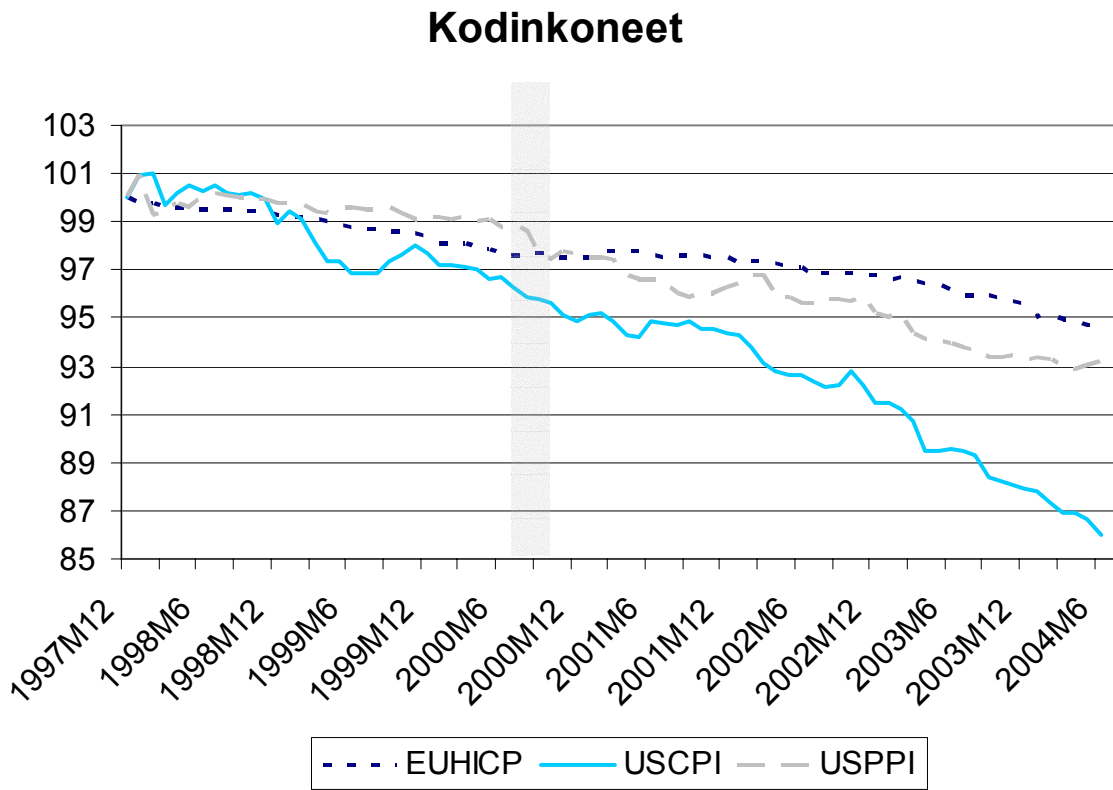
k = unique good or service  
 A = CPI aggregate area  
 a = CPI elementary area  
 I = CPI aggregate item  
 I = elementary item  
 0 = elementary index base period  
 t = month  
 y = year  
 z = December 1999 index base period  
 NOTE: CPI-U has a base period of z = 1982-84  
 b<sub>i</sub> = expenditure reference period of CPI-U index of year (y) NOTE: b<sub>i</sub> = 1999-2000 for y = 2002 and y = 2003  
 b<sub>r</sub> = expenditure reference period of CPI-U index of year (y+1). NOTE: b<sub>r</sub> = b<sub>i</sub> for y = 2002 and b<sub>r</sub> = 2001-2002 for y = 2003.  
 α = base period of the elementary index (i) in area (a)  
 v = year and month, usually December, prior to the month expenditure weights from reference period (β) are first used in the CPI  
 p = population

IX<sup>L</sup> = Laspeyres elementary index  
 IX<sup>G</sup> = Geometric Mean elementary index  
 IX<sup>T</sup> = Final CPI-U index  
<sub>i,a</sub>S<sub>t</sub> = expenditure for elementary item (i) in area (a) in month (t), divided by expenditure for all elementary items in aggregate item (I) in aggregate area (A) in month (t)  
<sub>i,a</sub>S<sub>t-1</sub> = expenditure for elementary item (i) in area (a) in month (t-1), divided by expenditure for all elementary items in aggregate item (I) in aggregate area (A) in month (t-1)  
<sub>a,p</sub>IX<sub>[α;t]</sub> = lower-level index of price change from period (α) to month (t) for item (i) in area (a)  
<sub>p</sub>IX<sub>[α;v]</sub> = lower-level index of price change from period (α) to pivot-month (v) for item (i) in area (a)  
<sub>a,p</sub>AW<sub>β</sub> = aggregation weight from reference period (β) for item (i) in area (a)  
<sub>I,A,p</sub>IX<sub>[z;v]</sub> = aggregate-level CPI-U index of price change from period (z) to pivot-month (v) for aggregate item (I) in aggregate area (A) for population (p)

\* Bureau of Labor Statistics Handbook of Methods 2004, Chapter 17.

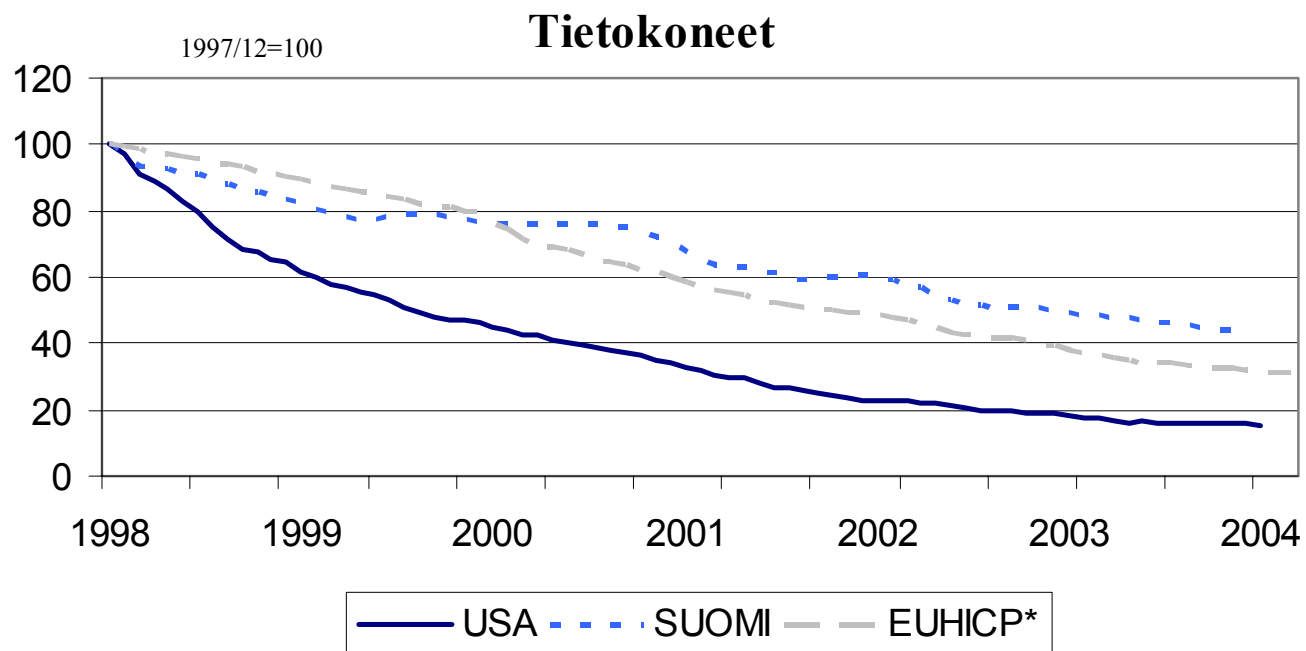


Liite 3. Kodinkoneet Yhdysvaltain kuluttaja- (USCPI) ja tuottajahintaindeksissä (USPPI) sekä EU:n kuluttajahintaindeksissä (EUHICP)



Lähteet: BEA, SP, Tilastokeskus

## Liite 4. Tietokoneet Yhdysvaltain, Suomen ja EU:n hintaindekseissä



\*Informaationkäsittelylaitteet

Lähteet: BEA, SP, Tilastokeskus

