

Kwaliteit-gecorrigeerde prijsontwikkelingen van nieuwe auto's in Nederland, 1990-1999

Ben Bode
Jan van Dalen *

Rotterdam, 17 oktober 2001

Samenvatting

Een belangrijk probleem bij het meten van prijsontwikkelingen van duurzame consumptiegoederen is de voortschrijdende technologische ontwikkeling en de frequente introductie van nieuwe modellen en de uitloop van oude modellen. In deze bijdrage worden hedonische prijsmeetmethoden gebruikt voor het meten van kwaliteit-gecorrigeerde prijsontwikkelingen van nieuwe auto's in Nederland, 1990-1999. Er wordt gebruik gemaakt van informatie over ongeveer 11.000 automodellen verzameld door ANWB en RDC. Het blijkt dat het gemiddelde, niet-gecorrigeerde nominale prijspeil in 1999 bijna 20% hoger ligt dan in 1990, terwijl de aandelen van automodellen met airbags, stuurbekrachtiging en getint glas zijn gestegen van vrijwel niets tot meer dan 90%. De officiële CBS prijsindex van nieuwe auto's die gedeeltelijk voor deze kwaliteitsveranderingen corrigeert, komt met een prijsstijging van 11.2% dan ook aanzienlijk lager uit dan de nominale prijsindex. De ontwikkelde kwaliteit-gecorrigeerde prijsindices wijzen echter op een prijsstijging over de waarnemingsperiode van +2.5% tot -7.2% en liggen daarmee 9 tot 18 procentpunten lager dan de officiële index.

1 Achtergrond en doelstelling

Hoewel de politieke discussie naar aanleiding van de bevindingen in het Boskin-rapport (1996) grotendeels is verstomd, heeft het rapport wereldwijd geleid tot hernieuwde aandacht voor de problemen van het meten van prijs- en volumeontwikkelingen van goederen en diensten. Het belang van accurate meting van prijsontwikkelingen is evident. Zelfs numeriek bescheiden aanpassingen aan het officiële prijsindexcijfer, zoals de door Boskin voorgerekende -1.1 procentpunt, hebben grote gevolgen voor de inkomsten en uitgaven van de overheid, de inkomensontwikkeling van uiteenlopende groepen van uitkeringsgerechtigden en verrekeringen via onderhouds-, huur- en andere termijncontracten. De uitvoering van zorgvuldige

*Faculteit der Bedrijfskunde, Erasmus Universiteit Rotterdam, Postbus 1738, 3000 DR Rotterdam. De studie vloeit voort uit een onderzoekssamenwerking tussen CBS en EUR getiteld *Prijs en volumemeting van goederen en diensten*. In het bijzonder is dank verschuldigd aan het CBS voor het beschikbaar maken van de benodigde gegevens, zonder welke dit onderzoek niet had kunnen plaatsvinden. Ook ANWB en RDC worden bedankt voor hun medewerking. Voorts worden verschillende personen bedankt voor commentaar op eerdere versies van deze notitie: A.P.J. Abrahamse, J.S. Cramer, J. de Haan en L. Hoven. Onzorgvuldigheden blijven voor rekening van de auteurs.

metingen is echter minder vanzelfsprekend. Tal van problemen doen zich voor tijdens verschillende stadia van het meetproces, zowel conceptualisatie (Deaton, 1998; Diewert, 1998; Nordhaus, 1994) als operationalisatie en uitvoering (Abraham *et al.*, 1998; Boskin *et al.*, 1996, 1997, 1998); zie Van Dalen en Bode (1999) voor een overzicht.

Een centraal meetprobleem betreft het verwerken van voortdurende kwaliteitsontwikkelingen van bestaande goederen en diensten, van marktintroductions van nieuwe producten en van het verdwijnen van oude producten van de markt. De leidende gedachte is dat kwaliteitsverbeteringen van bestaande producten tot gevolg hebben dat consumenten, of afnemers in het algemeen, 'beter af' zijn. Men krijgt 'meer waar' voor hetzelfde geld. Er is sprake van een reële prijsdaling. Belangrijke vragen zijn echter wat men in gegeven situaties zou moeten verstaan onder kwaliteit of kwaliteitsveranderingen, hoe men kwaliteitsveranderingen op een zinvolle manier zou kunnen meten en of het in alle gevallen wenselijk of noodzakelijk is om prijs- en volumeontwikkelingen voor kwaliteitsveranderingen op te schonen. Ook het verdwijnen en verschijnen van producten op markten is een bron van vertekeningen in prijs- en volumeindices. Prijzen van nieuwe goederen, vooral duurzame consumptie- of kapitaalgoederen, vertonen dikwijls een typisch verloop, waarbij een hoge initiële prijs wordt gevolgd door sterke prijsdalingen, waarna het prijsverloop stabiliseert. Aangezien wegingschema's op basis van bestedingsgedrag slechts periodiek worden bijgesteld, wordt een substantieel deel van deze prijsdalingen niet teruggevonden in het consumenten prijsindexcijfer. Hoewel er kanttekeningen zijn te plaatsen bij de wenselijkheid en relevantie van een onmiddellijke of snelle opname van nieuwe goederen in prijs- en volumeindices, is ook in dit geval sprake van zowel een theoretisch als praktisch meetprobleem.

Het doel van deze bijdrage is het verkrijgen van inzicht in de prijs- en kwaliteitsontwikkelingen van nieuwe auto's in Nederland en het schatten van kwaliteit-gecorrigeerde prijsontwikkelingen van nieuwe auto's voor de periode 1990-1999. Hiertoe wordt gebruik gemaakt van informatie over prijzen en technische karakteristieken van ruim 11.000 automodellen die in deze periode op de Nederlandse markt zijn verkocht. De gegevens zijn verzameld door de ANWB (Bron: *Data en infosystemen*). De resultaten van het onderzoek tonen onder meer dat in deze 10-jaars periode zowel het nominale prijsniveau als de technische kwaliteit van nieuwe auto's aanmerkelijk zijn toegenomen: het gemiddelde nominale prijspeil ligt in 1999 bijna 20% hoger dan in 1990, terwijl de aandelen van automodellen met airbags, stuurbekrachtiging en getint glas zijn gestegen van vrijwel niets tot meer dan 90%. De officiële CBS prijsindex van nieuwe auto's die gedeeltelijk voor deze kwaliteitsveranderingen corrigeert, komt met een prijsstijging van 11.2% aanzienlijk lager uit dan de nominale prijsindex. De kwaliteit-gecorrigeerde prijsindices die in deze studie worden ontwikkeld, wijzen echter op een prijsstijging over de waarnemingsperiode van +2.5% tot -7.2% en liggen daarmee 9 tot 18 procentpunten lager dan de officiële index.

Deze bijdrage is verder als volgt opgebouwd. In paragraaf 2 worden de databronnen beschreven, waarbij tevens wordt ingegaan op het koppelen van de benodigde gegevens. In paragraaf 3 worden de uitkomsten van drie directe meetmethoden vergeleken met de officiële prijsontwikkeling van nieuwe auto's volgens het CBS. Paragraaf 4 behandelt de toepassing van hedonische regressiemethoden voor het vaststellen van de effecten van productspecificaties op de prijs van automodellen. De consequenties van de indirecte, hedonische meetmethode voor de prijsindexberekening worden toegelicht in paragraaf 5. Paragraaf 6 besluit de bijdrage met een samenvatting van de belangrijkste resultaten en met een discussie over enkele problemen van de hedonische meetprocedure en mogelijke oplossingsrichtingen.

2 Databronnen

In Nederland zijn twee instanties actief met grootschalige gegevensverzameling: ANWB en RDC. Het ANWB bestand bevat gedetailleerde informatie over de technische karakteristieken en het prijsverloop van auto's die op de Nederlandse markt te koop worden aangeboden. Het gegevensbestand, zoals wij dit gebruiken, bevat ongeveer 11.000 automodellen,¹ waarvan er ruim 8.000 betrekking hebben op de periode vanaf 1990. Het RDC bestand bevat informatie over verkoopvolumes en een beperkt aantal technische kenmerken van auto's die daadwerkelijk zijn verkocht op de Nederlandse markt. Het RDC bestand is gebaseerd op de kentekenregistraties van auto's, die worden bijgehouden door het Centrum voor Voertuigtechniek en Informatie (voorheen Rijksdienst voor het Wegverkeer, RDW). Het bevat tevens informatie over parallel geïmporteerde auto's en prototypes en over het type registrator (particulier, overheid, bedrijf, *fleet owner*). Het gedeelte van het RDC bestand, bestaande uit particuliere registraties uitgezonderd parallel importen en niet-courante modellen, bevat ongeveer 40.000 automodellen verspreid over de periode 1990 tot en met 1999.

In dit onderzoek wordt de RDC afzetinformatie gekoppeld aan de ANWB informatie over prijzen en technische kenmerken. Er doen zich verschillende problemen voor bij deze koppeling. De kern van het probleem is dat de registratie van automodellen in beide bestanden niet eenduidig is, waarbij de modelomschrijving in het ANWB bestand meer gedetailleerd is dan die in het RDC bestand. Een ander probleem is dat de gegevens in het ANWB bestand zijn gebaseerd op een in-productiedatum en een uit-productiedatum, terwijl het RDC bestand is gebaseerd op de maandelijkse kentekenregistraties. Beide perioden vallen niet noodzakelijk samen. Feitelijke autoverkoppen (en kentekenregistraties) vinden in de regel plaats nadat een automodel in productie is genomen, terwijl ze nog steeds plaats kunnen vinden nadat het automodel uit productie is genomen. De informatie in het ANWB bestand loopt als het ware iets voor op die van het RDC bestand. Het is te verwachten dat dit probleem zich nadrukkelijker voordoet op het niveau van maandelijkse gegevens dan op het niveau van jaarlijkse gegevens, vanwege het systematische karakter van dit verschil bij het gebruik van maandelijkse informatie (bij jaarlijkse informatie wordt een deel van het verschil tussen productieperiode en verkoopperiode opgevangen).

Het koppelprobleem is opgelost door de definitie van een nieuw stelsel van identificatiesleutels die zowel op de ANWB gegevens als op de RDC gegevens passen, bestaande uit de variabelen: *EURmerk*, *EURmod*, en *EURtyp*. *EURmerk* is een 4-letterige aanduiding voor de merknaam van een automodel. Een Mercedes wordt aangeduid met 'MERC'; een Volkswagen met 'VOLK'; en een Mazda met 'MAZD'. Problemen doen zich voor bij automodellen van enkele gefuseerde automerken. Om deze reden zijn sommige automodellen van Mini ge-

¹ Een automodel is een specifieke uitvoering van een bepaald type van een bepaald merk auto. Elk model in het ANWB bestand is op unieke wijze geïdentificeerd via een automerkcode, een autotypecode, een autouitvoeringsnummer en een transmissieaanduiding. Bijvoorbeeld, het model met importeursnaam *ALFA 145 1.4 INJ (KAT) L* met een 5-versnellingen handmatige transmissie, is in het bestand vastgelegd door middel van de automerkcode 'ALFA', de autotypecode '14', het auto-uitvoeringsnummer '2' en de transmissiecode 'H5'. Dit model is op de markt geweest van februari 1997 tot augustus 1998. De automodellen zijn dus zeer gedetailleerd beschreven. De hierna genoemde aantallen automodellen, 8000 (ANWB) en 40.000 (RDC), zijn niet direct te vergelijken vanwege de verschillende manieren waarop automodellen in beide bestanden worden geregistreerd. De aantallen zijn wel indicatief voor de inspanningen die voortvloeien uit het meermalen persoonlijk beoordelen van alle afzonderlijke records in beide bestanden ten behoeve van de koppeling.

voegd bij Rover, aangeduid met 'ROVE'; zijn modellen van Daimler gevoegd bij Jaguar, aangeduid met 'JAGU'; en zijn de modellen van het merk Zastava gevoegd bij Yugo, aangeduid met 'YUGO'. Het aantal verschillende automerken volgens *EURmerk* bedraagt in het ANWB bestand 69 en in het RDC bestand 108; 66 automerken worden gekoppeld. De niet gekoppelde merken zijn kleine merken (qua verkoopvolume), zoals Boom, Bugatti en Pilgrim. *EURmod* is een maximaal 25-letterige modelaanduiding bestaand uit *EURmerk* plus een modelbeschrijving. Een Audi A6 wordt aangeduid met 'AUDI A6'; een Citroën AX met 'CITR AX'; en een Renault Megane met 'RENA MEGA'. Op dit niveau doen zich tal van kleine verschillen voor tussen ANWB en RDC bestanden, variërend van de toepassing van leestekens tot de omkering van letters en cijfers in de modelbeschrijving. Het aantal verschillende automodellen volgens *EURmod* bedraagt in het ANWB bestand 556 en in het RDC bestand 723; 531 automodellen worden gekoppeld. *EURtyp* is een maximaal 38-letterige code bestaande uit *EURmod* (en dus ook uit *EURmerk*) plus vier verschillende typeaanduidingen. De keuze van de typeaanduidingen is gebaseerd op relevantie van de karakteristiek en de betrouwbaarheid waarmee deze voor elk automodel kan worden vastgesteld. Het betreft: (1) cilinderinhoud (in 1000cc, in 1 decimaal nauwkeurig); (2) brandstofssoort ('D' voor diesel, 'B' voor benzine); (3) transmissie ('H' voor handmatige schakeling, 'A' voor automaat); en (4) koetswerk ('COMB' voor stationcar, 'CABR' voor cabriolet, 'COUP' voor coupe, 'COMP' voor compact (alleen bij BMW), 'SCEN' voor scenic (alleen bij Renault) en 'SHUT' voor shuttle (alleen bij Honda)).² Het aantal verschillende autotypen volgens *EURtyp* bedraagt in het ANWB bestand 2688 en in het RDC bestand 3092, waarvan 2543 autotypen een *match* hebben.

De feitelijke koppeling van de RDC verkoopgegevens aan het ANWB bestand heeft plaatsgevonden op de sleutelvariabelen *EURtyp* en het jaar waarop de gegevens betrekking hebben. Hierbij zijn eerst beide bestanden gesorteerd op uitkomsten van *EURtyp* en jaartal. Daarna is voor het ANWB bestand het aantal automodellen per *EURtyp* en jaartal berekend en voor het RDC bestand het totaal aantal verkochte auto's aan particulieren. Vervolgens zijn de RDC verkoopaantallen gekoppeld aan de ANWB gegevens, waarbij het aantal verkopen op het niveau van *EURtyp* en jaartal is gedeeld door het aantal ANWB automodellen op dit niveau. Dit gemiddelde aantal verkopen per automodel is toegeschreven aan de oorspronkelijke afzonderlijke automodellen in het ANWB bestand. Het gemiddelde aantal verkopen per automodel wordt in de navolgende analyses gebruikt als wegingsvariabele.

²In aanvulling op deze drie sleutels is overwogen om een vierde sleutel *EURuitv* bestaande uit *EURtyp* (en dus ook uit *EURmod* en *EURmerk*) plus 10 verschillende uitvoeringsaanduidingen toe te passen. Het betreft: (1) eerste typeaanduiding, zoals 'L', 'LS' of 'GLS' *et cetera*; (2) tweede typeaanduiding, zoals 'FIRST' en 'VOLCANO' (in het geval van Citroën); (3) motorvermogen in KW; (4) aantal kleppen: 12V, 16V, 18V, 20V, of 24V; (5) aantal cilinders: V4, V5, V6 *et cetera*; (6) aantal deuren: 2D, 3D, 4D of 5D; (7) vierwielaandrijving: 4WD; (8) vierwielsturing: 4WS; (9) type dak: hardtop ('HARD') of softtop ('SOFT'); en (10) lange wielbasis: LWB. Deze sleutel is uiteindelijk niet toegepast omdat de verschillen tussen beide bestanden op dit niveau sterk toenemen en omdat een aantal van deze uitvoeringskenmerken sterk samenhangt met de typeaanduidingen, zoals motorvermogen met cilinderinhoud, aantal deuren met koetswerk.

3 De ontwikkeling van prijs en kwaliteit van nieuwe auto's in Nederland

Een probleem bij het meten van prijsontwikkelingen van goederen en diensten is dat producten op een bepaald tijdstip niet meer zijn te verkrijgen en al dan niet worden vervangen door nieuwe producten met andere productspecificaties. Ter illustratie, in januari 1999 is de *Landrover Discovery 2.5 ID Turbo* uit productie genomen en in februari 1999 is de *Landrover Discovery II 2.5 TD5* op de markt gebracht. De relevante meetvraag is hoe moet worden omgegaan met het feit dat de *Discovery II* met een prijs van fl 88.000 ongeveer 9100 gulden duurder is dan de *Discovery ID*, maar wel meer motorvermogen heeft (101 pk tegen 83 pk), een hoger verbruik heeft (9.4 l/100 km tegen 8.9 l/100 km) en is voorzien van bredere banden (356 mm tegen 333 mm) dan de *Discovery ID*.

Deze vraag staat niet op zichzelf. Het overzicht in tabel 1 maakt duidelijk dat van de 3000 verschillende automodellen die jaarlijks op de Nederlandse markt worden aangeboden, ongeveer 70% ook in het voorafgaande jaar verkrijgbaar was. Ook laat het zien dat het aantal verkrijgbare automodellen, en daarmee de keuzemogelijkheden van consumenten, aanzienlijk is toegenomen over de waarnemingsperiode. Het aantal automodellen bedroeg bijna 2400 in 1990 en rond de 4200 in 1998, waarbij zich met name in de jaren 1993, 1994, 1996 en 1997 forse uitbreidingen hebben voorgedaan. De dynamiek in de introductie en verwijdering van automodellen, met percentages *matching* automodellen rond de 65%, is relatief groot in het tijdvak 1993-1997 en is beperkt aan het begin en einde van het decennium.³ Het genoemde meetprobleem is op grond van deze cijfers elk jaar dus voor een bescheiden 1000 automodellen aan de orde, waarbij het bovendien niet altijd duidelijk is of automodellen elkaar opvolgen of onafhankelijk van elkaar worden verwijderd of geïntroduceerd.

Er is een aantal methoden om met dit probleem om te gaan. Deze methoden verschillen in de mate waarin de prijsmeting een beroep doet op additionele theorie en schattingsprocedures. In deze paragraaf worden directe meetmethoden behandeld die uitsluitend gebruik maken van prijs- en afzetinformatie. Tevens wordt ingegaan op de aard en omvang van kwaliteitsveranderingen van nieuwe auto's over de observatieperiode, 1990-1999. De hedonische meetmethode die is gebaseerd op een expliciete modellering van de relatie tussen prijs en kwaliteit van nieuwe auto's, wordt toegelicht in de volgende paragraaf.

Ontwikkeling gemiddelde prijzen van nieuwe auto's, 1990-1999

Verschillende meetmethoden leiden in het algemeen tot verschillende schattingen van het prijsverloop. De officiële CBS prijsstatistiek van nieuwe auto's (1990 = 100)⁴ afgebeeld in tabel 2 schat het kwaliteit-gecorrigeerde prijspeil van nieuwe auto's in 1999 11.2% hoger dan dat in 1990. Dit komt overeen met een gemiddelde jaarlijkse groei van 1.2%. De grootste prijsstijging, 5.8%, heeft zich voorgedaan in 1992; sinds 1996 is het prijsverloop volgens deze index nagenoeg stabiel. De CBS index is gebaseerd op het vergelijken van prijzen van een beperkt aantal (mogelijk verschillende) automodellen in twee opeenvolgende perioden,

³Het relatief hoge percentage *matches* in 1999, 88%, wordt veroorzaakt door het feit dat alleen de eerste 5 maanden van 1999 zijn waargenomen. Indien modelintroducties vooral in het najaar zouden plaatsvinden, dan zal het percentage *matches* voor 1999 nadrukkelijk lager uitvallen. In voorgaande jaar 1998 is het aantal *matching* modellen met 71% echter nog steeds vrij hoog.

⁴Bron: CBS - CPI alle huishoudens, post 6000, auto's nieuw, respectievelijk reeks 7.1.1.1, nieuwe auto's.

waarbij eventuele prijsverschillen worden gecorrigeerd met de geschatte waarde van kwaliteitsveranderingen. De omvang van deze correctie is gebaseerd op ervaring, expertinformatie en mededelingen van producenten. In de tabellen 1 en 2 worden eveneens uitkomsten getoond van andere, meer objectieve methoden voor het schatten van de prijsontwikkeling van nieuwe auto's in Nederland voor de periode 1990-1999. Deze zijn gebaseerd op ANWB prijsgegevens (consumentenprijzen, inclusief BPM en BTW) en RDC afzetinformatie. Tabel 1 toont het jaarlijkse aantal aangeboden automodellen op de Nederlandse markt, het jaarlijkse gemiddelde prijspeil van de nieuw verkochte auto's en verschillende directe metingen van de prijsontwikkelingen van nieuwe auto's. Tabel 2 geeft de uitkomsten van verschillende *matched model* prijsindices. Beide methoden worden toegelicht.

Een eenvoudige manier om de prijsontwikkeling van nieuwe auto's over de waarnemingsperiode 1990-1999 te meten is het rechtstreeks vergelijken van de gemiddelde prijs van nieuwe auto's in een jaar met de gemiddelde nieuwprijs in het basisjaar 1990. Zij $\mathcal{A}_t$ de indexverzameling van nieuwe auto's in jaar t , p_{it} de nieuwprijs van type auto $i \in \mathcal{A}_t$ en q_{it} de afzet van type auto i . De gemiddelde nieuwprijs van auto's $\bar{p}_{w,t}$ in jaar t volgt dan als $\bar{p}_{w,t} = \sum_{i \in \mathcal{A}_t} w_{it} p_{it}$. Hierin zijn de w_{it} gewichten gedefinieerd als de fractie autoverkopen q_{it} in de totale autoverkopen in een bepaald jaar, $w_{it} = q_{it} / \sum_{i \in \mathcal{A}_t} q_{it}$, $\sum_{i \in \mathcal{A}_t} w_{it} = 1$. De bedoelde prijsindex $I_{w,t}$ volgt voor ieder jaar t ($= 1, \dots, T$; $I_{w,0} = 1$) als:

$$I_{w,t} = \frac{\bar{p}_{w,t}}{\bar{p}_{w,0}} = \frac{\sum_{i \in \mathcal{A}_t} w_{it} p_{it}}{\sum_{j \in \mathcal{A}_0} w_{j0} p_{j0}} \quad (1)$$

Een praktisch probleem bij de berekening van de gemiddelde prijs $\bar{p}_{w,t}$ en corresponderende index $I_{w,t}$ is dat de verkoopinformatie q_{it} niet op het meest gedetailleerde niveau van automodellen beschikbaar is, waardoor w_{it} niet bekend is. Dit is opgelost door w_{it} te schatten op basis van de gemiddelde afzet berekend op het niveau van merken (*EURmrk*), modellen (*EURmod*) of typen (*EURtyp*); zie paragraaf 2. De resulterende gemiddelde autoprijzen per jaar worden in tabel 1 aangeduid met $\bar{p}_{Mrk}$, $\bar{p}_{Mod}$ en $\bar{p}_{Typ}$; en de indices met *IMrk*, *IMod* en *ITyp*. Daarnaast zijn gewichten bepaald op basis van het aantal maanden dat een automodel op de markt *verkrijgbaar* is geweest. Dit leidt tot de ongewogen of nominale prijs $\bar{p}_{Nom}$ en bijbehorende prijsindex *INom*.

De weging met RDC verkoopinformatie heeft grote consequenties voor het jaarlijks gemiddelde prijspeil: dit is aanzienlijk lager, naarmate de wegingsvariabele meer gedetailleerd is. Het verschil tussen het ongewogen jaarlijkse prijspeil ($\bar{p}_{Nom}$) en het op basis van afzet per type gewogen prijspeil ($\bar{p}_{Typ}$) bedraagt jaarlijks ongeveer fl 25.000. Dit is het gevolg van de zeer rechtsscheve verdeling van autoprijzen: er zijn veel automodellen met relatief lage prijzen en weinig modellen met relatief hoge prijzen. Met de toenemende detaillering van de wegingsvariabele wordt het effect van de scheefheid van de prijsverdeling noodwendig minder. Het toegepaste wegingschema heeft echter minder invloed op de berekende prijsindices. Alle vier prijsindices (*IMrk*, *IMod*, *ITyp* en *INom*) wijzen op een stijging van de gemiddelde nieuwprijs van auto's van ongeveer 20% over 1990-1999. Het gemiddelde jaarlijkse groeipercentage bedraagt: 2.1% voor de prijsindex gewogen naar verkopen per merk (*IMrk*); 2.0% voor de prijsindex gewogen naar verkopen per model (*IMod*); 2.4% voor de prijsindex gewogen naar verkopen per type (*ITyp*); en 2.0% voor de ongewogen index (*INom*). Ter vergelijking is ook de (ongewogen) mediane nieuwprijs (p_{Med}) van automodellen afgebeeld. Het blijkt dat deze jaarlijks 20% tot 27% lager ligt dan de (ongewogen) gemiddelde nieuwprijs, hetgeen

Tabel 1 - Overzicht gemiddelde prijzen van nieuwe auto's, 1990-1999

Jaar	Aantal automodellen			Gemiddeld prijsniveau					Prijsindices (1990 = 100)				
	nMod	nMat	pMat	$\bar{p}_{Nom}$	$\bar{p}_{Mrk}$	$\bar{p}_{Mod}$	$\bar{p}_{Typ}$	$\bar{p}_{Med}$	INom	IMrk	IMod	ITyp	IMed
1990	2382			53012	40261	31811	29064	39418	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1991	2403	1807	0.75	54685	42977	33386	30171	41550	1.032	1.067	1.050	1.038	1.054
1992	2527	1772	0.70	59073	45400	36666	33478	43370	1.114	1.128	1.153	1.152	1.100
1993	2857	1898	0.66	62385	48096	37359	34157	47337	1.177	1.195	1.174	1.175	1.201
1994	3214	2082	0.65	62575	49750	38435	35150	49035	1.180	1.236	1.208	1.209	1.244
1995	3427	2301	0.67	62811	48511	38557	35672	47450	1.185	1.205	1.212	1.227	1.204
1996	3864	2493	0.65	63122	47811	37923	35317	47824	1.191	1.188	1.192	1.215	1.213
1997	4209	2615	0.62	62205	47983	37907	35995	48658	1.173	1.192	1.192	1.238	1.234
1998	4181	2951	0.71	62594	48522	38306	36252	50000	1.181	1.205	1.204	1.247	1.268
1999	3588	3170	0.88	63373	48415	37861	35942	50272	1.195	1.203	1.190	1.237	1.275
Tot.	32652	21089	0.70					AAG	0.020	0.021	0.020	0.024	0.027

uiteraard samenhangt met de rechtsscheve verdeling van autoprijzen. Tegelijk blijkt dat de mediane nieuwprijs ten opzichte van het basisjaar in alle jaren, met uitzondering van 1992, sterker is gestegen dan de gemiddelde nieuwprijs; de gemiddelde jaarlijkse prijsstijging is 2.7%. Het verschil tussen de mediane en gemiddelde nominale prijsontwikkeling suggereert dat de prijsstijging van auto's zich met name heeft voorgedaan bij de relatief goedkopere automodellen en dat het prijsverloop van het hoog geprijsde segment vlakker is.

Er kleeft een aantal bezwaren aan de berekende indices. Allereerst wordt het effect van kwaliteitsmutaties genegeerd. Prijsstijgingen tussen twee opeenvolgende jaren worden geïnterpreteerd als inflatie, zelfs als deze het gevolg zouden zijn van verbetering in de kwaliteit van auto's. Het gevolg is dan ook dat de geschatte prijsstijging over de observatieperiode in alle vier gevallen substantieel (ongeveer 9 procentpunten) hoger ligt dan de officiële CBS prijsindex die wel rekening houdt met kwaliteitsveranderingen (zie tabel 2). Voorts impliceert het op elkaar delen van jaarlijkse gemiddelde nieuwprijzen dat wordt geabstraheerd van de consequenties van marktdynamiek, die tot uitdrukking komt in het toenemende aantal verkrijgbare automodellen, het verdwijnen van verouderde automodellen, nieuwe markt-introducties en voortdurende aanpassingen in de kwaliteit van nieuwe auto's. Onder de veronderstelling dat deze dynamiek leidt tot kwaliteitsverbeteringen is te verwachten dat de berekende indices de prijsontwikkeling overschatten.

Matched model prijsindices

De traditionele manier om met de genoemde bezwaren om te gaan is het berekenen van zogenaamde *matched model* indices. *Matched model* prijsindices zijn kettingindices waarbij de indexwaarde in een bepaalde periode t wordt gevonden als de indexwaarde in de voorafgaande periode $t-1$ vermenigvuldigd met de gemiddelde prijsverandering tussen de beide perioden. Deze gemiddelde prijsverandering wordt berekend op basis van uitsluitend de automodellen die zowel in periode $t-1$ als periode t voorkomen, overeenkomstig de terminologie. Er zijn verschillende manieren om die gemiddelde prijsverandering te meten. Berndt, Griliches en Rappaport (1995), bijvoorbeeld, berekenen de gemiddelde prijsverandering als het ongewogen gemiddelde van de prijsverhoudingen van alle *matching* automodellen. Zij $\mathcal{A}_{t|t-1}$ de indexverzameling van de $n_{t|t-1}$ auto's die in twee opeenvolgende perioden $t-1$ en t voorkomen, $\mathcal{A}_{t|t-1} = \mathcal{A}_t \cap \mathcal{A}_{t-1}$, dan volgt deze *matched model* index (*IMatch*) voor ieder

jaar t ($= 1, \dots, T$; $IMatch_0 = 1$) eenvoudigweg als:

$$IMatch_t = IMatch_{t-1} \times \frac{1}{n_{t|t-1}} \sum_{i \in \mathcal{A}_{t|t-1}} \frac{p_{it}}{p_{i,t-1}} \quad (2)$$

Gebruikmakend van de eveneens beschikbare afzetinformatie zijn *matched model* indices ook te construeren door de gemiddelde prijsverandering te berekenen als Laspeyres (*ILasp*), Paasche (*IPaas*), Fisher (*IFish*) of Törnqvist (*ITorq*) indices:

$$ILasp_t = ILasp_{t-1} \times \frac{\sum_{i \in \mathcal{A}_{t|t-1}} q_{i,t-1} p_{it}}{\sum_{i \in \mathcal{A}_{t|t-1}} q_{i,t-1} p_{i,t-1}} \quad (3)$$

$$IPaas_t = IPaas_{t-1} \times \frac{\sum_{i \in \mathcal{A}_{t|t-1}} q_{it} p_{it}}{\sum_{i \in \mathcal{A}_{t|t-1}} q_{it} p_{i,t-1}} \quad (4)$$

$$IFish_t = IFish_{t-1} \times \left(\frac{\sum_{i \in \mathcal{A}_{t|t-1}} q_{i,t-1} p_{it}}{\sum_{i \in \mathcal{A}_{t|t-1}} q_{i,t-1} p_{i,t-1}} \right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{\sum_{i \in \mathcal{A}_{t|t-1}} q_{it} p_{it}}{\sum_{i \in \mathcal{A}_{t|t-1}} q_{it} p_{i,t-1}} \right)^{\frac{1}{2}} \quad (5)$$

$$ITorq_t = ITorq_{t-1} \times \prod_{i \in \mathcal{A}_{t|t-1}} \left(\frac{p_{it}}{p_{i,t-1}} \right)^{\frac{1}{2} (s_{it} + s_{i,t-1})} \quad (6)$$

Hierin is $s_{i\tau} = q_{i\tau} p_{i\tau} / \sum_{i \in \mathcal{A}_{\tau|\tau-1}} q_{i\tau} p_{i\tau}$ het omzetaandeel van *matching* automodel $i \in \mathcal{A}_{\tau|\tau-1}$ in jaar $\tau (= t-1, t)$. De Laspeyres en Paasche indices zijn beide benaderingen van de *Cost of Living* index, terwijl de Fisher en Törnqvist indices voorbeelden zijn van superlatieve prijsindices, dat wil zeggen het zijn exacte *Cost of Living* indices voor bepaalde homothetische nutsfuncties (Diewert, 1976, 1990; Pollack, 1990).

Tabel 2 geeft een overzicht van de uitkomsten van de *matched model* indices. Er zijn opmerkelijk weinig verschillen, noch tussen de *matched model* indices onderling noch tussen de *matched model* indices en de CBS prijsindex. Weliswaar lopen de geschatte prijsontwikkelingen in de eerste helft van de negentiger jaren nog uiteen, maar vanaf 1996 lijken de verschillen gering en stabiel. Beide superlatieve indices (*IFish* en *ITorq*) schatten de prijsstijging van nieuwe auto's op 12.9% over de waarnemingsperiode; ongeveer 1.7 procentpunt meer dan de CBS prijsindex en corresponderend met een gemiddeld jaarlijks groeipercenage van 1.4%. De Laspeyres en Paasche indices (*ILasp* en *IPaas*) liggen hier net boven respectievelijk onder, zoals theoretisch verwacht. De Laspeyres index toont een gemiddelde jaarlijkse groei van 1.5% en de Paasche index 1.2%. De *matched model* index ligt met een geschatte prijsstijging van 10.9% vlak onder de schatting van de CBS index. Er zijn wel substantiële verschillen tussen de *matched model* indices en de in tabel 1 getoonde verhoudingen van jaarlijkse prijsmiddelen. De *matched model* indices liggen gemiddeld ongeveer 9 procentpunten lager, hetgeen het belang van kwaliteitscorrecties onderstreept.

Tabel 2 - Overzicht matched model prijsindices van nieuwe auto's, 1990-1999

Jaar	IMatch	ILasp	IPaas	IFish	ITorq	ICBS
1990	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1991	1.020	1.021	1.020	1.021	1.021	1.030
1992	1.062	1.079	1.069	1.074	1.074	1.090
1993	1.087	1.110	1.097	1.103	1.103	1.120
1994	1.098	1.125	1.106	1.116	1.116	1.130
1995	1.099	1.129	1.109	1.119	1.119	1.130
1996	1.096	1.127	1.104	1.115	1.115	1.107
1997	1.094	1.126	1.105	1.115	1.116	1.107
1998	1.097	1.131	1.109	1.120	1.120	1.107
1999	1.109	1.142	1.117	1.129	1.129	1.112
AAG	0.012	0.015	0.012	0.014	0.014	0.012

De *matched model* prijsindices corrigeren weliswaar voor ontwikkelingen in kwaliteit, maar laten een groot deel van de beschikbare prijsinformatie onbenut. Ook kan de specifieke selectie van automodellen leiden tot een *bias* in de indexberekening. De onbenutte prijsinformatie betreft immers automodellen die het ene jaar wel en het andere jaar niet worden waargenomen, met name oude modellen die uit productie zijn genomen en nieuwe modellen die op de markt zijn gebracht. Deze prijsinformatie heeft een systematisch karakter. Nieuw geïntroduceerde modellen hebben vaak een hogere nominale prijs en een relatief hoge kwaliteit, maar een sterk dalend initieel prijsverloop. Oudere modellen hebben vaak een lagere prijs en een verhoudingsgewijs lage kwaliteit, maar een stabiel prijsniveau. De omvang van de onbenutte prijsinformatie is tamelijk groot, zoals geïllustreerd in tabel 1.

Kwaliteitsontwikkelingen van nieuwe auto's, 1990-1999

Een indruk van de aard en de omvang van de kwaliteitsveranderingen van automodellen in de waarnemingsperiode wordt verkregen aan de hand van tabel 3, waarin de ongewogen jaarlijkse gemiddelden van een groot aantal technische productspecificaties zijn weergegeven. De resultaten lijken aan te geven dat nieuwe auto's gedurende het tijdvak 1990-1999 aanmerkelijk zijn verbeterd op het vlak van motorprestatie, brandstofverbruik, veiligheid, comfort en bedieningsgemak. Om te beginnen blijkt dat het gemiddelde motorvermogen van nieuwe auto's is toegenomen van 79 pk in 1990 tot 92 pk in 1999 (gemiddelde jaarlijkse groei 1.7%), terwijl het brandstofverbruik in dezelfde periode is afgenomen van 9.3 l/100km tot 8.4 l/100km (gemiddelde jaarlijkse daling 1.1%). Het percentage modellen met injectiemotoren is vrijwel verdubbeld van 51% in 1990 tot 91% in 1999 (gemiddelde jaarlijkse groei 6.7%), terwijl dat van automodellen met dieselmotoren is gestegen van 18% tot 26% (gemiddelde jaarlijkse groei 3.9%). Het percentage automodellen met 8 of meer cilinders is nagenoeg gelijk gebleven. Verder is het percentage automodellen met airbag gestegen van 6% tot 91% in 1999, hetgeen correspondeert met een gemiddelde jaarlijkse groei van 34.5%. Ook de aandelen automodellen met centrale deurvergrendeling, getint glas en ABS-remsysteem zijn met een gemiddelde jaarlijkse groei van rond de 30% gestegen van nog geen 10% in 1990 tot ongeveer 90% in 1999 (ABS 68%). Het aandeel automodellen met stuurbekrachtiging is

toegenomen van 27% tot 94% in 1999. Het percentage auto's met airconditioning is gestegen van 1% tot 41%; dit betekent een gemiddelde groei van meer dan 50% per jaar. Ten slotte blijkt dat het aandeel middenklassers (Klasse 3 en 4) sterk is gestegen van respectievelijk 27% en 28% naar respectievelijk 30% en 36%. Deze marktverandering heeft zich vooral gemanifesteerd ten koste van het aandeel topklassers (Klasse 5 en 6) dat is gedaald met een gemiddelde jaarlijkse verandering van respectievelijk 3.3% en 6.0%, en van het aandeel onderklassers (Klasse 1) dat over de periode 1990-1999 is gedaald van 2.0% naar 1.0%. Deze verschuiving in marktaandeel is een mogelijke verklaring voor het eerder beschreven verschil in nominale prijsindices op basis van jaarlijkse gemiddelden en medianen.

4 Hedonische prijsvergelijkingen voor nieuwe auto's

De beschreven methoden voor het meten van prijsontwikkelingen hebben uiteenlopende nadelen: of er wordt in het geheel geen rekening gehouden met kwaliteitsveranderingen (*IMrk*, *IMod*, *ITyp*, *INom*, *IMed*); of er wordt zo rigoreus gecorrigeerd voor kwaliteitsveranderingen dat een grote hoeveelheid prijsinformatie van met name nieuw geïntroduceerde producten en oude, uit de markt genomen producten onbenut blijft (*IMatch*, *ILasp*, *IPaas*, *IFish* en *ITorq*); of kwaliteitscorrecties zijn gebaseerd op subjectieve inschattingen van de waarde van kwaliteitsveranderingen (*ICBS*). In deze paragraaf wordt de zogenaamde hedonische benadering van het schatten van kwaliteit-gecorrigeerde prijsontwikkelingen uiteengezet. Hedonische analyses zijn in de economie geïntroduceerd door Court (1939) met een analyse van autoprijzen en verder uitgebreid door met name Griliches (1961, 1971) en Adelman en Griliches (1961).⁵ In deze paragraaf wordt achtereenvolgens ingegaan op de achtergrond van hedonische modellen, op de schattingsmethode en specificatietoetsen en op de schattingsresultaten.

Achtergrond van hedonische modellen

De idee van hedonische analyses, zoals uitgewerkt in de huishoudproductietheorie door onder andere Lancaster (1966a, b), is dat goederen zijn op te vatten als verzamelingen van technische karakteristieken of productspecificaties, die waarde hebben voor afnemers. 'Verschillende' producten zijn producten met verschillende combinaties van productkarakteristieken die in verschillende intensiteiten in het product aanwezig kunnen zijn. 'Nieuwe' producten zijn binnen deze opvatting producten met nieuwe combinaties van bestaande productkarakteristieken. Door de accentverschuiving van producten naar productkarakteristieken wordt het meetprobleem voor nieuwe goederen op elegante wijze omzeild: nieuwe producten hebben

⁵Hedonische analyses zijn frequent toegepast op auto's, zie: Fisher, Griliches en Kaysen, 1962; Griliches, 1964; Cagan, 1965; Cramer, 1966; Dhrymes, 1967; Hall, 1971; Cowling en Cubbin, 1971; Friedlander, Winston en Wang, 1983; Mertens en Ginsburgh, 1985; Ginsburgh en Vanhamme, 1989; en Verboven, 1996. Daarnaast zijn ze toegepast op uiteenlopende duurzame goederen, zoals koelkasten (Dhrymes, 1967), wasmachines (Gavett, 1967) en huizen (Bailey, Muth en Nourse, 1963; en Musgrave, 1969). Recente toepassingen betreffen vooral PC's (zie Berndt en Griliches, 1993; Nelson, Tanguay en Patterson, 1994; Berndt, Griliches en Rappaport, 1995; en Baker, 1997), mainframes (zie Fisher, McGowan en Greenwood, 1983; en Oliner, 1993) en computeronderdelen (zie Cole *et al.*, 1986; Dulberger, 1993; Flamm, 1993; en Norsworthy en Jang, 1993). Formaliseren en theoretische uitwerkingen van de hedonische technieken vindt men in Rosen (1974), Triplett (1986), Feenstra (1995), Fixler en Zieschang (1993), Berry, Levinsohn en Pakes (1995) en Goldberg (1995).

Tablel 3 - Jaarlijkse gemiddelde waarden van de karakteristieken van nieuwe auto's, 1990-1999 (ge-
wogen naar het aantal maanden dat een model beschikbaar is; ongewogen naar afzet)

Var	Beschrijving	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	AAG
<i>XPK</i>	Vermogen (pk)	78.93	80.39	83.89	86.31	87.79	89.30	90.70	90.84	91.38	91.66	0.017
<i>XWLB</i>	Wielbasis (mm)	2561.01	2557.19	2562.57	2575.11	2581.06	2587.80	2597.37	2601.83	2610.53	2606.95	0.002
<i>XTOP</i>	Topsnelheid (km/h)	178.77	178.57	181.37	183.41	185.17	186.13	187.69	188.21	188.87	189.53	0.007
<i>XVOL</i>	Volume (m3)	10.56	10.50	10.57	10.65	10.71	10.81	10.91	10.99	11.12	11.10	0.006
<i>XMAS</i>	Massa auto (kg)	1142.92	1156.93	1185.05	1210.01	1224.88	1239.40	1251.61	1256.66	1269.62	1268.59	0.012
<i>XVB1</i>	Verbruik (l/100km)	9.29	9.39	9.48	9.45	9.33	9.28	9.11	8.78	8.58	8.44	-0.011
<i>XVB2</i>	Verbruik EC93 (l/100km)	0.01	0.07	0.20	0.48	0.98	1.88	4.04	7.18	8.21	8.32	1.221
<i>XBND</i>	Bandenstraal (mm)	274.25	274.93	276.11	276.76	277.17	278.10	278.90	279.72	281.38	281.83	0.003
<i>dFORD</i>	dummy Ford	0.07	0.07	0.07	0.07	0.08	0.07	0.07	0.06	0.05	0.05	-0.040
<i>dMERC</i>	dummy Mercedes	0.06	0.05	0.05	0.06	0.06	0.06	0.07	0.08	0.09	0.08	0.047
<i>dOPEL</i>	dummy Opel	0.11	0.11	0.12	0.12	0.10	0.11	0.14	0.14	0.10	0.11	-0.002
<i>dPEUG</i>	dummy Peugeot	0.04	0.04	0.04	0.04	0.04	0.05	0.05	0.05	0.05	0.04	0.000
<i>dRENA</i>	dummy Renault	0.06	0.07	0.06	0.06	0.06	0.05	0.04	0.05	0.05	0.06	-0.009
<i>dVOLK</i>	dummy Volkswagen	0.08	0.09	0.07	0.06	0.07	0.06	0.07	0.08	0.10	0.11	0.037
<i>dVOLV</i>	dummy Volvo	0.05	0.04	0.03	0.03	0.05	0.07	0.08	0.05	0.06	0.05	0.013
<i>dREST</i>	dummy Overige	0.53	0.54	0.55	0.55	0.54	0.53	0.49	0.49	0.50	0.49	-0.008
<i>d2D</i>	dummy 2-deurs	0.09	0.09	0.08	0.08	0.07	0.07	0.07	0.07	0.06	0.06	-0.039
<i>d3D</i>	dummy 3-deurs	0.20	0.22	0.21	0.20	0.19	0.18	0.17	0.16	0.16	0.16	-0.028
<i>d4D</i>	dummy 4-deurs	0.34	0.33	0.31	0.32	0.33	0.33	0.32	0.31	0.28	0.27	-0.024
<i>d5D</i>	dummy 5-deurs	0.36	0.37	0.39	0.40	0.41	0.41	0.44	0.46	0.50	0.50	0.037
<i>dAUT</i>	dummy Automaat	0.30	0.30	0.31	0.32	0.32	0.34	0.36	0.36	0.36	0.36	0.019
<i>dAUTX</i>	dummy Automaat extra	0.23	0.23	0.24	0.24	0.25	0.27	0.28	0.28	0.27	0.27	0.017
<i>dHNDX</i>	dummy Handmatig extra	0.02	0.02	0.01	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00			-1.000
<i>dKLS1</i>	dummy Klasse 1	0.02	0.02	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.02	0.01	0.01	-0.023
<i>dKLS2</i>	dummy Klasse 2	0.11	0.13	0.12	0.13	0.12	0.11	0.11	0.11	0.11	0.11	-0.009
<i>dKLS3</i>	dummy Klasse 3	0.27	0.27	0.27	0.26	0.27	0.27	0.28	0.28	0.28	0.30	0.010
<i>dKLS4</i>	dummy Klasse 4	0.28	0.28	0.28	0.28	0.30	0.29	0.30	0.33	0.37	0.36	0.029
<i>dKLS5</i>	dummy Klasse 5	0.24	0.22	0.23	0.24	0.23	0.23	0.22	0.20	0.19	0.17	-0.033
<i>dKLS6</i>	dummy Klasse 6	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.06	0.05	0.05	-0.060
<i>dTRN</i>	dummy Terreinauto	0.02	0.04	0.05	0.05	0.05	0.05	0.04	0.04	0.04	0.04	0.057
<i>dV8</i>	dummy V8 (of meer)	0.03	0.03	0.03	0.04	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03	-0.005
<i>dINJ</i>	dummy Injectiemotor	0.51	0.67	0.79	0.87	0.90	0.93	0.93	0.94	0.93	0.91	0.067
<i>dDIES</i>	dummy Diesel	0.18	0.18	0.19	0.19	0.20	0.19	0.20	0.22	0.25	0.26	0.039
<i>dABG</i>	dummy Airbag	0.06	0.11	0.22	0.34	0.47	0.60	0.72	0.83	0.89	0.91	0.345
<i>dMET</i>	dummy Metallic Lak	0.02	0.03	0.05	0.08	0.09	0.11	0.14	0.14	0.11	0.09	0.212
<i>dSBK</i>	dummy Stuurbekrachtiging	0.27	0.42	0.63	0.75	0.82	0.86	0.90	0.93	0.94	0.94	0.147
<i>dCDV</i>	dummy Centr. Deurvergr.	0.08	0.15	0.30	0.45	0.57	0.68	0.78	0.84	0.87	0.86	0.305
<i>dGET</i>	dummy Getint Glas	0.08	0.16	0.34	0.52	0.64	0.75	0.87	0.93	0.93	0.91	0.308
<i>dAIR</i>	dummy Airconditioning	0.01	0.02	0.04	0.09	0.13	0.20	0.30	0.37	0.40	0.41	0.517
<i>dABS</i>	dummy ABS-remstelsysteem	0.07	0.12	0.23	0.31	0.36	0.40	0.47	0.56	0.65	0.68	0.290
<i>dAGE0</i>	dummy Age = 0	0.27	0.16	0.22	0.25	0.26	0.23	0.27	0.31	0.22	0.09	-0.110
<i>dAGE1</i>	dummy Age = 1	0.36	0.37	0.27	0.29	0.34	0.36	0.30	0.33	0.41	0.33	-0.009
<i>dAGE2</i>	dummy Age = 2	0.17	0.23	0.23	0.19	0.17	0.22	0.23	0.18	0.18	0.34	0.077
<i>dAGE3</i>	dummy Age = 3	0.09	0.11	0.13	0.12	0.11	0.08	0.11	0.10	0.10	0.13	0.045
<i>dAGE4</i>	dummy Age = 4	0.07	0.05	0.07	0.07	0.05	0.06	0.05	0.05	0.04	0.06	-0.011
<i>dAGE5</i>	dummy Age = 5	0.02	0.05	0.02	0.04	0.04	0.03	0.02	0.02	0.03	0.03	0.055
<i>dAGE6</i>	dummy Age = 6	0.01	0.01	0.03	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00	0.02	0.016
<i>dAGE7</i>	dummy Age = 7	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.167
<i>dAGE8</i>	dummy Age = 8	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.039

NB Age-effecten hoger dan *dAge8* zijn weggelaten vanwege het beperkte informatiegehalte. Verder zijn de *vintage*-effecten niet in dit overzicht opgenomen omdat dit voor de analyse niet van belang is.

weliswaar geen antecedenten in reeds bestaande producten, maar wel in bestaande productkarakteristieken. De (impliciete) prijzen van deze productkarakteristieken worden bepaald door de productprijs p_{it} te relateren aan de productspecificaties $\mathbf{x}'_{it}$:

$$p_{it} = \beta_{0t} + \mathbf{x}'_{it}\beta_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Hierin is p_{it} de (log) prijs van automodel i ($\in \mathcal{A}_t$) op tijdstip t ($= 0, 1, \dots, T$); $\mathbf{x}'_{it}$ een vector met indicatoren van de technische karakteristieken van automodel i ; en ε_{it} een onafhankelijk verdeelde storingsterm met verwachting nul en variantie σ^2 . De parametervector β_t geeft de impliciete prijzen van de technische karakteristieken op tijdstip t , die na jaarlijks schatten van (7) de basis vormen van de verschillende hedonische prijsindices in de volgende paragraaf. Evident verschil van deze aanpak met de eerdere methoden is dat de kwaliteit van automodellen expliciet wordt behandeld en dat alle beschikbare informatie in $\mathcal{A}_t$ wordt benut.

Een gerelateerde aanpak, gebaseerd op de verpakkingstheorie van Fisher en Shell (1971), bestaat uit het rechtstreeks schatten van de kwaliteit-gecorrigeerde prijsveranderingen op basis van tweejaarlijkse of volledig gepoolde regressieanalyses met dummyvariabelen voor de betrokken perioden (uitgezonderd het basisjaar). De geschatte tijdseffecten vormen de basis voor de berekening van kwaliteit-gecorrigeerde prijsindices. Dit model is uitgebreid met de zogenaamde *time-age* (TA) en *time-age-vintage* (TAV) modelspecificaties, ontwikkeld door Hall (1971) voor de prijsmeting van tweedehands *pick-up* trucks en recent toegepast door Berndt en Griliches (1993) en Berndt, Griliches en Rappaport (1995) op de prijsmeting van nieuwe computers (zie ook Jorgenson, 1996).

De meest uitgebreide TAV-specificatie beschouwt de prijsinformatie op een bepaald tijdstip (*Time*, t) van duurzame goederen met een bepaalde ouderdom (*Age*, a) uit een bepaald introductiejaar (*Vintage*, v). Uiteraard zijn het waarnemingsmoment t , de ouderdom van een model a en het introductiejaar v per definitie gerelateerd: $t = v + a$ of $v = t - a$. Onder de veronderstellingen dat de prijs van een duurzaam goed met leeftijd a op tijdstip t gelijk is aan de netto contante waarde van de nog te leveren kapitaaldiensten en dat de kapitaaldiensten perfect substitueerbaar zijn, geldt dat prijsvariatie tussen automodellen kan worden toegeschreven aan: een verlies van kapitaalefficiëntie ofwel veroudering van het goed (*obsolescence*; afhankelijk van de ouderdom a); productspecifieke kwaliteitsveranderingen (*embodied technical change*; afhankelijk van het introductiejaar v); en variatie in de jaarlijkse (huur)prijs van de geleverde kapitaaldiensten en efficiënter kapitaalgebruik door de markt als geheel, bijvoorbeeld door verbeteringen in het wegnemen of verbeteringen van rijdagdrag door betere rijopleidingen en verkeersregelgeving (*disembodied technical change*; afhankelijk van de tijd t). Hall's (1971) specificatie is tamelijk strikt gebaseerd op een technische, niet-economische interpretatie van de volumevariatie van geleverde kapitaaldiensten. Bij het prijsverloop van nieuwe auto's zijn echter uiteenlopende economische factoren van belang, zoals het merkimago van automodellen, het marktbeleid van autofabrikanten, en de heterogeniteit en ontwikkeling in consumentenvoorkeuren. Hier wordt daarom de meer empirische benadering van Oliner (1993) gevolgd, waarbij de prijsvariatie tussen automodellen weliswaar wordt toegeschreven aan de invloeden van tijd, ouderdom en introductiejaar, maar niet een strikt technische interpretatie heeft. Leeftijdseffecten geven binnen deze opvatting de systematische invloed van allerlei factoren die samengaan met de looptijd van het model, zoals aanpassingen in de technische specificaties (niet weergegeven in de technische karak-

teristieken $\mathbf{x}'_{it}$) of prijsstrategieën van fabrikanten over de *life cycle* van modellen. Effecten van de introductiejaren geven de systematische prijsinvloed van factoren die samengaan met introductie van modellen; deze effecten worden zoveel mogelijk weergegeven door de technische karakteristieken van nieuw geïntroduceerde automodellen. Uitgaande van waarnemingsperiodes $t = 0, 1, \dots, T$, voorkomende leeftijden van automodellen $a = 0, \dots, A$, introductiejaren $v = V_0, \dots, V$ en productkenmerken $\mathbf{x}'_{iv}$ wordt de meest uitgebreide versie van het zogenaamde TAV-model geschreven als:

$$p_{itav} = \beta_0 + \pi_1 dt_1 + \dots + \pi_T dt_T + \alpha_1 da_1 + \dots + \alpha_A da_A + v_1 dv_{V_0+1} + \dots + v_{V-1} dv_{V-1} + \mathbf{x}'_{iv} \beta + \varepsilon_{itav} \quad (8)$$

Hierin is p_{itav} de (log) prijs op tijdstip t van automodel i ($i \in A_t$) met ouderdom a en introductiejaar v ; ε_{itav} is een onafhankelijk verdeelde storingsterm met verwachting nul en variantie σ^2 . De effecten van tijd, ouderdom en introductiejaar worden weergegeven via dummyvariabelen, hetgeen de flexibiliteit van de specificatie vergroot en de collineariteit tussen de drie variabelen oplost. In verband met de lineaire afhankelijkheid tussen en binnen de drie sets van dummyvariabelen worden de dummyvariabelen voor het basisjaar dt_0 , de nieuwe modellen da_0 , en het oudste en recentste introductiejaar dv_{V_0} en dv_V weggelaten. De parameters $\pi_1, \dots, \pi_T$ van de tijdsdummy's worden geïnterpreteerd als reële, kwaliteitsgecorrigeerde prijsverschillen ten opzichte van de basisperiode. De parameters $\alpha_1, \dots, \alpha_A$ worden geïnterpreteerd als prijseffecten van het langer in de markt staan van automodellen. Negatieve leeftijdseffecten zijn te verwachten op grond van Hall's (1971) argument dat de verwachte opbrengst van de kapitaaldiensten van het product afneemt naarmate het verder is in de *product life cycle*. Negatieve effecten zijn eveneens te verwachten in situaties waarin fabrikanten 'afroomstrategieën' volgen waarbij automodellen worden geïntroduceerd met een hoge prijs die gedurende de looptijd neerwaarts wordt aangepast, terwijl de kwaliteit van het model gelijk blijft. Positieve leeftijdseffecten zijn daarentegen te verwachten wanneer fabrikanten overwegend penetratiestrategieën volgen, waarbij een basismodel wordt geïntroduceerd tegen een verhoudingsgewijs lage prijs en gedurende de looptijd zowel de kwaliteit als de prijs van het model opwaarts worden bijgesteld. De parameters $v_1, \dots, v_{V-1}$ worden geïnterpreteerd als prijsverschillen ten gevolge van systematische afwijkingen van de trendmatige kwaliteitsontwikkeling over alle beschouwde introductiejaren voorzover niet weergegeven in de technische karakteristieken. Indien de specificatie van de technische kenmerken $\mathbf{x}'_{iv}$ adequaat zou zijn, dan zijn deze effecten nihil.

Schattingmethoden en specificatietoetsen

Er zijn verschillende varianten van deze hedonische modellen geschat. Uit praktische overwegingen wordt hier alleen ingegaan op de resultaten verkregen na wegen met afzet op typeniveau (de meest gedetailleerde wegingsvariabele); de consequentie van de keuze van wegingsvariabele voor de uiteindelijke prijsindices is beperkt. Er zijn zowel lineaire, als semi-log en dubbel-logspecificaties geschat. Beide logspecificaties gaan uit van logaritmisches getransformeerde autoprijzen, terwijl de dubbel-logspecificatie bovendien uitgaat van logaritmische transformaties van de continu gemeten autokenmerken, zoals motorvermogen, gewicht en brandstofverbruik. De toepassing van log-specificaties heeft op voorhand een lichte voorkeur vanwege de rechtsscheve verdeling van de verkoopprijzen van automodellen en

vanwege de eenvoudiger te construeren prijsindices. Box-Cox regressies zijn uitgevoerd om inzicht te krijgen in de geprefereerde modelspecificatie. Hierbij wordt gebruik gemaakt van een procedure beschreven door Cramer (1986: 133), waarbij de afhankelijke prijsvariabele wordt gedeeld door de geometrisch gemiddelde prijs, vervolgens wordt getransformeerd en daarna gerelateerd aan de technische modelkarakteristieken. De Box-Cox parameter wordt geschat via een niet-lineair kleinste kwadratenmethode. Voor alle geschatte modellen blijkt dat de Box-Cox parameter dicht bij 0 ligt, hetgeen pleit vóór een logspecificatie en tegen een lineaire specificatie (zie ook tabellen A, B en C).

Daarnaast zijn *J*-toetsen van Davidson en MacKinnon (1983) uitgevoerd om inzicht te krijgen in de relatieve prestaties van de (niet-geneste) semi-log en dubbel-logspecificaties.⁶ De *J*-toetsen, waarbij de semi-logspecificaties (H_0) tegen de dubbel-logspecificaties (H_1) worden afgezet, leiden tot schattingen van de toetsparameter α dicht bij 0. Dit geldt voor zowel de jaarlijks geschatte modelspecificaties (7) als voor de gepoolde geschatte hedonische modellen (8). In veel gevallen is deze parameter hoewel dicht bij 0 toch significant. De parallelle *J*-toetsen, waarbij de dubbel-logspecificaties (H_0) tegen de semi-logspecificaties (H_1) worden afgezet, leiden tot zeer significante schattingen van de toetsparameter α' die variëren van 0.90 tot 1.95. Beide versies van de *J*-toets wijzen op een voorkeur voor de semi-logspecificatie. De hedonische modellen zijn zowel met jaarlijkse regressies (7) als met gepoolde regressies (8) geschat. In de jaarlijkse regressies vervallen de tijdsdummy's en de *vintagedummy*'s; deze laatste zouden collineair zijn met de ouderdomsdummy's. Toetsen op parameterconstantheid zijn uitgevoerd om uit te maken of gepoolde of jaarlijkse regressies moeten worden gebruikt. Aangezien de traditionele *F*-toetsen door het grote aantal vrijheidsgraden snel tot significante resultaten leiden, worden tevens de relatieve veranderingen in de geschatte standaardfouten (*RMSE*) geëvalueerd. Parameterrestricties worden verworpen wanneer de relatieve verandering in *RMSE* groter is dan 5% (cf. Berndt *et al.*, 1995). De *F*-toetsen op parameterconstantheid (zie tabellen A, B en C) impliceren dat de gepoolde *TA*-specificaties uniform worden verworpen ten gunste van de jaarlijkse regressies: de geschatte impliciete prijzen van de technische karakteristieken zijn niet constant over de waarnemingsperiode. De relatieve verandering in *RMSE* is bij de tweejaarlijkse regressies evenwel nergens groter dan 3.1%, terwijl deze voor het volledige gepoolde model 11.6% bedraagt. Op basis van het *RMSE*-criterium volgt dus dat de toepassing van tweejaarlijkse gepoolde regressies een houdbare aanpak vormt, terwijl de volledig gepoolde regressieanalyses te restringent zijn. De verklaringsgraad van de jaarlijkse regressiemodellen is in alle jaren hoog, variërend van 0.914 in 1990 tot 0.962 in 1999; de verklaringsgraad van de gepoolde modellen is vergelijkbaar.

⁶Bij deze *J*-toetsen worden de voorspelde waarden van de H_1 -specificatie toegevoegd aan de H_0 -specificatie. De H_0 -specificatie blijft gehandhaafd indien de geschatte parameter van de toegevoegde voorspelde waarden niet significant van 0 verschilt; onder H_0 geldt dat $\text{plim } \hat{\alpha} = 0$. De tevens uitgevoerde *F*-toetsen op de respectievelijke bijdragen van de continue variabelen en de log-getransformeerde variabelen in een uitgebreid model, zijn telkens significant. Deze toetsen geven dus geen definitief uitsluitel over de preferentie van semi-log versus dubbel-logspecificatie. Wel zijn de *F*-waarden van de toets op de bijdrage van de continue variabelen in alle gevallen substantieel groter dan die voor de bijdrage van de log-getransformeerde variabelen, hetgeen een lichte voorkeur voor de semi-logspecificatie suggereert.

Empirische resultaten

Tabellen A, B en C in de bijlage geven de resultaten van de jaarlijkse en gepoolde regressies verkregen met de semi-logspecificatie gewogen met de afzet per autotype.⁷ De afzonderlijke parameterschattingen van de jaarlijkse regressies maken uiteenlopende zaken duidelijk.⁸ Een eenheidstoename van motorvermogen leidt voor alle jaren tot een relatieve verkoop-prijsstijging van rond de 0.3%. Het prijzeffect van de topsnelheid begint met 8 promille van de prijs in 1990 en stabiliseert zich vanaf 1993 rond de 2 à 3 promille. De impliciete prijs van volume is voor de meeste jaren negatief, waarschijnlijk doordat de ruimtelijkheid van automodellen gedeeltelijk wordt weergegeven door andere karakteristieken, zoals vermogen, wielbasis en massa. De samenhang tussen met name de continu gemeten karakteristieken motorvermogen, topsnelheid, volume en massa, die tolerantiewaarden onder de 0.10 hebben, is hoog (vgl. Griliches, 1971 en Dhrymes, 1967). Lage tolerantiewaarden zijn ook gevonden voor enkele klassendummy's (*dKls2* en *dKls3*) en voor de tijd, leeftijd en *vintagedummy*'s in de gepoolde TAV-specificatie. Ondanks deze sterke samenhang zijn de afzonderlijke effecten van deze variabelen veelal statistisch significant. Ook zijn de geschatte onderlinge correlaties tussen de parameterschattingen niet bijzonder hoog, met uitzondering van de effecten van: motorvermogen en topsnelheid, dieselmotor en verbruik, de verschillende klassenvariabelen onderling, en de tijd-, leeftijd- en *vintage*-effecten over-en-weer. De sterke collineariteit van de tijd, leeftijd en *vintage*-effecten maakt het TAV-model opnieuw minder aantrekkelijk als basis voor de ontwikkeling van kwaliteit-gecorrigeerde prijsindexberekeningen. De massa van auto's heeft een licht positieve invloed op de prijs, hetgeen mogelijk wordt verklaard door verbeteringen in de veiligheidsconstructies en andere kwaliteitsaanpassingen die gepaard gaan met gewichtstoename van auto's. Het geschatte effect van brandstofverbruik is tamelijk gevoelig voor de toegepaste wegingsinformatie. Bij ongewogen schatting leidt een toename in het verbruik van één liter per 100 km tot een relatieve prijsverandering van 3.7% in 1990, die in de periode 1991 tot 1994 schommelt tussen de 2.2% en 2.6% en vanaf 1995 stapsgewijs daalt tot nagenoeg niets in de periode 1997-1999. Dit positieve prijzeffect is onverwacht, omdat het impliceert dat zuiniger automodellen een lagere prijs hebben; zuinigheid werkt dus tegengesteld aan andere kwaliteitskenmerken. Bij een gewogen schatting met het verkoopvolume per autotype blijkt dezelfde verbruikstoename te leiden tot een relatieve prijsdaling van 1.1% in 1990, tot zeer matige prijsstijgingen van -0.1% tot 0.7% in de periode 1991-1996, en tot een relatieve prijsdaling van 0.6% in 1997 en 1998. De alternatieve verbruiksmeting EC93 leidt in de periode na 1993 (het jaar van invoering) tot een significante neerwaartse bijstelling van het verbruikseffect, uitgaande van een gewogen regressie. De gewogen resultaten lijken in dit opzicht dus meer plausibel dan de ongewogen resultaten. Een mogelijke verklaring voor de invloed van de wegingsinformatie is dat het verbruik sterk

⁷In totaal zijn er 36 tabellen: 3 verschillende specificaties (lineair, semi-log en dubbel-log) $\times$ 3 benaderingen (jaarlijkse, tweejaarlijkse of volledig gepoolde regressies) $\times$ 4 wegingschema's (aantal maanden in productie, aantal verkopen per merk, per model en per type). Deze resultaten zijn bij de auteurs verkrijgbaar.

⁸De parameterschattingen worden als volgt geïnterpreteerd. Uitgaande van een simpele semi-log specificatie $\ln p = \alpha + \beta x + \varepsilon$, is $p = \exp\{\alpha + \beta x + \varepsilon\}$. Het effect van een continue variabele x op $\ln p$ is: $\partial \ln p / \partial x = (\partial p / p) / \partial x = \beta$; de parameter β is dus de relatieve kwaliteit-gecorrigeerde prijsverandering ten gevolge van een eenheidstoename van x . Het effect van een dummyvariabele x op $\ln p$ volgt eenvoudig als: $\ln(p_{x=1} / p_{x=0}) = \ln p_{x=1} - \ln p_{x=0} = (\alpha + \beta \times 1 + \varepsilon) - (\alpha + \beta \times 0 + \varepsilon) = \beta$, zodat $p_{x=1} / p_{x=0} = \exp\{\beta\}$. De exponent van het geschatte dummyeffect is dus de kwaliteit-gecorrigeerde prijsverhouding van een automodel mét de karakteristiek ($x = 1$) en een automodel zonder de karakteristiek ($x = 0$).

samenhangt met het type auto voor zover niet weergegeven in de klassenvariabele: luxe-
re, zwaardere auto's hebben een hoger verbruik maar ook een hogere prijs, terwijl de afzet
hiervan lager is dan die van lichtere auto's met een zuiniger verbruik. Het prijseffect van de
bandenstraal is significant vanaf 1993, rond de 3 promille van de verkoopprijs.

Automerkdummys worden gebruikt om na te gaan in hoeverre autofabrikanten met een
verhoudingsgewijs omvangrijk en gevarieerd marktaandeel (gedefinieerd als 5% of meer van
het totale aantal automodellen) hun marktpresentie omzetten in een hogere prijsstelling.
Rekening houdend met de interpretatie van de geschatte effecten (zie voetnoot 8), volgt
voor Mercedes een rond de 30.0% hogere prijsstelling. In 1996 zijn Mercedesmodellen zelfs
37.1% duurder dan de modellen van de niet-gespecificeerde kleinere merken. Ook Volvo laat
over het gehele tijdvak 1990-1999 een consistent hoger prijspeil zien; in 1990 bedraagt het
relatieve prijsverschil 12.0% en in 1999 14.9% ten opzichte van de kleinere merken. Voor
Volkswagen geldt dat het aanvankelijk hogere prijspeil in 1990 van 28.2% ten opzichte van
de kleinere merken, sinds het midden van de jaren '90 sterk is afgenomen tot 5 à 10% hoger.
Vergelijkbare tendensen zijn waar te nemen voor Ford, Opel, Peugeot en Renault, zij het dat
de prijsaanpassingen door deze merken (met uitzondering van Ford) later worden ingezet
dan door Volkswagen. De kwaliteit-gecorrigeerde prijs van Fordmodellen ligt in 1999 zelfs
7.9% lager dan die van de kleinere automerken.

Verder blijkt dat de prijsstelling van 2-deurs automodellen systematisch hoger ligt dan die
van andere modellen. De gecorrigeerde prijs is sinds 1990 geleidelijk opgelopen van 11.0%
boven de prijs van een 5-deurs model tot 35.5% boven de 5-deursprijs in 1999, hetgeen mo-
gelijk wordt veroorzaakt door het feit dat deze 2-deurs auto's veelal sportmodellen betreffen.
De geschatte invloeden van marktsegment of autoklasse zijn overeenkomstig de verwachting:
hoe lager het segment, des te lager in het algemeen de kwaliteit-gecorrigeerde prijs.⁹ Op-
vallend is dat het gemiddelde prijsverschil tussen de klassen sterk varieert over de jaren. In
1990 bedraagt het relatieve prijsverschil tussen de hoogste en de laagste klasse 41.3%, dit
neemt sterk af tot 8.7% in 1992, waarna het weer toeneemt tot zelfs 51.5% in 1996. In 1998
en 1999 bedraagt het verschil nog 10.0% en 6.5%. De achtergrond van deze dynamiek is
voorwerp van nader onderzoek. Het imago van terreinauto's heeft begin jaren '90 een sterk
discriminerende invloed op de prijsstelling, die in het tijdvak 1993-1996 fluctueert rond de
18%, maar vanaf 1997 sterk afneemt tot 1.5% in 1999. Een groot aantal cilinders gaat
weliswaar met een relatief hoog prijspeil gepaard, maar dit prijseffect is zelden significant.
Opmerkelijker is het verloop van de impliciete prijzen van injectie- en dieselmotoren. De
prijzen van automodellen met injectiemotoren loopt vanaf 1990 gestaag op tot 7.0% boven de
prijzen van andersoortige modellen in 1996, vanaf 1997 neemt dit prijsverschil sterk af. Dit

⁹De klassenvariabele heeft een sterke invloed op de regressieresultaten ($F = 258.7$, $p = 0.000$ bij weging
naar afzet op typeniveau - uitgaande van een volledig gepoold TA-model). Het verwijderen van de klas-
sendummy's leidt tot een verhoging van de *RMSE* met 2.3% (bij weging naar afzet op typeniveau). Een
toets op parameterconstantheid over de segmenten heen (op basis van de volledig gepoolde TA-specificatie)
wordt verworpen ($F = 28.6$, $p = 0.000$); de relatieve verandering in *RMSE* van het gepoolde model ten
opzichte van regressieanalyses per segment bedraagt 10.8%. De interpretatie van de klassenvariabele is meer
problematisch. Deze klassenaanduiding is gebaseerd op informatie van fabrikanten. De indeling van een
automodel in een bepaalde klasse hangt weliswaar sterk samen met karakteristieken zoals vermogen, gewicht
en wielbasis, maar volgt hieruit niet per definitie. Bovendien gaat de positionering van een automodel in
een bepaalde klasse veelal gepaard met een bepaalde prijsstelling, waardoor de klassenvariabele mogelijk
niet kan worden beschouwd als een gebruikelijk exogene variabele. Een toets op exogeniteit laat zich binnen
deze studie echter niet uitvoeren, omdat er geen geïdentificeerde modelvergelijking voor de klassenvariabele
beschikbaar is. Nadere analyse van het klasseneffect is voorwerp van vervolgonderzoek.

typische verloop is wellicht te begrijpen in het licht van de eerder geschetste kwaliteitsontwikkelingen aan de hand van tabel 3, waarbij het marktaandeel van injectiemotoren sinds 1990 snel bleek op te lopen van 50% tot 90% in 1994; en sindsdien redelijk stabiel is. De gemiddelde prijs van automodellen met dieselmotoren lijkt vanaf 1990 geleidelijk af te nemen van 25.3% tot ongeveer 8.5% boven de prijs van andere automodellen in 1999.

Wat de overige technische karakteristieken betreft, leiden de aanwezigheid van een ABS-remsysteem en stuurbekrachtiging tot hogere prijzen over praktisch de hele waarnemingsperiode. De grootste prijsverschillen worden waargenomen in 1995, waarin de aanwezigheid van een ABS-remsysteem leidt tot een 13.1% hogere prijs; en in 1997, waarin de aanwezigheid van stuurbekrachtiging gepaard gaat met een 6.1% hogere prijs. Centrale deurvergrendeling heeft sinds 1993, metallic lak sinds 1995, en airconditioning sinds 1996 een positief significant effect op de verkoopprijs. In 1999 liggen de prijzen van automodellen met deze karakteristieken 4.0% (ABS), 5.6% (SBK) respectievelijk 6.4% (CDV) boven de prijs van automodellen zonder deze voorzieningen. Airbags hebben een zeer wisselend effect op de verkoopprijs. Sinds 1997 is dit effect positief en significant. In 1999 bedraagt het relatieve prijsverschil ten opzichte van auto's zonder airbags 3.8%. Het prijseffect van getint glas loopt op tot 3.9% in 1992, maar neemt sindsdien af. Vanaf 1996 is het kwaliteit-gecorrigeerde prijseffect van getint glas niet langer significant.

De leeftijdseffecten uit de jaarlijkse en gepoolde *TA*-regressies zijn overwegend positief. Dit bevestigt de stelling dat de leeftijdseffecten in de huidige toepassing vooral een economische interpretatie hebben; bijvoorbeeld, doordat fabrikanten de kwaliteit van hun automodellen opwaarts bijstellen gedurende de looptijd. Sterk positieve leeftijdseffecten doen zich voor bij automodellen met een looptijd van 10 jaar of langer. Dit betreft echter een beperkt aantal automodellen dat bestaat uit een relatief groot aandeel zeer luxe automerken, 54%. Negatieve leeftijdseffecten doen zich voor bij de cohorten automodellen uit de introductiejaren 1987 en 1988 (en in mindere mate 1995). Deze introductiejaren worden tevens gekenmerkt door sterk negatieve *vintage*-effecten in het volledig gepoolde *TAV*-model. Hetgeen impliceert dat de kwaliteitsaanpassingen aan automodellen uit deze introductiejaren na opschonen voor technische karakteristieken opvallend achterblijven bij het trendmatig kwaliteitsverloop over de periode 1983-1999.

5 Kwaliteit-gecorrigeerde prijsindices voor nieuwe auto's

Er zijn verschillende methoden om de resultaten van de hedonische regressieanalyses te benutten voor het construeren van kwaliteit-gecorrigeerde prijsindices als alternatief voor de prijsindices op basis van nominale prijzen en van *matched models* beschreven in paragraaf 3. In deze paragraaf worden verschillende prijsindexreeksen geschat op basis van de jaarlijkse en gepoolde semi-log regressies (tabel 4).

Prijsindices op basis van jaarlijkse hedonische regressies

De resultaten van de jaarlijkse hedonische regressies in combinatie met verschillende jaarlijkse gemiddelden van de indicatoren van de technische karakteristieken worden gebruikt voor het construeren van zowel Laspeyres als Paasche type prijsindices, gebaseerd op zowel

een vaste basisperiode als op de voorgaande periode als referentie. De verschillende indices worden kort toegelicht, waarna de resultaten worden beschreven.

In navolging van Berndt, Griliches en Rappaport (1995) wordt een vaste basisperiode, kwaliteit-gecorrigeerde Laspeyres type prijsindex (ILF) gedefinieerd als de voorspelde prijs van een automodel met gemiddelde basisperiode karakteristieken $\bar{x}_0$ tegen lopende impliciete prijzen β_t gedeeld door de voorspelde autoprijs in de basisperiode ($t = 1, \dots, T; ILF_0 = 1$):

$$ILF_t = \frac{h(\beta'_t \bar{x}_0)}{h(\beta'_0 \bar{x}_0)} \quad (9)$$

De functie $h()$ verwijst naar de $\exp\{\}$ -functie in het geval van de semi-log en dubbel-log hedonische specificaties; in het geval van de lineaire specificatie heeft deze $h()$ geen effect. De impliciete prijzen β_t en de gemiddelde karakteristieken $\bar{x}_0$ betreffen, afhankelijk van de geschatte modelspecificatie, tevens (de effecten van) ouderdom en introductiejaar.

De kwaliteit-gecorrigeerde Laspeyres kettingindex (ILC) wordt voor iedere periode ($t = 1, \dots, T; ILC_0 = 1$) gedefinieerd als de indexwaarde in de voorafgaande periode vermenigvuldigde met de verhouding tussen de voorspelde prijs van een automodel met gemiddelde karakteristieken uit het voorgaande jaar $\bar{x}_{t-1}$ tegen lopende impliciete prijzen β_t gedeeld door de voorspelde autoprijs in de voorgaande periode:

$$ILC_t = ILC_{t-1} \times \frac{h(\beta'_t \bar{x}_{t-1})}{h(\beta'_{t-1} \bar{x}_{t-1})} \quad (10)$$

De kwaliteit-gecorrigeerde Laspeyres kettingindex ILC kent een jaarlijkse basisverlegging naar de direct voorafgaande waarnemingsperiode; de vaste basisperiode Laspeyres index ILF refereert de kwaliteit-gecorrigeerde prijsverandering aan het gemiddelde kwaliteitsniveau van automodellen in de basisperiode 1990.

Op een vergelijkbare manier wordt de vaste basisperiode, kwaliteit-gecorrigeerde Paasche index (IPF) bepaald als de voorspelde autoprijs in lopende impliciete prijzen en gemiddelde karakteristieken gedeeld door de voorspelde prijs op basis van gemiddelde lopende karakteristieken $\bar{x}_t$ tegen basisperiode impliciete prijzen β_0 ($t = 1, \dots, T; IPF_0 = 1$):

$$IPF_t = \frac{h(\beta'_t \bar{x}_t)}{h(\beta'_0 \bar{x}_t)} \quad (11)$$

De kwaliteit-gecorrigeerde Paasche kettingindex (IPC) volgt, met inachtneming van de jaarlijkse basisverlegging, als ($t = 1, \dots, T; IPC_0 = 1$):

$$IPC_t = IPC_{t-1} \times \frac{h(\beta'_t \bar{x}_t)}{h(\beta'_{t-1} \bar{x}_t)} \quad (12)$$

De kwaliteit-gecorrigeerde Laspeyres en Paasche prijsindices die op deze manier zijn berekend, zijn voor de gewogen en ongewogen semi-logspecificaties afgedrukt in tabel 4. De Laspeyres en Paasche indices blijken nagenoeg hetzelfde prijsverloop te voorspellen: de kwaliteit-gecorrigeerde prijs van nieuwe auto's neemt toe tot en met 1993 of 1994 en daalt vervolgens monotoon tot 1998. In 1999 ligt het prijspeil rond dat van de gemiddelde nieuwprijs in 1990. De mate van prijsstijgingen en dalingen verschillen echter tussen de vier methoden. Beide Paasche indices leiden tot relatieve prijsverhoudingen ten opzichte van het basisjaar, die systematisch boven de Laspeyres indices liggen. Dit is opmerkelijk, omdat een

Paasche prijsindex veelal juist onder de Laspeyres index ligt (zie bijvoorbeeld tabel 2). Het suggereert dat het nut van de bundels karakteristieken in een (gemiddeld) automodel sterk verschilt tussen lopende en basisperiode (cf. Deaton en Muellbauer, 1980: 172). Voor de resultaten op basis van de semi-logspecificatie gewogen naar afzet op typeniveau ligt de vaste basisperiode Paasche index in 1993 met 1.088 ongeveer 2.8 procentpunt boven de Laspeyres index; de Paasche kettindex ligt in dit jaar met 1.085 ongeveer 2.4 procentpunt hoger dan de overeenkomstige Laspeyres index. Uiteindelijk ligt het kwaliteit-gecorrigeerde prijspeil van nieuwe auto's in 1999 volgens zowel de Laspeyres prijsindices met 101.0 (*ILF*) en 99.3 (*ILC*) als de Paasche indices met 101.3 (*IPF*) en 101.4 (*IPC*) nagenoeg op het prijspeil van nieuwe auto's in 1990. Over de gehele waarnemingsperiode manifesteert zich een gemiddelde jaarlijkse prijsstijging van hooguit 0.2% (*IPC*).

De hedonische prijsindices wijzen dus op een prijsstabilisering, terwijl de CBS index voor nieuwe auto's een stijging van 11.2% aangeeft. Het verschil over de waarnemingsperiode 1990-1999 bedraagt 9.8 tot 11.9 procentpunten. Dit is weliswaar minder sensationeel dan de geconstateerde verschillen bij computers (Berndt, Griliches en Rappaport, 1995: 266, vinden bijvoorbeeld een gemiddelde jaarlijkse prijsdaling van 30%), maar nog altijd aanzienlijk. Dit geldt des te meer daar het gewicht van nieuwe auto's in de CPI met 3.325 ongeveer 7 maal zo groot is als dat van computers (0.483; 1995=100). Vergelijkbare conclusies volgen uit de uitkomsten van de Laspeyres en Paasche prijsindices, die zijn berekend op basis van de alternatieve wegingschema's (ongewogen, gewogen met afzet per merk, en gewogen met afzet per model). De uiteindelijke prijsveranderingen ten opzichte van het basisjaar liggen echter systematisch lager dan die verkregen op basis van de indices gewogen met afzet op typeniveau. Bijvoorbeeld, in het geval van de Laspeyres index (*ILF*) op basis van weging naar afzet op modelniveau volgt een kwaliteit-gecorrigeerd prijspeil van nieuwe auto's dat 5.4 procentpunt lager ligt dan in 1990. Vrijwel al deze indices wijzen op een lichte daling van de nieuwprijs van auto's in 1999 ten opzichte van 1990.

De behandelde Laspeyres en Paasche prijsindices zijn berekend als het geschatte prijsverloop van een 'gemiddeld' automodel, dat wil zeggen een hypothetisch automodel met technische karakteristieken die overeenkomen met de gemiddelde technische karakteristieken in de markt. Een alternatief is het bepalen van Laspeyres en Paasche prijsindices op basis van de gemiddelde kwaliteit-gecorrigeerde prijzen van de automodellen in de steekproef. In het geval van de lineaire specificatie is deze alternatieve berekening gelijk aan de oorspronkelijke berekening. In het geval van beide log-specificaties betekent dit alternatief dat de volgorde van exponeren en middelen wordt verwisseld. De toepassing van de alternatieve berekeningswijze leidt tot schattingen van het typische prijsverloop in tabel 4, die overeenkomen met de eerder verkregen Laspeyres en Paasche prijsindices: de kwaliteit-gecorrigeerde prijzen van nieuwe auto's stijgen van 1990 tot 1993 (of 1994) en dalen vervolgens tot een niveau in 1999 dat ligt in de buurt van het prijspeil in 1990. De Paasche prijsindices liggen ook volgens deze berekeningswijze hoger dan de overeenkomstige Laspeyres indices. Verder blijken de alternatief berekende prijsindices ongeveer 1 tot 2 procentpunt lager te liggen dan de eerder berekende indices.

Prijsindices op basis van de gepoolde regressies

Prijsindices zijn tevens geschat op basis van de gepoolde modellen waarvan de meest uitgebreide versie is weergegeven in vergelijking (8). Het voordeel van de gepoolde modellen

voor de prijsindexberekening is dat de kwaliteit-gecorrigeerde prijsverschillen tussen twee perioden als parameters van de tijdsvariabelen in het model worden geschat. In het geval van een volledig gepoold semi-log model is het (geschatte) effect π_t van een willekeurige tijdsdummy dt_t te interpreteren als het verschil tussen de logaritmisch getransformeerde prijsniveaus van lopende en basisperiode, waarbij de kwaliteit constant wordt gehouden: $\pi_t = \ln \bar{p}_t - \ln \bar{p}_0 = \ln \bar{p}_t / \bar{p}_0$. De prijsindex IT voor de gepoolde modellen wordt dus rechtstreeks op basis van de regressieresultaten bepaald als ($t = 1, \dots, T$; $IT_0 = 1$):

$$IT_t = \frac{\bar{p}_t}{\bar{p}_0} = \exp\{\ln \bar{p}_t / \bar{p}_0\} = \exp\{\pi_t\} \quad (13)$$

Hetzelfde geldt voor de TA - en TAV -modelvarianten. Indien wordt uitgegaan van tweejaarlijkse (log)regressies, dan heeft de parameter π_t van de tijdsdummy dt_t de interpretatie van het prijsverschil van nieuwe automodellen in de lopende periode ten opzichte van de direct voorafgaande periode: $\pi_t = \ln \bar{p}_t - \ln \bar{p}_{t-1} = \ln \bar{p}_t / \bar{p}_{t-1}$. De prijsindex $IADJ$ op basis van tweejaarlijkse regressies wordt dan ook berekend als kettingindex, waarbij de indexwaarde uit de voorgaande periode wordt vermenigvuldigd met het (geschatte) effect van de lopende periode ($t = 1, \dots, T$; $IADJ_0 = 1$):

$$IADJ_t = IADJ_{t-1} \times \exp\{\ln \bar{p}_t / \bar{p}_{t-1}\} = IADJ_{t-1} \times \exp\{\pi_t\} \quad (14)$$

De berekening van deze kwaliteit-gecorrigeerde prijsverandering is tamelijk eenvoudig voor de beide log-specificaties.¹⁰ De resultaten voor de verschillende indices op basis van de semi-logspecificaties zijn afgedrukt in tabel 4. Het algemene beeld is conform de resultaten van de Laspeyres en Paasche indices: de kwaliteit-gecorrigeerde prijs van automodellen neemt toe tot en met 1994 en daalt vervolgens monotoon. Meer specifiek volgt uit de resultaten van de semi-logspecificatie gewogen naar afzet op typeniveau dat het gecorrigeerde prijspeil in 1999 voor de T , TA en TAV -modellen uitkomt op 1.024, 1.012, respectievelijk 0.982 maal het prijspeil in 1990. Dit correspondeert met een gemiddelde jaarlijkse prijsverandering van +0.3%, +0.1% respectievelijk -0.2%. Rekening houdend met ontwikkelingen in de impliciete prijzen voor de autokenmerken toont de index op basis van de tweejaarlijkse regressies $IADJ$ een verwaarloosbare prijsdaling over de gehele 10-jaars periode. Het verschil tussen de prijsindices op basis van de gepoolde modellen gewogen naar afzet op typeniveau en de officiële CBS index bedraagt dus 8.8 tot 13.0 procentpunt. Vergelijkbare resultaten worden verkregen na toepassing van alternatieve wegingschema's.

Samenvattend geldt dat het gebruik van hedonische modellen aanleiding geeft tot schattingen van het prijsverloop van automodellen die aanmerkelijk lager liggen dan die gesuggereerd

¹⁰De berekening voor de lineaire specificatie is echter minder eenvoudig. De effecten π_t in de verschillende lineaire hedonische specificaties worden geïnterpreteerd als het verschil tussen kwaliteit-gecorrigeerde prijsniveaus van lopende en basisperiode: $\pi_t = \bar{p}_t - \bar{p}_0$, in het geval van een vaste basisperiode index; en $\pi_t = \bar{p}_t - \bar{p}_{t-1}$ in het geval van een kettingindex. Voor de berekening van prijsverhoudingen is het nodig om het absolute prijsverschil te relateren aan een schatting van het gemiddelde prijsniveau in de basisperiode ($\bar{p}_0$ of $\bar{p}_{t-1}$). Deze schatting wordt voor elk van de gepoolde lineaire modellen verkregen door substitutie van de gemiddelde waarden van de kwaliteitsindicatoren (inclusief de eventuele *age* en *vintage* dummy's) en de (geschatte) impliciete prijzen en door het op nul stellen van de tijds effecten. Dit leidt voor elk van de gepoolde modellen tot telkens drie indices, afhankelijk van de periode waarop de gemiddelden van de autokarakteristieken betrekking hebben: de lopende periode ($IADJ_{cur}$, IT_{cur} , $ITAc_{cur}$ en $ITAV_{cur}$), de basisperiode ($IADJ_{bas}$, IT_{bas} , $ITAbas}$, $ITAV_{bas}$) of de gehele betrokken schattingsperiode ($IADJ_{bi}$, IT_{all} , $ITAll}$, $ITAV_{all}$).

door de officiële CBS prijsindex. Vrijwel alle hedonische indices tonen een oplopend prijspeil tot en met 1993, waar de officiële index het maximum een jaar later bereikt. Beide tonen een stabilisatie van het prijspeil in 1998 en een lichte prijsstijging in (de eerste helft van) 1999. De precieze verschillen in voorspeld prijspeil zijn afhankelijk van het de hedonische modelspecificatie en het toegepaste wegingschema. In het geval van de geprefereerde semi-logspecificatie blijkt dat het kwaliteit-gecorrigeerde prijspeil in 1999 vrijwel gelijk is aan dat in 1990. Dit impliceert dat het geschatte kwaliteit-gecorrigeerde prijspeil over 1990-1999 8.8 tot 17.1 procentpunt lager uitvalt dan aangegeven door de officiële prijsindex.

Tabel 4 - Prijsindexreeksen op basis van semi-log hedonische specificaties, 1990-1999 (1990 = 100)

Index	Omschrijving	Jaar										AAG
		1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	
Ongewogen naar afzet												
Jaarlijkse regressies I (prijsverloop gemiddeld model)												
ILF	Laspeyres, vaste basisperiode	1.000	1.004	1.020	1.023	1.012	1.001	0.992	0.951	0.938	0.985	-0.002
IPF	Paasche, vaste basisperiode	1.000	1.013	1.060	1.078	1.065	1.056	1.031	1.000	0.983	0.993	-0.001
ILC	Laspeyres, kettingindex	1.000	1.004	1.026	1.032	1.023	1.008	0.987	0.964	0.951	0.954	-0.005
IPC	Paasche, kettingindex	1.000	1.013	1.045	1.058	1.048	1.037	1.020	1.001	0.991	0.997	0.000
Jaarlijkse regressies II (gemiddeld prijsverloop alle modellen)												
ILF	Laspeyres, vaste basisperiode	1.000	0.993	0.995	0.991	0.977	0.961	0.951	0.913	0.900	0.966	-0.004
IPF	Paasche, vast basisperiode	1.000	1.006	1.042	1.052	1.032	1.019	0.997	0.962	0.943	0.956	-0.005
ILC	Laspeyres, kettingindex	1.000	0.993	1.000	0.998	0.982	0.964	0.945	0.925	0.917	0.928	-0.008
IPC	Paasche, kettingindex	1.000	1.006	1.029	1.036	1.021	1.008	0.996	0.979	0.972	0.981	-0.002
Tweejaarlijks en volledig gepoolde regressies												
IADJ	Tweejaarlijkse regressies	1.000	1.009	1.039	1.049	1.040	1.027	1.008	0.989	0.979	0.985	-0.002
IT	Gepoolde regressie, T-model	1.000	1.007	1.039	1.051	1.041	1.029	1.014	1.001	0.996	1.007	0.001
ITA	Gepoolde regressie, TA-model	1.000	1.003	1.032	1.042	1.031	1.017	1.000	0.985	0.979	0.986	-0.002
ITAV	Gepoolde regressie, TAV-model	1.000	0.994	1.017	1.026	1.015	0.996	0.974	0.958	0.943	0.941	-0.007
Gewogen naar afzet op merkniveau												
Jaarlijkse regressies I (prijsverloop gemiddeld model)												
ILF	Laspeyres, vaste basisperiode	1.000	1.020	1.035	1.039	1.041	1.029	0.996	0.985	0.955	1.001	0.000
IPF	Paasche, vast basisperiode	1.000	1.027	1.066	1.082	1.070	1.043	0.998	0.966	0.954	0.964	-0.004
ILC	Laspeyres, kettingindex	1.000	1.020	1.042	1.048	1.045	1.024	0.994	0.985	0.973	0.964	-0.004
IPC	Paasche, kettingindex	1.000	1.027	1.060	1.069	1.062	1.045	1.018	1.006	0.996	0.990	-0.001
Jaarlijkse regressies II (gemiddeld prijsverloop alle modellen)												
ILF	Laspeyres, vaste basisperiode	1.000	1.013	1.017	1.017	1.014	1.001	0.971	0.960	0.930	0.986	-0.002
IPF	Paasche, vast basisperiode	1.000	1.019	1.049	1.058	1.038	1.013	0.969	0.933	0.920	0.934	-0.008
ILC	Laspeyres, kettingindex	1.000	1.013	1.024	1.025	1.017	0.996	0.967	0.959	0.949	0.948	-0.006
IPC	Paasche, kettingindex	1.000	1.019	1.043	1.048	1.036	1.019	0.993	0.981	0.973	0.971	-0.003
Tweejaarlijkse en volledig gepoolde regressies												
IADJ	Tweejaarlijkse regressies	1.000	1.023	1.052	1.061	1.057	1.037	1.009	0.999	0.989	0.983	-0.002
IT	Gepoolde regressie, T-model	1.000	1.020	1.056	1.070	1.068	1.053	1.028	1.026	1.022	1.025	0.003
ITA	Gepoolde regressie, TA-model	1.000	1.016	1.047	1.059	1.057	1.039	1.012	1.008	1.003	1.000	0.000
ITAV	Gepoolde regressie, TAV-model	1.000	1.011	1.039	1.050	1.050	1.033	1.009	1.006	0.994	0.987	-0.001

Wordt vervolgd

Tabel 4 - vervolg

		Jaar											
Index	Omschrijving	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	AAG	
Gewogen naar afzet op modelniveau													
Jaarlijkse regressies I (prijsverloop gemiddeld model)													
ILF	Laspeyres, vaste basisperiode	1.000	1.016	1.041	1.044	1.039	1.033	1.008	0.967	0.935	0.946	-0.006	
IPF	Paasche, vast basisperiode	1.000	1.028	1.065	1.084	1.072	1.050	1.012	0.995	0.991	0.997	0.000	
ILC	Laspeyres, kettingindex	1.000	1.016	1.045	1.049	1.048	1.033	1.009	0.995	0.986	0.980	-0.002	
IPC	Paasche, kettingindex	1.000	1.028	1.063	1.075	1.072	1.057	1.029	1.018	1.011	1.001	0.000	
Jaarlijkse regressies II (gemiddeld prijsverloop alle modellen)													
ILF	Laspeyres, vaste basisperiode	1.000	1.016	1.031	1.026	1.016	1.011	0.990	0.949	0.918	0.932	-0.008	
IPF	Paasche, vaste basisperiode	1.000	1.026	1.055	1.064	1.048	1.028	0.989	0.972	0.965	0.974	-0.003	
ILC	Laspeyres, kettingindex	1.000	1.016	1.037	1.035	1.027	1.013	0.990	0.979	0.971	0.970	-0.003	
IPC	Paasche, kettingindex	1.000	1.026	1.051	1.055	1.045	1.033	1.005	0.996	0.989	0.983	-0.002	
Tweejaarlijkse en volledig gepoolde regressies													
IADJ	Tweejaarlijkse regressies	1.000	1.021	1.053	1.062	1.059	1.044	1.018	1.006	0.998	0.989	-0.001	
IT	Gepoolde regressie, T-model	1.000	1.017	1.053	1.067	1.065	1.051	1.026	1.017	1.015	1.017	0.002	
ITA	Gepoolde regressie, TA-model	1.000	1.014	1.047	1.059	1.057	1.043	1.016	1.006	1.002	1.002	0.000	
ITAV	Gepoolde regressie, TAV-model	1.000	1.007	1.037	1.052	1.053	1.045	1.019	1.007	0.999	0.993	-0.001	
Gewogen naar afzet op typeniveau													
Jaarlijkse regressies I (prijsverloop gemiddeld model)													
ILF	Laspeyres, vaste basisperiode	1.000	1.014	1.047	1.060	1.060	1.045	1.021	1.003	0.980	1.010	0.001	
IPF	Paasche, vast basisperiode	1.000	1.025	1.065	1.088	1.085	1.060	1.030	1.020	1.016	1.013	0.001	
ILC	Laspeyres, kettingindex	1.000	1.014	1.052	1.061	1.063	1.044	1.021	1.009	1.002	0.993	-0.001	
IPC	Paasche, kettingindex	1.000	1.025	1.066	1.085	1.088	1.071	1.043	1.032	1.026	1.014	0.002	
Jaarlijkse regressies II (gemiddeld prijsverloop alle modellen)													
ILF	Laspeyres, vaste basisperiode	1.000	1.014	1.039	1.045	1.039	1.027	1.009	0.989	0.967	0.999	0.000	
IPF	Paasche, vast basisperiode	1.000	1.022	1.056	1.073	1.065	1.042	1.011	1.000	0.992	0.992	-0.001	
ILC	Laspeyres, kettingindex	1.000	1.014	1.046	1.049	1.046	1.027	1.007	0.997	0.993	0.988	-0.001	
IPC	Paasche, kettingindex	1.000	1.022	1.056	1.067	1.065	1.050	1.022	1.015	1.008	1.000	0.000	
Tweejaarlijkse en volledig gepoolde regressies													
IADJ	Tweejaarlijkse regressies	1.000	1.018	1.056	1.072	1.074	1.055	1.030	1.019	1.010	0.999	0.000	
IT	Gepoolde regressie, T-model	1.000	1.017	1.062	1.079	1.081	1.064	1.037	1.027	1.024	1.024	0.003	
ITA	Gepoolde regressie, TA-model	1.000	1.014	1.056	1.072	1.074	1.056	1.029	1.017	1.014	1.012	0.001	
ITAV	Gepoolde regressie, TAV-model	1.000	1.007	1.044	1.058	1.060	1.048	1.019	1.002	0.991	0.982	-0.002	

6 Discussie en afsluiting

In deze bijdrage zijn kwaliteit-gecorrigeerde prijsindices geschat voor automodellen die in de periode 1990-1999 op de Nederlandse markt zijn verkocht. De schattingen zijn gebaseerd op een enorme hoeveelheid ANWB gegevens over de nieuwprijzen en technische karakteristieken van nieuwe auto's, aangevuld met verkoopgegevens van het RDC. De analyses zijn gebaseerd op zowel directe meetmethoden, waarbij uitsluitend prijsinformatie wordt gebruikt, als op de hedonische aanpak, waarbij prijzen expliciet worden gerelateerd aan de technische karakteristieken van auto's. Er zijn vier verschillende wegingschema's toegepast: weging met de in-productieperiode (ongewogen naar afzet) en weging met de afzet op merkniveau, model-niveau en typeniveau. Er zijn zowel prijsindices ontwikkeld die uitgaan van een constante basiskwaliteit (vergelijkbaar met een Laspeyres prijsindex), als die uitgaan van de lopende kwaliteit als referentie (vergelijkbaar met een Paasche prijsindex). Verder zijn zowel indices ontwikkeld die uitgaan van vaste basisperioden als kettingindices waarbij de referentieperiode meeloopt in de tijd. De hedonische prijsindices worden vergeleken met verschillende *matched model* indices en met de officiële CBS prijsindex.

Over de 10-jaars periode 1990-1999 laat de CBS prijsindex voor nieuwe personenauto's een prijsstijging van 11.2% (gemiddelde jaarlijkse groei 1.2%) zien, hetgeen sterk overeenkomt met de resultaten van de verschillende *matched model* prijsindices. Zowel de CBS prijsindex als de *matched model* prijsindices tonen een aanzienlijk lager prijsverloop dan de prijsindices op basis van gemiddelde, niet voor kwaliteit gecorrigeerde prijzen. De prijsstijging over de hele periode bedraagt voor deze indices 19.0% tot 23.5% (afhankelijk van de toegepaste weging). De kwaliteit-gecorrigeerde prijsindices die met verschillende hedonische methoden zijn verkregen, verschillen weliswaar qua precieze uitkomst, maar wijzen telkens op eenzelfde prijsverloop: het kwaliteit-gecorrigeerde prijspeil van nieuwe auto's is in de eerste helft van de negentiger jaren gestegen, waarna het sinds 1993 is gedaald en in 1998 lijkt te zijn gestabiliseerd; uiteindelijk blijkt het kwaliteit-gecorrigeerde prijspeil van nieuwe auto's in 1999 ongeveer overeen te komen met dat in 1990. Hiermee vallen de hedonische prijsindices over de hele waarnemingsperiode 1990-1999 ongeveer 9 tot 18 procentpunten lager uit dan de officiële CBS prijsindex voor nieuwe auto's. Hoewel minder omvangrijk dan bij computers, zijn deze verschillen beslist opmerkelijk. Dit geldt des te meer daar het gewicht van nieuwe auto's in de CPI (1995=100) met 3.325 ongeveer 7 keer zo groot is als dat van gegevensverwerkende apparatuur (0.483). Het grote verschil tussen de uitkomsten van de *matched model* en hedonische prijsindices lijkt strijdig met de recente claim van Aizcorbe, Corrado en Doms (2000) dat *matched model* superlatieve indices in staat zijn om de snelle kwaliteitsveranderingen in markten voor hoogwaardig technologische goederen adequaat weer te geven. Hier staat tegenover dat de hier gebruikte jaargegevens mogelijk te grof zijn om deze claim te onderzoeken. Het gebruik van frequenter waargenomen autogegevens is voorwerp van verder onderzoek.

De analyse is gebaseerd op de aanname dat de definitie van relevante technische karakteristieken van afzonderlijke automodellen onveranderlijk is gebleven gedurende de looptijd van het automodel. Dit is gedeeltelijk verdedigbaar omdat automodellen op een zeer gedetailleerd niveau (merk/model/type/uitvoering) zijn beschreven. Wijzigingen in de productspecificaties zullen veelal worden geadmistreerd als een nieuw automodel. Gedeeltelijk is dit echter niet verdedigbaar omdat autofabrikanten kunnen verschillen in hun marktbeleid. Het ene automerk introduceert, bijvoorbeeld, frequent nieuwe modellen en modelversies met con-

stante, modelgebonden technische specificaties, terwijl een ander automerk de variatie in modeltyperingen beperkt houdt, maar wel degelijk allerlei technische veranderingen aan de automodellen doorvoert. Zowel de omvang van deze variatie in marktbeleid als de gevoeligheid van de uitkomsten voor de aanname van onveranderlijke technische kwaliteit zijn onbekend. Een andere kwestie betreffende de technische karakteristieken is dat de marktpenetratie van sommige van deze kenmerken bijzonder hoog is. Airbags, getint glas, stuurbekrachtiging en injectiemotoren zijn onderdeel van praktisch alle huidige nieuwe auto's. Een voordeel van deze penetratie is dat het de complexiteit van het kwaliteitsvraagstuk vermindert, waardoor traditionele *matching* methoden betere resultaten geven. Een nadeel is echter dat het de bruikbaarheid van deze indicatoren voor hedonische analyses doet afnemen en het vinden van nieuwe onderscheidende technische karakteristieken noodzakelijk maakt. Ook de kwaliteitsvariatie in de genoemde technische karakteristieken zelf wordt dan meer van belang.

De prijsindexschattingen zijn gebaseerd op verschillende specificaties van de hedonische prijsfunctie. Bij herhaling blijken de log-specificaties, waarbij de logaritmisches getransformeerde prijzen worden gerelateerd aan de technische autokarakteristieken, betere resultaten te geven dan de lineaire specificaties. Dit hangt vermoedelijk samen met de zeer rechtsscheve verdeling van autoprijzen. Verder wordt de semi-log specificatie geprefereerd boven de dubbel-log specificatie. Kennelijk is de veronderstelling van constante kwaliteitselasticiteiten, die impliciet is in de dubbel-log specificatie, onnodig restrictief. Het wege van de hedonische modellen met het aantal maanden dat een automodel in productie is dan wel met het verkoopvolume op merk-, model- of typeniveau heeft slechts een gering effect op de schattingsresultaten en op de berekende prijsindices. Een mogelijke verklaring van deze overeenkomsten is dat een gedifferentieerd aanbod van automodellen slechts economisch haalbaar is bij hoge verkoopvolumes.

Een meer methodische kwestie betreft het gebruik van de *TA* en *TAV*-modellen voor het analyseren van nieuwprijzen van duurzame goederen. Deze modellen hebben een zinvolle interpretatie onder zekere veronderstellingen betreffende (homogene) goederen en (perfect competitieve) markten. De interpretatie is gedeeltelijk over te zetten naar de prijsvorming van gedifferentieerde duurzame consumptiegoederen in imperfecte markten (cf. Triplett, 1986). Er doen zich bij deze overzetting echter tal van vragen voor, zoals wat is precies de consumptieve dienst die door een nieuwe auto wordt geleverd? Hoe moet veroudering worden geïnterpreteerd in het geval van automodellen in plaats van concrete auto's? Wat is de invloed van verschillen in levenscycli tussen automerken op prijsontwikkelingen? Wat is de rol van koopmotivaties, zoals status of imago, op de schatting van prijsontwikkelingen? Moeten alle kenmerken van transacties van nieuwe personenauto's worden verdisconteerd in een prijsindex (of: welke kenmerken wel, welke niet)? Moet een kwaliteit-gecorrigeerde prijsontwikkeling worden begrepen als het prijsverloop opgeschoond voor factoren die niet samenhangen met de tijd of zijn er zinnvoller definities? De behandeling van deze vragen vergt een nadere theorievorming ter onderbouwing van met name de *age* en *vintage* effecten in de hedonische modellen.

Een andere methodische kwestie betreft het feit dat de huidige analyse van de ontwikkeling van nieuwprijzen is geconcentreerd op heel specifieke kwaliteitsaspecten van duurzame goederen, namelijk de direct vast te stellen technische karakteristieken op het moment van eerste verkoop. Dit heeft tot gevolg dat allerlei kwaliteitsaspecten met een meer tijdafhanke-lijk karakter, zoals de duurzaamheid van motor, carrosserie of lak, niet in de berekende

indices zijn verdisconteerd. Mogelijk belangrijke kwaliteitsverbeteringen blijven hierdoor buiten beschouwing. Er zijn verschillende oplossingen voor deze problemen denkbaar. Om te beginnen kan de huidige methodiek worden toegepast op overeenkomstige prijs en kwaliteitsgegevens van de tweedehands automarkt. De opbrengst hiervan is dat de *age* effecten meer de oorspronkelijke interpretatie van kosten van verminderde kapitaalefficiëntie (afschrijvingen) krijgen. Een tweede, meer fundamentele, oplossing is het specificeren van verbruiks- en *life cycle* kosten, zoals de kosten van brandstof, heffingen, onderhoud en reparaties. Deze complementariteitsbenadering is eerder toegepast op de prijsontwikkeling van licht (Nordhaus, 1994), staarbehandeling (Shapiro en Wilcox, 1996) en blindedarmoperaties (Van Tuinen, De Boo en Van Rijn, 1998). Recentelijk is de methode toegepast op nieuwe auto's (Schultz, 2001). Gelet op de toenemende verbeteringen in de duurzaamheid van auto's is het niet ondenkbaar dat de gesuggereerde uitbreidingen zullen leiden tot verdere neerwaartse bijstellingen van de nieuwprijs van auto's.

Een laatste kwestie betreft de praktische bruikbaarheid van de hier beschreven methoden. De implementatie van de periodieke schattingen en de berekening van prijsindices is een technische aangelegenheid, die geen bijzonder obstakel zou mogen vormen. Anders ligt dit voor het periodiek geschikt maken van de benodigde prijs-, kwaliteit- en afzetinformatie. In de huidige Nederlandse situatie wordt deze informatie verzameld door twee verschillende instituten (ANWB en RDC; *niet* CBS), die nieuwe automodellen op een enigszins afwijkende manier registreren. Implementatie van hedonische methoden vereist een periodieke investering in het aankopen, opschonen en koppelen van gegevens. Standaardisatie van modeldefinites en toegang tot data zijn dan belangrijke voorwaarden voor verdere ontwikkeling en uiteindelijke implementatie van kwalitatief hoogwaardige prijsstatistieken.

Referenties

- [1] Abraham, K.G., J.S. Greenlees en B.R. Moulton, 1998, Working to Improve the Consumer Price Index, *Journal of Economic Perspectives* **12**(1), 27-36.
- [2] Adelman, I, en Z. Griliches, 1961, On an Index of Quality Change, *Journal of the American Statistical Association* **56**, 535-548.
- [3] Aizcorbe, A., C. Corrado en M. Doms, 2000, Constructing Price and Quantity indexes for high technology goods, *CRIW Workshop on Price Measurement at the NBER Summer Institute*, Washington D.C.: Federal Reserve Board.
- [4] Bailey, M.J., R.F. Muth en H.O. Nourse, 1963, A Regression Method for Real Estate Price Index Construction, *Journal of the American Statistical Association* **58**, 933-942.
- [5] Baker, T.A., 1997, Quality-Adjusted Price Indexes for Portable Computers, *Applied Economics* **29**, 1115-1123.
- [6] Berndt, E.R., en Z. Griliches, 1993, Price Indexes for Microcomputers: An Exploratory Study; in: M.F. Foss, M.E. Manser en A.H. Young (eds.), *Price Measurements and their Uses, NBER Studies in Income and Wealth* **57**, Chicago: Chicago University Press, 63-93.

- [7] Berndt, E.R., Z. Griliches en N. Rappaport, 1995, Econometric Estimates of Price Indexes for Personal Computers in the 1990's, *Journal of Econometrics* **68**(1), 243-268.
- [8] Berry, S., J. Levinsohn en A. Pakes, 1995, Automobile Prices in Market Equilibrium, *Econometrica* **63**, 841-890.
- [9] Boskin, M.J., E.R. Dulberger, R.J. Gordon, Z. Griliches en D.W. Jorgenson, 1996, *Towards a More Accurate Measure of the Cost of Living* (Final Report to the Senate Finance Committee from the Advisory Commission To Study The Consumer Price Index, December 4), Washington, DC: Senate Finance Committee.
- [10] Boskin, M.J., E.R. Dulberger, R.J. Gordon, Z. Griliches en D.W. Jorgenson, 1997, The CPI Commission: Findings and Recommendations, *American Economic Review* (AEA Papers and Proceedings) **87**(2), 78-83.
- [11] Boskin, M.J., E.R. Dulberger, R.J. Gordon, Z. Griliches en D.W. Jorgenson, 1998, Consumer Prices, the Consumer Price Index, and the Cost of Living, *Journal of Economic Perspectives* **12**(1), 3-26.
- [12] Cagan, P., 1965, Measuring Quality Change and the Purchasing Power of Money: An Exploratory Study of Automobiles, *National Banking Review* **3**, 217-236, reprinted in Griliches (1971), 215-239.
- [13] Cole, R., Y.C. Chen, J.A. Barquin-Stolleman, E. Dulberger, N. Helvacian en J.H. Hodge, 1986, Quality-Adjusted Price Indexes for Computer Processors and Selected Peripheral Equipment, *Survey of Current Business* **66**, 41-50.
- [14] Court, A., 1939, Hedonic Price Indexes with Automotive Examples, in: *The Dynamics of Automobile Demand*, New York: The General Motors Corporation.
- [15] Cowling, K., en J. Cubbin, 1971, Price, Quality and Advertising Competition: An Econometric Investigation of the UK Car Market, *Economica*, 378-394.
- [16] Cramer, J.S., 1966, Een prijsindex van nieuwe personenauto's, 1950-1965, *Statistica Neerlandica* **20**, 215-239.
- [17] Cramer, J.S., 1986, *Econometric Applications of Maximum Likelihood Methods*, Cambridge: Cambridge University Press.
- [18] Dalen, J. van, en B. Bode, 1999, Kwalitatieve aspecten van kwantitatieve maatstaven: prijsindices in de schijnwerpers, *Kwantitatieve Methoden* **61**, 69-100.
- [19] Davidson, R., en J.G. MacKinnon, 1981, Several Tests for Model Specification in the Presence of Alternative Hypotheses, *Econometrica* **49**, 781-793.
- [20] Deaton, A., 1998, Getting Prices Right: What Should Be Done?, *Journal of Economic Perspectives* **12**(1), 37-46.
- [21] Deaton, A., en J. Muellbauer, 1980, *Economics and consumer behavior*, Cambridge: Cambridge University Press.

- [22] Dhrymes, P.J., 1967, On the Measurement of Price and Quality Changes in Some Consumer Capital Goods, *American Economic Review* **57**, 501-518.
- [23] Diewert, W.E., 1976, Exact and Superlative Index Numbers, *Journal of Econometrics* **4**, 115-45.
- [24] Diewert, W.E., 1990, The Theory of the Cost-Of-Living Index and the Measurement of Welfare Changes; in: W.E. Diewert (ed.), *Price Level Measurement*, Contributions to Economic Analysis **196**, Amsterdam: North-Holland, 79-147.
- [25] Diewert, W.E., 1998, Index Number Issues in the Consumer Price Index, *Journal of Economic Perspectives* **12**(1), 47-58.
- [26] Dulberger, E.R., 1993, Sources of Price Decline in Computer Processors: Selected Electronic Components, in: M.F. Foss, M.E. Manser en A.H. Young (eds.), *Price Measurements and their Uses*, *NBER Studies in Income and Wealth* **57**, Chicago: Chicago University Press, 103-124.
- [27] Feenstra, R.C., 1995, Exact Hedonic Price Indexes, *Review of Economics and Statistics* **77**, 634-653.
- [28] Fisher, F.M., J.J. McGowan en J.E. Greenwood, 1983, *Folded, Spindled, and Mutilated: Economic Analysis and U.S. v. IBM*, Cambridge, Mass.: MIT Press.
- [29] Fisher, F.M., Z. Griliches en C. Kaysen, 1962, The Cost of Automobile Model Changes since 1949, *Journal of Political Economy* **79**, 433-451.
- [30] Fisher, F.M., en K. Shell, 1971, Taste and Quality Change in the Pure Theory of the True-Cost-Of-Living Index; in: Z. Griliches (ed.), *Price Indexes and Quality Change*, Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press, 16-54.
- [31] Fixler, D., en K.D. Zieschang, 1993, Incorporating Ancillary Measures of Process and Quality Change into a Superlative Productivity Index, *Journal of Productivity Analysis* **2**, 245-267.
- [32] Flamm, K., 1993, Measurement of DRAM Prices: Technology and Market Structure, in: M.F. Foss, M.E. Manser en A.H. Young (eds.), *Price Measurements and their Uses*, *NBER Studies in Income and Wealth* **57**, Chicago: Chicago University Press, 157-197.
- [33] Friedlander, A., C. Winston en K. Wang, 1983, Costs, Technology and Productivity in the US Automobile Industry, *The Bell Journal of Economics* **14**, 1-20.
- [34] Gavett, T.W., 1967, Quality and a Pure Price Index, *Monthly Labor Review* **90**, 16-20.
- [35] Ginsburgh, V., en Vanhamme, G., 1989, Price Differences in the EC Car Market, *Annales d'Economie et de Statistique* **15/16**, 137-149.
- [36] Goldberg, P.K., 1995, Product Differentiation and Oligopoly in International Markets: The Case of the U.S. Automobile Industry, *Econometrica* **63**, 891-951.

- [37] Griliches, Z. (ed.), 1971, *Price Indexes and Quality Change*, Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.
- [38] Griliches, Z., 1961, Hedonic Price Indexes for Automobiles: An Econometric Analysis of Quality Change, in: *The Price Statistics of the Federal Government*, General Series, **73**, New York: National Bureau of Economic Research, 137-196, reprinted in Griliches (1971), 55-87.
- [39] Griliches, Z., 1964, Notes on the Measurement of Price and Quality Changes, in: Models of Income Determination, *Studies in Income and Wealth* **28**, Princeton: National Bureau of Economic Research, 301-404.
- [40] Hall, R.E., 1971, The Measurement of Quality Change from Vintage Price Data, in: Z. Griliches (ed.), *Price Indexes and Quality Change*, Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press, 240-271.
- [41] Jorgenson, D.W., 1996, Empirical Studies of Depreciation, *Economic Inquiry* **34**, 24-42.
- [42] Lancaster, K.J., 1966a, A new Approach to Consumer Theory, *Journal of Political Economy* **74**, 132-157.
- [43] Lancaster, K.J., 1966b, Change and Innovation in the Technology of Consumption, *American Economic Review* **56**, 14-23.
- [44] Mertens, Y., en V. Ginsburgh, 1985, Product Differentiation and Price Discrimination in the European Community: The Case of Automobiles, *The Journal of Industrial Economics* **35**, 151-166.
- [45] Musgrave, J.C., 1969, The Measurement of Price Changes in Construction, *Journal of the American Statistical Association* **64**, 771-786.
- [46] Nelson, R.A., T.L. Tanguay en C.D. Patterson, 1994, A Quality-Adjusted Price Index for Personal Computers, *Journal of Business & Economic Statistics* **12**(1), 23-31.
- [47] Nordhaus, W.D., 1994, Do Real Output and Real Wage Measures Capture Reality? The History of Lighting Suggests Not. *Cowles Foundation discussion paper* **1078**, New Haven USA: Yale University.
- [48] Norsworthy, J.R., en S.L. Jang, 1993, Cost Function Estimation of Quality Change in Semiconductors, in: M.F. Foss, M.E. Manser en A.H. Young (eds.), Price Measurements and their Uses, *NBER Studies in Income and Wealth* **57**, Chicago: Chicago University Press, 125-155.
- [49] Oliner, S.D., 1993, Constant-Quality Price Change, Depreciation, and Retirement of Mainframe Computers, in: M.F. Foss, M.E. Manser en A.H. Young (eds.), Price Measurements and their Uses, *NBER Studies in Income and Wealth* **57**, Chicago: Chicago University Press, 19-61.
- [50] Pollak, R.A., 1990, The Theory of the Cost-of-Living Index; in: W.E. Diewert (ed.), *Price Level Measurement*, Contributions to Economic Analysis 196, Amsterdam: North-Holland, 5-77.

- [51] Rosen, S., 1974, Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition, *Journal of Political Economy* **82**, 34-55.
- [52] Santos, E., en C. Coimbra, 1995, Automobile prices and quality changes, *Economic Bulletin*, Banco de Portugal, 53-60.
- [53] Schultz, B., 2001, User-cost approach to the estimation of price change for private transportation, paper prepared for *Sixth Meeting of the International Working Group on Price Indices* (in Canberra), Ottawa: Statistics Canada.
- [54] Shapiro, M.D., en D.W. Wilcox, 1996, Mismeasurement in the Consumer Price Index: An Evaluation, *NBER working paper* **5590**, Cambridge USA: NBER.
- [55] Triplett, J.E., 1986, The Economic Interpretation of Hedonic Methods, *Survey of Current Business* **86**, 36-40.
- [56] Tuinen, H.K. van, B. de Boo en J. van Rijn, 1998, Price Index Numbers of Complementary Goods: A Novel Treatment of Quality Changes and New Goods, Experimentally Applied to Inpatient Medical Care; in: B.M. Balk (ed.), *Proceedings of the Third Meeting of the International Working Group on Price Indices*, Voorburg: Statistics Netherlands, 243-256.
- [57] Verboven, F., 1996, International Price Discrimination in the European Car Market, *RAND Journal of Economics* **27**, 240-268.

Tabel A - Resultaten jaarlijkse semi-log regressies (gewogen naar afzet op typeniveau)

Var	Omschrijving	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
<i>Int</i>	Intercept	8.741 (0.253)	8.449 (0.206)	7.289 (0.187)	8.251 (0.157)	8.287 (0.133)	7.754 (0.128)	7.889 (0.128)	8.251 (0.110)	7.797 (0.102)	7.393 (0.107)
<i>dAGE1</i>	dummy Age = 1	0.000 (0.007)	-0.007 (0.007)	0.023 (0.006)	-0.005 (0.005)	0.008 (0.004)	0.006 (0.004)	-0.028 (0.004)	0.019 (0.004)	0.001 (0.004)	0.010 (0.007)
<i>dAGE2</i>	dummy Age = 2	-0.031 (0.010)	0.006 (0.007)	0.025 (0.006)	0.034 (0.006)	0.012 (0.005)	0.038 (0.005)	0.002 (0.005)	-0.002 (0.004)	0.025 (0.004)	0.004 (0.007)
<i>dAGE3</i>	dummy Age = 3	-0.024 (0.014)	-0.018 (0.010)	0.046 (0.008)	0.012 (0.007)	0.046 (0.005)	0.030 (0.006)	0.002 (0.006)	0.013 (0.006)	0.012 (0.005)	0.036 (0.008)
<i>dAGE4</i>	dummy Age = 4	0.027 (0.017)	-0.033 (0.013)	0.024 (0.012)	0.029 (0.008)	0.017 (0.008)	0.065 (0.007)	0.023 (0.008)	0.057 (0.008)	0.042 (0.007)	-0.003 (0.009)
<i>dAGE5</i>	dummy Age = 5	0.028 (0.031)	0.053 (0.019)	-0.084 (0.017)	-0.007 (0.014)	0.031 (0.009)	0.055 (0.011)	0.025 (0.010)	0.058 (0.011)	0.057 (0.011)	0.000 (0.010)
<i>dAGE6</i>	dummy Age = 6	0.035 (0.031)	0.024 (0.026)	0.105 (0.018)	-0.178 (0.022)	-0.093 (0.028)	0.067 (0.013)	0.062 (0.020)	0.052 (0.014)	0.101 (0.023)	0.049 (0.018)
<i>dAGE7</i>	dummy Age = 7	0.025 (0.042)	0.028 (0.030)	0.108 (0.026)	0.080 (0.042)	-0.153 (0.024)	-0.054 (0.040)	0.059 (0.026)	0.108 (0.077)	0.145 (0.032)	0.028 (0.050)
<i>dAGE8</i>	dummy Age = 8		0.025 (0.044)	0.069 (0.032)	0.089 (0.025)	0.184 (0.271)	-0.119 (0.098)	-0.350 (0.064)	-0.104 (0.146)	-0.089 (0.495)	0.101 (0.223)
<i>dAGE9</i>	dummy Age = 9			0.043 (0.081)	0.076 (0.037)	0.079 (0.023)		-0.127 (0.147)	0.766 (0.936)	-0.121 (0.145)	
<i>dAGE10</i>	dummy Age = 10				0.049 (0.117)	0.058 (0.069)			-0.044 (0.239)	0.818 (0.495)	
<i>dAGE11</i>	dummy Age = 11						0.076 (0.164)			0.085 (0.444)	0.863 (0.740)
<i>dAGE12</i>	dummy Age = 12										
<i>dAGE13</i>	dummy Age = 13				1.037 (0.859)						
<i>XPk</i>	Vermogen (pk)	0.003 (0.001)	0.003 (0.001)	0.003 (0.000)	0.003 (0.000)	0.003 (0.000)	0.003 (0.000)	0.002 (0.000)	0.003 (0.000)	0.003 (0.000)	0.004 (0.000)
<i>XWLB</i>	Wielbasis (mm)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
<i>XTOP</i>	Topsnelheid (km/h)	0.008 (0.001)	0.006 (0.000)	0.005 (0.000)	0.003 (0.000)	0.001 (0.000)	0.003 (0.000)	0.003 (0.000)	0.002 (0.000)	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)
<i>XVOL</i>	Volume (m3)	0.014 (0.008)	0.017 (0.007)	0.007 (0.006)	-0.000 (0.006)	-0.004 (0.005)	0.010 (0.005)	-0.025 (0.005)	-0.037 (0.004)	-0.022 (0.004)	-0.012 (0.004)
<i>XMAS</i>	Massa auto (kg)	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)
<i>XVB1</i>	Gem. Verbruik (l/100km)	-0.011 (0.005)	-0.001 (0.004)	0.007 (0.004)	-0.000 (0.004)	0.004 (0.003)	0.003 (0.003)	0.004 (0.003)	-0.006 (0.003)	-0.006 (0.003)	0.001 (0.005)
<i>XVB2</i>	Gem. Verbruik EC93 (l/100km)	-0.002 (0.023)	0.001 (0.003)	-0.003 (0.002)	-0.003 (0.001)	-0.006 (0.001)	-0.004 (0.001)	-0.003 (0.000)	-0.003 (0.001)	-0.008 (0.002)	-0.015 (0.004)
<i>XBND</i>	Bandenstraal (mm)	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)	0.002 (0.000)	0.002 (0.000)	0.002 (0.000)	0.003 (0.000)	0.003 (0.000)	0.003 (0.000)	0.003 (0.000)	0.004 (0.000)
<i>dFORD</i>	dummy Ford	0.024 (0.013)	0.056 (0.009)	0.054 (0.010)	0.027 (0.009)	-0.002 (0.008)	-0.003 (0.007)	-0.053 (0.007)	-0.083 (0.006)	-0.068 (0.006)	-0.082 (0.007)
<i>dMERC</i>	dummy Mercedes	0.247 (0.039)	0.278 (0.029)	0.236 (0.023)	0.215 (0.018)	0.198 (0.014)	0.242 (0.014)	0.316 (0.014)	0.276 (0.013)	0.277 (0.014)	0.269 (0.016)
<i>dOPEL</i>	dummy Opel	0.100 (0.012)	0.103 (0.008)	0.077 (0.008)	0.061 (0.006)	0.015 (0.005)	0.027 (0.006)	0.017 (0.005)	0.002 (0.005)	0.011 (0.005)	0.007 (0.006)
<i>dPEUG</i>	dummy Peugeot	0.014 (0.011)	0.033 (0.010)	0.050 (0.010)	0.035 (0.008)	0.027 (0.007)	0.044 (0.007)	0.002 (0.007)	-0.045 (0.006)	-0.036 (0.006)	-0.017 (0.006)
<i>dRENA</i>	dummy Renault	0.024 (0.018)	0.038 (0.012)	0.039 (0.011)	0.050 (0.009)	0.053 (0.007)	0.049 (0.007)	0.001 (0.007)	0.002 (0.007)	-0.001 (0.006)	-0.017 (0.006)
<i>dVOLK</i>	dummy Volkswagen	0.249 (0.014)	0.212 (0.012)	0.165 (0.010)	0.193 (0.009)	0.143 (0.007)	0.092 (0.007)	0.088 (0.006)	0.051 (0.006)	0.043 (0.007)	0.090 (0.007)

wordt vervolgd

Tabel A - vervolg

Var	Omschrijving	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
<i>dVOLV</i>	dummy Volvo	0.113 (0.015)	0.129 (0.013)	0.070 (0.013)	0.085 (0.012)	0.094 (0.010)	0.208 (0.010)	0.177 (0.010)	0.092 (0.012)	0.102 (0.012)	0.139 (0.014)
<i>d2D</i>	dummy 2-deurs	0.104 (0.019)	0.150 (0.018)	0.187 (0.020)	0.217 (0.017)	0.238 (0.013)	0.282 (0.013)	0.220 (0.011)	0.228 (0.011)	0.246 (0.011)	0.304 (0.013)
<i>d3D</i>	dummy 3-deurs	-0.027 (0.007)	-0.015 (0.006)	-0.014 (0.006)	-0.021 (0.005)	-0.021 (0.004)	-0.024 (0.004)	-0.019 (0.004)	-0.021 (0.004)	-0.026 (0.004)	-0.017 (0.004)
<i>d4D</i>	dummy 4-deurs	0.005 (0.008)	-0.001 (0.006)	-0.012 (0.006)	0.002 (0.005)	-0.003 (0.004)	-0.004 (0.004)	-0.005 (0.004)	0.008 (0.004)	0.011 (0.004)	0.009 (0.005)
<i>dAUT</i>	dummy Automaat	0.185 (0.024)	0.146 (0.017)	0.086 (0.017)	0.102 (0.015)	0.090 (0.014)	0.093 (0.013)	0.079 (0.013)	0.070 (0.012)	0.088 (0.011)	0.100 (0.011)
<i>dAUTX</i>	dummy Automaat extra	-0.068 (0.025)	-0.049 (0.019)	0.006 (0.018)	-0.001 (0.016)	0.000 (0.014)	0.010 (0.014)	0.018 (0.013)	0.019 (0.012)	0.002 (0.011)	-0.010 (0.012)
<i>dHNDX</i>	dummy Handmatig extra	0.016 (0.019)	0.017 (0.018)	0.022 (0.018)	0.020 (0.020)	0.010 (0.019)	0.010 (0.042)	0.061 (0.052)	0.149 (0.204)		
<i>dKLS1</i>	dummy Klasse 1	-0.346 (0.081)	-0.203 (0.065)	-0.084 (0.057)	-0.322 (0.052)	-0.370 (0.041)	-0.230 (0.036)	-0.415 (0.038)	-0.379 (0.034)	-0.095 (0.036)	-0.063 (0.036)
<i>dKLS2</i>	dummy Klasse 2	-0.284 (0.073)	-0.117 (0.059)	-0.019 (0.051)	-0.244 (0.048)	-0.258 (0.038)	-0.145 (0.032)	-0.310 (0.035)	-0.281 (0.031)	-0.055 (0.034)	0.006 (0.034)
<i>dKLS3</i>	dummy Klasse 3	-0.289 (0.068)	-0.124 (0.054)	-0.069 (0.046)	-0.237 (0.044)	-0.241 (0.035)	-0.154 (0.029)	-0.304 (0.033)	-0.273 (0.029)	-0.080 (0.032)	-0.035 (0.032)
<i>dKLS4</i>	dummy Klasse 4	-0.171 (0.064)	-0.055 (0.051)	-0.053 (0.044)	-0.198 (0.042)	-0.217 (0.033)	-0.153 (0.028)	-0.277 (0.031)	-0.256 (0.028)	-0.080 (0.030)	-0.038 (0.030)
<i>dKLS5</i>	dummy Klasse 5	-0.092 (0.062)	0.025 (0.049)	-0.051 (0.042)	-0.142 (0.041)	-0.133 (0.033)	-0.114 (0.027)	-0.178 (0.030)	-0.153 (0.027)	-0.016 (0.030)	0.038 (0.030)
<i>dTRN</i>	dummy Terreinauto	0.421 (0.077)	0.343 (0.063)	0.111 (0.054)	0.150 (0.051)	0.169 (0.042)	0.201 (0.035)	0.156 (0.034)	0.072 (0.027)	0.049 (0.021)	0.015 (0.020)
<i>dV8</i>	dummy V8 (of meer)	0.125 (0.174)	0.034 (0.118)	0.023 (0.090)	0.050 (0.078)	0.081 (0.065)	0.174 (0.053)	0.095 (0.056)	0.043 (0.048)	0.161 (0.043)	0.170 (0.050)
<i>dINJ</i>	dummy Injectiemotor	-0.011 (0.007)	-0.005 (0.006)	0.004 (0.007)	0.039 (0.008)	0.059 (0.008)	0.049 (0.009)	0.067 (0.009)	-0.017 (0.011)	0.021 (0.011)	0.037 (0.010)
<i>dDIES</i>	dummy Diesel	0.226 (0.018)	0.236 (0.014)	0.196 (0.013)	0.175 (0.012)	0.164 (0.009)	0.175 (0.010)	0.139 (0.010)	0.065 (0.009)	0.061 (0.008)	0.082 (0.009)
<i>dABG</i>	dummy Airbag	0.086 (0.024)	-0.002 (0.013)	-0.020 (0.008)	-0.017 (0.006)	0.017 (0.004)	0.009 (0.004)	-0.003 (0.004)	0.024 (0.004)	0.041 (0.005)	0.055 (0.005)
<i>dMET</i>	dummy Metallic Lak	0.072 (0.027)	0.052 (0.016)	-0.022 (0.011)	-0.002 (0.009)	-0.019 (0.006)	0.018 (0.006)	0.043 (0.006)	0.068 (0.005)	0.080 (0.006)	0.051 (0.007)
<i>dSBK</i>	dummy Stuurbevestiging	-0.030 (0.011)	0.012 (0.007)	0.019 (0.006)	0.045 (0.005)	0.044 (0.005)	0.027 (0.005)	0.039 (0.005)	0.059 (0.005)	0.058 (0.005)	0.054 (0.006)
<i>dCDV</i>	dummy Centrale DeurVergrendeling	-0.038 (0.018)	-0.032 (0.011)	0.009 (0.007)	0.021 (0.005)	0.044 (0.004)	0.044 (0.004)	0.056 (0.004)	0.045 (0.004)	0.054 (0.004)	0.062 (0.004)
<i>dGET</i>	dummy Getint Glas	0.025 (0.013)	0.033 (0.009)	0.038 (0.006)	0.024 (0.005)	0.021 (0.004)	0.020 (0.005)	0.005 (0.005)	0.002 (0.005)	-0.004 (0.006)	-0.005 (0.006)
<i>dAIR</i>	dummy Airconditioning	-0.085 (0.059)	-0.059 (0.026)	-0.010 (0.018)	0.026 (0.010)	0.021 (0.007)	-0.022 (0.006)	0.012 (0.004)	0.011 (0.004)	0.026 (0.004)	0.051 (0.004)
<i>dABS</i>	dummy ABS-remstelsysteem	0.085 (0.025)	0.115 (0.016)	0.089 (0.011)	0.122 (0.009)	0.123 (0.008)	0.123 (0.007)	0.048 (0.005)	0.030 (0.004)	0.037 (0.004)	0.039 (0.004)
<i>df</i>	Degrees of Freedom	1633	2044	2207	2498	2776	2967	3422	3565	3393	2770
<i>RMSE</i>	Geschatte standaardfout	1.259	1.154	1.096	0.855	0.746	0.733	0.727	0.662	0.700	0.738
<i>R²</i>	Gekwadrateerde corr. coëff.	0.914	0.927	0.930	0.936	0.948	0.949	0.946	0.949	0.953	0.962
<i>λ</i>	Box Cox parameter	0.001	-0.162	-0.149	-0.157	-0.105	-0.114	-0.155	-0.174	-0.257	-0.256
<i>α</i>	semilog (H_0) vs dubbellog (H_1)	0.042 (0.042)	0.039 (0.036)	0.036 (0.035)	0.031 (0.031)	0.029 (0.029)	0.027 (0.027)	0.028 (0.028)	0.027 (0.027)	0.027 (0.027)	0.027 (0.027)
<i>α'</i>	dubbellog (H_0) vs semilog (H_1)	-0.913 (0.218)	-0.799 (0.155)	-0.549 (0.142)	-0.147 (0.139)	0.154 (0.120)	-0.331 (0.123)	-0.144 (0.132)	0.144 (0.109)	-0.187 (0.090)	-0.118 (0.091)
		1.946 (0.146)	1.690 (0.114)	1.499 (0.113)	1.199 (0.115)	0.902 (0.106)	1.261 (0.104)	1.185 (0.111)	1.307 (0.089)	1.245 (0.075)	1.141 (0.076)

NB Geschatte standaardfouten staan tussen haakjes onder de parameterschattingen

Tabel B - Resultaten tweejaarlijkse semi-logregressies (gewogen naar afzet op typeniveau)

Var	Omschrijving	9190	9291	9392	9493	9594	9695	9796	9897	9998
Int	Intercept	8.497 (0.159)	7.624 (0.139)	7.615 (0.123)	8.178 (0.103)	7.989 (0.092)	7.761 (0.091)	8.093 (0.085)	7.964 (0.072)	7.609 (0.073)
d00	tijdsdummy	0.018 (0.004)	0.037 (0.003)	0.014 (0.003)	0.002 (0.002)	-0.018 (0.002)	-0.024 (0.002)	-0.011 (0.002)	-0.008 (0.002)	-0.011 (0.002)
dAGE1	dummy Age = 1	-0.002 (0.004)	0.009 (0.004)	0.009 (0.004)	-0.002 (0.003)	0.012 (0.003)	-0.011 (0.003)	-0.009 (0.003)	0.009 (0.003)	0.008 (0.003)
dAGE2	dummy Age = 2	-0.004 (0.006)	0.015 (0.005)	0.029 (0.004)	0.021 (0.004)	0.029 (0.003)	0.018 (0.003)	-0.001 (0.003)	0.009 (0.003)	0.016 (0.004)
dAGE3	dummy Age = 3	-0.019 (0.008)	0.031 (0.006)	0.026 (0.005)	0.031 (0.004)	0.041 (0.004)	0.020 (0.004)	0.007 (0.004)	0.015 (0.004)	0.028 (0.004)
dAGE4	dummy Age = 4	-0.006 (0.010)	-0.004 (0.009)	0.027 (0.007)	0.021 (0.006)	0.050 (0.005)	0.045 (0.005)	0.030 (0.006)	0.047 (0.005)	0.024 (0.005)
dAGE5	dummy Age = 5	0.041 (0.015)	-0.003 (0.012)	-0.049 (0.011)	0.027 (0.008)	0.044 (0.007)	0.045 (0.008)	0.037 (0.007)	0.057 (0.008)	0.019 (0.007)
dAGE6	dummy Age = 6	0.025 (0.019)	0.063 (0.014)	0.034 (0.013)	-0.154 (0.017)	0.042 (0.012)	0.062 (0.011)	0.052 (0.012)	0.069 (0.012)	0.054 (0.014)
dAGE7	dummy Age = 7	0.030 (0.024)	0.067 (0.020)	0.082 (0.020)	-0.079 (0.021)	-0.117 (0.020)	0.020 (0.022)	0.065 (0.024)	0.142 (0.029)	0.111 (0.027)
dAGE8	dummy Age = 8	0.022 (0.045)	0.056 (0.026)	0.091 (0.020)	0.092 (0.023)	-0.095 (0.094)	-0.273 (0.054)	-0.324 (0.058)	-0.083 (0.144)	0.073 (0.202)
dAGE9	dummy Age = 9		0.016 (0.085)	0.080 (0.037)	0.081 (0.020)	0.096 (0.023)	-0.082 (0.150)	-0.115 (0.142)	-0.155 (0.136)	-0.117 (0.147)
dAGE10	dummy Age = 10			0.027 (0.137)	0.067 (0.062)	0.076 (0.069)		-0.067 (0.257)	0.188 (0.221)	0.778 (0.516)
dAGE11	dummy Age = 11					0.073 (0.169)	0.076 (0.167)		0.038 (0.436)	0.331 (0.390)
dAGE12	dummy Age = 12									
dAGE13	dummy Age = 13				0.942 (1.008)	1.076 (0.817)				
XPK	Vermogen (pk)	0.003 (0.000)	0.003 (0.000)	0.003 (0.000)	0.003 (0.000)	0.003 (0.000)	0.002 (0.000)	0.002 (0.000)	0.003 (0.000)	0.004 (0.000)
XWLB	Wielbasis (mm)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
XTOP	Topsnelheid (km/h)	0.007 (0.000)	0.006 (0.000)	0.004 (0.000)	0.002 (0.000)	0.002 (0.000)	0.003 (0.000)	0.002 (0.000)	0.002 (0.000)	0.001 (0.000)
XVOL	Volume (m3)	0.014 (0.005)	0.014 (0.004)	0.006 (0.004)	0.002 (0.004)	0.004 (0.004)	-0.007 (0.003)	-0.029 (0.003)	-0.027 (0.003)	-0.016 (0.003)
XMAS	Massa auto (kg)	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)
XVB1	Gem. Verbruik (l/100km)	-0.004 (0.003)	0.005 (0.003)	0.004 (0.003)	0.004 (0.002)	0.004 (0.002)	0.002 (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.007 (0.002)	-0.003 (0.002)
XVB2	Gem. Verbruik EC93 (l/100km)	-0.001 (0.003)	-0.002 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.004 (0.001)	-0.004 (0.000)	-0.004 (0.000)	-0.003 (0.000)	-0.004 (0.001)	-0.010 (0.002)
XBND	Bandenstraal (mm)	-0.001 (0.000)	0.001 (0.000)	0.002 (0.000)	0.002 (0.000)	0.003 (0.000)	0.003 (0.000)	0.003 (0.000)	0.003 (0.000)	0.003 (0.000)
dFORD	dummy Ford	0.044 (0.007)	0.054 (0.006)	0.040 (0.006)	0.010 (0.006)	0.000 (0.005)	-0.027 (0.005)	-0.064 (0.005)	-0.070 (0.004)	-0.068 (0.004)
dMERC	dummy Mercedes	0.272 (0.023)	0.257 (0.018)	0.237 (0.015)	0.206 (0.012)	0.225 (0.010)	0.287 (0.010)	0.303 (0.010)	0.278 (0.009)	0.280 (0.011)
dOPEL	dummy Opel	0.098 (0.007)	0.085 (0.005)	0.068 (0.005)	0.036 (0.004)	0.021 (0.004)	0.025 (0.004)	0.013 (0.004)	0.007 (0.004)	0.014 (0.004)
dPEUG	dummy Peugeot	0.025 (0.007)	0.037 (0.007)	0.043 (0.006)	0.031 (0.005)	0.037 (0.005)	0.025 (0.005)	-0.023 (0.005)	0.038 (0.004)	-0.025 (0.004)
dRENA	dummy Renault	0.039 (0.010)	0.035 (0.008)	0.039 (0.007)	0.041 (0.006)	0.047 (0.005)	0.026 (0.005)	0.011 (0.005)	0.006 (0.004)	-0.003 (0.004)

wordt vervolg

Tabel B - vervolg

Var	Omschrijving	9190	9291	9392	9493	9594	9695	9796	9897	9998
<i>dVOLK</i>	dummy Volkswagen	0.234 (0.009)	0.192 (0.007)	0.186 (0.007)	0.163 (0.006)	0.113 (0.005)	0.092 (0.005)	0.071 (0.004)	0.051 (0.004)	0.067 (0.005)
<i>dVOLV</i>	dummy Volvo	0.119 (0.009)	0.095 (0.009)	0.079 (0.008)	0.093 (0.007)	0.155 (0.007)	0.193 (0.007)	0.150 (0.007)	0.093 (0.008)	0.112 (0.009)
<i>d2D</i>	dummy 2-deurs	0.126 (0.013)	0.170 (0.014)	0.200 (0.013)	0.231 (0.011)	0.259 (0.010)	0.246 (0.008)	0.221 (0.008)	0.239 (0.008)	0.274 (0.009)
<i>d3D</i>	dummy 3-deurs	-0.021 (0.004)	-0.013 (0.004)	-0.015 (0.004)	-0.020 (0.003)	-0.022 (0.003)	-0.021 (0.003)	-0.020 (0.003)	-0.025 (0.003)	-0.022 (0.003)
<i>d4D</i>	dummy 4-deurs	0.003 (0.005)	-0.007 (0.004)	-0.007 (0.004)	-0.000 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.006 (0.003)	0.000 (0.003)	0.009 (0.003)	0.013 (0.003)
<i>dAUT</i>	dummy Automaat	0.161 (0.014)	0.115 (0.012)	0.098 (0.012)	0.100 (0.010)	0.093 (0.010)	0.090 (0.009)	0.076 (0.009)	0.078 (0.008)	0.090 (0.008)
<i>dAUTX</i>	dummy Automaat extra	-0.053 (0.015)	-0.015 (0.013)	0.004 (0.012)	-0.004 (0.011)	0.005 (0.010)	0.012 (0.010)	0.019 (0.009)	0.012 (0.008)	-0.001 (0.008)
<i>dHNDX</i>	dummy Handmatig extra	0.010 (0.013)	0.011 (0.013)	-0.002 (0.014)	0.006 (0.014)	0.014 (0.017)	0.039 (0.033)	0.107 (0.049)	0.157 (0.211)	
<i>dKLS1</i>	dummy Klasse 1	-0.272 (0.051)	-0.135 (0.043)	-0.178 (0.039)	-0.331 (0.033)	-0.300 (0.027)	-0.320 (0.026)	-0.422 (0.026)	-0.232 (0.025)	-0.080 (0.025)
<i>dKLS2</i>	dummy Klasse 2	-0.198 (0.046)	-0.069 (0.039)	-0.117 (0.036)	-0.244 (0.030)	-0.206 (0.025)	-0.229 (0.024)	-0.306 (0.024)	-0.162 (0.023)	-0.022 (0.024)
<i>dKLS3</i>	dummy Klasse 3	-0.200 (0.043)	-0.102 (0.036)	-0.144 (0.033)	-0.235 (0.028)	-0.202 (0.023)	-0.234 (0.022)	-0.301 (0.022)	-0.177 (0.022)	-0.060 (0.023)
<i>dKLS4</i>	dummy Klasse 4	-0.115 (0.040)	-0.065 (0.034)	-0.121 (0.031)	-0.207 (0.027)	-0.190 (0.022)	-0.221 (0.021)	-0.275 (0.021)	-0.169 (0.021)	-0.062 (0.022)
<i>dKLS5</i>	dummy Klasse 5	-0.030 (0.039)	-0.024 (0.032)	-0.085 (0.030)	-0.137 (0.026)	-0.134 (0.021)	-0.147 (0.020)	-0.172 (0.021)	-0.089 (0.020)	0.002 (0.021)
<i>dTRN</i>	dummy Terreinauto	0.379 (0.049)	0.232 (0.042)	0.152 (0.038)	0.172 (0.033)	0.186 (0.027)	0.178 (0.025)	0.102 (0.022)	0.056 (0.017)	0.026 (0.014)
<i>dV8</i>	dummy V8 (of meer)	0.079 (0.099)	0.049 (0.074)	0.043 (0.061)	0.069 (0.051)	0.133 (0.042)	0.128 (0.039)	0.071 (0.037)	0.108 (0.032)	0.167 (0.033)
<i>dINJ</i>	dummy Injectiemotor	-0.006 (0.005)	-0.005 (0.004)	0.023 (0.005)	0.054 (0.006)	0.057 (0.006)	0.057 (0.007)	0.045 (0.007)	0.001 (0.008)	0.026 (0.007)
<i>dDIES</i>	dummy Diesel	0.236 (0.011)	0.216 (0.010)	0.193 (0.009)	0.173 (0.007)	0.171 (0.007)	0.157 (0.007)	0.103 (0.007)	0.065 (0.006)	0.072 (0.006)
<i>dABG</i>	dummy Airbag	0.026 (0.012)	-0.006 (0.007)	-0.018 (0.005)	0.004 (0.004)	0.012 (0.003)	0.001 (0.003)	0.004 (0.003)	0.028 (0.003)	0.044 (0.004)
<i>dMET</i>	dummy Metallic Lak	0.049 (0.014)	-0.002 (0.009)	-0.012 (0.007)	-0.013 (0.005)	0.005 (0.004)	0.033 (0.004)	0.053 (0.004)	0.070 (0.004)	0.064 (0.004)
<i>dSBK</i>	dummy Stuurbevoegdiging	-0.002 (0.006)	0.013 (0.005)	0.027 (0.003)	0.042 (0.003)	0.033 (0.003)	0.035 (0.003)	0.052 (0.003)	0.058 (0.003)	0.056 (0.003)
<i>dCDV</i>	dummy CDV	-0.034 (0.009)	-0.004 (0.006)	0.016 (0.005)	0.034 (0.003)	0.044 (0.003)	0.050 (0.003)	0.051 (0.003)	0.050 (0.003)	0.060 (0.003)
<i>dGET</i>	dummy Getint Glas	0.032 (0.007)	0.036 (0.005)	0.028 (0.004)	0.022 (0.003)	0.019 (0.003)	0.013 (0.003)	0.004 (0.004)	-0.001 (0.004)	-0.002 (0.004)
<i>dAIR</i>	dummy Airconditioning	-0.073 (0.024)	-0.029 (0.015)	0.018 (0.010)	0.021 (0.006)	-0.006 (0.005)	-0.000 (0.004)	0.014 (0.003)	0.021 (0.003)	0.038 (0.003)
<i>dABS</i>	dummy ABS-remstelsysteem	0.100 (0.014)	0.091 (0.009)	0.099 (0.007)	0.121 (0.006)	0.123 (0.005)	0.074 (0.004)	0.033 (0.003)	0.033 (0.003)	0.037 (0.003)
<i>df</i>	Degrees of Freedom	3721	4296	4751	5321	5788	6434	7033	7004	6208
<i>RMSE</i>	Geschatte standaardfout	1.210	1.152	1.006	0.815	0.754	0.744	0.714	0.688	0.729
<i>R²</i>	Gekwadrateerde corr. coëff.	0.919	0.926	0.928	0.940	0.946	0.945	0.944	0.950	0.956

wordt vervolgd

Tabel B - vervolg

Var	Omschrijving	9190	9291	9392	9493	9594	9695	9796	9897	9998
λ	Box Cox parameter	-0.072 (0.028)	-0.145 (0.026)	-0.117 (0.024)	-0.118 (0.023)	-0.114 (0.021)	-0.132 (0.020)	-0.128 (0.019)	-0.197 (0.019)	-0.247 (0.019)
α	semilog (H0) vs dubbellog (H1)	-0.856 (0.130)	-0.683 (0.111)	-0.349 (0.103)	0.017 (0.096)	-0.142 (0.090)	-0.193 (0.091)	0.078 (0.085)	-0.037 (0.069)	-0.127 (0.064)
α'	dubbellog (H0) vs semilog (H1)	1.779 (0.093)	1.613 (0.086)	1.359 (0.083)	1.042 (0.083)	1.125 (0.078)	1.188 (0.076)	1.158 (0.070)	1.206 (0.057)	1.168 (0.054)
F	(tov jaarlijkse regressies)	2.243 (0.000)	5.759 (0.000)	7.577 (0.000)	5.382 (0.000)	6.254 (0.000)	6.772 (0.000)	9.375 (0.000)	4.301 (0.000)	5.583 (0.000)
p -waarde										
$\Delta RMSE$	(% tov RMSE jaarlijkse regressies)	0.732%	2.462%	3.135%	1.917%	2.022%	1.999%	2.702%	1.078%	1.648%

NB $d00$ is een aanduiding voor de geëigende tijdsdummy (= 1 voor de recentste periode; = 0 voor de basisperiode); geschatte standaardfouten staan tussen haakjes onder de parameterschattingen.

Tabel C - Resultaten volledig gepoolde T, TA, TAV semi-log regressies (gewogen naar afzet op typeniveau)

Var	Omschrijving	T	TA	TAV	Var	Omschrijving	T	TA	TAV
<i>Int</i>	INTERCEPT	7.955 (0.045)	7.912 (0.045)	8.030 (0.047)	<i>dSBK</i>	dummy Stuurbekechtiging	0.032 (0.002)	0.033 (0.002)	0.032 (0.002)
<i>d91</i>	dummy 91	0.017 (0.003)	0.014 (0.003)	0.007 (0.003)	<i>dCDV</i>	dummy CDV	0.034 (0.002)	0.034 (0.002)	0.033 (0.002)
<i>d92</i>	dummy 92	0.060 (0.003)	0.055 (0.003)	0.043 (0.004)	<i>dGET</i>	dummy Getint Glas	0.009 (0.002)	0.011 (0.002)	0.013 (0.002)
<i>d93</i>	dummy 93	0.076 (0.003)	0.069 (0.003)	0.057 (0.006)	<i>dAIR</i>	dummy Airconditioning	0.027 (0.002)	0.027 (0.002)	0.026 (0.002)
<i>d94</i>	dummy 94	0.078 (0.003)	0.071 (0.003)	0.059 (0.007)	<i>dABS</i>	dummy ABS-remstelsysteem	0.048 (0.002)	0.048 (0.002)	0.049 (0.002)
<i>d95</i>	dummy 95	0.062 (0.003)	0.054 (0.003)	0.046 (0.008)	<i>dAGE1</i>	dummy Age = 1	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	0.001 (0.002)
<i>d96</i>	dummy 96	0.036 (0.003)	0.028 (0.003)	0.018 (0.010)	<i>dAGE2</i>	dummy Age = 2	0.006 (0.002)	0.015 (0.004)	0.015 (0.004)
<i>d97</i>	dummy 97	0.027 (0.004)	0.017 (0.004)	0.002 (0.011)	<i>dAGE3</i>	dummy Age = 3	0.014 (0.002)	0.028 (0.005)	0.028 (0.005)
<i>d98</i>	dummy 98	0.024 (0.004)	0.013 (0.004)	-0.009 (0.013)	<i>dAGE4</i>	dummy Age = 4	0.022 (0.003)	0.035 (0.007)	0.035 (0.007)
<i>d99</i>	dummy 99	0.023 (0.004)	0.012 (0.004)	-0.019 (0.014)	<i>dAGE5</i>	dummy Age = 5	0.014 (0.004)	0.026 (0.009)	0.026 (0.009)
<i>XPK</i>	Vermogen (pk)	0.003 (0.000)	0.003 (0.000)	0.003 (0.000)	<i>dAGE6</i>	dummy Age = 6	0.040 (0.006)	0.034 (0.011)	0.034 (0.011)
<i>XWL</i>	Wielbasis (mm)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	<i>dAGE7</i>	dummy Age = 7	0.020 (0.010)	0.026 (0.013)	0.026 (0.013)
<i>XTOP</i>	Topsnelheid (km/h)	0.003 (0.000)	0.003 (0.000)	0.003 (0.000)	<i>dAGE8</i>	dummy Age = 8	0.041 (0.016)	0.036 (0.018)	0.036 (0.018)
<i>XVOL</i>	Volume (m3)	-0.003 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.004 (0.002)	<i>dAGE9</i>	dummy Age = 9	0.071 (0.021)	0.067 (0.024)	0.067 (0.024)
<i>XMAS</i>	Massa auto (kg)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.001 (0.000)	<i>dAGE10</i>	dummy Age = 10	0.067 (0.069)	0.065 (0.070)	0.065 (0.070)
<i>XVB1</i>	Verbruik (l/100km)	0.004 (0.001)	0.003 (0.001)	0.001 (0.001)	<i>dAGE11</i>	dummy Age = 11	0.089 (0.195)	0.099 (0.194)	0.099 (0.194)
<i>XVB2</i>	Verbruik EC93 (l/100km)	-0.004 (0.000)	-0.003 (0.000)	-0.003 (0.000)	<i>dAGE12</i>	dummy Age = 12	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)

wordt vervolgd

