

# De prijsgevoeligheid van het stedelijk openbaar vervoer

## Een statistische analyse

Dit artikel bevat een conventionele tijdreeksenanalyse van de vraag naar openbaar vervoer in de drie grote steden voor de periode 1965-1981 op basis van maandcijfers. Het onderzoek levert schattingen op van de prijselasticiteit van de vraag per stad. Er is tussen de steden nogal wat verschil in gevoeligheid voor tariefsverandering. Afhankelijk van onder meer de wijze van defleren, varieert de prijselasticiteit tussen  $-0,40$  en  $-0,80$ . De vraag naar openbaar vervoer is derhalve inelastisch, zodat een tariefsverhoging op zich zelf gezien tot opbrengstvergroting zal leiden, al moet daarbij worden aangetekend dat bij een elasticiteit van  $-0,80$  de speelruimte gering is. Een enigszins verrassende uitkomst van het onderzoek is dat de benzineprijs geen duidelijke invloed heeft op de vraag naar stedelijk openbaar vervoer.

**PROF. DR. M.M.G. FASE\***

Het openbaar vervoer is thans andermaal volop in discussie en dit is niet verwonderlijk. In de eerste plaats vormt het openbaar vervoer een belangrijk middel tot bevordering van de menselijke mobiliteit in het algemeen en van de productiefactor arbeid in het bijzonder. Het draagt aldus bij tot vergroting van het produktieve vermogen en de welvaart van een land. In de tweede plaats heeft het openbaar vervoer belangrijke positieve externe effecten. Beide elementen rechtvaardigen in beginsel een bijdrage uit de algemene middelen ten behoeve van de exploitatie. Het openbaar vervoer is, met name in de grote steden, een sector met omvangrijke exploitatietekorten, waarbij vóór 1980 de loonkosten tot een aanzienlijke stijging hebben bijgedragen, omdat de ruimte voor produktiviteitsgroei in deze sector gering is. De exploitatiekosten worden uit de algemene middelen gefinancierd en betreffen mede de kosten van investeringen in de infrastructuur, zoals een metroaanleg in Rotterdam en Amsterdam 1). De tekorten vertonen een voortdurende groei, die niet alleen politieke aandacht trekt, maar ook de vraag doet rijzen of naast het budgetmechanisme niet in grotere mate dan tot dusver een beroep moet worden gedaan op het prijsmechanisme om tot een gunstige exploitatie te komen.

Tabel 1. Exploitatietekorten openbaar-vervoerb企业 in drie grote steden, 1965-1985 (miljoenen gulden en indexcijfers 1965 = 100)

	GVB Amsterdam		RET Rotterdam		HTM Den Haag		Consumptie-prijzen
1965	28,95	100	22,6	100	11,9	100	100
1970	53,6	185	48,6	215	27,0	227	125
1975	165,8	573	154,1	682	79,1	665	188
1980	396,5	1.370	230,1	1.018	137,7	1.157	253
1981	457,5	1.580	247,1	1.093	161,0	1.353	270
1982	463,1	1.600	339,9	1.504	176,4	1.482	287
1983	480,2	1.659	410,9	1.818	185,8	1.561	294
1984	465,2	1.607	441,7	1.954	177,8	1.494	304

Wat de exploitatieresultaten betreft, illustreert tabel 1 de explosieve groei van de tekorten in de drie grote steden. De huidige tekorten bedragen, vergeleken met 1965, in Amsterdam en Den Haag ongeveer het vijftienvoudige en in Rotterdam bijna het twintigvoudige. Opvallend is daarbij vooral dat deze toename een veelvoud is van de opgetreden stijging van de consumptieprijzen, die zich sinds 1965 hebben verdrievoudigd.

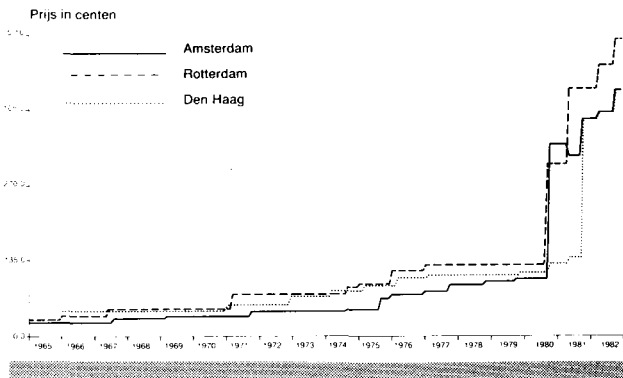
Om deze ontwikkeling tot staan te brengen zijn in de loop der tijd tal van vaak creatieve oplossingen aangedragen, welke ten dele reeds in een – kleine – ommekeer hebben geresulteerd. Het is niet verwonderlijk dat ook de vervoerswereld zelf de tekorten als zorgelijk ervaart en naar nieuwe wegen zoekt. Een interessante suggestie is vervat in een recente brochure van de gezamenlijke openbaar-vervoerb企业. Hierin wordt voorgesteld het bedrijfsleven, werkgevers en het Ministerie van Onderwijs te laten meebetalen aan het openbaar vervoer omdat zij er in belangrijke mate direct profijt van trekken 2). Deze beoogde financiële structuur zou de doelmatigheid dienen, de toekomst van het openbaar vervoer veiligstellen en recht doen aan de maatschappelijke betekenis ervan. Ook tijdens de jongste kabinetsformatie zijn maatregelen besproken om tot een betere kostendekking van het openbaar vervoer te komen. Tariefsverhoging die uitgaat boven de geldontwaarding – thans verwaarloosbaar – is daarbij één van de mogelijkheden die aandacht verdient.

\* Onderdirecteur van de Nederlandsche Bank en vanaf 1 september 1986 buitengewoon hoogleraar monetaire economie aan de Universiteit van Amsterdam. Voordien buitengewoon hoogleraar marktonderzoek en bedrijfsstatistiek aan de Erasmus Universiteit Rotterdam. Dit onderzoek is ter afsluiting van deze Rotterdamse betrekking verricht. De auteur dankt de directies van de GVB, RET en HTM voor hun medewerking bij het verzamelen van de gegevens en J. Klingeman en drs. P. van Els voor hun assistentie bij dit onderzoek.

1) De desbetreffende problematiek is helder uiteengezet in C.J. Oort, *De infra-structuur van het vervoer*, Den Haag, 1966.

2) Koninklijke Nederlandse Vereniging van Transport-Ondernemingen/NV Nederlandse Spoorwegen, *Taak en toekomst openbaar vervoer*, Den Haag/Utrecht, 1986.

Figuur 1. Prijs standaardbiljet



Bij elke tariefsverhoging rijst de vraag naar de gevolgen voor de vraag naar vervoersdiensten. Hoewel dit slechts één aspect is van de gehele problematiek, is het wel een aspect dat zich bij uitstek leent voor kwantificering. Zulks is het hoofddoel van deze bijdrage. Daarnaast biedt het onderhavige onderzoek, dat de periode 1965-1981 bestrijkt, een getrouwe replicatie van een door schrijver dezes uitgevoerde statistische analyse over de periode 1948-1964 van het vervoer in dezelfde steden, t.w. Amsterdam, Rotterdam en Den Haag 3).

## De gebruikte gegevens

De vraag naar de vervoersdiensten van het openbare vervoer manifesteert zich – afgezien van het zogenaamde zwart rijden – in de aanschaf van een vervoerbiljet. Het aanbod van vervoerbiljetten is evenwel allerminst homogeen. Dit geldt zowel voor het assortiment vervoerbewijzen tussen de beschouwde steden in een bepaald jaar als de soorten reisbiljetten in de loop van de jaren. Deze verscheidenheid noodzaakt tot een zekere standaardisatie van de beschikbare gegevens omtrent zowel vervoersvraag als ritprijs.

Voor elk van de drie beschouwde steden is de ritprijs berekend als een gewogen gemiddelde van de tarieven voor de verschillende biljetten, waarbij gewogen is met het verkochte aantal. In Amsterdam is de berekende ritprijs gebaseerd op de verkochte enkele- en meerdere-reisbiljetten. Voor Rotterdam was het assortiment enkele-reisbiljetten – soms vijf – uitgangspunt. In Den Haag werd het beeld een gemiddelde van enkele-reisbiljetten voor respectievelijk volwassenen en kinderen. De gebezigde ritprijs is derhalve een geconstrueerde prijs, welke wordt geacht representatief te zijn voor het tarievenbeloop. Zij is voor elk der drie steden voor de periode 1965-1982 weergegeven in figuur 1.

Bij grafische inspectie valt op dat de geconstrueerde prijs in Den Haag en in Amsterdam aan het eind van de steekproefperiode enigszins achterloopt op die in Rotterdam. Ten dele is dat het gevolg van de gekozen werkwijze, daarnaast speelt de samenstelling van het assortiment vervoerbiljetten een rol. Daarmee rekening houden is niet alleen lastig, maar zou ook op enigszins willekeurige wijze moeten geschieden. Gezien het tarievenbeleid van de openbaarvervoerbedrijven zou het op het beloop van de geconstrueerde prijs in het algemeen geen invloed hebben. Het tweede dat opvalt is de grote discontinuïteit in de prijzengrafiek in 1980 voor Amsterdam en Rotterdam en in 1981 voor Den Haag. De achtergrond hiervan is de invoering van de strippenkaart in september 1980 voor Amsterdam en Rotterdam en voor Den Haag ruim een jaar later in november 1981.

De vervoersprestatie is voor elk vervoerbedrijf gemeten als het aantal verkochte standaardbiljetten. Evenals het tarief, is dit in het onderhavige onderzoek een geconstrueerde grootheid, die voor elk der beschouwde steden overigens op identieke wijze is verkregen. Het aantal verkochte standaardbiljetten per maand is de totale omzet van het be-

schouwde vervoerbedrijf, gedeeld door de prijs van het standaardbiljet berekend op de hiervoor aangegeven wijze. De hieruit resulterende maandverkoop van standaardbiljetten is voor elk der steden grafisch uitgebeeld in figuur 2. De invoering van de strippenkaart zien we duidelijk weerspiegeld in een zeer pregnante daling van de verkoop van standaardbiljetten. Deze daling is louter een gevolg van de gevolgde berekeningsmethode en indiceert geen abrupte verandering in de feitelijke vraag. De strippenkaart betekent dat vervoersprestatie en kaartverkoop niet langer scherp te lokaliseren zijn. Derhalve is besloten als eindpunt van de analyse de maand voorafgaand aan de invoering van de strippenkaart te kiezen. Gelet op het oogmerk deze studie te verrichten als vervolg op een vorig onderzoek, is in begin-juni 1965 als beginpunt gekozen. Voor Den Haag moest van deze keuze worden afgeweken omdat de gegevens slechts vanaf 1966 beschikbaar waren. De steekproefperiode was als volgt:

- Amsterdam: januari 1965 – september 1980;
- Rotterdam : januari 1965 – augustus 1980;
- Den Haag : januari 1966 – april 1981.

## Specificatie vraagmodel

Voor de beschrijving van de vraag naar openbaar vervoer is verondersteld dat deze primair wordt bepaald door de prijs per rit. Daarnaast is er de invloed van de toenemende welvaart, de beschikbaarheid van alternatief vervoer als auto, en de geleidelijke wijzigingen in de aanbodsituatie. Dit complex van factoren is benaderd door een trendterm. Voorts is voor een aantal incidentele invloeden telkens een afzonderlijke schijnvariabele gebruikt. De seizoeninvloed, zoals deze onmiskenbaar uit de grafische inspectie van de vraag naar vervoer in figuur 2 valt af te lezen, is ten slotte beschreven door voor elke maand een seizoendummy toe te voegen. Het voorgaande leidt tot een gepostuleerde vraagfunctie van de gedaante:

$$x_{ij} = \alpha_1 p_{ij} + \alpha_2 TR_{ij} + \sum_{i=1}^{12} \gamma_i S_{it} + \sum_{h=1}^s \omega_h D_{ijh} + \alpha_3 \quad (1)$$

$$\text{onder de restricties: } \left. \begin{array}{l} \sum_{i=1}^{12} \gamma_i = 0 \\ \sum_{h=1}^s \omega_h = 0 \end{array} \right\} \quad (2)$$

waarbij:

- $x_{ij}$  is de logaritme van het aantal verkochte standaardbiljetten in maand  $j$  van jaar  $t$ .
- $p_{ij}$  is de logaritme van de prijs van een standaardbiljet in maand  $j$  van jaar  $t$ .
- $TR_{ij}$  is de trendwaarde voor maand  $j$  van jaar  $t$ .
- $S_{it}$  is een dummy-variabele waarvoor geldt dat  $S_{it} = 1$  voor  $i = j$  en  $S_{it} = 0$  voor  $i \neq j$ .
- $D_{ijh}$  is een dummy-variabele waarvoor geldt dat  $D_{ijh} = 1$  voor  $t, j$  in interval  $h$  en  $D_{ijh} = 0$  elders.

Voorts geldt dat  $\alpha_1$  de prijselasticiteit van de vraag is;  $\alpha_2$  de trendcoëfficiënten  $\gamma_i$  de logaritme van de seizoeninvloed zodat  $e^{\gamma_i} = \Gamma_i$  de seizoenfactor is voor maand  $i$ ;  $\omega_h$  is de coëfficiënt voor structuurbreuk  $h$  en  $\alpha_3$  is de constante. De schatting is uitgevoerd onder de nevenvoorwaarden (2) met OLS of GLS, al naar gelang het geconstateerde gedrag van de residuen.

Wat de structuurdummies betreft, moet gedacht worden aan bijzondere, zich schoksgewijs voordoende veranderingen

3) Vgl. M.M.G. Fase, De vraag naar openbaar vervoer in de drie grote steden, *De Economist*, jg. 116, 1968, blz. 619-639.

**Figuur 2. Aantal verkochte standaardbiljetten**



gen in de vervoersvraag, waarvoor achteraf duidelijk niet-systematische oorzaken zijn aan te geven. Het betreft als het ware een cesuur in de data, die door middel van de techniek der dummyvariabelen wordt geïsoleerd. De voor elk van de beschouwde gemeenten relevante structuurbreuken en corresponderende kalenderdata zijn:

- Amsterdam: geen;
- Rotterdam : juni 1967, april 1970, maart 1971, september 1974 en mei 1980;
- Den Haag : april 1967 en oktober 1968.

Voor Amsterdam zijn, mede gelet op de schattingsresultaten van experimentele modelformuleringen, uiteindelijk geen structuurbreuken in de modelspecificatie opgenomen. Voor Rotterdam zijn vijf structuurbreuken onderscheiden, die naast de prijs en de trend een afzonderlijke invloed op de vervoersvraag uitoefenen. De breuk voor juni 1967 hangt samen met een herziening van de tariefstructuur, waardoor het aandeel van de enkele-reisbiljetten in de totale omzet daalt van 18% naar 5%. Dientengevolge wijzigt zich het aantal berekende standaardbiljetten. Voor april 1970 is een dergelijke breuk voorzien ten gevolge van een andere herziening van de tariefstructuur, waarbij alleen de verkoop van rittenkaarten op het vervoermiddel duurder werd. De breuk van maart 1971 betreft andermaal een wijziging van de tariefstructuur, terwijl in september 1974, tegelijk met de metro, een zonetarief werd ingevoerd. De breuk in mei 1980 betreft experimenten met deze lokale strippenkaart.

De twee voor Den Haag onderscheiden structuurbreuken betreffen in april 1967 een wijziging van de tariefstructuur en in oktober 1968 een afschaffing van de overstapbiljetten

waardoor het aandeel van de enkele-reisbiljetten in de totale omzet daalde van 27% naar 18%. Overigens is vanwege de louter comptabele complicaties bij de meting van de vervoersprestatie ten gevolge van de algehele invoering van de strippenkaart, de maand voorafgaande aan de invoering van deze kaart gekozen als eindpunt van de steekproefperiode in elk der steden.

## Schattingsuitkomsten

Aanpassing van specificatie (1) aan de data voor elk der drie beschouwde steden levert schattingen op van de desbetreffende parameters. Hiervan is de prijselasticiteit de interessantste. De schattingen zullen stadsgewijs worden gepresenteerd; telkens zullen tussen haakjes de t-waarden worden vermeld.

### Amsterdam

Tabel 2 bevat voor Amsterdam de schattingsresultaten voor de prijselasticiteit  $\alpha_1$ , de trendcoëfficiënt  $\alpha_2$  en de constante term  $\alpha_3$ , alsmede enige statistische kengetallen. De coëfficiënten voor de seizoendummies zijn kortheidshalve niet in deze tabel vermeld. De vergelijkingen verschillen doordat afzonderlijk beschouwd zijn specificaties met de nominale tarieven - coëfficiënt  $\alpha_1^p$  - en met voor de prijsindex van de gezinsconsumptie gedefleerde tarieven waarvoor de coëfficiënt  $\alpha_1^i$  heet. Daarnaast is, naast de traditionele meting van de trend - met coëfficiënt  $\alpha_2^t$  - het hoeveelheidsindexcijfer van de gemiddelde dagproductie in de nijverheid in maand  $j$  van jaar  $t$ ,  $HI_{jt}$ , als een soort trendvariabele gebruikt. In feite kan dit ook worden opgevat als een inkomensinvloed. De coëfficiënt hiervan is met  $\alpha_2^{HI}$  aangeduid. Aldus resulteren vier afzonderlijke varianten. Wegens de blijken de Durbin-Watson toetsgrootte in variant nr. 4 optredende autocorrelatie is deze vergelijking herschat onder de veronderstelling van eerste-orde autocorrelatie. Dit levert variant nr. 4' op.

Afgezien van variant 4 lijken, naar de gebruikelijke maatstaven, de schattingen van de overige varianten acceptabel. Hierbij valt op dat met name de vraagelasticiteit voor de gedefleerde prijs in variant 4' aanmerkelijk hoger is in absolute waarde dan in de overige varianten. De coëfficiënt van de trendterm is in de meeste gevallen significant en negatief. Dit duidt op een trendmatige daling van de vraag naar openbaar vervoer in Amsterdam. In variant 4' is de aanpassingskwaliteit in termen van  $R^2$  bovendien de hoogste van de beschouwde specificaties.

### Rotterdam

De schattingsresultaten voor Rotterdam zijn samengebracht in de tabellen 3 en 4. Evenals het geval was voor Amsterdam zijn vier basisvarianten geschat waarbij, op grond van voorlopige eerste schattingen, met betrekking tot de storingsterm telkens een eerste-orde autocorrelatie is verondersteld. De daaruit resulterende schattingen zijn opgenomen in tabel 3, terwijl de bijbehorende schattingen van de coëfficiënt van de structuurbreukdummies zijn opgenomen in tabel 4.

Afgezien van variant 1 liggen de geschatte prijselasticiteiten opvallend dicht bij elkaar. De trendcoëfficiënt bezit afwisselend een positief en een negatief teken, maar is in variant 3 niet significant. Op grond van de aanpassingskwaliteit, afgemeten aan residuele variantie of  $R^2$ , is overigens geen keuze uit de verschillende varianten te maken. Tabel 4 laat voorts zien dat op grond van de patronen van de geschatte coëfficiënten voor de structuurbreukdummies evenmin een keuze uit de verschillende varianten te maken valt. Overigens lijkt op economische gronden en praktische beleidsoverwegingen een voorkeur uit te gaan naar de specificatie in termen van gedefleerde tarieven, d.w.z. de varianten 2 en 4, welke varianten naar schattingsuitkomst overigens nauwelijks van elkaar verschillen.

### Den Haag

De tabellen 5 en 6 bevatten de schattingsresultaten voor

Tabel 2. Enige schattingsuitkomsten voor Amsterdam

Variant	$\hat{\alpha}_1^P$	$\hat{\alpha}_1^{PI}$	$\hat{\alpha}_2^I$	$\hat{\alpha}_2^{HI}$	$\hat{\alpha}_3$	DW	$\hat{\sigma}$	R <sup>2</sup>
1	-0,51 (7,79)		0,0084 (1,24)		17,91 (89,77)	1,95	0,094	0,84
2		-0,53 (7,64)	-0,025 (9,30)		16,09 (415,42)	1,93	0,095	0,83
3	-0,48 (16,25)			-0,0015 (1,91)	17,74 (268,17)	1,98	0,094	0,84
4		-0,80 (13,34)		-0,004 (6,30)	16,13 (256,39)	1,61	0,10	0,80
4'		-0,80 (11,37)		-0,004 (5,42)	16,13 (219,64)	1,95	0,10	0,87

Tabel 3. Enige schattingsuitkomsten voor Rotterdam

Variant	$\hat{\alpha}_1^P$	$\hat{\alpha}_1^{PI}$	$\hat{\alpha}_2^I$	$\hat{\alpha}_2^{HI}$	$\hat{\alpha}_3$	$\hat{\sigma}$	R <sup>2</sup>	$\hat{e}$
1	-0,93 (10,98)		0,018 (2,91)		19,30 (60,08)	0,063	0,95	0,14 (1,80)
2		-0,82 (8,04)	-0,039 (7,19)		15,95 (333,30)	0,067	0,96	0,24 (3,27)
3	-0,80 (11,93)			0,0020 (1,82)	18,74 (70,99)	0,064	0,96	0,18 (2,36)
4		-0,83 (6,62)		-0,0052 (3,80)	16,05 (139,11)	0,073	0,97	0,32 (4,43)

Tabel 4. Schatting coëfficiënten structuurbreukdummies Rotterdam

Variant	$\hat{\omega}_1$	$\hat{\omega}_2$	$\hat{\omega}_3$	$\hat{\omega}_4$	$\hat{\omega}_5$	$\hat{\omega}_6$
1	-0,15 (3,50)	-0,072 (3,12)	0,026 (0,95)	0,11 (6,98)	0,19 (5,57)	-0,098 (1,99)
2	-0,13 (2,42)	-0,037 (1,39)	0,082 (2,82)	0,11 (5,77)	0,12 (3,13)	-0,15 (2,59)
3	-0,13 (2,72)	-0,077 (3,15)	0,027 (0,94)	0,074 (4,46)	0,17 (4,74)	-0,068 (1,33)
4	-0,014 (0,23)	0,044 (1,63)	0,15 (4,65)	0,15 (5,37)	0,025 (0,60)	-0,36 (7,15)

Tabel 5. Enige schattingsuitkomsten voor Den Haag

Variant	$\hat{\alpha}_1^P$	$\hat{\alpha}_1^{PI}$	$\hat{\alpha}_2^I$	$\hat{\alpha}_2^{HI}$	$\hat{\alpha}_3$	$\hat{\sigma}$	R <sup>2</sup>	$\hat{e}$
1	-0,45 (7,74)		0,0016 (0,30)		17,03 (85,57)	0,042	0,98	0,34 (4,67)
2		-0,55 (6,94)	-0,028 (12,68)		15,44 (1.306,72)	0,043	0,99	0,38 (5,39)
3	-0,49 (20,32)			-0,0023 (2,95)	17,05 (282,55)	0,041	0,98	0,27 (3,65)
4		-0,78 (6,22)		-0,0024 (2,11)	15,46 (191,90)	0,051	0,99	0,80 (16,93)

Tabel 6. Schatting coëfficiënten structuurbreukdummies Den Haag

Variant	$\hat{\omega}_1$	$\hat{\omega}_2$	$\hat{\omega}_3$
1	-0,062 (4,42)	-0,016 (1,41)	0,046 (3,67)
2	-0,073 (5,00)	-0,019 (1,56)	0,054 (4,06)
3	-0,043 (3,30)	0,022 (2,11)	0,021 (1,62)
4	-0,011 (0,36)	0,027 (1,15)	-0,016 (0,55)

Den Haag, die voor elk der varianten, wegens het voorkomen van autocorrelatie in de storings, verkregen zijn volgens gegeneraliseerde kleinste kwadraten.

Ten aanzien van de geschatte prijselasticiteiten schiet alleen variant 4 er enigszins uit. Deze variant bezit ook de grootste residuele variantie. Voor variant 1 is de trendcoëfficiënt insignificant. Voor de overige specificaties is deze coëfficiënt significant en kleiner dan nul. Evenals voor Amsterdam duidt dit op een autonome daling van de vraag naar de diensten van het openbaar vervoer. De geschatte structuurcoëfficiënten, gepresenteerd in tabel 6 en in veel gevallen niet significant, bevatten geen aanvullende statistische aangrijpingspunten voor een nadere keuze uit de resterende 2 varianten. Andermaal geldt dat nadere overwegingen, zoals een voorkeur voor gedefleerde tarieven als verklarende variabele, de doorslag moeten geven.

## Nadere analyse

Reizigers die gebruik maken van het stedelijk openbaar vervoer vallen in beginsel uiteen in een tweetal deelgroepen: zij die over alternatieve vervoerswijzen kunnen beschikken en zij die deze niet tot hun beschikking hebben. De beschikbare data staan niet toe deze onderverdeling daadwerkelijk aan te brengen. Naast de fiets is de auto het voornaamste vervoersalternatief voor tram of bus. De variabele kosten hiervan kunnen worden benaderd door de benzineprijs. Ten einde de invloed daarvan op de vraag naar stedelijk openbaar vervoer te schatten is vergelijking (1) uitgebreid met de variabele benzineprijs,  $p^B$ , als verklarende grootheid. De desbetreffende coëfficiënt,  $\alpha^B$ , is wegens de log-lineaire specificatie tevens de vraagelasticiteit met betrekking tot deze alternatieve prijs. Het verwachte teken is positief. De schattingsresultaten voor ritprijs,  $p$ , en benzineprijs,  $p^B$ , afzonderlijk waren in elk der beschouwde steden onbevredigend zowel naar teken als naar statistische significantie. Wordt de prijsverhouding  $p/p^B$  beschouwd, met andere woorden wordt  $\alpha^P = -\alpha^B (= \alpha^{PB})$  verondersteld, dan verandert het resultaat echter opvallend. Het opleggen van deze restrictie betekent in feite dat de ritprijs is gedefleerd met de benzineprijs  $p^B$ ; vandaar de coëfficiënt  $\alpha^{PB}$ . De desbetreffende schattingsresultaten zijn voor elk der drie steden samengebracht in tabel 7. De varianten per stad betreffen nu uitsluitend de wijze van trendspecificatie.

Vergeleken met de eerdere resultaten zijn de in tabel 7 weergegeven schattingen voor de prijselasticiteit lager, terwijl de residuele variantie in alle gevallen is gestegen. Een andere karakteristiek is dat impliciet is verondersteld dat de beide in het geding zijnde prijselasticiteiten aan elkaar tegengesteld zijn. Ten gevolge van deze beperking zijn de elasticiteiten significant; bij vrije schatting werd echter geen significante invloed van de benzineprijs op de vraag naar stedelijk openbaar vervoer vastgesteld. Deze negatieve bevinding vindt overigens steun in een eerder empirisch onderzoek (4). Overigens wijst dit er ook op dat autobezit op het openbaar vervoer meer invloed heeft dan de benzineprijs (5). De variabele HI is hiervan een globale indicator, welke in de varianten 4 telkens het dan verwachte teken heeft.

Keren we terug tot de elasticiteits-schattingen van het oorspronkelijke model (1) zoals weergegeven in de tabellen 2, 3 en 4 dan blijken de prijselasticiteiten volgens variant 4 in elk der drie steden met ongeveer -0,80 vrij dicht bij elkaar te liggen. Voor de overige varianten vallen die voor Amsterdam en Den Haag met ongeveer -0,50 echter enigszins lager uit in absolute waarde. Worden de tarieven evenwel gedefleerd met de benzineprijs, dan leren de uitkomsten in tabel 7 dat de elasticiteiten in absolute waarde in de meeste

4) H.J. Roodenburg, De vraag naar openbaar vervoer: een tijdreeks-analyse, *Tijdschrift voor vervoerwetenschap*, jg. 19, nr. 1, 1983, blz. 3.  
5) T. Tieleman, De markt voor openbaar vervoer: het geheim van de veranderende vraagcurve, *ESB*, 10 oktober 1984, blz. 947-951; voorts T. Tieleman, Gaat het openbaar vervoer verdwijnen? *ESB*, 21 maart 1984, blz. 276-278.

Tabel 7. Nadere schattingen voor elk der drie beschouwde steden

Variant	$\hat{\alpha}_1^{PB}$	$\hat{\alpha}_2^I$	$\hat{\alpha}_2^{HI}$	$\hat{\alpha}_3$	$\hat{\sigma}$	R <sup>2</sup>	$\hat{\epsilon}$
Amsterdam: 1	-0,35 (5,73)	-0,032 (12,24)		16,22 (556,56)	0,098	0,84	0,086 (1,11)
2	-0,58 (7,31)		-0,0056 (6,20)	16,38 (201,72)	0,11	0,92	0,34 (4,59)
Rotterdam: 1	-0,44 (5,27)	-0,034 (5,29)		15,91 (276,56)	0,070	0,97	0,37 (5,23)
2	-0,48 (5,07)		-0,0042 (2,82)	15,97 (128,44)	0,074	0,97	0,40 (5,77)
Den Haag: 1	-0,35 (4,81)	-0,035 (16,70)		15,50 (914,24)	0,045	0,99	0,47 (6,79)
2	-0,52 (4,06)		-0,0016 (1,33)	15,40 (143,03)	0,051	0,98	0,91 (27,87)

Tabel 8. Geschatte seizoenindices

Maand i	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Amsterdam	1,06	0,98	1,04	1,00	1,03	0,92	0,90	0,95	0,94	1,03	1,09	1,08
Rotterdam	1,11	0,96	1,05	1,00	1,02	0,89	0,88	0,94	0,95	1,08	1,07	1,08
Den Haag	1,04	0,94	1,01	0,98	1,01	0,95	1,02	1,02	0,98	1,02	1,01	1,02

N.b.: De seizoenindex van Amsterdam is die van variant 3 uit tabel 2. De seizoenindex van Rotterdam is die van variant 1 uit tabel 3. De seizoenindex van Den Haag is die van variant 3 uit tabel 5. De gepresenteerde seizoenindices komen zeer goed overeen met de gevonden schattingen in de overige varianten.

gevallen beneden de 0,50 komen te liggen. Vergeleken met het onderzoek 6) uit 1968 dat de maanden uit de periode 1948-1964 betrof, treden zowel verrassende verschillen als evenzovele overeenkomsten op. In het vroegere onderzoek resulteerden voor Amsterdam en Rotterdam gemiddelde prijselasticiteiten van resp. -0,53 en -0,40 en voor Den Haag -0,72. De thans verkregen schatting volgens variant 4 van -0,80 is derhalve heel redelijk in overeenstemming met de vroegere schatting voor Den Haag.

Een belangrijk element is evenwel dat in de onderhavige statistische analyse voor Amsterdam - mede op grond van een grafische inspectie - geen structuurbreken bij de schatting zijn betrokken. Het zou kunnen dat de hiervoor genoemde verschillen in elasticiteiten alle een gevolg zijn van dit specificatieverschil. Om dit na te gaan is voor Rotterdam en Den Haag een herschatting verricht zonder structuurbreukdummies, zie bijlage. Hierbij bleek dat bij een traditionele trend in de regressievergelijking prijselasticiteiten resulteren met dezelfde orde van grootte als in het onderzoek van 1968 voor de gemiddelde waarden zijn gevonden. Overigens is het wel opvallend dat de schattingen uitkomsten nogal gevoelig zijn voor de wijze waarop de trend wordt gemeten (zie bijlage).

Tot slot vermelden we in tabel 8 een uit de tot dusver besproken regressies volgende representatieve schatting van de seizoenindices  $\gamma_i = e^{Y_i}$ , met  $i = 1, \dots, 12$ . Vastgesteld kan worden dat het seizoenpatroon voor Den Haag zich onderscheidt van dat in de beide overige steden waar zich, anders dan in Den Haag, gedurende de zomermaanden juli en augustus een seizoenmatig lage vraag voordoet. Overigens is in Den Haag, blijkens de hier gepresenteerde schatting, de seizoenschommeling aanmerkelijk rustiger dan in Amsterdam en Rotterdam. Dit hangt ongetwijfeld samen met het feit dat de badplaats Scheveningen mede door het Haagse openbaar vervoer wordt bediend, terwijl de toeristische vraag naar openbaar vervoer in de andere steden over het gehele jaar is gespreid.

## Besluit

Uit de in dit artikel gehanteerde conventionele tijdreeks-

analyse 7) blijkt dat de vraag naar stedelijk openbaar vervoer inelastisch is. Het staat evenwel buiten twijfel dat in de beleidsoverwegingen rond het openbaar-vervoerbeleid de tariefsverandering slechts één van de mogelijke instrumenten is. Voor zover de aandacht zich richt op de tarieven - en recente politieke uitlatingen 8) zinspelen hierop - is kwantitatieve kennis omtrent de prijsreactie van de vraag onmisbaar voor een zinvolle besluitvorming. Het onderzoek, waarvan dit artikel verslag doet, is een poging hieromtrent opnieuw informatie te verschaffen. Tegelijkertijd illustreert deze statistische analyse dat econometrisch onderzoek, zelfs op microniveau, niet immer unieke en volstrekt ondubbelzinnige uitkomsten oplevert. De tendentie in de schattingsresultaten is evenwel klaar en helder en biedt een rationeel uitgangspunt voor zinvolle discussie over tarievenbeleid. Voorts is er sinds 1980 enige praktische ervaring opgedaan met de gevolgen van de tariefsverhogingen, waardoor de mogelijkheid aanwezig is het theoretische concept elasticiteit in een praktisch licht te plaatsen.

M.M.G. Fase

6) Vgl. Fase, op.cit.; een vooroorlogs onderzoek is P. de Wolff, De vraag naar vervoer per tram, *De Nederlandse Conjunctuur*, 1938, blz. 12-28.

7) Het woord conventioneel is hier gebruikt ter onderscheiding van de meer moderne tijdreeksenanalyse à la Box en Jenkins, welke thans ook wel wordt gebruikt in het marktonderzoek. Vgl. hiervoor b.v. M.M.G. Fase, *Modelling multivariate stochastic time series for prediction: another look at the Lydia Pinkham data*, werkstuk gepresenteerd op het Wereldcongres van de Econometric Society te Cambridge VS, op 20 augustus 1985; voorts M.M.G. Fase, *Multivariate tijdreeksen en marktonderzoek, Jaarboek van de Nederlandse Vereniging van Marktonderzoekers 1985*, blz. 155-172, en M.M.G. Fase, *Tijdreeksenanalyse voor marktprognose en marktbeleid, Jaarboek van de Nederlandse Vereniging van Marktonderzoekers 1981*, blz. 175-195, alsook M.M.G. Fase, *Forecasting the demand for banknotes: some empirical results for the Netherlands, European Journal of Operational Research*, jg. 6, nr. 3, maart 1981, blz. 269-278.

8) Vgl. b.v. *Trouw*, 24 juli 1986: „CDA en VVD willen 300 miljoen bezuinigen op openbaar vervoer: treinkaartje weer duurder”.

Bijlage. Alternatieve schattingen zonder dummies voor structuurbreken (t-waarden tussen haakjes)

Rotterdam								
Variant	$\hat{\alpha}_1^P$	$\hat{\alpha}_1^{PI}$	$\hat{\alpha}_2^I$	$\hat{\alpha}_2^{HI}$	$\hat{\alpha}_3$	$\hat{\sigma}$	R <sup>2</sup>	$\hat{\epsilon}$
1	-0,51 (5,47)		0,00034 (0,035)		17,71 (55,39)	0,073	0,98	0,54 (8,28)
2		-0,44 (4,40)	-0,0037 (8,26)		15,91 (523,53)	0,0074	0,98	0,60 (9,57)
3	-0,64 (14,51)			0,0041 (3,39)	17,94 (164,15)	0,072	0,97	0,43 (6,07)
4		-0,62 (5,01)		-0,0045 (2,95)	16,00 (133,16)	0,081	0,97	0,80 (16,07)

Den Haag								
Variant	$\hat{\alpha}_1^P$	$\hat{\alpha}_1^{PI}$	$\hat{\alpha}_2^I$	$\hat{\alpha}_2^{HI}$	$\hat{\alpha}_3$	$\hat{\sigma}$	R <sup>2</sup>	$\hat{\epsilon}$
1	-0,59 (9,83)		0,018 (3,44)		17,53 (82,29)	0,044	0,99	0,48 (7,00)
2		-0,72 (8,28)	-0,021 (10,84)		15,43 (957,10)	0,045	0,99	0,53 (8,20)
3	-0,52 (21,73)			0,0034 (6,12)	17,08 (258,85)	0,042	0,98	0,33 (4,52)
4		-0,77 (6,13)		-0,0025 (2,69)	15,45 (199,22)	0,050	0,98	0,81 (17,79)