

Een welstandsverdeling van Haarlem in 1543*

Kwantitatieve toetsing van een zestiende-eeuwse fiscale bron

W.C. BOESCHOTEN EN E. VAN MANEN

1. INLEIDING EN OPZET

Belastingstatistieken vormen een middel bij uitstek om inzicht te verkrijgen in de verdeling van inkomen en vermogen. Dat geldt niet alleen ten aanzien van het heden – de door het Centraal Bureau voor de Statistiek voor Nederland gepubliceerde *Statistiek der Inkomens en Vermogensverdeling*¹ is bij voorbeeld gebaseerd op steekproeven uit gegevens van de belastingdienst – maar evenzeer ten aanzien van het verleden. In archieven bewaarde belastingregisters vormen daarvoor veelal de enige bron met kwantitatieve informatie omtrent inkomens- en vermogensverhoudingen.

Door de groeiende belangstelling voor economisch-sociale structuren wordt in de sociale geschiedenis dan ook in toenemende mate van dergelijke bronnen gebruik gemaakt. Dit komt tot uiting in een sterk groeiend aantal studies waarin aan de hand van fiscale gegevens de sociale structuren van (op zijn vroegst middeleeuwse) steden worden beschreven². Vrij recente Nederlandstalige voorbeelden zijn de studie van Van Schaik³ voor Nijmegen, van Van der Leeuw

* Deze studie vormt een meer kwantitatief georiënteerde aanvulling van B. Speet, met medewerking van E. van Manen, 'Een topografisch, sociografisch en demografisch onderzoek van de stad Haarlem aan de hand van het Kohier van de Tiende Penning van 1543' (doctoraalscriptie, Historisch Seminarium, Universiteit van Amsterdam; Amsterdam, 1978). Zonder het daarvoor verzamelde datamateriaal zou dit artikel niet tot stand gekomen zijn. Wij zijn prof.dr. M.M.G. Fase, dr. R.G. Kreijger en prof. dr. H. van de Wee dank verschuldigd voor hun waardevolle suggesties bij een eerdere versie.

1. Zie onder andere *Centraal Bureau voor de Statistiek. Statistiek van de inkomensverdeling 1973 en van de vermogensverdeling 1974* ('s-Gravenhage: Staatsuitgeverij, 1978).

2. Voor verwijzingen naar dergelijke studies voor middeleeuwse steden in onder andere Nederland, België, Duitsland, Zwitserland, Frankrijk en Italië zij verwezen naar R. van Uytven, 'Bronnen en methoden voor de studie van vermogensgroepen in steden (14e-16e eeuw)', in: *Handelingen van het XXVIe Vlaamse Filologencongres*, III (Gent, 1967) 377-392; W. Blockmans, 'Sociale stratifikatie in de late middeleeuwen: Bronnen, methoden en problemen', in: *Studiën betreffende de sociale structuren te Brugge, Kortrijk en Gent in de 14e en 15e eeuw*, III (Heule, 1975); R. van Schaik, 'De bevolking van Nijmegen in het eerste kwartaal van de 15de eeuw; een kritisch onderzoek naar de waarde van fiscale bronnen', *Bijdragen en Mededelingen Gelre*, LXIX (1976/1977) 7-34.

3. *Ibidem*.

Kistemaker⁴ voor de Warmoesstraat in Amsterdam, van Sparreboom⁵ voor Edam en een aantal studies in de bundel *Studiën betreffende de sociale structuren van Brugge en Gent in de veertiende en vijftiende eeuw*⁶. De hoogte van de aanslag uit de veelal nominatieve belastingrekeningen dient daarbij steeds als maat voor de economisch-sociale positie van de aangeslagen persoon. Aldus wordt een 'nauwkeurige en mathematisch uitdrukbare sociale ladder opgebouwd waarop de plaats van elk individu kan worden aangegeven'⁷. Het zal duidelijk zijn dat proportionaliteit tussen de hoogte van de aanslag en de economisch-sociale positie van de betreffende persoon bij zo'n benadering een cruciale veronderstelling is.

In deze studie zal voor een specifiek geval, namelijk de 'heffing van de tiende penning' op onroerend goed van 1543 in Haarlem, worden nagegaan in hoeverre deze veronderstelling geoorloofd is en welke invloed zij heeft op de te reconstrueren sociale stratificatie. Naar analogie van eerder genoemde studies zullen de in het Kohier van de Tiende Penning⁸ opgetekende aanslagen immers als maat voor de 'sociale status', of welstand van de hoofdbewoner worden gebruikt.

De sterk statistisch georiënteerde analyse van het verband tussen aanslag en sociale status neemt in deze studie een belangrijke plaats in. Daarbij is gebruik gemaakt van de computer. Enerzijds omdat het databestand waarop het totale onderzoek betrekking had met 15.000 gegevens dermate groot was, dat het reeds omwille van enkele betrekkelijk eenvoudige statistische berekeningen de moeite loonde om de gegevens in het computergeheugen in te voeren. Anderzijds omdat de statistische analyse die hier met circa 3.000 uit dat bestand afkomstige gegevens is verricht zonder de hulp van een rekenautomaat (schier) onmogelijk zou zijn geweest.

Met haar nogal statistische inslag valt deze studie in zekere zin onder de grote noemer van de cliometrie, waaronder men de toepassing van statistische technieken op de economische geschiedenis verstaat. Een der problemen bij de cliometrie is gelegen in het feit dat zij het dynamische karakter van de geschiedenis met het meer statische karakter van de (gemodelleerde) economische theorie moet verenigen. Terwijl de economische theorie economische gedragingen onderzoekt onder de voorwaarde dat een bepaalde groep van economische en andere instituties onveranderd blijft, houdt de geschiedwetenschap zich vaak juist bezig met

4. R.E. van der Leeuw-Kistemaker, 'Wonen en werken in de Warmoesstraat; van de 14de tot het midden van de 16de eeuw' (doctoraalscriptie, Werkschrift 7, Historisch Seminarium, Universiteit van Amsterdam; Amsterdam 1974).

5. J. Sparreboom, 'Twee fiscale bronnen uit het stadsarchief van Edam, circa 1462', *Holland*, XIII (1981) 146-164.

6. W. Blockmans, I. de Meyer, J. Mertens, C. Pauwelyn, W. Vanderpijpen, *Studiën betreffende de sociale structuren te Brugge, Kortrijk en Gent in de 14e en 15e eeuw*, I (Heule, 1971).

7. Van Uytven, 'Bronnen en methoden', 378.

8. Kohier van de Tiende Penning, handschrift nr. 220, Gemeente Archief Haarlem.

de verandering van die instituties. Deze studie over Haarlem heeft als momentopname echter een statisch karakter en het beschreven probleem doet zich dan ook slechts zeer zijdelings voor.

Wel is er sprake van een andere moeilijkheid. Volgens Sutch⁹ is het een misvatting te denken dat men in de cliometrie alleen op kwantitatief bewijs kan steunen en dat men meer conventionele historische bronnen, zoals contemporaine observaties en beschrijvingen kan ontberen. De bij de formulering van economisch historische modellen gemaakte veronderstellingen dienen echter te worden gerechtvaardigd, dat wil zeggen hun toepasselijkheid voor een specifieke (historische) situatie dient aannemelijk te worden gemaakt. Daarvoor zijn contemporaine beschrijvende bronnen onontbeerlijk. Op dit punt deed zich echter het probleem voor dat de conventionele bronnen geen uitsluitel konden geven over een aantal tijdens de modellering gerezen vragen. In de loop van dit onderzoek zal blijken dat bij gebrek aan beschrijvend materiaal een keuze tussen twee mogelijke, zeer uiteenlopende veronderstellingen niet gerechtvaardigd is, zodat voor beide de consequenties zijn nagegaan.

De indeling van het artikel is als volgt. In het volgende hoofdstuk wordt het datamateriaal beschreven. In hoofdstuk drie wordt een eerste welstandsverdeling geconstrueerd aan de hand van de aanslagen uit het kohier. In het daaropvolgende hoofdstuk wordt nagegaan in hoeverre de daarbij impliciet gemaakte veronderstellingen aangaande het verband tussen de hoogte van de aanslag en de waarde van het aangeslagen onroerend goed door de data worden bevestigd. In hoofdstuk vijf wordt dan opnieuw een welstandsverdeling geconstrueerd nadat de aanslagen uit het kohier eerst op tweeërlei wijzen zijn gecorrigeerd. Het artikel eindigt met een slotbeschouwing.

2. DE DATA

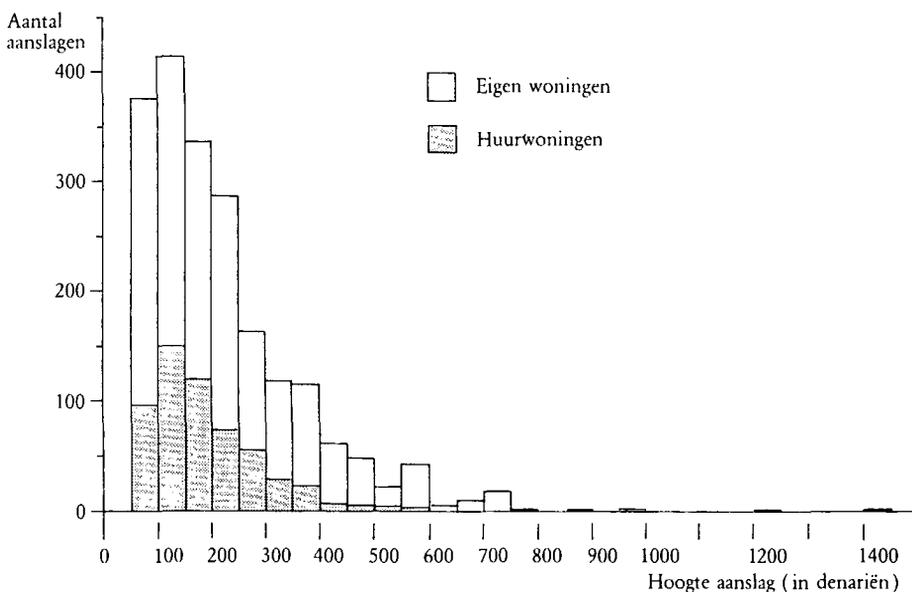
De belangrijkste bron van gegevens voor dit onderzoek is het Kohier van de Tien-de Penning uit 1543, waarin voor Haarlem op een voor toenmalige begrippen zeer gedetailleerde wijze, de aanslagen van de 'heffing van de tiende penning' staan opgetekend. Het betreft een heffing op onroerend goed, waarvan er onder het bewind van landvoogdes Maria van Hongarije in de Nederlandse steden meerdere zijn doorgevoerd.

De hoogte van de aanslagen was gesteld op één tiende van de jaarlijkse huurwaarde. Ging het om een huurwoning, dan werd de werkelijke huur als huurwaarde genomen. Ging het om een woning die door de eigenaar zelf werd be-

9. R. Sutch, 'Frontiers of Quantitative Economic History, circa 1975', in: *Frontiers of Quantitative Economics*, IIB (Amsterdam, 1977) 399-416.

woond, dan was de werkelijke huur niet bekend en werd de huurwaarde getaxeerd. In beide gevallen moest hoogstwaarschijnlijk de eigenaar de aanslag betalen. In totaal staan in het kohier 2034 aanslagen opgetekend, waarvan 1467 (72%) voor eigen woningen en 567 (28%) voor huurwoningen¹⁰. Woningen met een huurwaarde van 600 denariën of minder kwamen niet voor een aanslag in aanmerking en werden niet geregistreerd¹¹. De hierdoor ontstane onvolledigheid is duidelijk uit figuur 1 af te lezen. Een (linker) staart met de laagste aanslag-categorieën ontbreekt bij deze frequentieverdeling volledig. Volgens een globale

Figuur 1 – Frequentieverdeling van de aanslagen in het kohier



10. Er staan eigenlijk 2178 woningen in het kohier opgetekend. Van 144 woningen kon echter de precieze aanslag niet worden achterhaald.

11. Terwille van de uniformiteit zullen bedragen steeds in denariën (het boekhoudkundige equivalent van de penning) worden uitgedrukt. 12 denariën waren equivalent aan een schelling of stuiver, de rekeneenheid van die tijd. 20 schellingen waren op hun beurt equivalent aan een Vlaams pond. Uit timmermansrekeningen afkomstig uit de thesauriersrekeningen (Rekeningen van de thesauriers 1538-1553, Gemeente Archief Haarlem, kast 19, nrs. 118-133) blijkt dat het gemiddelde dagloon van een metselaar in 1543 omstreeks 70 denariën bedroeg. De laagst geregistreerde aanslag van 60 denariën kwam derhalve ongeveer overeen met het dagloon van een metselaar, terwijl de hoogste aanslag van 1.440 denariën overeenkwam met ruim 20 metselaarsdaglonen.

raming gaat het daarbij om circa een derde van het totale woningenbestand¹². De grafiek illustreert verder het feit dat de huurwoningen relatief slecht zijn vertegenwoordigd in de hogere aanslag-categorieën.

Vele kohiers van een dergelijke, vroege datum waren niet meer dan een registratie van anonieme aanslagen, opgetekend zonder relatie met woning, bewoner of eigenaar. Bij dit kohier van Haarlem is het echter mogelijk om uit de beschrijvingen die bij een groot gedeelte van de aanslagen worden gegeven de ligging en het type van de aangeslagen woning op te maken. Zo wordt er onderscheid gemaakt tussen huis, huisje, kamer, kamers en achterkamer. Bij 70% van de aanslagen zijn (mede dank zij aanvullende gegevens) tevens naam, beroep(en) en geslacht van de eigenaar en de eventuele huurder bekend. Het kohier is daarmee voor Haarlem de vroegste bron die voldoende statistisch materiaal bevat voor een enigszins verantwoorde topografische en economisch-sociale momentopname.

De hindernissen die rijzen bij de vertaling van de hoofdzakelijk in tekstvorm vervatte inhoud van het kohier naar bruikbare gegevens zijn alleen te overbruggen als men over aanzienlijke filologische kennis beschikt. Van uniforme aanslagformulieren is geen sprake en er zijn grote verschillen in de wijze waarop de verschillende belastingambtenaren de gegevens hebben opgetekend. Vaak zijn de teksten voor meerdere interpretaties vatbaar. Dat dit alles de betrouwbaarheid van het verkregen materiaal niet ten goede komt is wel duidelijk¹³.

Een tweede, aanvullende bron van gegevens vormen de *transportregisters*¹⁴, waarin de akten der ten overstaan van schepenen gesloten contracten van over-

12. De raming is verkregen door vergelijking van de in het kohier en in de transportregisters beschreven woningenbestanden: Bij 677 van de in het totaal 1008 verkopen die in de transportregisters voor de periode 1540-1546 staan opgetekend kon de bijbehorende woning in het kohier worden teruggevonden. 677 verkopen op een bestand van 2178 woningen komt neer op een gemiddelde omloopnelheid van 0,31 voor die periode. Bij de resterende 331 verkopen waarmee voor het merendeel lage verkoopprijzen waren gemoeid, kon geen bijbehorende woning worden gevonden. Indien voor deze woningen dezelfde omloopnelheid van toepassing is – een eerste verkenning van het datamateriaal wijst in die richting – zou het feit dat bij 331 verkopen geen bijbehorende woning kan worden teruggevonden duiden op een niet in het kohier geregistreerd woningenbestand van 1065 (331/0,31) woningen. Dat zou bijna 33% van het totale (geschatte) bestand van 3243 woningen zijn. In hoeverre het daarbij voor een deel om onbewoonde krotwoningen gaat blijft de vraag.

Ter vergelijking: in het Kohier van de Tiende Penning, dat in 1551 in Rotterdam werd opgemaakt, wordt 31% van de geregistreerde personen als 'pauper' aangemerkt en daarom niet aangeslagen; in 1561 bedraagt dit percentage 34,6. Zie: *Rotterdamse Historiebladen*, Eerste Afdeling (Rotterdam, 1871) 255-301. Ofschoon in deze gevallen uiteraard niet vaststaat, volgens welke criteria de 'belastingvrije' grens werd vastgesteld, geven de cijfers aan dat het afgeleide percentage voor Haarlem in 1543 qua orde van grootte niet uit de toon valt.

13. Voor een uitgebreidere beschrijving van de (filologische) problemen die zich bij het verzamelen der data voordeden zij verwezen naar Speet, 'Een topografisch, sociografisch en demografisch onderzoek van de stad Haarlem'.

14. Transportregisters, Gemeente Archief Haarlem, nr. 76, delen 19-21 (resp. 1535-1538, 1540-1544 en 1545-1548).

dracht van onroerend goed staan opgetekend. Een gedeelte van de in deze registers vermelde transporten behoort bij woningen die men in het kohier kan terugvinden, zodat voor die woningen ook verkoopprijzen bekend zijn. Wil men echter de transportregisters als aanvullende informatiebron bij het kohier gebruiken dan zal men deze over een langere periode moeten beschouwen. In de drie maanden die nodig waren voor het innen van de belastingen zullen immers niet veel woningen verhandeld zijn, ofschoon de mobiliteit van de bevolking van de zestiende-eeuwse stad niet onderschat moet worden. Hoe groter men de beschouwde periode echter neemt, des te groter wordt de kans dat het bij het transportregister behorende woningenbestand door nieuwbouw, verbouw, afbraak of brand niet meer vergelijkbaar is met het woningenbestand dat door het kohier is beschreven. Met het oog daarop zijn alleen die registers in beschouwing genomen die in tijd niet meer dan drie jaar van de datum van optekening van het kohier afliggen. Er staan voor die periode 1540-1546 1008 transporten opgetekend. Bij 677 van deze transporten kon de desbetreffende woning in het kohier worden teruggevonden en bij 519 gevallen kon bovendien de verkoopprijs worden achterhaald.

Deze verkoopprijzen zijn afkomstig uit de tijdspanne 1540-1546. Aangezien wij geïnteresseerd zijn in de woningprijzen in het jaar van de heffing (1543) moeten de prijzen, voor zover niet uit dat jaar afkomstig, worden omgerekend naar prijzen van 1543. Dank zij het feit dat een aantal woningen in de betreffende periode meer dan een keer is verkocht, was het mogelijk om de daarvoor noodzakelijke correctiefactor te ramen¹⁵. De verkoopprijzen uit de transportregisters zijn met

15. Van de woningen, die in de periode 1540-1546 meer dan één keer zijn verkocht, zijn er 72 twee maal, 15 drie maal en 3 vier maal verkocht. Aangezien iedere woning die twee maal is verkocht 1 prijzenpaar, iedere woning die drie maal is verkocht 3 prijzenparen en iedere woning die vier maal is verkocht 6 prijzenparen oplevert, zijn er in het totaal 135 prijzenparen bekend. Een prijzenpaar betekent dat men voor eenzelfde woning over twee prijzen beschikt die afkomstig zijn uit twee verschillende jaren.

Mede op grond van eerdere schattingsuitkomsten die erop wijzen dat de belastingheffing van 1543 geen verandering in de ontwikkeling van de woningprijzen heeft tewegegebracht, is gekozen voor een model waarbij een jaarlijks constante stijging α van de woningprijzen is verondersteld. Voor de verschillende prijzenparen luidt de relatie dan als volgt:

$$(P_j)_i = (1 + \alpha)^i (P_j)_{i-1}; \quad i = 1, 2, \dots, 6$$

met: α jaarlijks constante groei van de woningprijzen

$$(P_j)_i \text{ prijs van woning behorende bij prijzenpaar } j \\ \text{in periode } t; \quad t = 1541, \dots, 1546$$

Aanpassing van deze relatie aan de 135 prijzenparen door minimalisatie van de residuumsom leverde een geschatte α op van 0,0155, wat neerkomt op een jaarlijkse woningprijsstijging van 1,55%. Met behulp van de likelihoodratio test (zie bijvoorbeeld Theil, *Principles of Econometrics* (New York, 1971) 142) is nagegaan of de geschatte groei significant verschillend is van 0. Wij vonden een (onder H_0) $X^2(1)$ verdeelde testwaarde van 8,22 terwijl 3,84 bij een significantieniveau van 5% de kritieke grens is. De nulhypothese dat de prijzen in die periode constant zijn gebleven moet derhalve worden verworpen ten gunste van een geschatte jaarlijkse stijging van 1,55%.

Men kan zich overigens afvragen of de hier gevolgde berekeningswijze niet tot een overschatting van

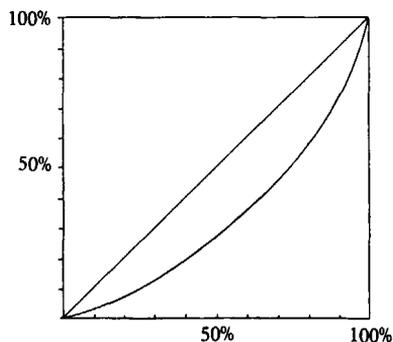
deze correctiefactor, die overeenkomt met een gemiddelde woningprijsstijging van 1,55% per jaar, omgerekend naar prijzen van 1543.

3. DE WELSTANDSVERDELING IN EERSTE INSTANTIE

Alvorens de aanslagen uit het kohier te gebruiken voor een reconstructie van een sociale stratificatie, dient te worden vastgesteld waarvoor de aanslagen precies een indicatie zijn. Indien men de hoogte van de aanslag als maat voor de vermogenspositie neemt, worden alleen de voor hun woningen aangeslagen eigenaren in de beschouwing opgenomen. De huurders die niet werden aangeslagen komen dan allen onder op de sociale ladder te staan. Dit is niet aannemelijk. Wij voeren derhalve het vrij vage begrip welstand in, een weerspiegeling van inkomen, vermogen, status en prestige, en veronderstellen dat een bewoner van een woning, ongeacht of hij huurder of eigenaar is, over een bij die woning passende welstand beschikt; hetzij in de vorm van vermogen als hij eigenaar is, hetzij in de vorm van inkomen voor de betaling van de huur als hij huurder is¹⁶. De welstand van de (hoofd)bewoner is dan op te maken uit de waarde van de door hem bewoonde woning, waarvoor de hoogte van de aanslag als proxy (indicatie) kan worden gebruikt. Wij gaan er derhalve van uit dat de hoogte van de aanslag voor een woning zonder meer kan worden gehanteerd als proxy voor de welstand van de bewoner ervan.

Het is nu mogelijk om aan de hand van de aanslagen uit het kohier een welstandsverdeling op te stellen. In onderstaande figuur is voor deze verdeling de Lorenz-curve in tekening gebracht; waarin voor elk percentage van de naar welstand gerangschikte bevolking (horizontale as) staat weergegeven welk haar aandeel in de totale welstand is (vertikale as).

Figuur 2 – Lorenz-curve van de welstandsverdeling met betrekking tot Haarlem in 1543, op basis van het Kohier van de Tiende Penning



de (algemene) woningprijsstijging leidt. Vermoedelijk zullen het immers juist woningen met een relatief sterke prijsstijging zijn geweest, die vaker zijn verkocht.

16. J. Hannes, 'De woning als statussymbool', *Tijdschrift voor Geschiedenis*, LXXXIV (1971) 361-364.

Het is mogelijk om de ongelijkheid van deze welstandsverdeling in een getal uit te drukken. Van de vele ongelijkheidsmaten¹⁷ is wegens zijn aanschouwelijkheid gekozen voor de, vrij logge, coëfficiënt van Gini, gedefinieerd als het quotiënt van de oppervlakte tussen de diagonaal en de Lorenz-curve enerzijds en de oppervlakte van de rechter benedendriehoek anderzijds. Deze coëfficiënt, die nul is bij absolute gelijkheid en 1 bij absolute ongelijkheid, bedraagt voor de boven geschetste welstandsverdeling 0,34. Als men bedenkt dat de coëfficiënt zowel voor de inkomens- als voor de vermogensverdeling in Nederland in het begin der jaren zeventig ruim boven de 0,40 lag¹⁸, zou dit duiden op een verrassend grote gelijkheid.

De gepresenteerde Lorenz-curve en de daaruit berekende Gini-coëfficiënt zijn echter in zeer hoge mate gehypothetiseerd door het feit dat de woningen met een huurwaarde lager dan 600 denariën – volgens een globale raming ongeveer een derde van het totale woningenbestand – niet in het kohier zijn opgenomen. Het buiten beschouwing laten van de laagste aanslag-categorieën leidt ongetwijfeld tot een ernstige onderschatting van de welstandsongelijkheid. Desondanks hebben wij, anders dan bij voorbeeld Van Schaik¹⁹, wiens materiaal overigens slechts zicht geeft op één derde van de Nijmeegse bevolking, er toch niet van afgezien om de Lorenz-curve en de Gini-coëfficiënt te presenteren. Dit omdat de hier berekende welstandsverdeling het uitgangspunt vormt van de statistische analyse in de hiernavolgende hoofdstukken. Men zal zich echter steeds van het zeer hypothetische karakter ervan bewust moeten zijn. Temeer, daar zij gebaseerd is op de wel erg sterke assumptie dat een ieder eenzelfde woningcriterium gebruikt bij de aanpassing van zijn concrete woonomstandigheden aan zijn welstand.

Aangezien bij een groot aantal aanslagen gegevens over de woningen en de bewoners bekend zijn, kan men nagaan hoe bepaalde woningtypen, straten en bevoeren in de welstandsverdeling scoren. Er blijkt sprake te zijn van algemene patronen die ook in eerder genoemde studies zijn terug te vinden²⁰. Zo kunnen per-

17. J. Pen, J. Tinbergen, 'Hoeveel bedraagt de inkomensongelijkheid sinds 1938?', *Economisch Statistische Berichten* (1976) 880-884.

18. De Gini-coëfficiënt van de inkomensverdeling bedroeg voor Nederland in 1972: 0,418 (*ibidem*). Uit de door het CBS gepubliceerde vermogensverdeling van 1974 voor belastingplichtigen met een vermogen van groter dan 100.000 gulden volgt voor de Nederlandse vermogensverdeling in 1974 een Gini-coëfficiënt van ca. 0,45. De afwezigheid van de onderste vermogenscategorie en definatorische problemen bij het begrip vermogen (het kapitaal van zelfstandigen is bij voorbeeld wel opgenomen, maar het gekapitaliseerde pensioen van inkomstenstrekkers niet) maken deze coëfficiënt echter tot een weinig zeggende maat.

19. Van Schaik, 'De bevolking van Nijmegen', 7-34.

20. Voor een uitgebreide beschrijving van Haarlem zij verwezen naar Speet, 'Een topografisch, sociografisch en demografisch onderzoek van de stad Haarlem'. Of men de situatie in Haarlem mag vergelijken met die in steden een eeuw of meer daarvoor is natuurlijk zeer de vraag. Het gaat hier echter niet om specifieke maar om meer algemene patronen.

sonen met beroepen die hoog scoren in de welstandsverdeling vaak worden aangetroffen in het stadsbestuur en zijn beroepen waarvoor grotere investeringen zijn vereist voornamelijk in de hogere welstandsklassen terug te vinden. Drape-niers (textiel-ondernemers), brouwers (kostbare installaties), slaggers (bewaren van vlees is duur), glasmakers (glas was in die tijd een luxe-goed) en houthandela-ren behoren bij voorbeeld duidelijk tot de meer welgestelde lieden. Ongeschool-den komen daarentegen voornamelijk in de lagere regionen voor.

Deze uitkomsten duiden erop dat het hanteren van de aanslag als proxy voor de welstand tot een plausibele *rangschikking* van de beschouwde bewoners in de welstandsverdeling leidt. Dat wil echter niet zeggen dat het kohier een zuiver beeld geeft van de omvang van het *verschil* in welstand tussen de geregistreeerde bewoners. Hieraan, dat wil zeggen aan de mate van de welstandsongelijkheid, zal in het hiernavolgende aandacht worden besteed.

4. HET VERBAND TUSSEN AANSLAG EN PRIJS

Bij de constructie van de welstandsverdeling is, in navolging van eerder genoem-de studies, impliciet een proportioneel verband verondersteld tussen aanslag en prijs. Is die proportionaliteit echter wel zo aannemelijk? Was er bij de taxatie van de huurwaarde, die de aanslagbasis vormde, bij voorbeeld niet sprake van beïn-vloeding van de taxateurs (zelf behorend tot het stadsbestuur) door meer wel-gestelde, invloedrijke eigenaren? Bovendien is het de vraag of – zoals bij het opstellen van de welstandsverdeling is aangenomen – de getaxeerde huurwaarden van de eigen woningen en de (werkelijke) huurwaarden van huurwoningen wel als gelijkwaardig mogen worden beschouwd.

Om de juistheid van deze impliciet gemaakte veronderstellingen na te gaan is het verband tussen de hoogte van de aanslag en de werkelijke waarde van de aan-geslagen woningen aan een nader onderzoek onderworpen. Dit is mogelijk door-dat, zoals in hoofdstuk twee staat beschreven, voor 404 woningen de (ver-koop)prijs kon worden achterhaald. In de onderstaande tabel zijn de gemiddel-den en de standaarddeviaties (maat voor spreiding) van de aanslagen, de prijzen en verhouding tussen beide grootheden berekend voor alle woningen en voor ei-gen woningen en huurwoningen afzonderlijk²¹.

De gemiddelde verhouding tussen aanslag – één tiende van de huurwaarde – en

21. Onder de oorspronkelijke 404 waarnemingen bleken zich zeven uitschieters te bevinden, dat wil zeggen waarnemingen met een extreme verhouding tussen aanslag en prijs. Dat deze uitschieters het gevolg kunnen zijn van interpretatieproblemen van het datamateriaal lijkt niet uitgesloten, zodat deze zeven waarnemingen zijn weggelaten. De standaarddeviatie van de aanslag-prijsverhouding werd hierdoor tot een derde gereduceerd.

Tabel 1 – Gemiddelden en (tussen haakjes) standaarddeviaties van aanslagen, prijzen en hun verhouding

	aantal	aanslag	prijs	aanslag/prijs
		den.	den. × 1000	in %
eigen woningen	300	222 (134)	31 (65)	0,34 (0,16)
huurwoningen	97	237 (105)	56 (70)	0,52 (0,18)
alle woningen	397	226 (127)	75 (41)	0,39 (0,18)

NB: De gemiddelden (en standaardafwijkingen) in de laatste kolom zijn berekend uit de verhoudingen behorend bij elk der 397 beschouwde woningen en kunnen derhalve afwijken van de verhouding tussen de gemiddelde aanslag en prijs uit de tweede en derde kolom.

prijs blijkt bij de huurwoningen veel hoger te liggen dan bij de eigen woningen. Terwijl eigen woningen gemiddeld voor 0,35% van hun waarde worden aanslagen bedraagt dit percentage bij huurwoningen ruim 0,5%. Gezien dit verschil lijkt het niet juist om de aanslagen voor hun eigen woningen en de aanslagen voor huurwoningen als gelijkwaardige welstand-proxies te hanteren, tenzij men een correctie aanbrengt.

Beschouwing van de gemiddelden in tabel 1 geeft geen antwoord op de vraag of er al dan niet sprake is van een proportioneel verband tussen aanslag en prijs. Om daar inzicht in te krijgen en voor de bepaling van de bovengenoemde correctie, is een model geformuleerd voor het verband tussen aanslag en prijs. De coëfficiënten zijn vervolgens bepaald door het model – na toevoeging van een storingsterm – met behulp van de kleinste-kwadratenmethode aan te passen aan de beschikbare 397 waarnemingen.

Mede op grond van uitkomsten van enkele verkennende schattingen gaan we uit van een lineair verband tussen de (natuurlijke) logaritmes van aanslag en prijs²².

22. Met behulp van Box-Cox-transformatie (G.E.P. Box, D.R. Cox, 'An Analysis of Transformations', *Journal of Royal Statistical Society*, Series B, XXVI, ii (1964) 211-243) werd nagegaan of het verband tussen aanslag en prijs beter met een lineaire dan wel log-lineaire specificatie beschreven kan worden. Daarvoor zijn de variabelen A_i en P_i getransformeerd tot $A_i^{(\lambda)}$ en $P_i^{(\lambda)}$, waarbij $y^{(\lambda)} = \frac{y^\lambda - 1}{\lambda}$. Vervolgens is de vergelijking $A_i^{(\lambda)} = \alpha_0 + \alpha_1 P_i^{(\lambda)}$ zowel voor eigen woningen als voor huurwoningen geschat voor λ 's tussen 0 en 1. Voor $\lambda = 0$ is de vergelijking log-lineair, voor $\lambda = 1$ is de vergelijking lineair. Voor de huurwoningen vonden we de grootste aannemelijkheid bij $\lambda = 0$, zodat voor die woningen een log-lineair verband het meest geschikt is. Voor eigen woningen vonden we bij $\lambda = 0,25$ de grootste aannemelijkheid. Hoewel deze λ significant van 0 bleek te verschillen (de $X^2(1)$ verdeelde testwaarde bedroeg 10,8 bij een kritieke bovengrens van 3,8), is terwille van de eenvoud van interpretatie ook voor de eigen woningen een log-lineair verband gekozen. Dit verdient in ieder geval de voorkeur boven een lineair verband ($\lambda = 1$). De gevonden $\lambda = 0,25$ verschilt veel significanter van $\lambda = 1$ (de testwaarde bedraagt in dat geval 107,6).

$$\ln A_i = \alpha_0 + \alpha_1 \ln P_i \quad (1)$$

met:

A_i aanslag bij woning i
 P_i prijs van dezelfde woning i

Er is sprake van een proportioneel verband als de coëfficiënt α_1 gelijk is aan één. Bij α_1 kleiner dan één is het degressief en bij α_1 groter dan één is het progressief²³. Er is vanuit gegaan dat relatie (1) voor huurwoningen niet noodzakelijk dezelfde hoeft te zijn als voor eigen woningen. Daarmee is rekening gehouden door middel van een dummy-variabele, die de waarde 0 of 1 kan aannemen.

$$\ln A_i = \alpha_0 + \beta_0 \text{dum}_h + \alpha_1 \ln P_i + \beta_1 \text{dum}_h \ln P_i \quad (2)$$

met: dum_h 0 als woning i een eigen woning is
 1 als woning i een huurwoning is

Betreft het een eigen woning ($\text{dum}_h = 0$) dan is de constante gelijk aan α_0 en de coëfficiënt van de prijs gelijk aan α_1 . Betreft het een huurwoning ($\text{dum}_h = 1$) dan bedragen deze coëfficiënten resp. $\alpha_0 + \beta_0$ en $\alpha_1 + \beta_1$. Bij schatting van relatie (2) bleek β_1 niet significant van nul te verschillen, zodat β_1 in de uiteindelijke vorm gelijk aan nul is gesteld. Schatting van (2) geeft dan de volgende uitkomst.

$$\ln A = -1,49 + 0,33 \text{dum}_h + 0,64 \ln P \quad \bar{R}^2 = 0,76 \quad (3)$$

(-14,6) (9,8) (35,0) RS = 0,28

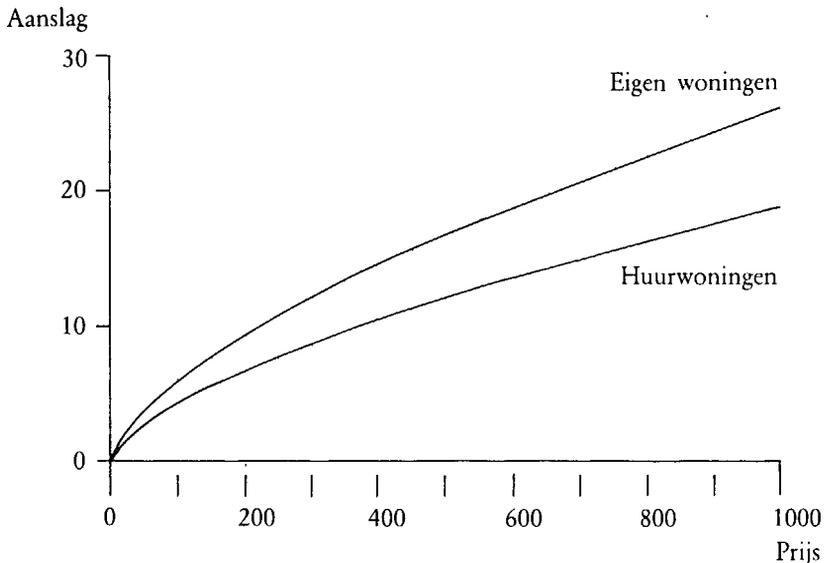
Tussen haakjes staat onder de geschatte coëfficiënten hun t -waarde. Is deze groter dan 1,96 dan is de desbetreffende coëfficiënt met een kans groter dan 95 % verschillend van nul. Tevens staan de voor vrijheidsgraden gecorrigeerde determinatiecoëfficiënt (\bar{R}^2) en de residuele standaardfout (RS) vermeld. Blijkens de waarde van de determinatiecoëfficiënt wordt door het geschatte verband 76 % van de variantie van de aanslagen verklaard.

De coëfficiënt van de prijs is (significant) kleiner dan één zodat er sprake is van een degressief verband tussen aanslag en huur. Aangezien het om een lineaire relatie tussen logaritmen gaat, geeft deze coëfficiënt de elasticiteit van de aanslag met betrekking tot de prijs weer. Een 10 % duurder woning wordt, ongeacht het type, 6,4 % hoger aangeslagen. De aanslag-curven voor de beide woningtypen

23. Relatie (1) kan ook geschreven worden als $A_i = e^\alpha \cdot P_i^\alpha$ zodat voor de belastingvoet geldt: $A_i/P_i = e^\alpha \cdot P_i^{\alpha-1}$. De heffing is proportioneel als deze belastingvoet gelijk is voor iedere P_i , dat wil zeggen als $\delta(A_i/P_i)/\delta P_i = e^\alpha \cdot (\alpha-1) P_i^{\alpha-2} = 0$. Dit is het geval voor $\alpha = 1$. Eenvoudig is na te gaan dat het verband voor $\alpha < 1$ degressief, en voor $\alpha > 1$ progressief is.

staan in figuur 2 afgebeeld. Naar redenen voor het degressieve beloop van deze curven kan men slechts gissen. Wellicht hadden de meer welgestelde eigenaren van duurdere woningen meer mogelijkheden om de hoogte van de aanslag in hun

Figuur 3 – Verband tussen aanslag en prijs



voordeel te beïnvloeden. Voor zover het eigen woningen betreft is dat een mogelijke verklaring. De aanslagen zijn dan immers gebaseerd op getaxeerde huurwaarden. In het geval van huurwoningen is deze verklaring echter minder waarschijnlijk omdat de aanslagen daarvoor zijn gebaseerd op werkelijke huurwaarden, zodat er minder mogelijkheden tot beïnvloeding van de aanslaghoogte waren. Wellicht was er ook werkelijk sprake van een degressieve relatie tussen huurwaarde en prijs. Wij zullen ons hier niet verder in deze kwestie verdiepen. Waar het ons om gaat is in hoeverre de direct aan de hand van aanslagen geconstrueerde welstandsverdeling uit hoofdstuk drie een vertekend beeld geeft van de welstandsongelijkheid, omdat er van de daarbij veronderstelde proportionaliteit tussen aanslag en prijs geen sprake blijkt te zijn.

De positieve, significant van nul verschillende *coëfficiënt van de dummy-variabele* bevestigt het op grond van de cijfers uit tabel 1 gerezen vermoeden dat huurwoningen in verhouding tot hun prijs zwaarder werden belast dan eigen woningen. De aanslag – een tiende van de huurwaarde – ligt bij een huurwoning bijna 40% hoger dan bij een eigen woning van eenzelfde prijs. A priori is hiervoor geen reden. Er is bij voorbeeld bij deze heffing geen expliciet onderscheid ge-

maakt tussen huurwoningen en eigen woningen zoals in het geval van de door Blockmans²⁴ beschreven belastingheffing in Gent. Daarbij werden huurwoningen met een tiende penning (10%) twee maal zo zwaar belast als eigen of leegstaande woningen die slechts met een twintigste penning (5%) werden belast.

De meest waarschijnlijke verklaring voor het feit dat in Haarlem eigen woningen relatief minder zwaar werden belast is dat de huurwaarde van deze eigen woningen systematisch onjuist, dat wil zeggen in verhouding tot hun kwaliteit en prijs, te laag is getaxeerd. Het feit dat de eigenaar/bewoner bij de taxatie aanwezig was en daardoor een directere invloed op de taxatie kon uitoefenen is daar wellicht een oorzaak van.

Een tweede mogelijke, maar veel minder waarschijnlijke verklaring is dat de taxatie van de huurwaarde van eigen woningen wel juist, dat wil zeggen in overeenstemming met hun kwaliteit en andere eigenschappen plaats vond, maar dat de verhouding tussen aanslag en prijs bij huurwoningen desalniettemin hoger ligt, omdat hun prijs systematisch lager ligt dan die van vergelijkbare eigen woningen. Deze verklaring gaat ervan uit dat – zoals bij voorbeeld momenteel in Nederland – een woning in bewoonde staat aanzienlijk minder waard was dan in onbewoonde staat. Het is echter zeer de vraag of dat het geval was. Reguleringen die dat soort situaties in de hand werken waren er niet en er is een aantal redenen om aan te nemen dat de woningmarkt in Haarlem in 1543 een rustige (kopers)markt was die weinig regulering behoefde. Zo blijkt uit de van 1494 daterende *Enquete*²⁵ en de van 1514 daterende *Informacie*²⁶ dat een aanzienlijk aantal woningen leegstond. Daar er zich in de daaropvolgende periode geen bijzondere ontwikkelingen hebben voorgedaan – de bevolkingsexplosie vond plaats na 1600 – is het aannemelijk dat er ook in 1543 nog sprake was van enige leegstand. Bovendien was er binnen de stadsmuren een overschot aan bebouwbare ruimte. Van een overspannen, krappe markt lijkt derhalve geen sprake te zijn geweest. Ook de voor de periode 1540-1546 berekende gemiddelde jaarlijkse woningprijstijging van 1,55% wijst niet bepaald in die richting.

Al met al lijkt het niet erg waarschijnlijk, dat het significante verschil tussen de aanslag-prijsverhouding bij huurwoningen en eigen woningen – althans volledig – moet worden geweten aan een systematische discrepantie tussen de prijzen van beide woningtypen. Desalniettemin zullen in het hiernavolgende, waarin de aan-

24. W. Blockmans, 'Peilingen naar de sociale structuren te Gent tijdens de late 15e eeuw', in: Blockmans, e.a., *Studiën betreffende de sociale structuren*, 1, 215-262.

25. R. Fruin, *Enquete ende Informacie upt stuck van der reductie ende reformatie van den Schiltalen voertijts getaxeert ende gestelt geweest over de landen van Holland ende Vrieslant, gedaen in den jaere 1494* (Leiden, 1876).

26. R. Fruin, *Informacie up den staet, faculteijt ende gelegenheit van de steden en de dorpen van Hollant ende Vrieslant om daermee te reguleren de nijeuwe schiltale, gedaen in den jaere 1514* (Leiden, 1866).

slagen worden gecorrigeerd, ook de consequenties voor deze tweede veel minder waarschijnlijke mogelijkheid worden nagegaan, omdat contemporaine bronnen in deze kwestie toch geen definitief uitsluitsel geven.

5. CORRECTIE DER AANSLAGEN EN DE WELSTANDSVERDELING OPNIEUW BEREKEND

Gaat men ervan uit dat de prijs van een woning een goede proxy is voor de welstand van de bewoner ervan, dan geldt hetzelfde voor de aanslag van een woning, mits het verband tussen aanslag en prijs proportioneel is, en mits er geen verschil is tussen de wijzen waarop eigen woningen en huurwoningen zijn aangeslagen. Uit de (schattings)uitkomsten blijkt dat aan geen der beide voorwaarden is voldaan. Wil men de aanslagen toch als welstand-proxy gebruiken, onder andere om een welstandsverdeling te berekenen, dan dienen zij zowel voor het degressieve verband tussen aanslag en prijs, als voor het systematische verschil ervan bij huurwoningen en eigen woningen te worden gecorrigeerd. Daarna kan dan alsnog een welstandsverdeling worden geconstrueerd.

a. het geval van onjuiste taxatie

In dit geval zijn ten gevolge van het feit, dat de huurwaarde – de basis voor de aanslag – bij eigen woningen systematisch te laag is getaxeerd, de aanslagen van huurwoningen en eigen woningen niet zonder meer vergelijkbaar. Er is een correctie voor deze onjuiste taxatie vereist. Met het oog hierop worden de aanslagen van huurwoningen omgerekend naar aanslagen van eigen woningen²⁷. De daarvoor noodzakelijke correctiefactor kan met behulp van vergelijking (3) worden bepaald. Immers, zij $(A_i)_h$ de aanslag van een huurwoning i met prijs P_i en zij $(A_i)_e$ de aanslag waarmee deze woning zou zijn belast als het een eigen woning (met dezelfde prijs P_i) was geweest, dan geldt volgens vergelijking (3):

$$\ln (A_i)_h = 0,33 - 1,49 + 0,64 \ln P_i = 0,33 + \ln (A_i)_e \quad (4)$$

Herschrijving geeft:

$$\ln (A_i)_e = \ln (A_i)_h - 0,33 \quad (5)$$

27. Hoewel in dit geval de aanslagen van huurwoningen 'juister' zijn dan de aanslagen van eigen woningen, is er de voorkeur aan gegeven om de aanslagen van huurwoningen te transformeren naar aanslagen voor eigen woningen. Dit, omdat relatie (3) voor de eigen woningen over een aanzienlijk groter (prijs)bereik is geschat dan voor de huurwoningen, zodat de navolgende invertering van alle aanslagen naar prijzen beter met relatie (3) voor eigen woningen berekend kan worden. Voor de welstandsverdeling heeft deze keuze, afgezien van het genoemde voordeel van een grotere betrouwbaarheid, verder geen consequenties.

Wat ook kan worden geschreven als:

$$(A_i)_e = e^{-0,33} (A_i)_h = 0,72 (A_i)_h \quad (6)$$

De correctiefactor bedraagt derhalve 0,72. Na omrekening van aanslagen van huurwoningen naar aanslagen van eigen woningen volgens (6), beschikken we over een reeks van vergelijkbare aanslagen. Berekent men de Gini-coëfficiënt voor de met deze aanslagen berekende welstandsverdeling, dan blijkt deze met een waarde van 0,36 ruim 6% hoger te liggen dan de Gini-coëfficiënt bij de welstandsverdeling op basis van ongecorrigeerde aanslagen.

Vervolgens dient de reeks met vergelijkbare aanslagen te worden gecorrigeerd voor het feit dat het verband tussen aanslag en prijs niet proportioneel is, terwijl dat wel één van de voorwaarden was om de aanslagen als welstand-proxy te mogen gebruiken. Hiervoor is gecorrigeerd door voor alle aangeslagen woningen uit de bekende aanslag de prijs te berekenen. Is de verdeling der woningprijzen bekend, dan is ook de welstandsverdeling bekend, aangezien de prijs van een woning als juiste proxy voor de welstand van de bewoner ervan is aanvaard. Voor het verband tussen prijs en aanslag geldt nu volgens vergelijking (3)

$$\ln P_i = \frac{1}{0,64} \ln A_i + \frac{1,49}{0,64} = 1,56 \ln A_i + 2,33 \quad (6)$$

waaruit volgt: $P_i = e^{2,33} \cdot A_i^{1,56} = 10,28 A_i^{1,56}$

Aan de hand van deze prijzenreeks kan opnieuw een welstandsverdeling worden opgesteld. De Gini-coëfficiënt van deze nieuwe, als juist te beschouwen verdeling bedraagt 0,52 en is bijna 56% groter dan die van de oorspronkelijke verdeling.

b. Het geval van juiste taxatie

In het geval dat de eigen woningen juist zijn getaxeerd hoeven de aanslagen van huurwoningen niet te worden omgerekend naar aanslagen van (even dure) eigen woningen. Door de juiste taxatie kunnen de aanslagen van beide woningtypen als gelijkwaardig worden beschouwd. Wel dient er, om de gewenste welstand-proxy te verkrijgen, te worden gecorrigeerd voor het degressieve karakter van de belastingheffing. Met het oog daarop zijn alle aanslagen volgens relatie (6) omgerekend naar prijzen van eigen woningen.

De Gini-coëfficiënt van de aan de hand van deze prijzenreeks geconstrueerde welstandsverdeling bedraagt 0,50 en ligt daarmee – hoewel iets lager dan in het vorige geval van onjuiste taxatie – nog altijd bijna 48% boven de waarde van de op basis van ongecorrigeerde aanslagen opgestelde verdeling. De toename van

de ongelijkheidsmaat moet in dit geval volledig worden toegeschreven aan de correctie voor de degressieve belastingheffing. Bij de vorige verdeling nam daarnaast de ongelijkheid nog toe met 6% ten gevolge van de correctie van de systematisch te lage aanslag der eigen woningen. Hoewel de Gini-coëfficiënten elkaar niet erg veel ontlopen is de opbouw van de verdelingen zeer verschillend. De welstand van de huurders ligt bij de eerste, voor het geval van onjuiste taxatie berekende, verdeling ruim een kwart lager dan bij deze tweede verdeling. In tabel 2 zijn de onder verschillende veronderstellingen berekende Gini-coëfficiënten nog eens samengebracht.

Tabel 2 – Gini-coëfficiënten van op verschillende wijze geconstrueerde welstandsverdelingen van Haarlem in 1543

	Onjuiste taxatie van eigen woningen	Juiste taxatie van eigen woningen
Aanslagen ongecorrigeerd	0,34	0,34
Aanslagen gecorrigeerd voor verschil tussen huurwoningen en eigen woningen	0,36	0,34
Aanslagen gecorrigeerd voor verschil tussen huurwoningen en eigen woningen en voor het degressieve verband tussen aan- slag en prijs	0,52	0,50

6. SLOTBESCHOUWING

Bij de beschrijving van economisch-sociale structuren van (op zijn vroegst middeleeuwse) steden wordt in toenemende mate gebruik gemaakt van fiscale bronnen. Aan de hand van de aanslagen uit de vaak nominatieve belastingregisters wordt getracht om vermogens- en/of inkomensstructuren te reconstrueren.

Eén algemeen erkend bezwaar van deze benadering is dat het gebruikte bronnenmateriaal vaak slechts op een deel van de bevolking betrekking heeft. Met name de fiscaal lagere klassen kwamen veelal niet voor een aanslag en de daaraan verbonden registratie in aanmerking. De uiteindelijke uitkomsten van de analyses zijn hierdoor veelal in hoge mate vertekend²⁸.

Een ander bezwaar, waarvan de importantie nauwelijks lijkt te worden onder-

28. H. Soly, 'Zin en onzin van bronnenpublicaties betreffende middeleeuwse en 16de eeuwse sociale geschiedenis', *Tijdschrift voor Geschiedenis*, XC (1977) 231-235.

kend, is gelegen in het feit dat men er impliciet vanuit gaat dat er bij een evenredige belastingheffing ook inderdaad sprake is van een proportioneel verband tussen de hoogte van de aanslag en de werkelijke waarde van datgene (veelal onroerend goed) waarop de aanslag betrekking heeft²⁹. De veronderstelde proportionaliteit wordt echter nooit op bevredigende wijze geverifieerd.

In deze studie is aan de hand van een heffing op onroerend goed in de stad Haarlem in 1543 aangetoond dat van een dergelijke proportionaliteit niet zonder meer sprake hoeft te zijn. Met data ontleend aan het Kohier van de Tiende Penning van 1543 (en uit andere contemporaine bronnen) is met behulp van de computer het verband tussen de hoogte van de aanslag en de marktwaarde van het aangeslagen onroerend goed gereconstrueerd. Er blijkt, ondanks het feit dat het gaat om een evenredige belastingheffing, sprake te zijn van een significant degressieve relatie, omdat de (in driekwart van de gevallen getaxeerde) huurwaarde, die de aanslagbasis vormde, minder dan evenredig toeneemt met de marktwaarde. Voor zover de waarde van een woning als maat voor de welstand van de bewoner ervan wordt beschouwd, leidt dit tot een onderschatting van de welstandsongelijkheid. Correctie voor deze vertekening doet de welstandsongelijkheid voor Haarlem, uitgedrukt in de coëfficiënt van Gini met bijna 50% toenemen tot circa 0,50.

Maar ook na deze correctie blijven er onzekerheden. De welstandsongelijkheid wordt hoogstwaarschijnlijk nog onderschat omdat woningen met een huurwaarde lager dan 600 denariën – volgens een globale raming een derde van het totale woningenbestand – buiten beschouwing zijn gebleven. Voorts is de economisch-sociale positie van de huurders ten opzichte van de eigenaren in hoge mate afhankelijk van de verklaring die men 'kiest' ten aanzien van het feit dat huurwoningen 40% zwaarder werden belast dan (gelijkwaardige) eigen woningen.

Aldus maken de uitkomsten van deze studie duidelijk dat bij het opstellen van sociale stratificaties aan de hand van gegevens uit belastingstatistieken een grote voorzichtigheid dient te worden betracht en dat met name dient te worden gewaakt voor te snelle assumpties, zoals die maar al te vaak zijn gemaakt. Deze bevindingen doen echter niets af aan het feit dat een dergelijke aanwending van fiscale bestanden wel degelijk zinvol kan zijn. In het bijzonder waar het gaat om relatieve vergelijkingen binnen die bestanden, bij voorbeeld tussen wijken of tussen verschillende beroepsgroepen.

29. Zo stelt Van Uytven, 'Bronnen en methoden', 384: 'Bij gebrek aan werkelijke vermogenslijsten kan men zijn toevlucht nemen tot detailrekeningen van vermogensbelastingen, ook al is de heffingsvoet van de belasting niet bekend. Men mag immers geredelijk aannemen dat het betaalde bedrag in verhouding staat tot de rijkdom en het bezit'. Vervolgens laat hij een korte uiteenzetting volgen, die de veronderstelling aannemelijk moet maken. Soortgelijke (verbale) betogen zijn ook in de studies, zoals die van Blockmans te vinden, waarin deze benadering praktisch ten uitvoer wordt gebracht.

Het Plakkaat van Verlatinge (1581) en de Declaration of Independence (1776)*

J.P.A. COOPMANS

I. Inleiding

Het jaar 1981 ging voorbij zonder dat in enig officieel nationaal kader het vierde eeuwfeest van ons vrijheidscharter, *het Plakkaat van Verlatinge* werd herdacht. Wij vierden in dat jaar wel het 450-jarig bestaan van de Raad van State en in 1979 het vierde eeuwfeest van de Unie van Utrecht, zoals wij in 1976 eveneens stilstonden bij het feit dat het toen vier eeuwen geleden was dat de Pacificatie van Gent werd gesloten. De herdenking van de Verlatinge vond slechts plaats in een enkele bijeenkomst. Er verschenen voorts twee boeken die rechtstreeks het *Plakkaat* betreffen. De studie van M.E.H.N. Mout, getiteld *Het Plakkaat van Verlatinge 1581* werd echter allereerst geschreven ter gelegenheid van het 400-jarig bestaan van de Nederlandse Staatsdrukkerij. Een zuiver privé-initiatief was de in 1981 verschenen studie van J.J. Grolle, *Weg met de koning: 's Konings zegel gebroken; het ontstaan van de Nederlandse Staat in 1581*¹. Verder werd nog in een enkel artikel de aandacht gevraagd voor hetgeen op 26 juli 1581 door de Staten-Generaal zo ingrijpend voor de staatkundige ontwikkeling der Nederlanden werd besloten. Deze gang van zaken was vooral te wijten aan de omstandigheid dat bij de herdenking van de Unie van Utrecht in 1979 een aantal aspecten van de Verlatinge in de toen uitgegeven geschriften werd 'meegenomen'.

Intussen verdient het *Plakkaat van Verlatinge* in onze tijd alle aandacht. Aan

* Voor het Plakkaat maak ik gebruik van de tekst zoals deze is afgedrukt in M.E.H.N. Mout, *Plakkaat van Verlatinge 1581, Facsimile-uitgave van de originele druk Charles Silvius 'gheswore Drucker der Staten 's landts van Hollandt', Inleiding, transcriptie en vertaling in hedendaags Nederlands ('s-Gravenhage, 1979) 94-128. Als uitgave van de Declaration hanteer ik de tekst zoals die is opgenomen in Edward Conrad Smith, *The Constitution of the United States. With Case Summaries* (9e dr.; New York, Evanston, San Francisco, Londen, 1972) 24-27. Voor de Apologie van Willem van Oranje gebruik ik de tekstuitgave *Apologie ofte Verantwoordinge van den Prince van Orangien*, Alb. Verwey, ed. (Santpoort, Antwerpen, 1923). De citaten uit deze staatsstukken zullen niet voorzien zijn van noten, maar het nummer dat tussen haakjes achter het citaat is geplaatst, verwijst naar de bladzijde van de betreffende uitgave, waarop het geciteerde voorkomt.*

1. J.J. Grolle, *Weg met de koning. 's Konings zegel gebroken, het ontstaan van de Nederlandse Staat in 1581* (Den Haag, 1981).