

Prijselasticiteit van de vraag naar leidingwater in Vlaanderen

Finaal onderzoeksrapport

Dr. Emiel Maasland

Dr. Paul de Hek

Dr. Ajay Bhaskarabhatla

Arie-Jan van der Toorn, MSc

Dit onderzoek is uitgevoerd in opdracht van de Vlaamse Milieumaatschappij

Rotterdam, oktober 2018

© Copyright SEOR 2018

Alle rechten voorbehouden. Het is geoorloofd binnen de perken van de Auteurswet gegevens uit dit rapport te gebruiken mits daarbij de bron duidelijk en nauwkeurig wordt vermeld.

<i>Contactpersoon</i>	Dr. Emiel Maasland
<i>Adres</i>	SEOR BV Burgemeester Oudlaan 50 3062 PA Rotterdam
<i>Telefoon</i>	+31 (0) 10 – 408 1513
<i>E-mail</i>	emaasland@ese.eur.nl
<i>Internet</i>	www.seor.nl

Klankbordgroep

De VMM-begeleidingsgroep bestond uit de volgende personen:

Junior Burssens (VMM, WR)

Ellen Wailly (VMM, WR)

Ingeborg Limbourg (VMM, WR)

Julie Huylenbroeck (VMM, WR)

Nathalie Dewolf (VMM, WR)

Bruno Pevenage (VMM, AENT)

Erwin Janssens (Vlaamse ombudsdienst)

Jens Timmermans (AquaFlanders)

Henk Van Hootegem (Steunpunt tot bestrijding van armoede, bestaansonzekerheid en sociale uitsluiting)

Marnix Van Sevenscoten (VMM, AOW)

Ilse Gelaude (VMM, AELT)

Annick Lamote (SERV)

Voorwoord

Het voorliggende onderzoeksrapport is door SEOR in opdracht van VMM opgesteld. In dit rapport hebben we een methodiek ontwikkeld waarmee periodiek de prijselasticiteit van de vraag naar leidingwater in Vlaanderen geschat kan worden en de impact van de tariefstructuur op het leidingwaterverbruik inzichtelijk gemaakt. Wij hopen dat VMM met behulp van de door ons ontwikkelde methodiek in de toekomst de tariefstructuur zodanig kan vormgeven dat het gebruikers (nog beter) aanzet tot efficiënt waterverbruik. Op deze plaats past een woord van dank aan de leden van de klankbordgroep die zorg gedragen hebben voor de aanlevering van de data en ons bijgestaan hebben in de interpretatie van de data. Vanzelfsprekend berust de verantwoordelijkheid voor de resultaten en conclusies die in dit rapport worden gepresenteerd volledig bij SEOR.

Emiel Maasland
Paul de Hek
Ajay Bhaskarabhatla
Arie-Jan van der Toorn

Rotterdam, oktober 2018

Managementsamenvatting

1. De Europese Kaderrichtlijn Water bepaalt dat het waterprijsbeleid adequate prikkels moet bevatten voor de gebruikers om de watervoorraden efficiënt te benutten. Het efficiënte verbruik van water is noodzakelijk vanwege de implicaties van het verbruik voor de volksgezondheid en het milieu.
2. Een wezenlijk onderdeel van het aanzetten tot verstandig waterverbruik is het ontwikkelen van een tariefstructuur met economische prikkels om gematigd waterverbruik te stimuleren. In combinatie met andere methoden, zoals sensibilisering en technische verbeteringen, wordt daarvoor in Vlaanderen een tariefbeleid voor kostenallocatie van drinkwater en sanering als instrument gehanteerd. De integrale waterfactuur van een huishouden in Vlaanderen wordt daardoor enerzijds bepaald door het tarief en anderzijds door de tariefstructuur.
3. Een relatief groot deel van de tariefstructuur van de integrale waterfactuur voor de huishoudens kent een verplicht progressieve structuur. In de tariefstructuur is een relatief lage (geparametriseerde) drempel ingebouwd waardoor het tarief sprongsgewijs stijgt. Watermaatschappijen zijn sinds 2016 verplicht om een uniforme tariefstructuur (met één basis- en één comforttarief) toe te passen over geheel Vlaanderen voor zowel drinkwater als voor sanering en zuivering. Inzicht in de prijselasticiteit van de vraag naar leidingwater is nodig om de efficiëntie van dit instrument te evalueren.
4. In deze studie staan drie onderzoeksvragen centraal:
 - Hoeveel bedraagt de prijselasticiteit van leidingwater in Vlaanderen en welke zijn de bepalende parameters?
 - Zet de nieuwe tariefstructuur aan tot duurzamer waterverbruik door de abonnees?
 - In welke mate en hoe interfereert de prijselasticiteit met de impact van de tariefstructuur op het leidingwaterverbruik?
5. De prijselasticiteit van leidingwater in Vlaanderen wordt in deze studie met behulp van een paneldatamodel (op statistisch sectorniveau) geschat op basis van facturatiegegevens over de periode 2009 tot en met 2016, de sinds 2009 toegepaste tarieven, tariefstructuren en de samenstelling van de watermaatschappijen, alsmede data over socio-economische factoren (zoals inkomen en huishoudenssamenstelling). Deze prijselasticiteit wordt geschat op circa -0.17. Dit betekent dat wanneer de prijs met 10% verhoogd wordt, het waterverbruik gemiddeld met 1.7% daalt. De prijselasticiteit van de vraag is dus relatief inelastisch, i.e. er is weinig invloed van het tarief op het verbruik. Aangezien de percentuele verandering in de vraag aanzienlijk kleiner is dan de percentuele verandering in de prijs, leidt een prijsstijging van leidingwater weliswaar tot minder waterverbruik door de abonnees, maar niet in die mate dat de omzet van de watermaatschappij hierdoor daalt.

6. De variatie van de prijselasticiteit op basis van waterverbruik van een huishouden is gering. Huishoudens met een laag waterverbruik reageren minder op de huidige (marginale) prijs dan huishoudens met een hoog waterverbruik, maar ze reageren wel meer op de prijs van een jaar eerder. In totaal zijn de aanpassingen van het waterverbruik op veranderingen in de prijs tussen verschillende groepen van huishoudens naar de hoogte van het waterverbruik vergelijkbaar (procentueel gezien). De invloed van het progressief tarief is dus beperkt.
7. Uit de studie komt verder naar voren dat het inkomen een positief effect heeft op het waterverbruik. Voor huishoudens die binnen het basistarief vallen vinden we een inkomenselasticiteit van 0.13; voor huishoudens die in het comforttarief vallen komt de inkomenselasticiteit uit op 0.07. Wie een hoger inkomen heeft zal dus meer verbruiken. Het meerverbruik zal zich sterker manifesteren in het basisverbruik dan wanneer het huishouden al comfortverbruik heeft. Het progressief tarief heeft hier dus wel invloed.
8. Ook de watermaatschappij an sich heeft invloed op het waterverbruik. Het verschil in gemiddeld waterverbruik van gelijkaardige huishoudens tussen watermaatschappijen kan oplopen tot circa 25%. De oorzaak hiervan moet mogelijk gevonden worden in het beleid van de watermaatschappijen of de kenmerken van de regio waarin een watermaatschappij actief is.
9. Ten slotte blijkt dat de leeftijdsopbouw belangrijk kan zijn voor het waterverbruik: relatief meer ouderen (> 65 jaar) en jongeren (< 25 jaar) in een wijk ten opzichte van werkenden leidt tot een toename in het waterverbruik. Ook het aantal huurhuizen lijkt een invloed te hebben. Relatief meer huurhuizen ten opzichte van huizen in eigendom in een wijk leidt tot meer waterverbruik.
10. Een vergelijking van de prijselasticiteit vóór en na de wijziging van de tariefstructuur is op dit moment nog niet goed mogelijk. Er is namelijk nog onvoldoende data beschikbaar van na de invoering van de uniforme tariefstructuur. Het is daarom aan te bevelen de huidige dataset de komende jaren uit te breiden en de schattingen opnieuw te doen.
11. Op basis van de huidige data hebben we geen effect gevonden van de keuze van de grenswaarde tussen basis- en comforttarief op het leidingwaterverbruik. Een voorzichtige conclusie die we nu kunnen trekken is dat voornamelijk het tarief aanzet tot duurzamer waterverbruik en dat de verandering van de tariefstructuur op zich geen effect heeft op de prijselasticiteit.

Inhoudsopgave

1	Inleiding	8
1.1	Aanleiding onderzoek	8
1.2	Onderzoeksopdracht	9
1.3	Methodologie	9
1.4	Leeswijzer	9
2	Wat is de prijselasticiteit van de vraag?.....	11
3	Econometrische modellen	13
4	Literatuurstudie	17
5	Vlaamse context voor de prijselasticiteit van de vraag naar leidingwater	21
6	Beschrijving van de data	29
7	Trendanalyse van historische gegevens	33
8	Kandidaatmodellen ter beantwoording onderzoeksvragen	38
9	Beantwoording van de onderzoeksvragen	41
9.1	Schatting prijselasticiteit	42
9.1.1	Standaard OLS model	42
9.1.2	Beschrijving en keuze geprefereerde paneldatamodel	46
9.1.3	Uiteindelijke schatting prijselasticiteit	51
9.2	Impact nieuwe tariefstructuur	57
9.3	Interferentie prijselasticiteit en impact tariefstructuur	59
	Referenties	60
	Appendix	64
	Onderzoeksteam	68

1 Inleiding

1.1 Aanleiding onderzoek

De Europese Kaderrichtlijn Water¹ bepaalt dat het waterprijsbeleid adequate prikkels moet bevatten voor de gebruikers om de watervoorraden efficiënt te benutten. Het efficiënte verbruik van water is noodzakelijk vanwege de implicaties van het verbruik voor de volksgezondheid en het milieu. Een integraal onderdeel van het aanzetten tot verstandig waterverbruik is het ontwikkelen van een tariefstructuur en het creëren van economische prikkels om gematigd waterverbruik te stimuleren. In combinatie met andere methoden, zoals sensibilisering en technische verbeteringen, wordt daarvoor in Vlaanderen een tariefbeleid voor kostenallocatie van drinkwater en sanering als instrument gehanteerd. De integrale waterfactuur van een huishouden in Vlaanderen wordt daardoor enerzijds bepaald door het tarief en anderzijds door de tariefstructuur. Een relatief groot deel van de tariefstructuur van de integrale waterfactuur voor de huishoudens kent een verplicht progressieve structuur. Watermaatschappijen zijn sinds 2016 verplicht om een uniforme tariefstructuur toe te passen over geheel Vlaanderen voor zowel drinkwater als voor sanering. Inzicht in de prijselasticiteit van de vraag naar leidingwater is nodig om de efficiëntie van dit instrument te evalueren.²

Ook voor drinkwatermaatschappijen is een onderbouwde inschatting van de prijselasticiteit onontbeerlijk omdat zij zowel voor drinkwater als voor sanering en zuivering het tarief vaststellen in functie van onder andere de verwachte evolutie van het drinkwatergebruik door de huishoudens.³ De evolutie van het kostendekkend tarief voor drinkwater wordt sinds 2017 voor een periode van zes jaar vastgelegd via tariefplannen. De tariefbepaling sanering is vooralsnog op jaarbasis. De prijszetting van beide onderdelen gebeurt momenteel onafhankelijk van elkaar en zullen dus elk op hun eigen wijze de hoogte van de integrale waterfactuur beïnvloeden.

Water is als levensnoodzakelijk goed in principe prijsinelastisch. Een studie uit 2006 in opdracht van MIRA (Bogaert e.a., 2006) raamt de prijselasticiteit op -0.84, hetgeen betekent dat bij een prijsstijging van water met 10%, het watergebruik per huishouden gemiddeld met 8.4% zal afnemen. Aangezien deze studie tekortkomingen bevat (en niet voldoende recent is) ontbreekt nog een grondig kwantitatief inzicht in de prijselasticiteit van water om scherp de impact op gedragswijziging en diverse gezinstypes in kaart te brengen.⁴ Een nieuwe studie is daarom noodzakelijk, te meer omdat de prijselasticiteit van -0.84 een stuk negatiever is (d.w.z. minder inelastisch is) dan die uit studies voor andere landen volgen (infra Tabel 4.1).

¹ PB L 327 van 22.12.2000. Zie http://eur-lex.europa.eu/resource.html?uri=cellar:5c835afb-2ec6-4577-bdf8-756d3d694eeb.0005.02/DOC_1&format=PDF.

² Het betreft hier het gereguleerde deel van het drinkwaterverbruik (huishoudelijk verbruik).

³ Het tarief voor sanering wordt door respectievelijk de watermaatschappij in samenspraak met de gemeente en de Vlaamse overheid vastgesteld. In de praktijk wordt overigens vaak het maximum toegelaten tarief toegepast.

⁴ Zie <https://docs.vlaamsparlament.be/docs/stukken/2015-2016/g562-1.pdf> (p. 7).

1.2 Onderzoeksopdracht

In de offerteaanvraag van juni 2017 (Bestek nr. VMM_AENT_2017_08) heeft VMM de onderzoeksvragen als volgt geformuleerd:

1. Hoeveel bedraagt de prijselasticiteit van leidingwater in Vlaanderen? Welke zijn de bepalende parameters (vb. drinkwatermaatschappij, ligging, doelgroep)? Wat zijn de grenzen van de prijselasticiteit? Bij welk verbruik wordt leidingwater nagenoeg volkomen inelastisch of zullen er substituten gezocht worden?
2. Zet de nieuwe tariefstructuur aan tot duurzamer waterverbruik door de abonnees? Is er een effect op het leidingwaterverbruik?
3. In welke mate en hoe interfereert de prijselasticiteit met de impact van de tariefstructuur op het leidingwaterverbruik?

Naast de beantwoording van bovenstaande vragen dient de studie een methode vast te leggen die een periodieke, vergelijkbare toetsing mogelijk maakt.

1.3 Methodologie

Via literatuurstudie zal allereerst een theoretische onderbouwing gegeven worden aan de meting van de prijselasticiteit van de vraag naar leidingwater in Vlaanderen. Bovenop de algemene principes zal ingegaan worden op de relevante specifieke context van de Vlaamse drinkwatervoorziening en afvalwatersanering waaronder geografische, bestuurlijke en sociale factoren. Op basis van de literatuur (en na verzameling/bewerking van de benodigde data) wordt via statistische methoden en technieken een exploratieve analyse opgezet van de potentieel relevante parameters en modellen, in het bijzonder van de evolutie van het historisch leidingwaterverbruik. Daaruit zal een finaal, periodiek reproduceerbaar model voor de schatting van de prijselasticiteit opgesteld en toegepast worden.

Er zal beroep gedaan worden op gegevens die VMM beschikbaar heeft. Deze omvat naast de aan de abonnee gefactureerde integrale waterprijs, de prijs per deelcomponent van de factuur en het bijhorende waterverbruik sinds 2005, ook informatie over de sinds 2010 toegepaste tarieven, tariefstructuren en de samenstelling van de watermaatschappijen. Socio-economische en andere variabelen zullen uit andere databases worden verzameld en vervolgens aan de VMM-dataset gekoppeld worden.

1.4 Leeswijzer

De opbouw van dit rapport is als volgt. In hoofdstuk 2 gaan we eerst op het begrip prijselasticiteit in. Hoofdstuk 3 gaat in hoe elasticiteiten econometrisch geschat kunnen worden. In hoofdstuk 4 brengen we vervolgens in kaart wat er zoal in de literatuur is verschenen over prijselasticiteit van de vraag (naar water). In hoofdstuk 5 gaan we kort in op

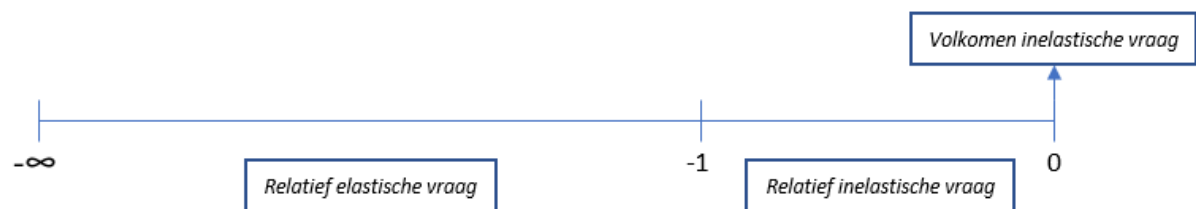
de Vlaamse context (in het bijzonder op die elementen die van belang zijn voor de beantwoording van de onderzoeksvragen). Hoofdstuk 6 beschrijft de data die we zullen gebruiken voor de schatting van de prijselasticiteiten. Ook zullen we aangeven welke data overwogen werden maar niet geselecteerd werden inclusief de redenen daarvoor.⁵ Hoofdstuk 7 presenteert een aantal exploratieve analyses, met bijzondere aandacht voor de evolutie van het historisch leidingwaterverbruik. In hoofdstuk 8 zullen we kandidaatmodellen presenteren ter beantwoording van de onderzoeksvragen waaronder het model ter periodieke schatting van de prijselasticiteit van de vraag naar leidingwater in Vlaanderen. Hoofdstuk 9 geeft antwoord op de drie hierboven genoemde onderzoeksvragen.

⁵ De reden hiervan is dat VMM op een later moment zou kunnen besluiten een verbeterde dataset aan te leggen met het oog op een accuratere schatting.

2 Wat is de prijselasticiteit van de vraag?

De prijselasticiteit van de vraag geeft de mate aan waarin de vraag naar een product reageert op een prijsverandering van dat product (in procentuele veranderingen). Het verband tussen prijs van een product en de vraag naar dat product is normaliter negatief.⁶ Immers, als de prijs van een product daalt (stijgt), zal de vraag naar het product stijgen (dalen). De prijselasticiteit van de vraag is daarom ook negatief. Een prijselasticiteit van de vraag tussen -1 en 0 geeft aan dat de vraag relatief inelastisch is. Prijselasticiteiten die negatiever zijn dan -1 geven aan dat de vraag relatief elastisch is. Wanneer de vraag niet op een verandering van de prijs reageert, dan wordt van een volkomen inelastische vraag gesproken. Dit wordt weergegeven in Figuur 2.1.

Figuur 2.1: Prijselasticiteit van de vraag



Indien de vraag relatief inelastisch is, zal bij een prijsstijging de consument wel minder van het product gaan kopen, maar de vraag zal minder dan evenredig op de prijs reageren (dat wil zeggen dat de procentuele verandering in de vraag kleiner is dan de procentuele verandering in de prijs). Een prijselasticiteit van bijvoorbeeld -0.5 betekent dat een prijsstijging met 10% – gegeven dat de andere bepalende variabelen ongewijzigd blijven – zal leiden tot een verandering van de gevraagde hoeveelheid met $-0.5 \times 10\% = -5\%$.

Indien de vraag relatief elastisch is, zal bij een prijsstijging de consument veel minder van het product gaan kopen: de vraag reageert meer dan evenredig op de prijs (dat wil zeggen dat de procentuele verandering in de vraag groter is dan de procentuele verandering in de prijs). Een prijselasticiteit van bijvoorbeeld -1.5 betekent dat een prijsstijging met 10% – gegeven dat de andere bepalende variabelen ongewijzigd blijven – zal leiden tot een verandering van de gevraagde hoeveelheid met $-1.5 \times 10\% = -15\%$.

Uit bovenstaande valt af te leiden dat hoe inelastischer de vraag is (oftewel hoe prijsongevoeliger de consument is), hoe sterker de prijsprikkel moet zijn om een gegeven hoeveelheidsdoelstelling te bereiken.

De elasticiteit is dus de vermenigvuldigingsfactor tussen twee procentuele veranderingen: oorzaak en gevolg. Het voordeel van een elasticiteit als maatstaf is dat deze onafhankelijk is van de eenheden waarin prijzen (€) en kwantiteiten (m^3) gemeten worden. Qua terminologie zullen we in dit rapport een elasticiteit kleiner noemen naarmate die dichter bij 0 ligt. We

⁶ Dit is de reden dat we in Figuur 2.1 de prijselasticiteit alleen weergeven voor negatieve waarden. Het positieve domein is overigens het spiegelbeeld van het negatieve domein.

kijken dus naar de absolute waarde van de elasticiteit bij de definiëring van de grootte van de elasticiteit.

In de praktijk worden vaak puntelasticiteiten berekend. Dit is een elasticiteit in een bepaald punt (ook te interpreteren als de elasticiteit bij een oneindig kleine verandering). Prijs en hoeveelheid zijn dan een gegeven.

In formulevorm ziet de puntelasticiteit er als volgt uit:

$$E = \frac{dQ}{dP} \times \frac{P}{Q},$$

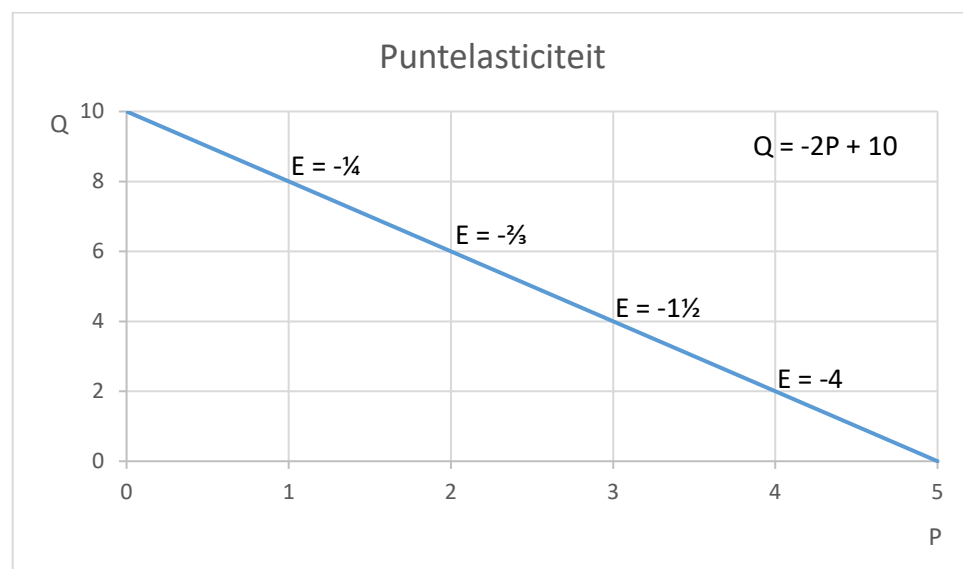
waarbij E de elasticiteit, Q de hoeveelheid en P de prijs representeert. Het eerste deel van de formule representeert de afgeleide van de vraagfunctie naar prijs (en dus niet een breuk). Het tweede deel van de formule is wel een breuk. Omdat het eerste deel de richtingscoëfficiënt ("hellingsgetal") van de vraagvergelijking voorstelt, kan de formule ook makkelijker worden weergegeven:

$$E = \text{richtingscoëfficiënt} \times \frac{P}{Q},$$

waarbij P en Q de prijs en hoeveelheid zijn in het betreffende punt. Elke verandering vanuit een bepaald punt (op een gegeven lijn) geeft dus dezelfde waarde voor de prijselasticiteit.

Voorbeeld: Stel dat de vraagvergelijking gelijk is aan $Q = -2P + 10$ en de prijs van het product gelijk is aan twee ($P = 2$). De puntelasticiteit is dan gelijk aan $-2 \times 2/6 = -2/3$. Indien $P=3$ is de prijselasticiteit gelijk aan $-2 \times 3/4 = -1.5$. Indien $P = 4$ is de prijselasticiteit gelijk aan $-2 \times 4/2 = -4$. Dit is grafisch weergegeven in Figuur 2.2.

Figuur 2.2: Puntelasticiteit



3 Econometrische modellen

In de praktijk is de vraagvergelijking vaak niet beschikbaar. Elasticiteiten moeten dan op basis van regressieanalyse geschat worden. Bij deze techniek wordt de te verklaren variabele y (= afhankelijke variabele) voorspeld aan de hand van een (veelal lineaire) functie van de verklarende variabelen (= onafhankelijke variabelen) x_k , waarbij $k = 1, \dots, m$:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_m x_{im} + u_i,$$

waarbij β 's onbekende parameters zijn en u de zogenaamde "storingsterm" is waarvan aangenomen wordt dat die gemiddeld over alle observaties i de waarde nul heeft. De parameters β_k (waarbij $k = 1, \dots, m$) kunnen geïnterpreteerd worden als het effect van verklarende variabele x_k op de te verklaren variabele y . In onderhavige studie representeert y het waterverbruik en x_1 de prijs van water. x_2 tot en met x_m zijn andere variabelen die het waterverbruik (kunnen) beïnvloeden.

Twee verklarende variabelen die onderling een sterke correlatie vertonen, kunnen beter niet beide in het model worden opgenomen.⁷ Schattingen worden namelijk minder precies en minder stabiel wanneer er sterke onderlinge correlaties tussen verklarende variabelen bestaan. Of verklarende variabelen onderling correlatie met elkaar vertonen kan nagegaan worden door middel van een correlatiematrix.

Een standaard techniek om bovenstaande vraagrelatie te schatten is de zogeheten *kleinste kwadraten techniek*, ook wel OLS (*ordinary least squares*) genoemd. Deze techniek zoekt die parameters β_k ($k = 1, \dots, m$) waarvoor geldt dat de som van de gekwadrateerde afwijkingen van de geobserveerde en de voorspelde waardes van y minimaal is.⁸

Merk op dat de parameters β_k ($k = 1, \dots, m$) de absolute toe-/afname van de te verklaren variabele y weergeeft bij een stijging/daling van de verklarende variabele x_k met 1 eenheid, met andere woorden β_k geeft het marginale effect van x op y weer. β_k 's kunnen daarom niet als elasticiteiten worden geïnterpreteerd. Om β_k wel direct als elasticiteit te kunnen interpreteren moet de vraagvergelijking logaritmisches getransformeerd worden, d.w.z. dat van alle data de natuurlijke logaritme 'ln' genomen wordt. De bovenstaande regressievergelijking wordt dan:⁹

⁷ Als twee of meer verklarende variabelen in een regressiemodel sterk gecorreleerd zijn dan wordt dit in econometrische termen *multicollineariteit* genoemd.

⁸ Als de storingsterm van de afhankelijke variabele gecorreleerd is met de onafhankelijke variabelen, dan voldoet de OLS techniek niet. Uitbreidingen van de OLS techniek, zoals 2SLS (*2-stage least squares*) en 3SLS (*3-stage least squares*), moeten dan gebruikt worden.

⁹ Indien een verklarende variabele een dummy variabele is (d.w.z. een variabele die een waarde 0 of 1 heeft), dan kan deze variabele geen logaritmische transformatie ondergaan. De logaritme van 0 is namelijk niet gedefinieerd. Deze variabelen moeten daarom als niet-getransformeerd of exponentieel getransformeerd in de vergelijking worden meegenomen. Het voordeel van een exponentiële transformatie van dummy variabelen is dat de parameters rechtstreeks als groeifactor geïnterpreteerd kunnen worden. Een voorbeeld van een dummy variabele is een variabele die de aan-/afwezigheid van een tuin aangeeft.

$$\ln(y_i) = \beta_0 + \beta_1 \ln(x_{i1}) + \beta_2 \ln(x_{i2}) + \dots + \beta_m \ln(x_{im}) + v_i.$$

β_1 kan nu direct als de prijselasticiteit van de vraag naar drinkwater geïnterpreteerd worden. Dit is als volgt in te zien:¹⁰

$$\beta_1 = \frac{d \ln(y)}{d \ln(x_1)} = \frac{dy}{dx_1} \frac{x_1}{y},$$

wat precies de (punt)elasticiteit is (zoals hierboven weergegeven).

Een nadeel van een logaritmische transformatie van de vraagvergelijking is dat langs elk punt van de vraagcurve dezelfde, constante, elasticiteit geldt. Dit hoeft in de praktijk natuurlijk niet het geval te zijn. Elasticiteiten kunnen per prijsniveau verschillen. Dit probleem kan worden verzacht door schattingen uit te voeren voor verschillende groepen gebruikers die in verschillende categorieën prijsniveau vallen.

In de onderhavige studie zullen we werken met zogeheten *micro panel data*, een combinatie van tijdreeksen (data van één variabele verzameld op verschillende tijdstippen, bijvoorbeeld per jaar) en cross-sectiedata (data van meerdere variabelen verzameld op één bepaald tijdstip). In de regressie kunnen daarom zowel de variatie per huishouden tussen de verschillende periodes als de variatie per periode tussen de verschillende huishoudens meegenomen worden. Gedetailleerde paneldata maken het – in principe – mogelijk om te controleren voor zowel niet-waargenomen heterogeniteit op abonneeniveau, als voor seizoensafhankelijke niet-waargenomen factoren. Twee regressietechnieken die hiervoor vaak gebruikt worden zijn het *fixed effects model* en het *random effects model*. In een *fixed effects model* wordt de intercept β_0 in de vraagvergelijking vervangen door intercepten die huishoudensspecifiek zijn. Bij een *random effects model* wordt er een random constante term per huishouden (of tijdsperiode) aan de vraagvergelijking toegevoegd. Deze term geeft aan in welke mate de constante term per crosssectie-eenheid afwijkt van de algemene constante term u_{it} . Voor het schatten van deze modellen voldoet de *kleinste kwadraten techniek* niet meer. Hiervoor bestaan echter andere (iets ingewikkeldere) methoden. Voor het bepalen van welke methode het beste gebruikt kan worden, bestaan statistische toetsen. Een veelgebruikte toets is de *Hausman test* die de twee modellen tegen elkaar toetst.

Een mogelijke beperking van het regresseren van de tariefprijs op het waterverbruik op abonneeniveau is simultaneïteit, waarbij zowel tariefprijs een effect heeft op verbruik als verbruik de tariefprijs weer beïnvloedt die een abonnee moet gaan betalen.¹¹ Een groter verbruik kan de abonnee namelijk in een hoger tarief doen komen en zo de prijs van leidingwater verhogen. Een lus van causaliteit tussen de onafhankelijke en afhankelijke variabelen binnen een model leidt tot *endogeniteit*, wat wil zeggen dat er afhankelijkheid

¹⁰ We maken hierbij gebruik van het feit dat de afgeleide van $\ln(y)$ naar y en de afgeleide van $\ln(x)$ naar x gelijk is aan $1/y$ resp. $1/x$.

¹¹ Merk op dat we hier over de tariefprijs spreken en niet over de integrale waterprijs via afrekening. Mogelijk speelt simultaneïteit een beperkte rol, als veel abonnees de tarieven pas leren kennen op het moment van facturatie.

bestaat tussen de verklarende variabelen en de storingsterm.¹² *Endogeniteit* veroorzaakt niet-consistente OLS-schattingen, i.e. de schattingsfout verdwijnt niet wanneer de steekproef oneindig groot wordt. Naast simultaneïteit kan *endogeniteit* ook ontstaan als gevolg van het meenemen van observaties van de te verklaren variabele uit opeenvolgende periodes. Een Instrumentele Variabele (IV) benadering en dynamische panelschattingstechnieken bieden een oplossing voor het endogeniteitsprobleem.¹³ De IV-benadering staat endogeniteit van verklarende variabelen toe mits er minstens evenveel niet-verklarende instrumentele variabelen beschikbaar zijn. Zoals de naam al suggereert mogen deze instrumentele variabelen de afhankelijke variabele niet direct verklaren. De niet-verklarende instrumentele variabelen moeten aan nog een voorwaarde voldoen. Ze moeten voldoende gecorreleerd zijn met de verklarende variabelen die endogeen zijn.

Om veranderingen in het waterverbruik te analyseren op het moment dat de tariefstructuur verandert of huishoudens een drempel van de tariefstructuur overschrijden kan de *regression discontinuity design* (RDD) benadering gebruikt worden.¹⁴ De methode houdt in dat lokale discontinuïteiten gebruikt worden om causale effecten vast te stellen. Neem bijvoorbeeld aan dat het tarief per eenheid P_1 is, totdat V_1 liter is verbruikt. Als meer dan V_1 liter wordt verbruikt, stijgt het tarief naar $P_2 > P_1$. Stel nu dat honderd huishoudens in een bepaalde periode een waterverbruik hebben van net onder V_1 (wat af te lezen is op hun factuur) en honderd andere huishoudens net iets meer dan V_1 verbruikt hebben. Binnen een dergelijke groep van huishoudens die *bijna identiek* zijn in waterverbruik, heeft een hoger gefactureerd marginaal tarief in deze periode effect op het waterverbruik in de volgende periode, relatief ten opzichte van de groep die niet wordt blootgesteld aan het hogere gefactureerde marginale tarief. Een typische RDD regressievergelijking ziet er als volgt uit:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 D + \beta_2 (x_i - c) + \beta_3 D (x_i - c) + u_i ,$$

waarbij c de drempelwaarde is en D een dummyvariabele is die een waarde 1 heeft als $x_i \geq c$. Aan weerszijden van de drempelwaarde gelden er verschillende intercepten en hellingen. Vóór de drempelwaarde is de intercept gelijk aan β_0 en na de drempelwaarde gelijk aan $\beta_0 + \beta_1$. De helling vóór de drempelwaarde is β_2 en na de drempelwaarde $\beta_2 + \beta_3$. Alleen data binnen een bandbreedte h rondom de drempelwaarde c worden gebruikt ($c-h \leq x_i \leq c+h$). Het voordeel van deze methode is dat data die ver van de drempelwaarde c afliggen de schattingen van de discontinuïteit op c niet beïnvloeden.

¹² Wanneer een variabele gecorreleerd is met de storingsterm noemen we deze endogeen.

¹³ Verschillende studies in de literatuur, zoals Borenstein (2009), maken gebruik van een IV-benadering en dynamische panelschattingstechnieken om mogelijke vertekeningen (*biases*) te kunnen adresseren. Zo kunnen onverwachtse veranderingen in het weer, in combinatie met microdata, gebruikt worden voor een IV-benadering indien het waterverbruik van huishoudens beïnvloed wordt door het weer. In de bestaande literatuur wordt met name de tariefstructuur benut om een instrumentele variabele te ontwikkelen, die het verschil bepaalt tussen wat verbruikers werkelijk betalen en wat ze zouden betalen als de tariefdrempels worden overschreden.

¹⁴ Zie bijvoorbeeld Nataraj en Hanemann (2011), Klaiber e.a. (2014), Wichman (2014) en Yoo e.a. (2014).

Ook het in Hausman (1979) ontwikkelde *discrete/continuous choice* (DCC) model wordt sporadisch in de literatuur gebruikt om de prijselasticiteit van de vraag (naar leidingwater) te schatten.¹⁵ Dit *maximum likelihood* model¹⁶ onderscheidt zich van regressiemodellen door discrete en continue componenten van consumentenkeuzes expliciet te modelleren. Het DCC model gebruikt twee storingstermen. De eerste vangt de factoren die de heterogene nutsfuncties van de consumenten beïnvloeden die niet reeds gevangen worden door de andere verklarende variabelen. De tweede storingsterm reflecteert het verschil tussen het optimale niveau en het geobserveerde niveau van waterverbruik (alsmede de gebruikelijke meetfout). Een typisch DCC model ziet er als volgt uit:

$$\ln(y_i) = \beta_1 \ln(x_{i1}) + \beta_2 \ln(x_{i2}) + \beta_3 Z + u_i + v_i,$$

waarbij x_1 de marginale prijs is, x_2 het inkomen, Z een matrix van variabelen van huishoudenskenmerken, klimatologische factoren en *fixed effects*, en u_i en v_i de twee storingstermen.

¹⁵ Zie bijvoorbeeld Vásquez Lavín e.a. (2017), Chovar Vera e.a. (2016), Baerenklau e.a. (2014), Olmstead e.a. (2007), Hewitt (2000), Pint (1999), en Hewitt en Hanemann (1995).

¹⁶ De *maximum likelihood* methode is in de statistiek een schattingsmethode die als schatting van een parameter die waarde kiest, waarvoor de aannemelijkheidsfunctie maximaal is.

4 Literatuurstudie

Er bestaat een omvangrijke empirische literatuur over de tariefstelling van waterverbruik en het bepalen van de prijselasticiteit van de vraag naar water. Deze literatuur omvat zowel ontwikkelingslanden als ontwikkelde landen en betreft ofwel de korte ofwel de lange termijn. Daarnaast worden verschillende benaderingen en methodologieën gebruikt (zie bijv. Taylor, 1975; Nordin, 1976), afhankelijk van de beschikbaarheid van data (geaggregeerd of op abonneeniveau; cross-sectie- of paneldata). De meeste studies uit de literatuur baseren zich op jaarlijkse geaggregeerde data op gemeentelijk niveau, die geconverteerd worden naar een typisch (representatief) gebruiksniveau.¹⁷ In de literatuur worden vaak – zo data voorhanden zijn – de volgende variabelen in de regressieanalyses meegenomen om het waterverbruik te verklaren:¹⁸

- Prijs
- Doelgroep (huishoudens, bedrijven, restgroep)
- Inkomen
- Aantal gezinsleden
- Drinkwatermaatschappij
- Locatie van de woning
- Grootte en ouderdom van de woning
- Voorzieningen zoals een tuin
- Lokale weersvariabelen (gemiddelde temperatuur, neerslag in mm/jaar).

In Tabel 4.1 sommen we een niet-limitatieve lijst van artikelen/rapporten op die de prijselasticiteit van de vraag naar (huishoudelijk) water schatten.

Tabel 4.1: Literatuuroverzicht studies naar (gemiddelde) prijselasticiteiten

Artikel	KT/LT	(Gemiddelde) prijselasticiteit	Land	Jaar
Dandy e.a. (1997)	KT	variërend van -0.12 tot -0.36	Australië	1978-92
	LT	variërend van -0.29 tot -0.86	Australië	1978-92
Espey e.a. (1997)	KT	-0.38 (variërend van -0.03 tot -2.23)	VS	1967-1993 (meta-analyse)
	LT	-0.64 (variërend van -0.10 tot -3.33)	VS	1967-1993 (meta-analyse)
OECD (1999) ¹⁹	LT	variërend van -0.10 tot -0.26	Denemarken, Frankrijk, Italië en Zweden	1970-1997 (meta-analyse)

¹⁷ Zie Bogaert e.a. (2006).

¹⁸ In hoofdstuk 6 beschrijven we in detail welke data wij in de onderhavige studie zullen opnemen (inclusief motivering).

¹⁹ Zie Table 18, p. 51.

Nauges en Thomas (2000)	LT	variërend van -0.18 tot -0.22	Frankrijk	1998
Gunatilake e.a. (2001)	LT	-0.34	Sri-Lanka	1994-1999
Martinez-Espiñeira (2002)	KT	variërend van -0.12 tot -0.17	Spanje (noord- westen)	2000
Dalhuisen e.a. (2003)	LT	-0.41 (variërend van -7.47 tot +7.9)	VS, Europa	1963-1998 (meta-analyse van bijna 300 studies)
Jaramillo-Mosqueira (2003)		variërend van -0.22 tot -0.58	Mexico	
Strand en Walker (2004)	LT	-0.3	17 steden in Centraal- Amerika en Venezuela	1995-1998
Martins en Fortunato (2005)	LT	-0.56	Portugal	2003
Mazzanti en Montini (2005)	LT	variërend van -0.99 tot -1.33	Italië (Emilia- Romagna)	2003 (gemeentelijke panel data studie op gezinsniveau)
Bogaert e.a. (2006)		-0.84	Vlaanderen	2004
Herrington (2006) ²⁰	LT	variërend van -0.1 tot -0.25 (Europa) -0.1 tot -0.4 (inclusief Australië en VS)	Europa, Australië en VS	meta-analyse
Olmstead e.a. (2007)	KT	-0.33 (gehele steekproef) -0.64 (steekproef van alleen stijgende tariefblokken)	VS en Canada	2003 (panel data studie op gezinsniveau)
Worthington en Hoffman (2008) ²¹	KT	-0.38 (variërend van -0.03 tot -1.63)	VS	meta-analyse
	LT	-0.44	VS	
	KT	-0.34	Australië	
	LT	-0.47	Australië	
		-0.1	Zweden	
		-1.22	Indonesië	
	KT	-0.215	Spanje	
	LT	-0.455	Spanje	
	KT	-0.255	Frankrijk	
	LT	-0.4	Frankrijk	

²⁰ Zie ook OECD (2010).

²¹ Zie Chovar Vera e.a. (2016).

Nauges en Whittington (2010)		variërend van -0.3 tot -0.6	Ontwikkelings- landen	meta-analyse
Brent (2016)	KT	variërend van -0.2 tot -0.3	Phoenix, VS	1998-2009 jaarlijks
	LT	variërend van -0.6 tot -2.4	Phoenix, VS	1998-2009
Chovar Vera e.a. (2016)	LT	-0.241	Concepción- Chili	2007-2012
Lopez-Nicolas e.a. (2018)	KT	variërend van -0.42 tot -0.46	Valencia, Spanje	2012 simulatiemodel

Uit bovenstaande tabel blijkt dat er (op een enkele uitzondering na) een duidelijk negatieve invloed is van de prijs op het huishoudelijk watergebruik en dat de prijselasticiteit in de meeste studies niet al te sterk is. De aangedragen reden is dat de wateruitgaven in het algemeen slechts een relatief klein deel van de totale uitgaven zijn en dat er weinig substituten voor leidingwater zijn. Ook blijkt dat korte termijn prijselasticiteiten kleiner zijn dan lange termijn elasticiteiten.²² De reden hiervan zou kunnen zijn dat consumenten tijd nodig hebben om – na een stijging van de waterprijs – hun watergebruikende toestellen (zoals wasmachines) aan te passen.²³ Martinez-Españeira (2007) geeft ook als reden aan dat het tijd kost voor consumenten om veranderingen in waterkosten te registreren en de bepalende factoren in het watergebruik te identificeren die die kosten bepalen.

Uit de meeste studies blijkt verder dat een hoger verbruik meer prijselastisch is (gezinnen met een relatief laag verbruik slaan minder acht op de marginale kosten van hun verbruik)²⁴ en dat gezinnen onder een regime van stijgende tariefblokken gevoeliger zijn voor prijsstijgingen dan gezinnen onder een regime van uniforme of lineaire marginale prijzen.²⁵ Klaiber e.a. (2012) vonden daarentegen juist dat grotere waterverbruikers minder gevoelig zijn voor prijs. Het effect van de mate van waterverbruik op de prijselasticiteit is dus op grond van uitkomsten uit de literatuur ambigu. Worthington en Hoffman (2008) concluderen dat gebruikers prijsgevoeliger zijn in de zomer dan in de winter en dat de prijselasticiteiten het grootst zijn daar waar veel water gebruikt wordt buitenshuis (voor het bewateren van de tuin, auto wassen en het vullen van zwembaden).²⁶

Vergelijkingen van prijselasticiteiten tussen landen zijn over het algemeen lastig te maken. De reden is de diversiteit in waterprijsbeleid, de diversiteit in waterbeheersystemen en de

²² Zie ook Achttenribbe (1998). Worthington en Hoffman (2008) concluderen op grond van hun studie dat korte termijn prijselasticiteiten in het algemeen tussen 0 en -0.5 liggen en lange termijn prijselasticiteiten tussen -0.5 en -1. Inkomenselasticiteiten (vermenigvuldigingsfactor die aangeeft in welke mate het waterverbruik reageert op een inkomensverandering) zijn vaak veel kleiner en positief.

²³ Zie bijvoorbeeld Bogaert e.a. (2006); Yoo e.a. (2014).

²⁴ Ook geldt dat als verbruik reeds laag is, dit verbruik lastig nog verder naar beneden te brengen is.

²⁵ Zie Olmstead e.a. (2007); Dalhuisen e.a. (2003); Hewitt en Hanemann (1995).

²⁶ Het effect van substituten (zoals de invloed van regenwaterputten) hebben we niet in de literatuur teruggevonden.

invloed van andere niet-prijsgerelateerde beleidsmaatregelen met betrekking tot de vraag naar water, zoals promotie van watersparende toestellen, sensibiliseringscampagnes, enz.²⁷

Arbués e.a. (2003) focusten in hun meta-analyse op de verschillen in de specificatie van de modellen en besteedden bijzondere aandacht aan de selectie van de variabelen, de keuze van de functionele vorm, type data en type van de prijspecificatie. Zij vonden dat de grootte van de schattingen van de prijselasticiteit varieerden met zowel de toegepaste econometrische techniek als het type van de gebruikte data (panel versus cross-sectie data, geaggregeerde versus microniveau waterconsumptie data).²⁸ Daarnaast vonden zij dat de keuze van de prijsvariabele (marginale of gemiddelde prijs als prijsvariabele in de geschatte vraagfuncties) geen significant effect had op de schattingen van de prijselasticiteit.

²⁷ Zie Bogaert e.a. (2006).

²⁸ Zie ook Dalhuisen e.a. (2003).

5 Vlaamse context voor de prijselasticiteit van de vraag naar leidingwater²⁹

De drinkwatervoorziening in Vlaanderen is een gemeentelijke opdracht. Vlaanderen kent 308 gemeenten en zo'n 3 miljoen abonnees. Het openbare waterdistributienetwerk wordt in 2016 in deze gemeenten beheerd door negen watermaatschappijen:

1. AGSO Knokke-Heist
2. Brabant Water (NL)
3. De Watergroep/VMW
4. FARYS/TMVW
5. IWVA
6. IWVB
7. Pidpa
8. VIVAQUA
9. Water-link

In 2016 waren er in 22 gemeenten twee watermaatschappijen actief en in 286 gemeenten één watermaatschappij. De drie grootste maatschappijen (De Watergroep, Pidpa en FARYS/TMVW) hebben een marktaandeel van zo'n 85% van de bevolking. Het distributiegebied omvat circa 90% van het Vlaamse grondgebied.

De evolutie van het aantal watermaatschappijen over de jaren 2005-2016 is weergegeven in Tabel 5.1.

Tabel 5.1: Evolutie aantal watermaatschappijen

jaar	'05	'06	'07	'08	'09	'10	'11	'12	'13	'14	'15	'16
#DW	12	12	12	12	12	12	12	12	11	10	9	9

Bron: Overzicht alle structuren en prijzen.xlsx

Het aantal drinkwatermaatschappijen daalt dus over de jaren. Reden is dat de kleinere waterbedrijven door de grotere maatschappijen worden overgenomen. Sinds 2015 is nog slechts één gemeentelijk waterbedrijf actief (AGSO Knokke-Heist).

Waterproductie

De infrastructuur verschilt per watermaatschappij. Zo beschikt Pidpa over 11 waterproductiecentra terwijl FARYS/TMVW en Water-link er slechts over 3 resp. 2 beschikken. De omvang van de productie is overigens meer van belang. Ondanks dat Water-link slechts 2 productiecentra heeft, is het wel de grootste producent. FARYS/TMVW is genoodzaakt water deels aan te kopen om aan de vraag te kunnen voldoen. IWVB koopt al haar water aan bij andere watermaatschappijen. Ook AGSO Knokke-Heist is grotendeels aangewezen op inkoop. In Vlaanderen wordt iets meer drinkwater geproduceerd uit oppervlaktewater dan uit

²⁹ Dit hoofdstuk is grotendeels gebaseerd op de Watermeter 2016-2017 samengesteld door VMM (zie <https://www.vmm.be/publicaties/watermeter-2016-2017>).

grondwater. Het aangekochte drinkwater dat buiten Vlaanderen wordt aangekocht is daarentegen grotendeels wel geproduceerd uit grondwater. Alleen Water-link en De Watergroep beschikken over oppervlaktebronnen.

Ongeveer 420 miljoen m³ drinkwater wordt ten behoeve van Vlaanderen geproduceerd. 80% hiervan wordt in Vlaanderen geproduceerd, 20% erbuiten. FARYS/TMVW is de enige maatschappij die buiten Vlaanderen water wint en produceert. Water-link is de grootste drinkwaterproducent voor Vlaanderen, gevolgd door De Watergroep, Pidpa en VIVAQUA.

Waterlevering- en verkoop

Het gefactureerde waterverbruik tussen 2006 en 2016 vertoont een dalend verloop.³⁰ In deze periode is het waterverbruik met circa 8% gedaald. 2015 vertoont ten opzichte van 2014 overigens een stijging van 3.4%.

De watermaatschappijen verschillen qua aansluitingsdichtheid. Water-link heeft het meest geconcentreerde netwerk (76 actieve meters per km leiding), de Watergroep het minst (41 actieve meters per km leiding).

De levering van leidingwater aan de drie in de 'Kaderrichtlijn Water' genoemde doelgroepen (huishoudens, industrie en landbouw) gebeurt goeddeels via hetzelfde netwerk: er bestaan zo goed als geen afzonderlijke netwerken per doelgroep. 80% van het aantal abonnees wordt vertegenwoordigd door huishoudens, 7% door de industrie, 1% door de landbouw, en 12% door een restgroep. Huishoudens zijn goed voor 56% van het in 2015 gefactureerde leidingwater, de industrie voor 39%, de landbouw voor 2%. 78% van alle abonnees verbruikt minder dan 100 m³ per jaar, in totaal goed voor 26% van het leidingwatergebruik. 0.004% van het totaal aantal abonnees verbruikt meer dan 100000 m³ per jaar, in totaal goed voor ruim 23% van het leidingwatergebruik.

Water-link en De Watergroep hebben een aantal zeer grote (industriële) verbruikers onder hun abonnees. Water-link factureert 70% van het leidingwaterverbruik in zijn distributiegebied aan 0.2% van zijn abonnees. De Watergroep factureert 21% van het verbruik in zijn distributiegebied aan 0.04% van zijn abonnees.

Volgens de Watermeter 2016-2017 bestaat een theoretisch gemiddeld gezin in Vlaanderen in 2016 uit 2.3 personen met een leidingwaterverbruik van 84 m³ per jaar (100 liter per persoon per dag). In de laatste 10 jaar is een gemiddeld gezin afgenomen van 2.4 naar 2.3; het aantal gezinnen is daarentegen toegenomen met 9%. Tabel 5.2 toont de gezinssamenstelling in Vlaanderen en de verdeling van de abonnees van de watermaatschappijen over de verschillende gezinsgrootten en ondernemingen in 2016.

³⁰ Zie ook hoofdstuk 7.

Tabel 5.2: Gezinsamenstelling en verdeling abonnees over gezinsgrootten

	Percentage x-persoons- gezinnen	Percentage van alle abonnees
Abonnees zonder gedomicilieerden (o.a. ondernemingen)	-	17%
1-persoonsgezin	31%	21%
2-persoonsgezin	34%	29%
3-persoonsgezin	15%	13%
4-persoonsgezin	13%	12%
5-persoonsgezin	5%	4%
5+-persoonsgezin	2%	3%

Sinds 2005 zijn de drinkwatermaatschappijen ook saneringsplichtig voor het door hen geleverde water. Naast levering van leidingwater moeten de maatschappijen ook zorgen dat het afvalwater van hun klanten gezuiverd wordt zodat de kwaliteit van het geleverde drinkwater gegarandeerd blijft.³¹

Prijs van leidingwater³²

De integrale leidingwaterfactuur bestaat uit drie componenten:

- Een drinkwatercomponent ter vergoeding van de productie en levering van het leidingwater;
- Een gemeentelijke saneringscomponent ter financiering van de gemeentelijke saneringsverplichting (inzamelen van gebruikt water via de riolering en lokaal zuiveren van afvalwater);
- Een bovengemeentelijke saneringscomponent ter financiering van de bovengemeentelijke saneringsverplichting (afvoeren naar en zuiveren van afvalwater in een waterzuiveringsinstallatie).

Gezinnen/Huishoudens

Per 1 januari 2016 geldt er een uniforme tariefstructuur voor alle drie de componenten van de integrale waterfactuur.³³ Elke component van de integrale waterfactuur bestaat uit een vastrecht (vast bedrag) en een variabele prijs (afhankelijk van de hoeveelheid verbruikt water).³⁴

Het vastrecht staat los van het eigenlijke waterverbruik en wordt aangerekend per wooneenheid. De prijs van het vastrecht is gelijk over Vlaanderen en werd vastgelegd op €100

³¹ Daadwerkelijke zuivering gebeurt door Aquafin.

³² Meer informatie over de integrale waterfactuur is terug te vinden in de VMM-Watermeter 2016-2017 en via www.vmm.be.

³³ Vóór 2016 kon de prijs die de drinkwaterbedrijven aanrekenden voor het drinkwaterverbruik sterk van bedrijf tot bedrijf verschillen en ook binnen eenzelfde bedrijf konden verschillende tarieven gehanteerd worden (per provincie).

³⁴ Zie <https://www.vmm.be/water/waterfactuur/prijzen-en-tarieven-gezinnen>.

per wooneenheid (€50 drinkwatercomponent + €50 saneringscomponenten). Per bewoner geldt er een korting van €20 per jaar (tot maximaal 5 bewoners).³⁵ Die korting geldt voor iedereen die op het verbruiksadres woonachtig is op 1 november van het vorige kalenderjaar. In geval van een afwijkende diameter van de aftakking of watermeter kan de watermaatschappij hiervoor jaarlijks een capaciteitsvergoeding vragen.

De variabele prijs is wel afhankelijk van het effectieve waterverbruik, uitgedrukt in aantal kubieke meter (m³). Voor gezinnen is er een progressieve tariefstructuur met twee tariefschijven. Voor het basisverbruik (30 m³ per wooneenheid + 30 m³ per bewoner) wordt het basistarief aangerekend per component. Voor het hogere verbruik (comfortverbruik) worden de tarieven verdubbeld (comforttarief). De tarieven van de drinkwatercomponent en gemeentelijke saneringscomponent verschillen per watermaatschappij resp. per gemeente.³⁶ De tarieven van de bovengemeentelijke saneringscomponent zijn uniform over Vlaanderen. Een overzicht van de toegepaste tarieven voor de productie en levering van water in 2017 per drinkwatermaatschappij is te vinden in Tabel 5.3.

Tabel 5.3: Toegepaste tarieven voor drinkwatercomponent in 2017 per DM

Drinkwatermaatschappij (DM)	Basistarief	Comforttarief (2x basistarief)
AGSO Knokke-Heist	€ 1.3664	€ 2.7328
De Watergroep	€ 1.7254	€ 3.4508
FARYS/TMVW	€ 1.9615	€ 3.923
IWVA	€ 1.5571	€ 3.1142
IWVB	€ 1.8752	€ 3.7504
Pidpa	€ 1.2276	€ 2.4552
VIVAQUA	€ 1.6321	€ 3.2642
Water-link	€ 1.3437	€ 2.6874

De tarieven die de watermaatschappijen toepassen voor het doorrekenen van hun kosten voor de productie en levering van het drinkwater aan hun abonnees zijn gereguleerd. Tot 2016 gebeurde dit door toepassing van federale regelgeving. Vanaf 2016 werd dit een Vlaamse bevoegdheid. Een nieuwe tariefreguleringsmethode, waarbij de watermaatschappijen grotendeels zelf verantwoordelijk blijven voor het bepalen van de drinkwatertarieven is van toepassing vanaf 2017. VMM/WaterRegulator ziet toe op deze tariefbepaling. De tarieven voor de variabele drinkwatercomponent kunnen alleen verhoogd worden na consultatie en na goedkeuring van het tariefplan door de WaterRegulator dat telkens een periode van 6 jaar bestrijkt. De eerste tarifaire periode loopt van 2017-2022. Per watermaatschappij werd het tariefpad van de drinkwatercomponent vastgelegd. Deze maximumtarieven zijn gebaseerd op dit door de watermaatschappij berekende kostendeckend tariefpad. De tariefregulering heeft

³⁵ De €20 korting is over de drie componenten als volgt verdeeld: €10 (drinkwater), €6 (gemeentelijke sanering) en €4 (bovengemeentelijke sanering) korting.

³⁶ Watermaatschappijen hebben de mogelijkheid het tarief te variëren per doelgroep. Nierpatiënten met thuisdialyse bijvoorbeeld kunnen in aanmerking komen voor een lager tarief. Sommige groepen kunnen ook recht hebben op een “sociaal tarief”.

tot doel dat watermaatschappijen transparante, onderbouwde en voorspelbare tarieven zullen hanteren en dat het tarief niet jaarlijks schommelt als gevolg van veranderingen in kosten en verbruik. Voor het jaar 2016 gold als overgangsmaatregel dat de integrale waterfactuur budgetneutraal moest zijn.

De watermaatschappijen bepalen jaarlijks, in overeenkomst met de rioolbeheerders, voor elke gemeente de saneringstarieven voor de gemeentelijke saneringsbijdrage. Dit tarief is maximaal 1.4 keer hoger dan het tarief voor de bovengemeentelijke bijdrage. Tabel 5.4 geeft de evolutie van de bovengemeentelijke saneringsbijdrage.

Tabel 5.4: Evolutie bovengemeentelijke saneringsbijdrage

	Vastrecht per woning	Korting per inwoner	Variabel tarief (excl. BTW) per m ³	
2005	-	-	€ 0.7077	
2006	-	-	€ 0.7284	
2007	-	-	€ 0.7580	
2008	-	-	€ 0.8465	
2009	-	-	€ 0.8730	
2010	-	-	€ 0.8720	
2011	-	-	€ 0.8968	
2012	-	-	€ 0.9313	
2013	-	-	€ 0.9523	
2014	-	-	€ 0.9600	
2015	-	-	€ 1.2088	
			Basis	Comfort
2016	€30	€6	€ 0.9309	€ 1.8619
2017	€30	€6	€ 0.9474	€ 1.8949

78% van de gemeenten hanteerden in 2017 het maximumtarief. De andere gemeenten hanteerden meestal een tarief tussen het bovengemeentelijke tarief en het gemeentelijke maximumtarief, al zijn er ook gemeenten die een lager tarief toepasten. Sinds 2005 is het aantal gemeenten met het maximumtarief gestaag toegenomen.

Als gezinnen afvalwater zuiveren in een door hen zelf geplaatste en beheerde IBA (individuele behandelingsinstallatie voor afvalwater), kan een vrijstelling aangevraagd worden voor de gemeentelijke en bovengemeentelijke bijdrage. Als de gemeente, de watermaatschappij of de rioolbeheerder daarentegen instaat voor de plaatsing en het onderhoud van de IBA, wordt een IBA-bijdrage in rekening gebracht.³⁷

³⁷ Voor de IBA-bijdrage (vergoeding voor de plaatsing en het onderhoud van de IBA) mag het gemeentelijke tarief maximaal 2.4 keer hoger zijn dan het bovengemeentelijke tarief. De bovengemeentelijke bijdrage wordt vrijgesteld, omdat het afvalwater niet in een RWZI wordt behandeld.

Een theoretisch gemiddeld gezin in Vlaanderen met een gemiddeld verbruik (84 m³) betaalt met de tarieven van 2016 voor zijn waterfactuur €379. De vaste vergoeding voor dit gezin is €54 oftewel 14%. De aandelen per component zijn weergegeven in Tabel 5.5.

Tabel 5.5: Opsplitsing waterfactuur naar component

Component	Aandeel
Drinkwatercomponent	39%
Gemeentelijke saneringscomponent	31%
Bovengemeentelijke saneringscomponent	24%
BTW	6%

Voor Brabant Water, dat enkel water levert in de gemeente Baarle-Hertog, worden de saneringsbijdragen niet geïnd via de integrale waterfactuur maar via een heffing.

De laatste vijf jaar (2012-2016) steeg de integrale waterfactuur voor een gemiddeld gezin in Vlaanderen met 14%. Van 2014 naar 2015 is de factuur gestegen met 12%, van 2015 naar 2016 daalde de factuur voor een gemiddeld gezin met 5%.

De stijging van de factuur verschilt sterk voor de verschillende gezinstypes en per type gebruiker. Voor de periode 2010-2016 is de procentuele stijging aangegeven in Tabel 5.6.

Tabel 5.6: Procentuele stijging factuur per gezinstype 2010-2016³⁸

	laag verbruik	gemiddeld verbruik	groot verbruik
1-persoonsgezin	49%	29%	41%
5-persoonsgezin	40%	16%	7%

De drinkwatercomponent en bovengemeentelijke saneringscomponent volgden de laatste tien jaar min of meer de evolutie van de consumptieprijsindex. De gemeentelijke saneringscomponent heeft de sterkste stijging gekend. Dit is onder meer te verklaren uit het feit dat tien jaar geleden in een substantieel aantal gemeenten nog geen gemeentelijke sanering werd aangerekend en dat in slechts een beperkt aantal gemeenten het maximaal tarief werd aangerekend.³⁹

Bedrijven

Voor bedrijven gelden ietwat andere regels. Voor bedrijven zonder wooneenheden, wordt een vlak tarief (elke m³ aan hetzelfde tarief) toegepast om de variabele prijs te bepalen. Voor abonnees met een wooneenheid kan een progressieve structuur worden toegepast zoals bij de gezinnen. Voor grootgebruikers (> 500 m³) kan de watermaatschappij afwijkende tarieven toepassen om de variabele prijs van de drinkwatercomponent te bepalen. De meeste watermaatschappijen sluiten met zeer grote waterverbruikers individuele contracten af met

³⁸ Een 'laag' verbruik ligt 25% lager dan het gemiddeld verbruik, een 'hoog' verbruik ligt 25% hoger.

³⁹ Merk op dat huishoudens redeneren in functie van de integrale waterprijs en niet in functie van de drinkwatercomponent. Hierdoor is de situatie voor huishoudelijke klanten van eenzelfde watermaatschappij bij overgang naar de nieuwe tariefstructuur niet gelijkaardig.

individuele tariefstructuren en bijhorende individueel onderhandelde tarieven. Grootverbruikers betalen geen vastrecht voor de saneringscomponenten, kleinverbruikers daarentegen wel. De tarieven van de bovengemeentelijke saneringscomponent worden voor grootverbruikers individueel bepaald uitgaande van de geloosde vuilvrachten en volumes.

Situatie voor 2016 (2005-2015)

Tot slot van dit hoofdstuk gaan we nog kort in op de situatie in de periode 2005-2015 (voor zover hierboven nog niet beschreven). In deze periode was er geen vaste vergoeding voor gemeentelijke en bovengemeentelijke sanering. Er was alleen een vaste vergoeding ("abonnement") voor productie en levering van drinkwater. Dit bedrag varieerde per jaar, per drinkwatermaatschappij en per regio. Dus eenzelfde drinkwaterbedrijf kon verschillende tarieven hanteren in verschillende regio's. In tegenstelling tot de jaren 2016 en 2017 waarin voor de variabele component van de productie en levering van drinkwater twee schijven worden gebruikt voor huishoudens, varieerde het aantal schijven voor huishoudens in de periode 2005-2015 per drinkwatermaatschappij. Het maximaal aantal schijven in deze periode was zeven. De drempelwaarden voor iedere schijf varieerde ook per drinkwatermaatschappij. Tabel 5.7 geeft het aantal schijven per drinkwatermaatschappij weer in de periode 2005-2015.⁴⁰

Tabel 5.7: Aantal schijven variabele drinkwatercomponent voor huishoudens per DM

Drinkwatermaatschappij	Aantal schijven Huishoudens 2005-2015
AGSO Knokke-Heist	3
De Watergroep/VMW	2
FARYS/TMVW	7
IWVA	4
IWVB	3
Pidpa	3
VIVAQUA	4
Water-link	2

Het aantal schijven voor niet-huishoudens is in de periode 2005-2017 nagenoeg gelijk gebleven. Per drinkwatermaatschappij is dit weergegeven in Tabel 5.8.

⁴⁰ We beperken ons tot de huidige drinkwatermaatschappijen.

Tabel 5.8: Aantal schijven variabele drinkwatercomponent voor niet-huishoudens per DM

Drinkwatermaatschappij	Aantal schijven Niet-huishoudens 2005-2015	Aantal schijven Niet-huishoudens 2016-2017
AGSO Knokke-Heist	2	2
De Watergroep/VMW	3	3
FARYS/TMVW	4	4
IWVA	3	3
IWVB	2	2
Pidpa	1	2
VIVAQUA	2	2
Water-link	1	2

6 Beschrijving van de data

De data hebben als basis de gegevens uit de Waterboeken over de periode 2005 tot en met 2016. Deze gegevens omvatten onder andere de aan de abonnee gefactureerde integrale waterprijs (per deelcomponent), het bijhorende waterverbruik, de verbruiksperiode, het aantal gedomicilieerden, de ligging (leveringsadres), de drinkwatermaatschappij en type klant (met huishoudelijke of bedrijfsactiviteiten). Daarnaast beschikken we over informatie over de sinds 2005 toegepaste tarieven, tariefstructuren en de samenstelling van de watermaatschappijen.

Naast deze basisset van variabelen, is het wenselijk om ook andere variabelen die waarschijnlijk invloed hebben op het waterverbruik in de analyses mee te nemen. Op basis van een scan van eerdere studies naar prijselasticiteit van het waterverbruik komen wij tot de volgende lijst van variabelen die mogelijk invloed hebben op het waterverbruik.

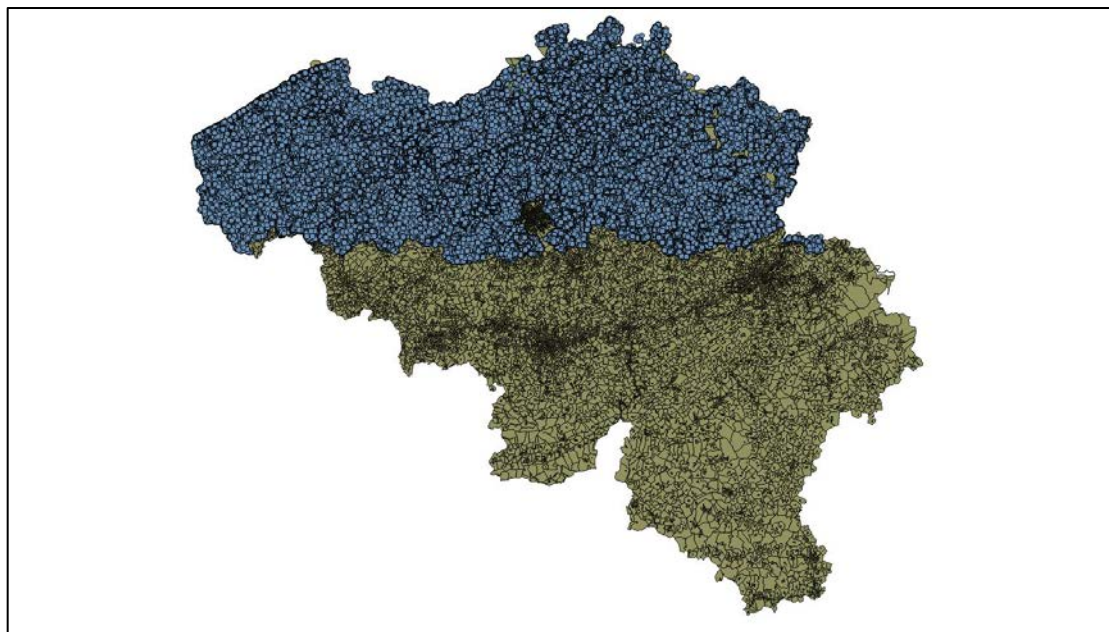
- Inkomen
- Huishoudenssamenstelling
 - o Kinderen
 - o Jongeren
 - o Gepensioneerden
- Eigenschappen van woningen
 - o Wel of geen hoofdverblijf
 - o Aantal badkamers
 - o Aanwezigheid apparaten (wasmachine e.d.)
 - o Ouderdom van de woning
 - o Grootte van de woning
 - o Type woning
- Klimatologische variabelen
 - o Temperatuur
 - o Neerslag
- Frequentie waarmee facturen worden voldaan⁴¹
- Binnen- versus buitengebruik
 - o (Grootte van) tuinen
 - o Besproeiingssysteem
 - o Zwembad
- Eigen waterwinning
 - o Regenwaterputten met hergebruik
 - o Eigen grondwaterwinning

Omdat deze variabelen niet beschikbaar zijn op huishoudniveau, zijn we op zoek gegaan naar geaggregeerde gegevens over deze variabelen.

⁴¹ De frequentie kan invloed hebben op zowel het bewustzijn van verbruikers over de tariefstructuur als hun waterverbruik.

Een aantal gegevens is beschikbaar op het niveau van de statistische sector. De statistische sector is de territoriale basiseenheid die ontstaan is uit een opdeling van de gemeenten en de vroegere gemeenten door het voormalige Nationaal Instituut voor de Statistiek (de huidige Algemene Directie Statistiek – Statistics Belgium) voor de verspreiding van statistieken op een gedetailleerder niveau dan het gemeentelijk niveau.⁴² Om deze gegevens te kunnen koppelen aan de dataset van abonnees, is voor elk adres bepaald – via geo-codering – in welke statistische sector dit adres valt. Figuur 6.1 geeft een impressie van de adreslocaties in de Waterboeken.

Figuur 6.1: Geografische locaties van adressen in de Waterboeken



Gegevens over inkomens per statistische sector zijn afkomstig van de fiscale statistiek van de inkomens.⁴³ De fiscale statistiek van de inkomens wordt opgesteld op basis van de aangiften in de personenbelastingen. De data bevatten het gemiddelde en mediane inkomen per statistische sector over de periode 2005 – 2014.⁴⁴ Voor een deel van de statistische sectoren (1043 van de 9090 sectoren, circa 11.5%) is het aantal personen waarop de inkomensstatistieken zijn gebaseerd te klein om de statistieken te mogen publiceren. Voor deze sectoren hebben we dus geen waarnemingen voor het gemiddelde en mediane inkomen. Ook beschikken we over gegevens op het niveau van de statistische sector op basis van de Census 2011.⁴⁵ Relevant zijn de gegevens over woningen. Deze gegevens bevatten informatie over het aantal bewoonde woningen naar type eigendom (door de eigenaar bewoonde woningen, huurwoningen, overig), het aantal woningen naar bouwperiode en het aantal

⁴² Zie http://statbel.fgov.be/nl/statistieken/gegevensinzameling/nomenclaturen/statistische_sector.

⁴³ Zie http://statbel.fgov.be/nl/statistieken/opendata/datasets/werk/fisc_ink/.

⁴⁴ Ook bevat de dataset statistieken die de mate van spreiding van de inkomens aangeven.

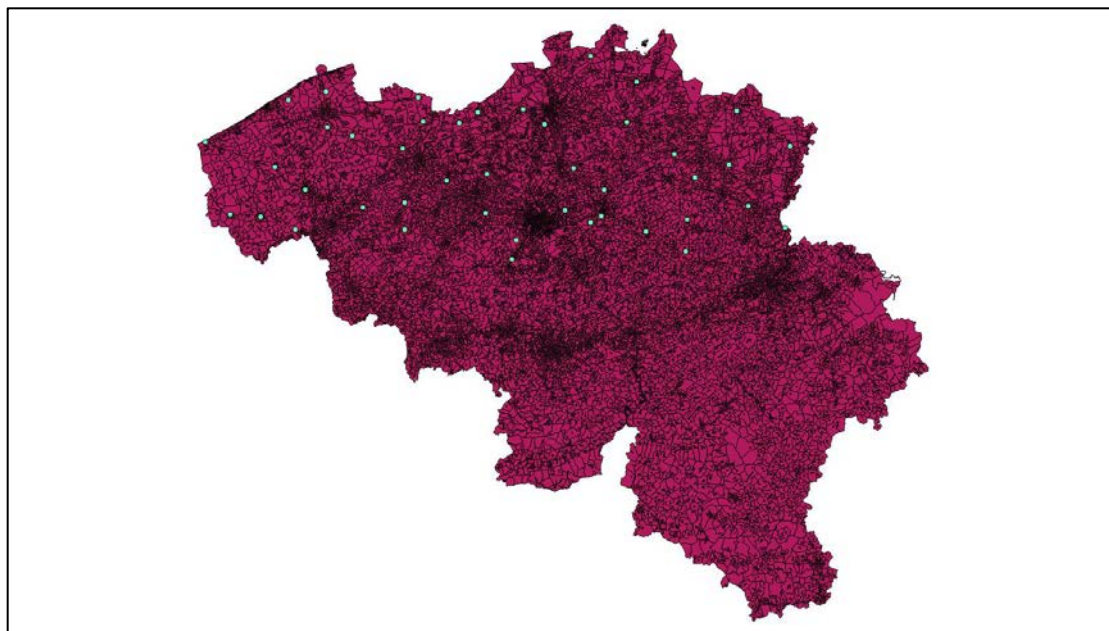
⁴⁵ De census is een momentopname van de Belgische bevolking op 1 januari 2011, namelijk alle inwoners van het Belgische grondgebied ongeacht hun nationaliteit. De Census 2011 biedt een brede waaier aan cijfers over de demografie, de socio-economische aspecten, het onderwijs en de woningen. Zie http://census2011.be/download/statsect_nl.html.

woningen naar aantal kamers. Hiermee kunnen we dus iets zeggen over gemiddelde grootte en ouderdom van de woningen in een statistische sector. Mogelijk heeft ook het type woning, woning in eigendom of huurwoning, effect op het waterverbruik.

Daarnaast is er in de Census 2011 informatie over de bevolking naar leeftijdsklasse. Per statistische sector is aangegeven hoeveel personen (ook gesplitst naar geslacht) in een bepaalde leeftijdsklasse valt. Leeftijdsklassen beslaan steeds een periode van vijf jaren, beginnend van 0 tot 4, 5 tot 9, enzovoorts tot en met 95 en ouder. Hiermee kan bijvoorbeeld een variabele 'deel bevolking ouder dan 65 jaar' geconstrueerd worden. Dit geeft een indicatie van de gemiddelde huishoudenssamenstelling per statistische sector. Nadeel van de gegevens uit de Census 2011 is dat deze gegevens alleen beschikbaar zijn voor 2011. Deze gegevens zijn over het algemeen echter vrij constant over de tijd (over een beperkte tijdsperiode). Het voordeel is dat de mate van aggregatie klein is.

In de analyses zullen we tevens controleren voor lokale weersvariabelen. Hiertoe hebben we informatie over de totale neerslag per jaar en de gemiddelde temperatuur per jaar.⁴⁶ De weergegevens zijn gegevens per jaar gemeten op bepaalde weerstations. Voor wat betreft neerslaggegevens hebben we informatie van 43 weerstations in de periode 2005 – 2016 (zie Figuur 6.2 voor de locaties van deze weerstations). Niet alle weerstations hebben neerslagtotalen gemeten voor alle jaren in deze periode. Het aantal weerstations met waarnemingen neemt in de loop der tijd toe, van 18 in 2005 tot 43 in 2015 en 2016. De gegevens over gemiddelde temperatuur zijn gemeten op zes weerstations in de periode 2005 – 2016. Op twee weerstations beginnen de metingen een aantal jaren later, te weten in 2008 resp. 2009. Om de weergegevens te kunnen koppelen aan elk huishouden is voor elk adres het dichtstbijzijnde weerstation bepaald.

Figuur 6.2: Geografische locaties van weerstations



⁴⁶ Bron: VMM.

We hebben geen (koppelbare) informatie kunnen vinden over de aanwezigheid van een tuin, besproeiingssystemen en zwembaden en over de aanwezigheid van regenwaterputten. Mogelijk kunnen voor enkele van deze variabelen proxies gebruikt worden. In het geval van wel of geen tuin zou het wel of niet voorkomen van een busnummer een indicatie kunnen zijn (ervan uitgaande dat busnummers vooral voorkomen in geval van appartementengebouwen). Het wel of niet aanwezig zijn van regenwaterputten kan mogelijk benaderd worden via het percentage nieuwbouwwoningen.

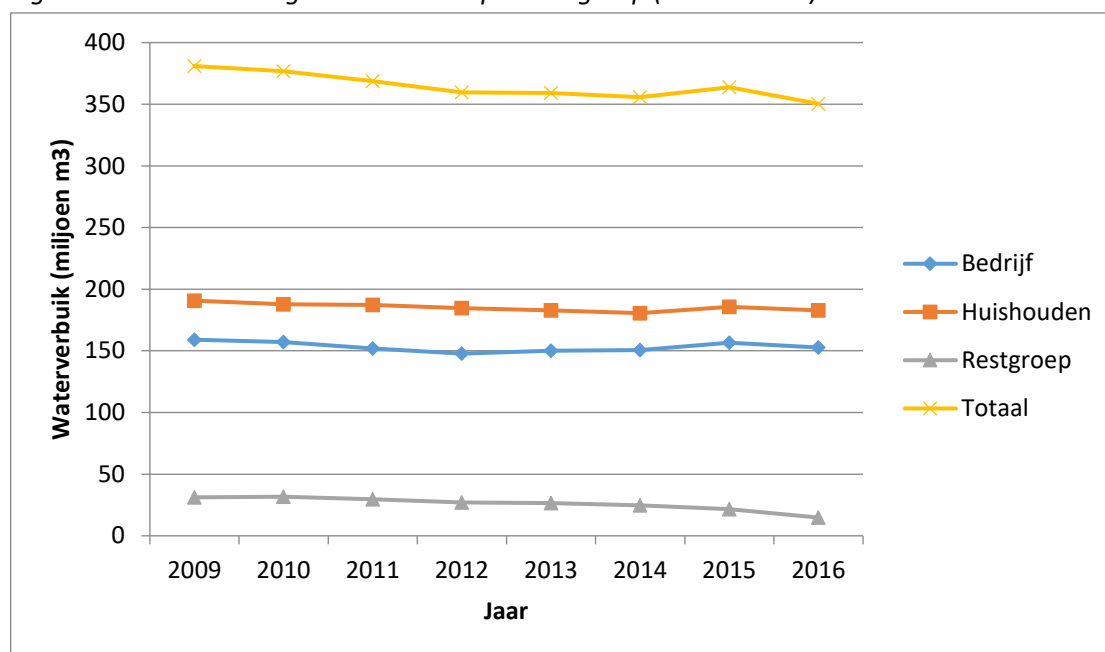
Ook hebben we geen gegevens kunnen vinden over wel of geen hoofdverblijf, het aantal badkamers en de aanwezigheid van apparaten die (veel) water gebruiken, zoals wasmachines.

7 Trendanalyse van historische gegevens

In dit hoofdstuk geven we op basis van de dataset een overzicht van de ontwikkeling van het waterverbruik en de prijzen in de periode 2009 – 2016.⁴⁷

Het gefactureerd leidingwaterverbruik in Vlaanderen daalt in de periode tussen 2009 en 2016, met uitzondering van 2015. Figuur 7.1 laat deze ontwikkeling zien voor het totale waterverbruik, alsmede voor enkele doelgroepen afzonderlijk. Aan de hand van de bestemming van het geleverde water zijn de abonnees onderverdeeld in huishoudens, bedrijven en een restgroep.

Figuur 7.1: Ontwikkeling waterverbruik per doelgroep (2009 – 2016)



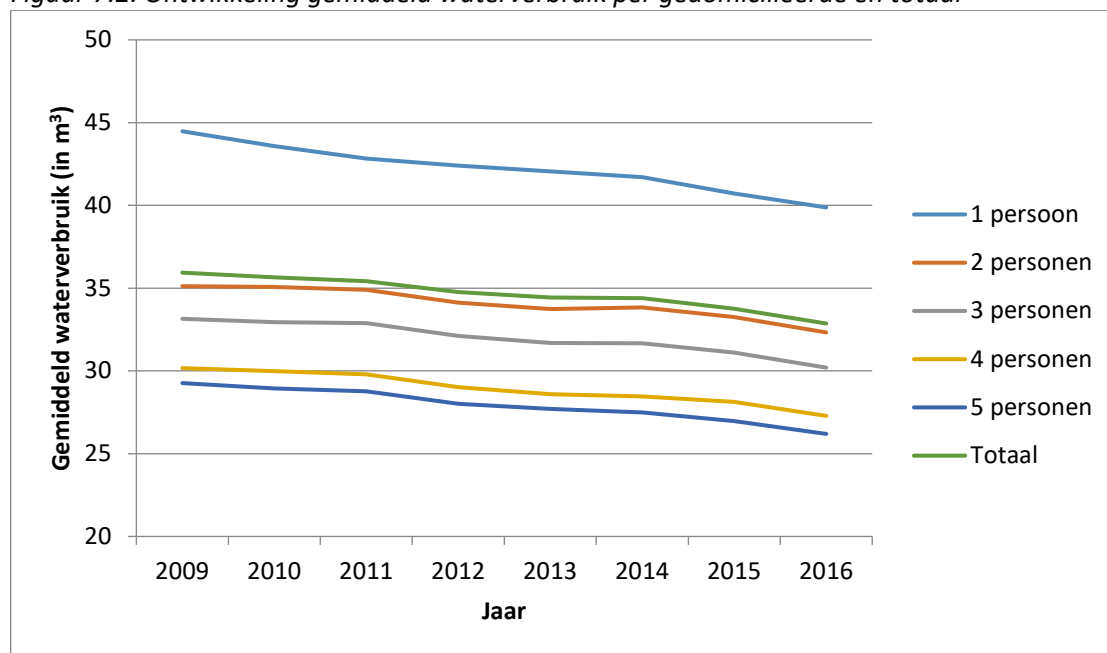
De ontwikkeling van het totale waterverbruik is deels afhankelijk van het aantal verbruikers, dus afhankelijk van de toe- of afname van de bevolking. Daarom kijken we ook naar de ontwikkeling van het gemiddeld waterverbruik per gedomiciëerde (alleen voor huishoudens). Dit gemiddelde waterverbruik daalt zonder uitzondering per jaar vanaf 35.9 m³ in 2009 tot 32.9 m³ in 2016. Dit is te zien in Figuur 7.2. In dezelfde figuur zijn ook de gemiddelde waterverbruiken te zien van verschillende typegezinnen, van eenpersoonshuishoudens tot vijfpersoonshuishoudens. Een eenpersoonshuishouden verbruikt bijvoorbeeld meer water dan een tweepersoonshuishouden per persoon, wat duidt op schaalvoordelen. Echter, al deze typegezinnen laten eenzelfde daling in gemiddeld waterverbruik zien.

De Figuren 7.3 en 7.4 laten daarnaast ook de ontwikkeling van het gemiddelde waterverbruik van huishoudens per gedomiciëerde zien per watermaatschappij en per provincie. Ook hier zijn dalende verbruiken te zien in de tijd. De figuren laten zien dat er aanzienlijke verschillen

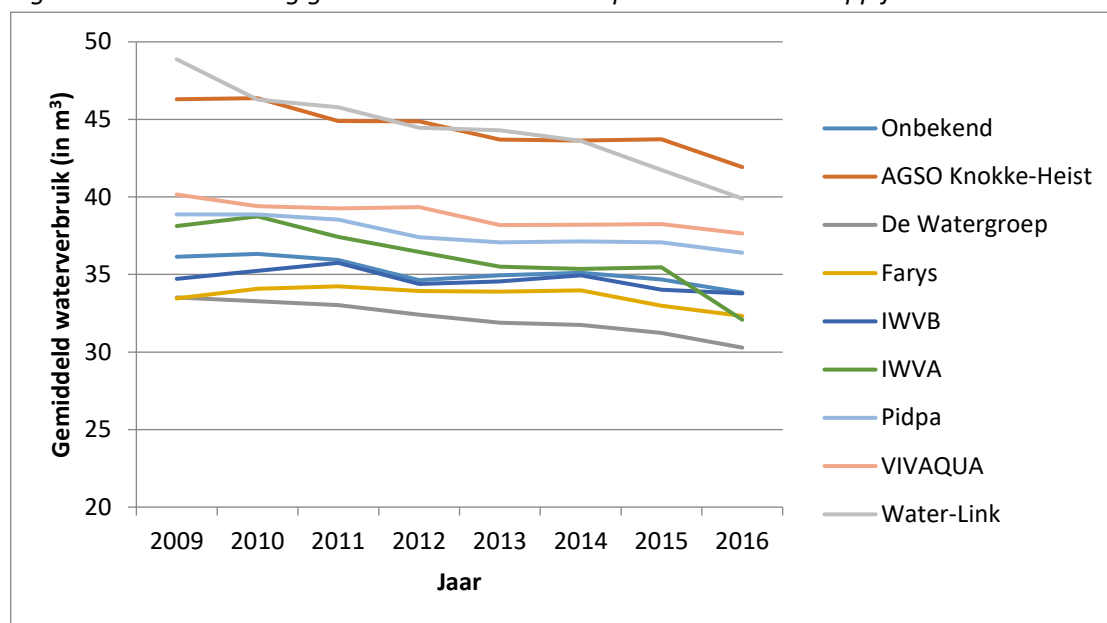
⁴⁷ Vóór 2009 is het aantal gedomiciëerden niet bekend (alle waarden zijn gelijk aan nul). Deze gegevens zijn nodig om het gemiddeld waterverbruik per gedomiciëerde te kunnen berekenen.

zijn in gemiddeld verbruik tussen watermaatschappijen en provincies. Deze verschillen kunnen bijvoorbeeld deels komen door verschillen in prijzen en in alternatieven voor leidingwater (zoals putwater, regenwater), maar ook door verschillen in samenstelling van de klanten.⁴⁸ Mogelijk heeft een huishouden in de provincie Antwerpen gemiddeld minder gedomicileerden dan in andere provincies of ligt het gemiddelde inkomen van huishoudens relatief hoger.

Figuur 7.2: Ontwikkeling gemiddeld waterverbruik per gedomicileerde en totaal

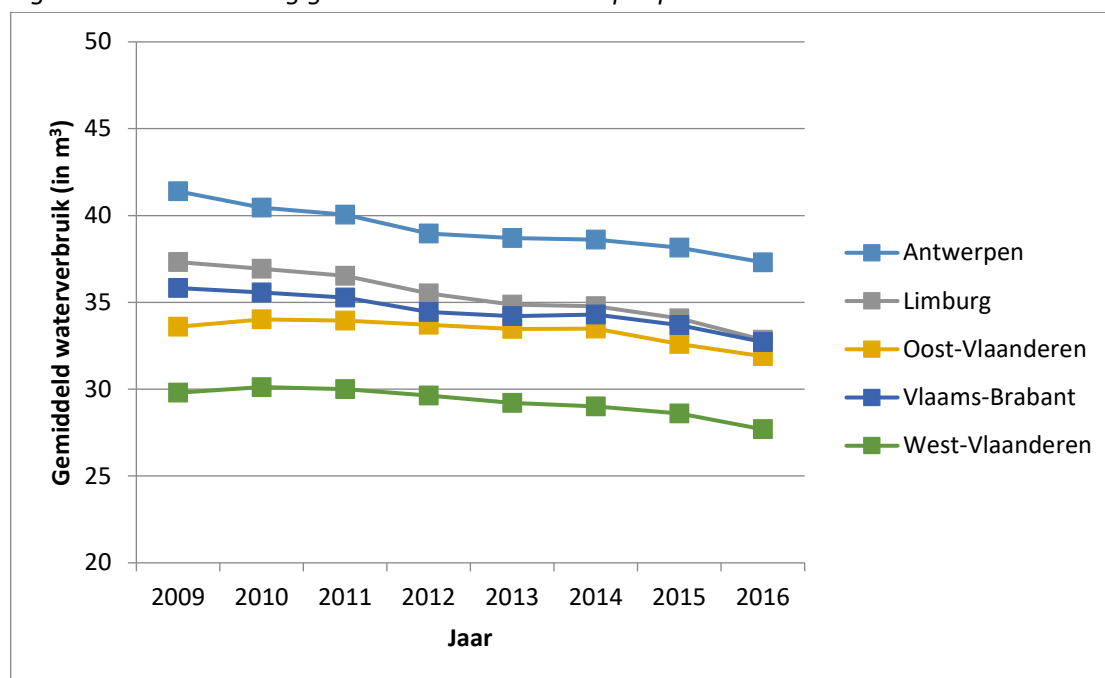


Figuur 7.3: Ontwikkeling gemiddeld waterverbruik per watermaatschappij



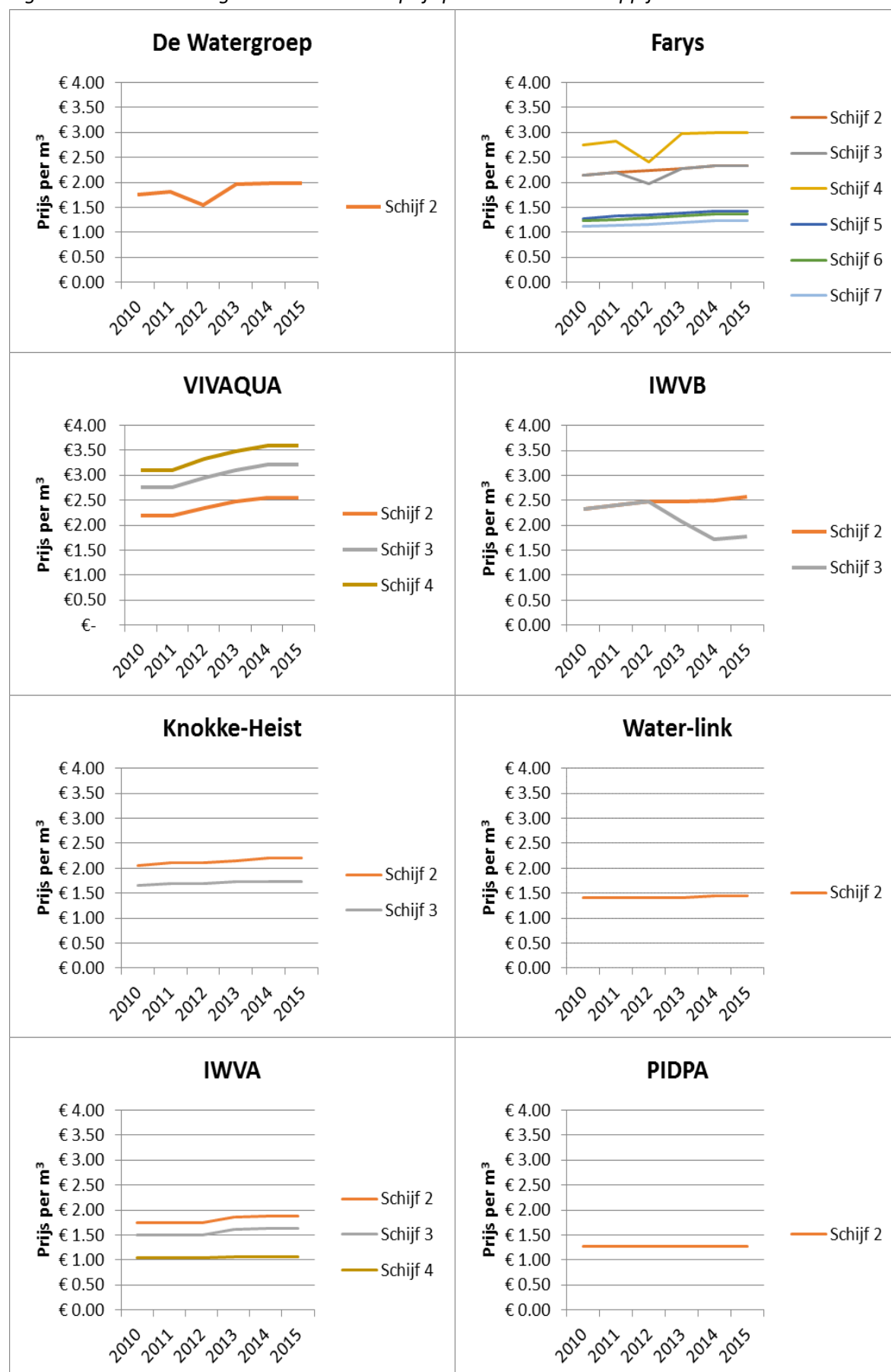
⁴⁸ In Knokke-Heist bijvoorbeeld zijn er als gevolg van kusttoerisme geen gedomicileerden in sommige wooneenheden, maar de aanwezige toeristen verbruiken wel water.

Figuur 7.4: Ontwikkeling gemiddeld waterverbruik per provincie



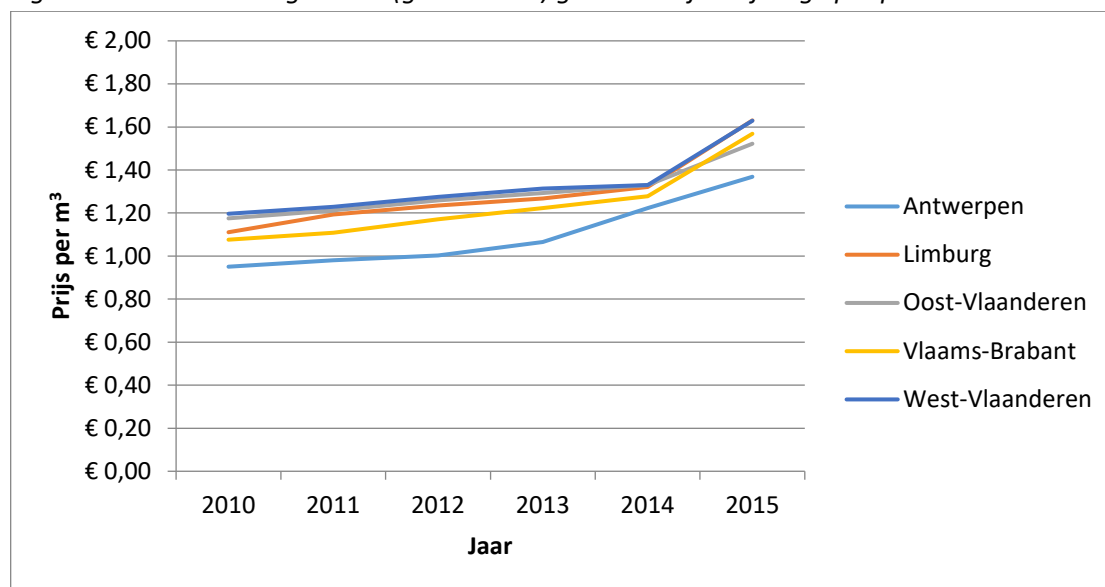
De variabele waterprijs bestaat uit drie componenten, voor levering van drinkwater, de afvoer van afvalwater en regenwater (gemeentelijke bijdrage) en de zuivering van afvalwater (bovengemeentelijke bijdrage). De ontwikkeling van de drinkwaterprijzen is complex, omdat in de periode vóór 2016 alle watermaatschappijen een eigen tariefstructuur hadden, die in de loop der tijd ook is veranderd (met betrekking tot aantal schijven en/of de waarden van de grenzen). Daarom beperken we ons hier tot de periode van 2010 tot en met 2015, waarin dit soort veranderingen weinig voorkwamen. Figuur 7.5 geeft een overzicht van de ontwikkeling van de (variabele) drinkwaterprijzen per schijf per watermaatschappij (met uitzondering van schijf 1, omdat de prijs hierin voor elke maatschappij gelijk is aan nul). Hieruit valt op te maken dat prijzen in deze periode, met enkele uitzonderingen, voornamelijk zijn gestegen en dat de meeste maatschappijen een degressief tarief hanteerden voor de grote verbruiken.

Figuur 7.5: Ontwikkeling van de drinkwaterprijs per watermaatschappij



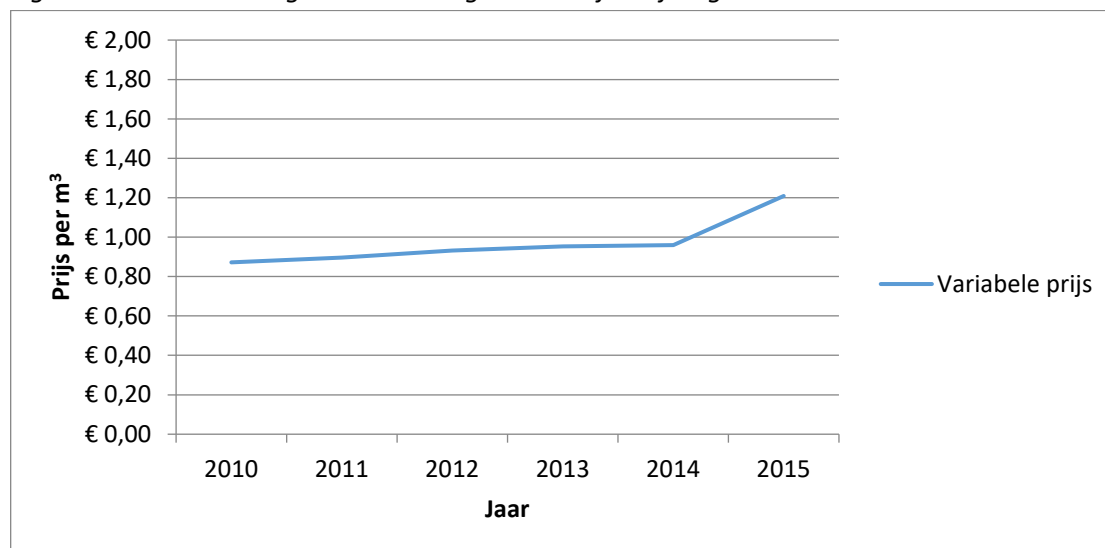
De prijs voor afvoer van afvalwater kan per gemeente verschillen. Om de ontwikkeling in de tijd hiervan in beeld te brengen, hebben we per provincie de gemiddelde prijs per gemeente berekend. Deze staan afgebeeld in Figuur 7.6. Ook hier zien we een duidelijke stijging van de (nominale) prijzen in deze periode.

Figuur 7.6: Ontwikkeling van de (gemiddelde) gemeentelijke bijdrage per provincie



De variabele prijs voor zuivering van afvalwater is voor alle huishoudens in Vlaanderen gelijk. In de periode vóór 2016 was dit één tarief. De ontwikkeling van dit tarief is afgebeeld in Figuur 7.7. Ook deze prijs is in de tijd gestegen.⁴⁹

Figuur 7.7: Ontwikkeling van de bovengemeentelijke bijdrage



⁴⁹ De prijsstijgingen met uitzondering van die in 2015 volgen de algemene prijsindex (inflatie). De stijging in 2015 heeft te maken met de daling van de werkingstoelage, dus meer autofinanciering via de waterfactuur. Het tarief is via de factor 1.4 meegestegen.

8 Kandidaatmodellen ter beantwoording onderzoeksvragen

Gegeven de huidige tariefstructuur met tariefblokken (*block-pricing*) zijn slechts een beperkt aantal econometrische modellen bruikbaar om de onderzoeksvragen te beantwoorden (en in het bijzonder de prijselasticiteit van de vraag naar leidingwater te schatten), te weten:

1. Standaard paneldatamodelen + IV (instrumentele variabelen)
2. Paneldatamodelen op basis van statistische sectoren + IV (instrumentele variabelen)⁵⁰
3. RDD model (*regression discontinuity design*)
4. DCC model (*discrete/continuous choice*)

Het standaard lineaire model, geschat met OLS, is slechts geschikt om een eerste indruk te krijgen van de hoogte van de prijselasticiteit (op basis van cross-sectie data). Als schattingstechniek onder de huidige structuur met *block pricing* voldoet OLS echter niet. Het probleem is namelijk dat niet alleen de prijs het waterverbruik kan beïnvloeden, maar dat de prijs op zijn beurt ook weer afhangt van het waterverbruik. Immers, als een huishouden met zijn waterverbruik een drempelwaarde van een tariefblok overschrijdt, zal de prijs stijgen. Over de jaren kan een huishouden dus terechtkomen in verschillende tariefblokken. Alleen binnen een jaar blijven alle huishoudens binnen hetzelfde tariefblok. Om toch het OLS model te kunnen toepassen op data over meerdere jaren zouden huishoudens, die in verschillende jaren in verschillende tariefblokken terechtkomen, niet in de OLS regressie meegenomen kunnen worden. Huishoudens moeten in groepen gescheiden worden. In 2016 kunnen de huishoudens bijvoorbeeld gescheiden worden in huishoudens die wel/niet de comfortprijs betalen. Als data over alle jaren in de OLS regressie worden meegenomen dan zullen huishoudens verder in groepen gescheiden moeten worden. Aangezien OLS een niet-longitudinaal model is, zullen zo veel mogelijk variabelen moeten worden opgenomen die verschillen in waterverbruik tussen huishoudens verklaren. Het OLS model stelt dus veel eisen aan de controlevariabelen.

Het voordeel van paneldatamethoden is dat deze rekening houden met alle verschillen tussen huishoudens die constant zijn over de tijd. Dus hiermee kan niet alleen rekening gehouden worden met bepaalde kenmerken waarover gegevens beschikbaar zijn, maar ook met niet-geobserveerde kenmerken (zolang deze constant zijn over de tijd). De paneldatamodelen stellen daarom minder eisen aan de controlevariabelen dan het standaard lineaire model. Wel is het nodig een instrument (IV variabele) in te zetten omdat de prijs endogeen is. Een voorbeeld van een paneldatamodel is het fixed effects model. Dit model kijkt binnen een groep (huishoudens of sectoren) naar de verandering in het waterverbruik in een bepaald jaar ten opzichte van het gemiddelde over alle jaren. Dit zorgt ervoor dat alle verklarende variabelen die constant ('fixed') zijn over de tijd geen invloed meer hebben op de afhankelijke variabele. In paragraaf 9.1.2 staat de vergelijking die het fixed effects model beschrijft. Een ander voorbeeld van een paneldatamodel is het eerste-verschillen model. Dit is verwant aan een fixed effects model, maar kijkt naar het verschil van het ene jaar ten opzichte van het andere jaar in plaats van ten opzichte van het gemiddelde van alle jaren.

⁵⁰ Zie Borenstein (2009) en Klaiber e.a. (2010).

Het verschil tussen paneldatamodellen 1 en 2 in de opsomming bovenaan dit hoofdstuk is dat bij het standaard paneldatamodel (model 1) de schattingen worden gedaan op basis van individuele huishoudens, terwijl in model 2 dit gebeurt op basis van data op het niveau van een statistische sector. Dit zorgt ervoor dat er in het standaardmodel rekening gehouden moet worden met de mogelijkheid dat het verbruik van een huishouden over de jaren steeds terugkeert naar een bepaald gemiddelde, terwijl in het paneldatamodel op basis van sectoren deze terugkeer naar het gemiddelde geen of veel minder een probleem is (omdat het “terugkeereffect” van het ene huishouden in een bepaalde statistische sector verondersteld wordt door een “tegengesteld terugkeereffect” van een ander huishouden in diezelfde statistische sector te worden opgeheven). Het standaard paneldatamodel heeft dus (ten opzichte van het paneldatamodel op basis van sectoren) als nadeel dat het “terugkeereffect” moet worden gescheiden van het effect van de tariefstructuurwijziging.

Welk van de twee modellen het meest geschikt is, is afhankelijk van de resultaten van beide modellen en het al dan niet aanwezig zijn van het ‘terugkeer naar het gemiddelde’ probleem. De uitkomsten hiervan en de keuze voor het beste model worden in paragraaf 9.1.2 beschreven.

In het RDD model worden lokale discontinuïteiten gebruikt om causale effecten vast te stellen. Deze methode is – in aanvulling op één van de twee paneldatamodellen – ook geschikt om het waterverbruik in Vlaanderen te onderzoeken, omdat er veranderingen in de tariefstructuur hebben plaatsgevonden en omdat de microdata ons in staat stellen huishoudens met ongeveer gelijke waterconsumptie rondom de tariefdrempels met elkaar te vergelijken. Het is een unieke, simpele, maar (voor waterverbruik) nieuwe benadering die kan resulteren in betrouwbare schattingen (er kan een causaal verband aangetoond worden) voor de prijselasticiteit van leidingwater.⁵¹ Deze methodologie is bovendien geschikt voor een eventueel toekomstig veldexperiment, waarbij een *random* deel van de huishoudens die net een drempel van de tariefstructuur overschrijden worden geïnformeerd over hoe het verbruik van enkele liters minder hun waterrekening zou hebben beïnvloed. Door het toekomstig waterverbruik van deze groep met die van de niet-geïnformeerde groep te vergelijken kan de impact van de tariefstructuur en die van de informatie over de tariefstructuur op de prijselasticiteit van de vraag naar water gescheiden worden.

Deze methode is met name geschikt om de vraag te beantwoorden of drempelwaarden er toe doen en in welke mate. Indien drempelwaarden er toe doen, dan zouden in histogrammen van het watergebruik uitschieters te zien moeten zijn op de betreffende drempelwaarden (30 m³ + 30 m³ per persoon in 2016 en onder meer 15 m³ per persoon in de jaren vóór 2016).⁵² Indien de drempelwaarden de prijselasticiteit beïnvloeden, dan zouden huishoudens die in

⁵¹ Een voorwaarde is wel dat huishoudens zich rekenschap geven van tarieven en tariefstructuren. McRae en Meeks (2016) laten zien dat de consumenten met meer begrip van een nieuwe tariefstructuur hun consumptie meer reduceren dan consumenten met minder begrip ervan. Binet e.a. (2014) laten zien dat huishoudens de kosten van water onderschatten en daarmee over-consumeren. Vesterberg (2017) laat zien dat de mate van mediaberichtgeving de prijselasticiteit beïnvloed.

⁵² Het optreden van uitschieters wordt ook wel ‘*bunching*’ genoemd. In Ito (2014) en Borenstein (2009), twee studies die de prijselasticiteit van de vraag (naar electriciteit) onderzoeken, treedt geen *bunching* op.

het voorgaande jaar een drempelwaarde net overschreden hebben, dit jaar een andere prijselasticiteit moeten laten zien. We verwachten dat – indien er een effect is – het net overschrijden van een drempelwaarde door een huishouden het waterverbruik van dit huishouden in het volgende jaar zal verlagen. Deze huishoudens zouden dan een grotere prijselasticiteit moeten hebben dan huishoudens die zich verder af van de drempelwaarden bevinden.

Ten slotte, het DCC model zoals beschreven in hoofdstuk 3 achten wij niet geschikt om toe te passen. We hebben een tweetal redenen hiervoor. De meest fundamentele reden is dat het model uitgaat van het feit dat huishoudens een rationele twee-fase keuze maken: eerst maken zij een discrete keuze voor één van de tariefblokken en vervolgens een continue keuze voor de hoeveelheid water binnen dit tariefblok. Dit is in de praktijk (zeer waarschijnlijk) niet het geval. Een tweede (meer praktische) reden is dat het DCC model niet eenvoudig te implementeren is aangezien het niet is opgenomen in standaard softwarepakketten.

9 Beantwoording van de onderzoeksvragen

In paragrafen 9.1 tot en met 9.3 zullen we de drie onderzoeksvragen zoals geformuleerd in paragraaf 1.2 beantwoorden:

1. Hoeveel bedraagt de prijselasticiteit van leidingwater in Vlaanderen? Welke zijn de bepalende parameters? Wat zijn de grenzen van de prijselasticiteit (m.a.w. hoe varieert de prijselasticiteit met het verbruik)? Bij welk verbruik wordt de vraag naar leidingwater nagenoeg volkomen inelastisch of zullen er substituten gezocht worden?
2. Zet de nieuwe tariefstructuur (tariefdrempels, hoogte tarieven) aan tot duurzamer waterverbruik door de abonnees? Is er een effect op het leidingwaterverbruik?
3. In welke mate en hoe interfereert de prijselasticiteit met de impact van de tariefstructuur (tariefdrempels, hoogte tarieven) op het leidingwaterverbruik?

Onderzoeksvraag 1 (schatting van de prijselasticiteit) zullen we uiteindelijk beantwoorden met het geprefereerde paneldatamodel.⁵³ Wel zullen we prijselasticiteiten met beide paneldatamodellen schatten. Als benchmark zullen we ook het standaard lineaire model met OLS schatten, echter alleen op basis van de meest recente data (te weten die van 2016). Het voordeel van het hanteren van alleen 2016-data in dit geval is dat in 2016 voor alle waterbedrijven een uniforme tariefstructuur gold (met één basis- en één comforttarief) en dat binnen een bepaald jaar alle huishoudens binnen dezelfde verbruikersgroep blijven. Bij analyse over meerdere jaren moet rekening gehouden worden met het feit dat huishoudens in een bepaald jaar drempelwaarden kunnen overschrijden en daardoor tot andere verbruikersgroepen gaan behoren.

Op grond van het al dan niet aanwezig zijn van het zogeheten ‘terugkeer naar het gemiddelde’ probleem en de regressieresultaten van de paneldatamodellen zullen we het geprefereerde model kiezen. Aangezien de prijselasticiteit kan afhangen van het waterverbruik, zullen we voor verschillende groepen verbruikers regressieanalyses uitvoeren.

De paneldatamethoden zijn minder geschikt om de invloed van andere variabelen te meten. Veel van de controlevariabelen zijn maar voor één jaar bekend (Census 2011). Dit zorgt ervoor dat deze variabelen niet in de paneldata-analyse meegenomen kunnen worden. Andere variabelen vertonen weinig variatie in de tijd (zoals inkomen), zodat de effecten van deze variabelen ook niet goed gemeten kunnen worden. Voor een indicatie van het effect van deze variabelen zullen we daarom het standaard lineaire model gebruiken.

Onderzoeksvraag 2 zullen we beantwoorden met zowel het geprefereerde paneldatamodel uit onderzoeksvraag 1 als het RDD model. Het paneldatamodel brengt het effect van de tarieven in kaart, het RDD model het effect van de drempels. Het RDD model is dus vooral geschikt om na te gaan of de drempelwaarden van invloed zijn of dat voornamelijk de hoogte van de prijs de gedragsveranderende factor is. Merk op dat het antwoord op deze vraag mogelijk conditioneel is op de hoeveelheid informatie die gegeven is en de wijze waarop. Bij

⁵³ In paragraaf 9.1.2 zal blijken dat dit model 2 uit hoofdstuk 8 is.

intensievere informatieverstrekking is er eerder een effect te verwachten. Voor zover wij nu kunnen beoordelen zijn huishoudens vroegtijdig en in voldoende mate over de wijziging in de tariefstructuur door de watermaatschappijen geïnformeerd onder meer via een aankondiging van de wijziging via de website (en klantenmagazine), publicatie van een toelichtend filmpje op de website (met verwijzing naar de calculator op de VMM website) en een specifieke folder/bijsluiter die met de facturen werd meegestuurd (tijdens het volledige kalenderjaar 2016).

Onderzoeksvraag 3 is van belang omdat een mogelijke daling van het leidingwaterverbruik als gevolg van de nieuwe tariefstructuur (met progressief tariefblok) in onderzoeksvraag 2 ook deels veroorzaakt kan zijn als gevolg van het feit dat de loutere verandering van de tariefstructuur ook een effect heeft gehad op de prijselasticiteit. Een vergelijking van de prijselasticiteit vóór en na de wijziging van de tariefstructuur is op dit moment echter nog niet goed mogelijk. Er is nog onvoldoende data beschikbaar van na de wijziging. Om deze reden is deze onderzoeksvraag op dit moment nog niet te beantwoorden.

9.1 Schatting prijselasticiteit

9.1.1 Standaard OLS model

Om een eerste indruk van de prijselasticiteit van huishoudens te krijgen, gaan we uit van de volgende lineaire, cross-sectionele regressievergelijking:⁵⁴

$$\ln(y_i) = \beta_0 + \beta_1 \ln(p_i) + \beta_2 \ln(p_{vast,i}) + \beta_3 \ln(\ln k_s) + \gamma Z_i + \delta X_s + v_i,$$

waarbij i het huishouden aangeeft en s voor statistische sector staat. Het waterverbruik, y_i , wordt in deze vergelijking gerelateerd aan de variabele prijs, p_i , de vaste vergoeding, $p_{vast,i}$, het gemiddelde inkomen in een statistische sector, $\ln k_s$, en de andere in hoofdstuk 6 genoemde variabelen die of per huishouden, Z_i , of per statistische sector, X_s , beschikbaar zijn. In de analyses worden ook dummy variabelen voor de waterbedrijven gebruikt. Om het relatief eenvoudig te houden, beperken we de analyse tot het jaar 2016, waarin de tariefstructuur gelijk is voor alle watermaatschappijen. Variatie in prijs komt in dit geval dus door verschillen in de hoogte van de tarieven van watermaatschappijen (drinkwaterprijs) en gemeenten (gemeentelijke bijdrage).

Het ‘echte’ waterverbruik in 2016 is niet bekend. Wel weten we het waterverbruik per huishouden over een periode die normaal gesproken een deel van 2015 en een deel van 2016 beslaat. Op basis daarvan berekenen we een waterverbruik per dag door het totale waterverbruik te delen door het aantal dagen van de facturatieperiode. Door dit waterverbruik per dag te vermenigvuldigen met 365 verkrijgen we het (geschatte) jaarverbruik in 2016. Voor de regressie wordt nog een restrictie gehanteerd op het minimaal

⁵⁴ Zie hoofdstuk 3 voor meer uitleg. Vanwege de logaritmische transformatie van de vraagvergelijking representeren de parameters β elasticiteiten.

aantal dagen van de facturatieperiode dat betrekking heeft op het jaar 2016.⁵⁵ Verder zijn alleen huishoudens in de analyse meegenomen die geen vrijstelling (bijvoorbeeld om sociale of ecologische redenen) hebben genoten, waarvan het aantal gedomicilieerden positief is, en die geen water uit private waterwinning hebben gebruikt. Ook is er een restrictie geplaatst op het verbruik per persoon (minimaal 0 en maximaal 200 m³).⁵⁶

Tabel 9.1 geeft enkele beschrijvende statistieken van de in het model gebruikte variabelen, zoals de gemiddelde waarde of, in het geval van categorische variabelen, het percentage huishoudens per categorie. Omdat de gegevens over inkomens niet verder gaan dan het jaar 2014, is in deze analyse het gemiddeld inkomen van 2014 als variabele meegenomen. De appendix bevat een correlatiematrix en een test op multicollineariteit, zie Tabellen A.1 en A.2. Door de hoge correlatie tussen de vaste vergoeding en het aantal gedomicilieerden, wordt de vaste vergoeding niet meegenomen in de regressieanalyses.

Tabel 9.1: Beschrijvende statistieken voor huishoudens

	<i>N</i>	<i>Gemid- delde</i>	<i>St. dev.</i>	<i>Mediaan</i>	<i>Minimum</i>	<i>Maximum</i>
Per huishouden						
Waternverbruik (m3) per jaar	1968315	76.89	93.33	63.31	0.00	19229.68
Waternverbruik per persoon per jaar(m3)	1964942	31.52	20.47	28.21	0.00	199.93
Variabele prijs (€/m3)	1968315	3.62	0.31	3.71	2.04	4.07
Vast recht	1964942	58.43	127.27	60.00	0.00	38820.00
Lengte facturatieperiode (dagen/1000) ⁵⁷	1964942	0.35	0.06	0.36	0.03	0.55
Per statistische sector						
Gemiddeld inkomen 2014	1903578	33864.29	6487.34	33192.01	14877.06	91139.38
Gewogen gemiddelde aantal kamers	1930947	5.72	0.57	5.74	1.94	9.00
Fractie man	1930978	0.49	0.02	0.49	0.00	1.00
Fractie vrouw	1930978	0.51	0.02	0.51	0.00	1.00
Fractie jonger dan 15	1930978	0.16	0.04	0.16	0.00	0.50
Fractie tussen 15 en 25	1930978	0.12	0.02	0.12	0.00	0.67
Fractie tussen 25 en 65	1930978	0.54	0.04	0.54	0.00	1.00
Fractie 65 of ouder	1930978	0.18	0.06	0.17	0.00	1.00
Fractie huizen in eigendom	1930950	0.73	0.16	0.76	0.00	1.00
Fractie huurhuizen	1930950	0.27	0.16	0.24	0.00	1.00
Fractie huizen gebouwd voor 2001	1930966	0.88	0.09	0.10	0.00	1.00
Fractie huizen gebouwd na 2001	1930966	0.12	0.09	0.90	0.00	1.00
Totaal neerslag (mm/100) 2016	1931268	8.26	0.70	8.32	6.01	9.62

⁵⁵ Voor de resultaten in Tabel 9.2 is de restrictie gehanteerd van meer dan 30 dagen.

⁵⁶ We hebben het verbruik per persoon gemaximeerd omdat de dataset abonnees (huishoudens) bevat met onrealistische hoge verbruiken per persoon. Een mogelijke verklaring hiervoor zijn woonblokken met één teller en veel tweedeverblijven (waar de eigenaars niet gedomicilieerd zijn). Daarnaast bevat de dataset negatief waternverbruik. Dit kan worden veroorzaakt door een overschatting van het verbruik in voorgaande periodes. Dit kan leiden tot creditnota's en dus een negatief verbruik.

⁵⁷ Het aantal dagen wordt door 1000 gedeeld om de geschatte coëfficiënt van deze variabele te verhogen, zodat deze zichtbaar wordt in de resultaten.

Gemiddelde temperatuur 2016	1931268	11.24	0.37	11.08	10.69	11.73
-----------------------------	---------	-------	------	-------	-------	-------

Per huishouden (categorieën)	<i>N</i>	<i>Fractie</i>	<i>Cumula- tief</i>
Aantal facturen	1964941		
<i>Aantal facturen = 1</i>	1832159	93.2%	93.2%
<i>Aantal facturen = 2</i>	82493	4.2%	97.4%
<i>Aantal facturen = 3</i>	44361	2.3%	99.7%
<i>Aantal facturen >= 4</i>	5928	0.3%	100.0%
Aantal gedomilicieerden	1964942		
<i>Aantal gedomilicieerden = 1</i>	491911	25.0%	25.0%
<i>Aantal gedomilicieerden = 2</i>	694194	35.3%	60.4%
<i>Aantal gedomilicieerden = 3</i>	312777	15.9%	76.3%
<i>Aantal gedomilicieerden = 4</i>	302653	15.4%	91.7%
<i>Aantal gedomilicieerden = 5</i>	104434	5.3%	97.0%
<i>Aantal gedomilicieerden >= 6</i>	58973	3.0%	100.0%
Aantal wooneenheden	1964942		
<i>Aantal wooneenheden = 1</i>	1923837	97.9%	97.9%
<i>Aantal wooneenheden = 2</i>	16934	0.9%	98.8%
<i>Aantal wooneenheden = 3</i>	10019	0.5%	99.3%
<i>Aantal wooneenheden >= 4</i>	14152	0.7%	100.0%

In eerste instantie zijn de regressies gedaan op huishoudniveau; deze resultaten zijn te vinden in Tabel A.3 in de appendix. De controlevariabelen zijn hier echter moeilijk te interpreteren, omdat deze niet op huishoudniveau, maar op statistisch sectorniveau bekend zijn. Om de controlevariabelen beter te kunnen interpreteren, wordt de regressie ook op sectorniveau gedaan. De resultaten hiervan staan in Tabel 9.2. Hier wordt per sector het gemiddelde waterverbruik per huishouden verklaard. Aangezien de marginale prijs afhankelijk is van het verbruik, verdelen we de sectoren in twee groepen. De ene groep bevat sectoren waarvan het gemiddelde waterverbruik geheel in het basistarief valt en de andere groep bevat sectoren waarvan het gemiddelde waterverbruik (ook) in het comforttarief valt. Deze groep is niet erg groot (160 sectoren) aangezien het gemiddelde waterverbruik niet vaak boven de grens voor het comfortverbruik uitkomt.

De waarden in een kolom van Tabel 9.2 geven het effect weer van de verschillende variabelen op het waterverbruik. Voor prijs en gemiddeld inkomen (beide gespecificeerd in logaritmen) is dit een elasticiteit (zie hoofdstuk 3). Voor de andere variabelen wordt de grootte van het effect gegeven door e^{β} . Wanneer bijvoorbeeld het gemiddeld aantal personen in een sector met 1 stijgt, dan stijgt het gemiddelde waterverbruik (in de basissectoren) met 34 procent ($e^{0.29} \approx 1.34$).

Tabel 9.2: Schattingen waterverbruikmodellen op basis van sectoren

VARIABLEN	(1) basis ln(verbruik)	(2) comfort ln(verbruik)
Gegevens per statistische sector		
Ln(prijs)	-0.27*** [0.027]	-0.32 [0.323]
Aantal personen	0.29*** [0.017]	0.13*** [0.026]
Aantal wooneenheden	0.16*** [0.016]	0.06*** [0.020]
Aantal facturen	-0.27*** [0.027]	-0.27 [0.182]
Ln(gemiddeld inkomen)	0.13*** [0.010]	0.07 [0.064]
Aantal kamers (gewogen gemiddelde)	0.01*** [0.004]	0.03 [0.029]
Fractie vrouw	-0.03 [0.063]	-0.50 [0.459]
Leeftijd		
<i>Fractie kind</i>	-0.08 [0.061]	0.42 [0.458]
<i>Fractie jongere</i>	0.41*** [0.065]	0.64 [0.391]
<i>Fractie 65 jaar en ouder</i>	0.11*** [0.031]	0.66*** [0.235]
Fractie huurhuis	0.18*** [0.014]	0.16* [0.096]
Fractie nieuwbouw	-0.11*** [0.016]	-0.07 [0.078]
Neerslag	0.01*** [0.002]	0.10 [0.069]
Temperatuur	0.02*** [0.004]	0.08 [0.066]
Waterbedrijfdummies	ja	ja
Constante	2.03*** [0.114]	2.66** [1.190]
Waarnemingen	6,245	160
R-kwadraat	0.768	0.817

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, robuuste standaardfouten tussen haken

De prijselasticiteit wordt gegeven door de geschatte parameter voor ln(prijs). De prijselasticiteit voor sectoren met huishoudens met basisverbruik wordt op deze manier geschat op circa -0.27.⁵⁸ Dit is (vrijwel) onafhankelijk van of er rekening gehouden wordt met de extra variabelen. De prijselasticiteit voor huishoudens met comfortverbruik wordt geschat op circa -0.33, maar is niet significant.⁵⁹

Veel van de controlevariabelen hebben eenzelfde invloed op het waterverbruik bij basis en comfortverbruik, al zijn de effecten voor de comfortgroep – door het lage aantal waarnemingen – vaak niet significant. Het lijkt erop dat vooral de leeftijdsopbouw en het

⁵⁸ Het bijbehorende 95%-betrouwbaarheidsinterval loopt van -0.324 tot -0.216.

⁵⁹ Het bijbehorende 95%-betrouwbaarheidsinterval loopt van -0.966 tot +0.326. Door het lage aantal waarnemingen liggen de standaardfouten hier hoger en worden significante effecten moeilijker verkregen.

percentage van het aantal huurhuizen in een sector een rol spelen in het waterverbruik binnen een sector. Als bijvoorbeeld de fractie jongeren met 10%-punten omhoog gaat (ten koste van de groep 25-65 jaar), neemt het gemiddelde waterverbruik per huishouden met ongeveer 4% toe ($e^{0.041} \approx 1.04$). Een toename van de fractie huurhuizen met 10%-punten (ten koste van de fractie huizen in eigendom), leidt tot een stijging van het gemiddelde waterverbruik per huishouden met ongeveer 2% ($e^{0.018} \approx 1.02$).

De waarden van de coëfficiënten van de waterbedrijfdummies geven aan dat er verschillen zijn in het gemiddelde waterverbruik tussen waterbedrijven.⁶⁰ Deze verschillen lopen op tot een verschil van ongeveer 25% in gemiddeld waterverbruik. Dat wil zeggen dat het laagste gemiddelde waterverbruik van huishoudens in het afzetgebied van een watermaatschappij circa 25% lager ligt dan het hoogste gemiddelde waterverbruik van huishoudens in het afzetgebied van een watermaatschappij.

9.1.2 Beschrijving en keuze geprefereerde paneldatamodel

De data over prijzen en bijbehorend waterverbruik zijn per huishouden beschikbaar voor meerdere jaren. Met deze data kan dus een paneldata-analyse uitgevoerd worden. Een mogelijkheid is om een fixed effects regressie uit te voeren om het effect van een prijsverandering op het waterverbruik te meten. In een standaard OLS-regressie ervaart men het probleem van weggelaten variabelen, waardoor de resultaten ‘biased’ (onzuiver) kunnen zijn. Een fixed effects regressie omzeilt dit probleem als het gaat om variabelen die niet in de tijd veranderen. Het standaard fixed effects model dat geschat wordt,⁶¹ ziet er als volgt uit:

$$\ln(y_{it}) - \ln(\bar{y}_i) = \beta_0 + \beta_1[\ln(p_{it}) - \ln(\bar{p}_i)] + \beta_2[\ln(Ink_{st}) - \ln(\overline{Ink}_s)] + \gamma[(Z_{it}) - (\bar{Z}_i)] + \delta[(X_{st}) - (\bar{X}_s)] + (a_i - \bar{a}_i) + (v_{it} - \bar{v}_i)$$

waarbij $t = 2009, 2010, \dots, 2016$, i het huishouden aangeeft en s voor statistische sector staat. Het waterverbruik in jaar t minus het gemiddelde waterverbruik in alle jaren wordt in deze vergelijking gerelateerd aan het verschil in prijs, $[\ln(p_{it}) - \ln(\bar{p}_i)]$, het verschil in gemiddelde inkomen in een statistische sector, $[\ln(Ink_{st}) - \ln(\overline{Ink}_s)]$, en de andere in hoofdstuk 6 genoemde variabelen die of per huishouden, Z_{it} , of per statistische sector, X_{st} , beschikbaar zijn. Merk op dat a_i voor het onbekende individuele effect staat dat constant is over de tijd. Door het constante karakter van deze variabele, valt deze weg in de vergelijking omdat $\bar{a}_i = a_i$.

Ook bij fixed effects regressies bestaan er problemen die ervoor kunnen zorgen dat de effecten die gemeten worden niet als causaal verband gezien kunnen worden. Allereerst is er in dit geval het probleem dat de prijs een endogene variabele is: de prijs is afhankelijk van het waterverbruik. Als een huishouden meer water gaat verbruiken, en daarmee een grens

⁶⁰ Merk op dat een waterbedrijfdummy geen elasticiteit per maatschappij oplevert, maar alleen een effect op het waterverbruik geeft.

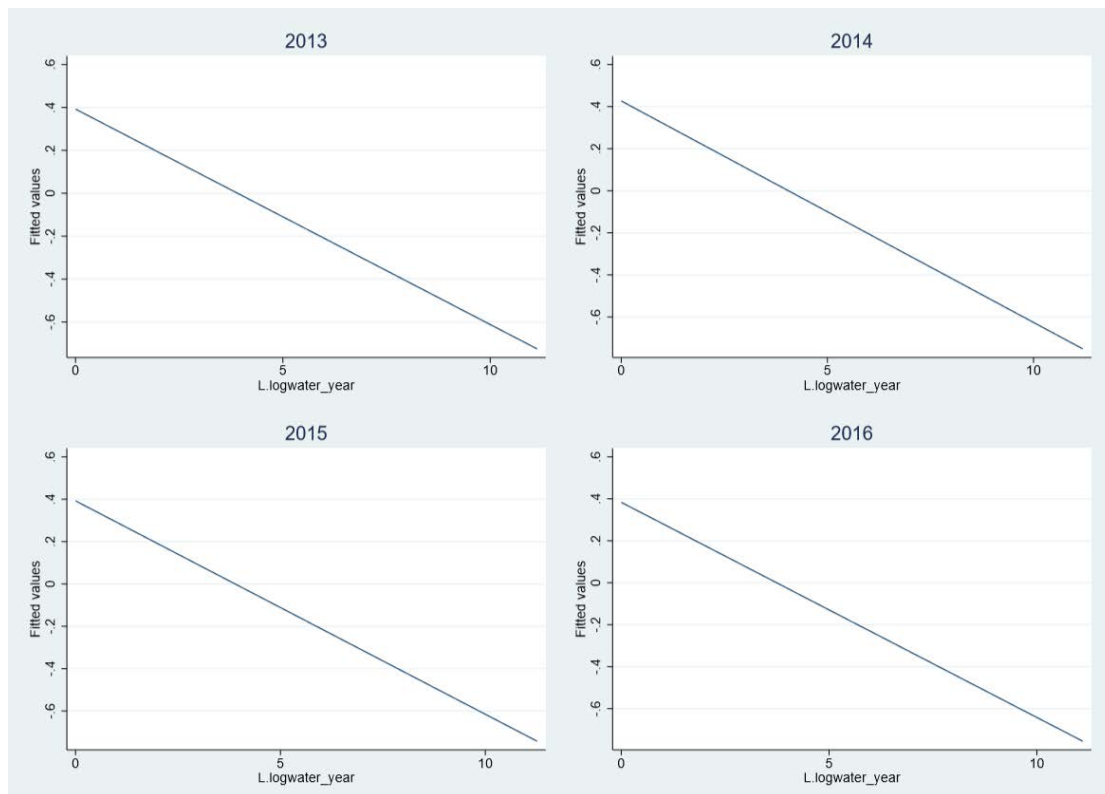
⁶¹ We hebben ook een random effects model geschat. De Hausman test gaf echter aan dat het fixed effects model duidelijk te prefereren is boven het random effects model.

overgaat, wordt de prijs van water hoger. In dit geval kan het effect van prijs op het waterverbruik gemeten worden door gebruik van een instrumentele variabele. Er moet dus gezorgd worden dat de verandering in de prijs voor een huishouden onafhankelijk gemaakt wordt van het te verklaren waterverbruik. Stel dat er gekeken wordt naar de prijselasticiteit over twee jaren: 2015 en 2016. Normaal gesproken zou de verandering in de prijs dan $\ln p_{i2016}(q_{i2016}) - \ln p_{i2015}(q_{i2015})$ zijn. Dit zorgt ervoor dat een verandering in de prijs gecorreleerd is met een verandering in de hoeveelheid. Als beide prijzen gebaseerd worden op de hoeveelheid in het basisjaar 2015, dan vervalt deze correlatie. De prijsverandering wordt dan: $\ln p_{i2016}(q_{i2015}) - \ln p_{i2015}(q_{i2015})$. Deze laatste prijsverandering wordt als instrument ingezet voor de werkelijke prijsverandering.

Een ander mogelijk probleem is ‘terugkeer naar het gemiddelde’. Als een huishouden in een bepaald jaar weinig water heeft verbruikt – bijvoorbeeld omdat het vaker niet thuis is geweest – zal dit huishouden in het volgende jaar waarschijnlijk weer meer water verbruiken. De effecten van prijsveranderingen en ‘terugkeer naar het gemiddelde’ kunnen moeilijk van elkaar gescheiden worden.

Dit ‘terugkeer naar het gemiddelde’ probleem (‘mean reversion’) wordt ook in de literatuur over de prijselasticiteit van water veel besproken. Ito (2014) stelt dat wanneer $\ln(y_{it}) - \ln(y_{it0})$ gebruikt wordt als afhankelijke variabele er zeer waarschijnlijk een correlatie bestaat tussen $\ln(y_{it})$ en de error term. Deze correlatie zal als het om waterverbruik gaat negatief zijn omdat ‘terugkeer naar het gemiddelde’ een negatieve correlatie veroorzaakt tussen de error term van de eerste-verschillen regressie $\varphi_{it} = v_{it} - v_{it0}$ en de error term van het basisjaar v_{it0} . Er bestaat een mogelijkheid om te testen of dit probleem zich voordoet. Kremer e.a. (2007) laten in hun studie naar waterkwaliteit zien dat wanneer men kijkt naar de relatie tussen $\ln(y_{it}) - \ln(y_{it0})$ en $\ln(y_{it0})$ men kan zien of er een ‘terugkeer naar het gemiddelde’ effect bestaat. Huishoudens met een hoog verbruik in het basisjaar zullen naar verwachting hun waterverbruik gaan minderen in het komende jaar, terwijl huishoudens met een initieel laag verbruik naar verwachting meer water gaan verbruiken. De verandering in het waterverbruik wordt dan dus negatief beïnvloed door het initiële waterverbruik. In Figuur 9.1 is deze relatie in vier verschillende jaren weergegeven. Er wordt een lineair verband geschat tussen het waterverbruik in het basisjaar $\ln(y_{it0})$ op de x-as en de verandering in waterverbruik $\ln(y_{it}) - \ln(y_{it0})$ op de y-as. Er is duidelijk te zien dat er in elk jaar een negatief verband is tussen het waterbruik in het basisjaar en het eerste-verschil in waterverbruik. Bij een laag verbruik in het basisjaar (links op de x-as) groeit het waterverbruik, terwijl dit bij een hoog verbruik in het basisjaar (rechts op de x-as) daalt. Dit verband duidt dus op een ‘terugkeer naar het gemiddelde’ effect.

Figuur 9.1: Terugkeer naar het gemiddelde



Wanneer er gekeken wordt naar de resultaten van de fixed effects regressie kunnen er ook aanwijzingen gevonden worden over het al dan niet aanwezig zijn van het ‘terugkeer naar het gemiddelde’ probleem. In Tabel 9.3 zijn de resultaten te zien van de fixed effects regressie voor de periode 2009-2016. De eerste kolom laat de uitkomsten met de gewone prijs zien, de tweede kolom betreft de IV-analyse met een instrument waarbij het waterverbruik in 2009 gebruikt wordt om de marginale prijzen in alle jaren te bepalen. De resultaten van beide modellen laten een positief verband zien tussen prijs en waterverbruik. Dit is in strijd met de literatuur over de prijselasticiteit naar water, waar er vrijwel altijd een (klein) negatief verband bestaat tussen prijs en waterverbruik.⁶² Dit duidt er op dat het effect van de prijs op het waterverbruik niet goed geschat wordt. Wel is er te zien dat ten opzichte van de normale prijs, de IV-prijs een minder groot positief effect laat zien. Een deel van de positieve correlatie tussen prijs en hoeveelheid wordt dus weggenomen door het gebruik van de IV. Toch is het effect nog steeds positief. Dit zou goed veroorzaakt kunnen worden door het ‘terugkeer naar het gemiddelde’ probleem, waar in dit model niet voor wordt gecontroleerd.

⁶² Zie Tabel 4.1.

Tabel 9.3: Standaard fixed effects regressies

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	Fixed effects Log waterverbruik	Fixed effects IV Log waterverbruik	Fixed effects IV + vertraging Log waterverbruik
Log marginale prijs	0.92*** [0.001]	0.37*** [0.002]	0.01*** [0.003]
Log inkomen	-0.02*** [0.004]	-0.02*** [0.004]	-0.03*** [0.004]
Log interkwartielafstand	0.01*** [0.003]	0.01*** [0.002]	0.00 [0.003]
Regen (mm)	-0.00*** [0.000]	-0.00*** [0.000]	-0.00*** [0.000]
Temperatuur	0.00*** [0.000]	0.00*** [0.000]	0.00*** [0.000]
Vertraging log waterverbruik			0.18*** [0.000]
Constante	2.77*** [0.043]	3.48*** [0.037]	3.42*** [0.043]
Observaties	14,423,983	14,423,833	11,571,215
R-kwadraat	0.226		
Aantal huishoudens	3,096,129	3,096,114	2,644,829
Robuuste standaardfouten	Ja	Nee	Nee

Robuuste standaardfouten tussen haken

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

In de regressies zijn ook de categorische variabelen personen, wooneenheden en tijd meegenomen maar deze zijn voor de overzichtelijkheid weggelaten.

Saez e.a. (2012) bespreken het probleem van ‘terugkeer naar het gemiddelde’ in hun studie naar de elasticiteit van belasting. Zij stellen dat er meerdere manieren zijn om dit probleem te remediëren. Een van de opties is om het waterverbruik van het basisjaar toe te voegen aan de regressie. In kolom 3 is het resultaat van deze regressie te zien. Het effect van prijs op hoeveelheid gaat hierdoor omlaag, maar blijft nog steeds positief. Blijkbaar verwerkt deze methode maar voor een gedeelte het probleem.

Een andere optie om te controleren voor het ‘terugkeer naar het gemiddelde’ probleem, dat door Borenstein (2009) wordt aangedragen, is om te kijken naar verschillen binnen wijken in plaats van verschillen binnen huishoudens. Het idee is dat binnen een wijk de ‘terugkeer naar het gemiddelde’ een veel kleiner probleem is dan in een huishouden. Het is aannemelijk dat factoren die zorgen voor ‘terugkeer naar het gemiddelde’ in huishoudens minder effect hebben op de verdeling van waterverbruik binnen een wijk. In de dataset die gebruikt wordt, kunnen de statistische sectoren de rol van wijken innemen. Er bestaat dus de mogelijkheid om te kijken of er een ander effect waar te nemen valt wanneer er gekeken wordt naar statistische sectoren in plaats van huishoudens. Voor de opzet van dit model wordt Borenstein (2009) gevolgd. In zijn studie naar de prijselasticiteit van elektriciteit worden vijf verschillende percentielen naar waterverbruik per huishouden gebruikt voor elke wijk: het 10^e, 25^e, 50^e, 75^e en 90^e percentiel. Voor elke wijk en elk percentiel kan bekeken worden wat de verandering van de prijs en de verandering van het waterverbruik is over de jaren. Hier passen we eenzelfde

methode toe. Er wordt naar dezelfde vijf percentielen als in de studie van Borenstein gekeken. Daarnaast wordt er gebruik gemaakt van een eerste-verschillen methode, wat in essentie eenzelfde model is als het bovenstaande fixed effects model. Echter, bij een eerste-verschillen model wordt er niet naar het verschil tussen een bepaald jaar en het gemiddelde over alle jaren gekeken, maar naar de verandering tussen bepaalde jaren: het eerste-verschil. Het eerste-verschillen model is uit praktische overwegingen gekozen. Hierin kunnen namelijk dummies worden toegevoegd om individuele trends mee te nemen.

In eerste instantie wordt een vergelijking gemaakt tussen twee jaren. Deze jaren zijn uitgekozen op basis van de verschillen in tarieven. De variatie in de tarieven tussen 2012 en 2016 was het grootst waardoor er naar deze twee jaren is gekeken. De vergelijking voor dit eerste-verschillen model ziet er als volgt uit:

$$\begin{aligned} \ln(y_{sp2016}) - \ln(y_{sp2012}) = & \beta_0 + \beta_1[\ln(p_{sp2016}) - \ln(p_{sp2012})] \\ & + \beta_2[\ln(ink_{s2016}) - \ln(ink_{s2012})] + \gamma[(Z_{sp2016}) - (Z_{sp2012})] \\ & + \delta[(X_{s2016}) - (X_{s2012})] + (a_{sp2016} - a_{sp2012}) + (v_{sp2016} - v_{sp2012}), \end{aligned}$$

waarbij s voor statistische sector staat en p het percentiel aangeeft. Het inkomen is alleen bekend op sectorniveau, waardoor er geen verschil zit in het inkomen tussen verschillende percentielen binnen een sector. Z_{sp} staat weer voor de variabelen die per huishouden verschillen. Deze kunnen dus zowel tussen als binnen sectoren verschillen. X_s zijn de variabelen die variëren per sector, en dus niet tussen percentielen binnen een sector. a_{sp} is opnieuw constant over de tijd en valt dus weg in de vergelijking. Ook in dit model wordt er gebruik gemaakt van een instrumentele variabele analyse. De IV-benadering blijft dezelfde: $\ln p_{sp2016}(q_{sp2012}) - \ln p_{sp2012}(q_{sp2012})$ wordt als instrument gebruikt voor $\ln p_{sp2016}(q_{sp2016}) - \ln p_{sp2012}(q_{sp2012})$.

In Tabel 9.4 zijn de resultaten te zien van de eerste-verschillen regressies op basis van percentielen binnen statistische sectoren. De resultaten van het eerste model, waar $\ln p_{sp2016}(q_{sp2016}) - \ln p_{sp2012}(q_{sp2012})$ als verklarende variabele wordt gebruikt, laten zien dat de geschatte elasticiteit veel kleiner is ten opzichte van hetzelfde model op basis van huishoudens. Daar was de geschatte elasticiteit 0.92, hier 0.03. Toch is ook deze elasticiteit nog positief. Als de 'bias' door de endogene prijs weggehaald wordt door een instrument te gebruiken, wordt de elasticiteit negatief (-0.33). Het lijkt erop dat dit model het grootste gedeelte van de 'bias' rondom 'terugkeer naar het gemiddelde' en endogeniteit van de prijs weghaalt. Ook wanneer de percentielen als dummies worden toegevoegd, blijft het resultaat negatief, zij het in mindere mate (-0.05). Hieruit concluderen we dat voor deze data de methode van Borenstein (2009) waarschijnlijk het beste is om de prijselasticiteit van water in kaart te brengen.

Dit voorkeursmodel wordt in de volgende paragraaf uitgebreid door niet alleen een vergelijking tussen 2012 en 2016 te maken, maar door alle jaren (vanaf 2009) mee te nemen. In plaats van een huishouden wordt dan dus een sector – op basis van een aantal percentielen

naar waterverbruik per huishouden – gevolgd over de tijd.⁶³ Ook wordt er gekeken of de prijselasticiteit varieert tussen verschillende percentielen. Daarnaast wordt onderzocht of huishoudens ook op de vertraagde marginale prijs reageren.

Tabel 9.4: Eerste-verschillen regressie op basis van percentielen binnen statistische sectoren

	1	4	5	7
	OLS	IV	OLS	IV
Vershil marginale prijs	0.03*** [0.005]	-0.33*** [0.013]	0.02*** [0.005]	-0.05*** [0.007]
Vershil inkomen	-0.10*** [0.032]	-0.06* [0.037]	-0.10*** [0.032]	-0.09*** [0.032]
Vershil interkwartielafstand	0.06*** [0.016]	0.05*** [0.018]	0.06*** [0.016]	0.06*** [0.016]
Vershil temperatuur	0.04*** [0.010]	0.05*** [0.012]	0.04*** [0.010]	0.04*** [0.010]
Vershil regen	-0.00 [0.000]	-0.00 [0.000]	-0.00 [0.000]	-0.00 [0.000]
Vershil personen	0.02*** [0.002]	0.01*** [0.003]	0.02*** [0.002]	0.02*** [0.002]
25 ^{ste} percentiel	- -	- -	0.04*** [0.002]	0.04*** [0.002]
50 ^e percentiel	- -	- -	0.08*** [0.002]	0.07*** [0.002]
75 ^e percentiel	- -	- -	0.11*** [0.002]	0.10*** [0.002]
90 ^e percentiel	- -	- -	0.12*** [0.003]	0.12*** [0.003]
Constante	-0.12*** [0.012]	-0.11*** [0.013]	-0.18*** [0.012]	-0.18*** [0.012]
Observaties	21,930	21,930	21,930	21,930
R-kwadraat	0.010		0.159	0.142
Clustered errors	Ja	Ja	Ja	Ja

Standaardfouten tussen haken

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

9.1.3 Uiteindelijke schatting prijselasticiteit

Tabel 9.5 geeft de resultaten van de analyse op basis van percentielen naar waterverbruik per huishouden binnen statistische sectoren van het eerste-verschillen model. Ook in dit model is er een aantal restricties op de data gelegd. Om de invloed van hele lage en hele hoge waarden van waterverbruik te beperken, is de restrictie opgelegd dat het waterverbruik per gedomicilieerde hoger moet zijn dan 5 m³ en lager dan 200 m³. Een minimum van 5 m³ staat gelijk aan ongeveer 13 liter kraanwater per persoon per dag. Dit is een redelijk lage ondergrens, aangezien een gemiddeld gezin ongeveer 100 liter per persoon per dag verbruikt.

⁶³ Merk op dat in dit voorkeursmodel (op basis van statistische sectoren) de effecten van fusies van watermaatschappijen geen effect hebben op de schatting.

Er is ook gekeken naar een minimum van 10 m³ (zie Tabel A.4 in de appendix). Dit geeft nagenoeg dezelfde uitkomsten. Daarnaast zijn alleen sectoren met meer dan 50 huishoudens in de analyses betrokken. Wanneer er in een sector weinig huishoudens zijn, dan bepalen die paar huishoudens de verdeling over de percentielen, waardoor het terugkeer naar het gemiddelde effect nog steeds aanwezig zou kunnen zijn. Als laatste zijn ook de huishoudens van wie bekend is dat ze een eigen waterwinning hebben niet meegenomen.⁶⁴ Deze groep huishoudens zal waarschijnlijk niet of minder reageren op de prijs omdat ze (deels) hun eigen water verbruiken.

Tabel 9.5: Eerste-verschillen analyse op basis van percentielen binnen statistische sectoren

	1 OLS	2 IV
$\Delta \ln(\text{marginale prijs})$	0.11*** [0.005]	-0.06*** [0.007]
$\Delta \ln(\text{marginale prijs}[t-1])$	-0.04*** [0.004]	-0.11*** [0.006]
<i>Totale elasticiteit</i>	-	-0.17
$\Delta \ln(\text{inkomen})$	-0.01 [0.010]	-0.01 [0.010]
$\Delta \ln(\text{interkwartielafstand})$	0.02*** [0.006]	0.02*** [0.006]
$\Delta \text{ personen}$	0.03*** [0.003]	0.03*** [0.003]
$\Delta \text{ wooneenheden}$	0.02*** [0.004]	0.02*** [0.004]
Tijdsdummies	Ja	Ja
Waterbedrijfsdummies	Ja	Ja
Percentieldummies	Ja	Ja
Constante	-0.04*** [0.002]	-0.02*** [0.002]
Observaties	140,086	140,086
R-kwadraat	0.097	0.060
Clustered errors	ja	Ja

Standaardfouten tussen haken

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

In het model zijn zowel de huidige marginale prijs als de vertraagde marginale prijs opgenomen.⁶⁵ De te verklaren variabele is de verandering van het waterverbruik. Kolom 1 in Tabel 9.5 laat de resultaten zien als er geen rekening gehouden wordt met de endogeniteit

⁶⁴ De meegenomen huishoudens kunnen dus wel beschikken over regenwater, of niet gemeld grondwater.

⁶⁵ Huishoudens reageren mogelijk pas nadat zij de waterfactuur ontvangen hebben. Het huidige watergebruik wordt hierdoor gebaseerd op het tarief van het jaar ervoor.

van de (huidige) prijs van water. In dat geval vinden we een positieve elasticiteit van de huidige marginale prijs en een licht negatieve elasticiteit van de vertraagde marginale prijs. Wanneer we wel rekening houden met de endogeniteit van de prijs van water door de IV-methode te gebruiken (kolom 2), wordt ook het effect van de huidige marginale prijs negatief. Deze resultaten wijzen erop dat huishoudens, als groep, zowel op de huidige als op de vertraagde prijs reageren. Waarschijnlijk reageert een deel van de huishoudens op de huidige prijs en een ander deel op de prijs van een jaar eerder (en nog een ander deel reageert waarschijnlijk niet op de prijs), waarbij het effect van de vertraagde marginale prijs groter is.⁶⁶ De totale elasticiteit (effect van de marginale prijs + effect van de vertraagde marginale prijs) van de prijs van water komt dan uit op -0.17. Wanneer de prijs met 10% verhoogd wordt, daalt het waterverbruik gemiddeld met 1.7%. De prijselasticiteit van de vraag is dus relatief inelastisch.

Naast de prijs van water spelen ook andere factoren een rol in de keuze van het waterverbruik. Zoals eerder aangegeven, worden in het kader van dit model alleen de effecten van variabelen bepaald die variatie over de tijd vertonen. Door het nemen van eerste-verschillen vallen variabelen die constant zijn over de tijd weg. Ook de variabelen uit de Census 2011, waarvan we alleen de waarde kennen in het jaar 2011, vallen om die reden uit het model weg. De volgende variabelen worden wel meegenomen in het model: het gemiddelde inkomen per statistische sector, de interkwartielafstand van het inkomen per statistische sector, (percentielen van) het aantal personen per statistische sector en (percentielen van) het aantal wooneenheden per statistische sector. Verder controleren we nog voor verschillen in waterverbruik per waterbedrijf, percentiel en jaar.

Wij vinden geen effect van het inkomen op het waterverbruik. Op voorhand zou verwacht kunnen worden dat het waterverbruik toeneemt naar mate een huishouden meer inkomen heeft. Het feit dat wij hier geen effect van het inkomen vinden, kan komen omdat de schatting van het effect van inkomen gebaseerd wordt op (beperkte) variatie van het (gemiddelde) inkomen over de tijd en niet door verschillen in hoogtes van inkomens tussen huishoudens. Hierbij speelt ook mee dat het gemiddelde inkomens over een hele statistische sector betreft, welke dus gelijk zijn voor alle percentielen binnen een statistische sector. Voor de spreiding van het inkomen binnen een statistische sector vinden we daarentegen wel een (klein) effect op het waterverbruik. Hoe groter (de toename in) de spreiding hoe groter (de toename in) het waterverbruik. Een grotere spreiding in inkomens binnen een statistische sector is waarschijnlijk vooral het gevolg van meer huishoudens met hogere inkomens, die meer water verbruiken.

Het effect van (een verandering van) het aantal personen en het aantal wooneenheden is zoals verwacht positief. Een groot deel van het effect van deze variabelen zit echter al in de verdeling over percentielen (in het 10^e percentiel zitten vooral eenpersoonshuishoudens, terwijl het 90^e percentiel voornamelijk uit grotere huishoudens bestaat).

⁶⁶ Het feit dat het effect van de vertraagde prijs groter is dan het effect van de huidige prijs kan betekenen dat meer huishoudens reageren op de vertraagde prijs en/of dat de huishoudens die op de vertraagde prijs reageren hun watergebruik gemiddeld genomen meer aanpassen.

De weervariabelen, regen en temperatuur, die wel zijn opgenomen in de cross-sectionele vergelijking, worden hier niet meegenomen. Hiervoor is gekozen omdat deze variabelen weinig tot geen invloed hebben en/of sterk gecorreleerd zijn met andere verklarende variabelen.

Omdat het model in eerste-verschillen is geformuleerd, geeft de constante term de trend weer. Een negatieve constante geeft aan dat het verschil in waterverbruik tussen twee opeenvolgende jaren steeds negatief is. Dit betekent dat er een autonome negatieve trend in waterverbruik wordt gevonden. Daarnaast zijn er ook nog extra jaardummies meegenomen. Ook deze zijn vaak negatief. Dit betekent dat het effect van de tijd in bijvoorbeeld 2012 negatiever is dan in 2011. Er is dus sprake van een toenemende daling (de daling wordt steeds negatiever). Daarnaast maakt het ook uit bij welk waterbedrijf een huishouden zit: waterbedrijven hebben een verschillende invloed op (de verandering van) het waterverbruik. Dit varieert van ongeveer één tot drie procent per jaar. De dummies voor de percentielen geven aan of de verandering in waterverbruik binnen een sector verschilt tussen de percentielen. Dit is niet of nauwelijks het geval.

Tabel 9.6 laat de resultaten van de IV-benadering zien, uitgesplitst naar percentiel. Op die manier kan er gekeken worden of de elasticiteit verschilt over de distributie van het waterverbruik. Reageren huishoudens die weinig water verbruiken anders op de prijs van water dan huishoudens die veel water verbruiken? Uit de tabel blijkt dat dit nauwelijks het geval is, althans als we kijken naar de totale elasticiteit. Wel reageren huishoudens in de verschillende percentielen anders op de huidige en de vertraagde prijs van water. Huishoudens met een laag verbruik gebruiken vooral de marginale prijs van het vorige jaar om hun waterverbruik aan te passen, terwijl huishoudens met een hoog waterverbruik relatief meer reageren op de huidige prijs. Dit zou er op kunnen wijzen dat huishoudens met een hoog waterverbruik bewuster zijn van de huidige prijs van water. Dit is redelijk intuïtief omdat mensen met een hoger verbruik een hogere totaalprijs betalen, waardoor een verandering in hun gebruik tot meer besparing leidt dan wanneer ze een lagere prijs zouden betalen.

Tabel 9.6: Eerste-verschillen analyse per percentiel

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	10e percentiel	25e percentiel	IV 50e percentiel	75e percentiel	90e percentiel
$\Delta \ln(\text{marginale prijs})$	-0.02 [0.026]	-0.05*** [0.017]	-0.05*** [0.013]	-0.11*** [0.013]	-0.06*** [0.009]
$\Delta \ln(\text{marginale prijs}[t-1])$	-0.13*** [0.013]	-0.09*** [0.010]	-0.07*** [0.014]	-0.06*** [0.016]	-0.07*** [0.014]
<i>Totale elasticiteit</i>	-0.15	-0.14	-0.12	-0.17	-0.13
$\Delta \ln(\text{inkomen})$	-0.04* [0.022]	-0.01 [0.015]	-0.01 [0.011]	-0.01 [0.012]	-0.00 [0.014]
$\Delta \ln(\text{interkwartielafstand})$	0.05*** [0.014]	0.02** [0.010]	0.01* [0.008]	0.02** [0.008]	0.01 [0.010]
$\Delta \text{ personen}$	0.09*** [0.012]	0.04*** [0.003]	0.03*** [0.003]	0.02*** [0.003]	0.03*** [0.005]
$\Delta \text{ wooneenheden}$	0.06*** [0.021]	-0.01 [0.034]	0.13*** [0.013]	0.03*** [0.007]	0.02*** [0.004]
Waterbedrijfdummies	ja	ja	ja	ja	ja
Tijdsdummies	ja	ja	ja	ja	ja
Constante	-0.02*** [0.007]	-0.02*** [0.005]	-0.02*** [0.005]	-0.02*** [0.005]	-0.02*** [0.006]
Observaties	40,643	43,777	44,557	44,719	44,716
R-kwadraat	0.044	0.023	0.062	0.042	0.044
Clustered errors	ja	ja	ja	ja	ja

Standaardfouten tussen haken

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

We kunnen nu de drie subvragen uit de eerste onderzoeksvraag beantwoorden.

Hoeveel bedraagt de prijselasticiteit van leidingwater in Vlaanderen?

De prijselasticiteit van leidingwater in Vlaanderen bedraagt circa -0.17. Wanneer de prijs met 10% verhoogd wordt, daalt het waterverbruik gemiddeld met 1.7%. De prijselasticiteit van de vraag is relatief inelastisch. De prijselasticiteiten per percentiel zijn weergegeven in Tabel 9.7.

Tabel 9.7: Prijselasticiteiten en bijbehorende betrouwbaarheidsintervallen

	Prijselasticiteit	Betrouwbaarheidsinterval (95%)	
<i>Totaal</i>			
ln(marginale prijs)	-0.06	-0.07	-0.05
ln(marginale prijs[t-1])	-0.11	-0.12	-0.10
Samen	-0.17	-0.20	-0.14
<i>10e percentiel</i>			
ln(marginale prijs)	-0.02	-0.07	+0.03
ln(marginale prijs[t-1])	-0.13	-0.16	-0.10
Samen	-0.15	-0.23	-0.07
<i>25e percentiel</i>			
ln(marginale prijs)	-0.05	-0.08	-0.02
ln(marginale prijs[t-1])	-0.09	-0.11	-0.07
Samen	-0.14	-0.19	-0.09
<i>50e percentiel</i>			
ln(marginale prijs)	-0.05	-0.08	-0.02
ln(marginale prijs[t-1])	-0.07	-0.10	-0.04
Samen	-0.12	-0.17	-0.07
<i>75e percentiel</i>			
ln(marginale prijs)	-0.11	-0.14	-0.08
ln(marginale prijs[t-1])	-0.06	-0.09	-0.03
Samen	-0.17	-0.23	-0.11
<i>90e percentiel</i>			
ln(marginale prijs)	-0.06	-0.08	-0.04
ln(marginale prijs[t-1])	-0.07	-0.10	-0.04
Samen	-0.13	-0.18	-0.08

Welke zijn de bepalende parameters?

De methode die gebruikt is om de prijselasticiteit te bepalen is minder geschikt om de invloed van andere variabelen te meten. Veel van de controlevariabelen zijn maar voor één jaar bekend (Census 2011). Dit zorgt ervoor dat deze variabelen niet in de paneldata-analyse meegenomen kunnen worden. Andere variabelen vertonen weinig variatie in de tijd (zoals inkomen), zodat de effecten van deze variabelen ook niet goed gemeten kunnen worden. Voor een indicatie van het effect van deze variabelen moeten we terug naar de resultaten van het standaard lineaire model in Tabel 9.2. Uit die tabel komt naar voren dat de leeftijdsopbouw belangrijk kan zijn voor het waterverbruik: relatief meer ouderen (> 65 jaar) en jongeren (< 25 jaar) t.o.v. werkenden in een sector leidt tot een toename in het waterverbruik. Ook het aantal huurhuizen lijkt een invloed te hebben. Relatief meer huurhuizen ten opzichte van huizen in eigendom leidt tot meer waterverbruik binnen een sector. Een verklaring hiervoor ontbreekt echter. Het inkomen heeft, zoals verwacht, een positief effect op het waterverbruik. Voor huishoudens die binnen het basistarief vallen vinden we een inkomenselasticiteit van 0.13. Voor huishoudens die in het comforttarief vallen ligt de inkomenselasticiteit waarschijnlijk lager. Ook de watermaatschappij heeft invloed op het waterverbruik, waarbij het verschil in gemiddeld waterverbruik tussen watermaatschappijen kan oplopen tot circa 25%. Naast kenmerken van de watermaatschappijen zelf, kunnen ook kenmerken van de regio waarin een watermaatschappij actief is hierin een rol spelen. Ten slotte hebben het aantal personen en het aantal wooneenheden logischerwijs een positief effect op het waterverbruik.

Wat zijn de grenzen van de prijselasticiteit? Bij welk verbruik wordt leidingwater nagenoeg volkomen inelastisch of zullen er substituten gezocht worden?

De variatie van de prijselasticiteit op basis van waterverbruik is gering. Huishoudens met een laag waterverbruik reageren weliswaar minder op de huidige (marginale) prijs dan huishoudens met een hoog waterverbruik, maar reageren juist meer op de prijs van een jaar eerder. In totaal zijn de aanpassingen van het waterverbruik op veranderingen in de prijs tussen de verschillende groepen huishoudens naar de hoogte van het waterverbruik vergelijkbaar (procentueel gezien).

9.2 Impact nieuwe tariefstructuur

De tweede onderzoeksvraag luidt:

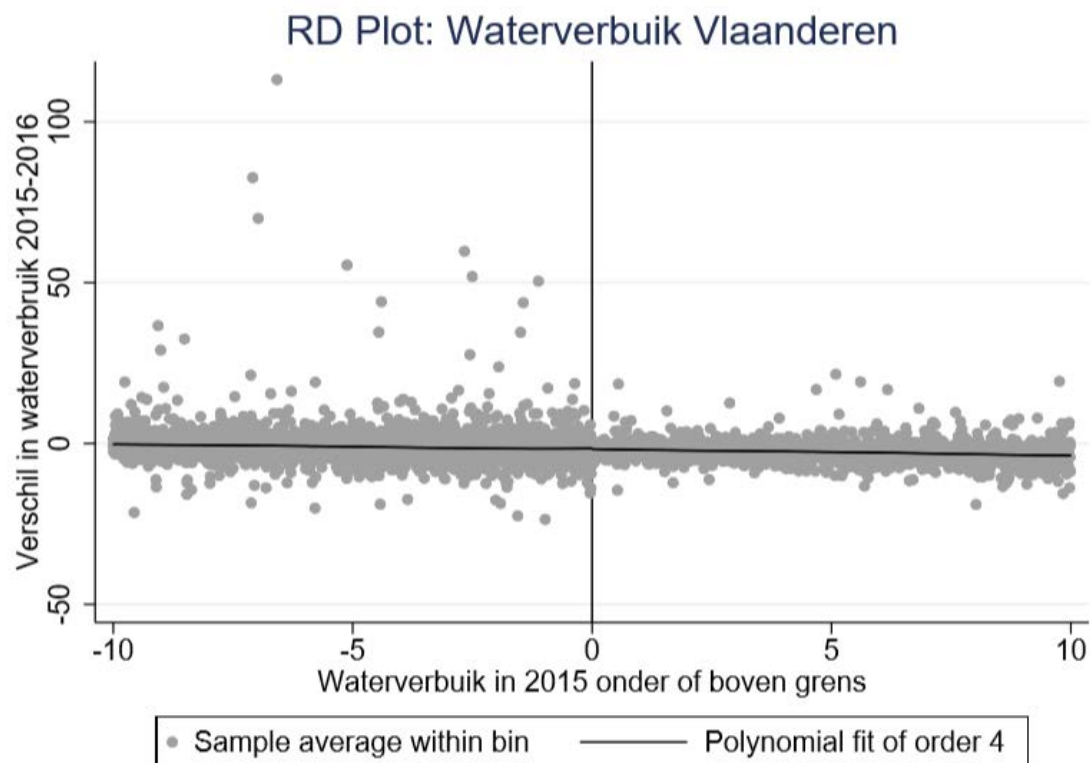
Zet de nieuwe tariefstructuur aan tot duurzamer waterverbruik door de abonnees? Is er een effect op het leidingwaterverbruik?

Ter beantwoording van deze vraag hebben we de regression discontinuity design (RDD) benadering toegepast om te toetsen of de per-persoon drempelwaardes tussen basis- en comforttarief invloed hebben op het leidingwatergebruik.⁶⁷

Figuur 9.2 laat de resultaten van de regression discontinuity analyse zien. Op de horizontale as staat de afwijking van de grens in 2015. Wanneer dit positief is dan zat een huishouden in 2015 boven de grenswaarde van de tariefstructuur in 2016. Deze mensen zouden dus een prikkel kunnen hebben om in 2016 minder water te gaan verbruiken. Vooral de mensen die in 2015 net boven de grens zaten, kunnen een prikkel hebben om in 2016 net wat minder water te verbruiken waardoor ze in het laagste tariefblok komen en dus goedkoper uit zijn. Huishoudens net onder de grens kunnen juist een prikkel hebben om hun verbruik gelijk te houden, zodat ze niet in een hogere tariefblok terechtkomen. Op de verticale as is het verschil in waterverbruik van 2015 op 2016 te zien. Als huishoudens inderdaad bovenstaand gedrag vertonen, zou het verschil in waterverbruik dus negatiever moeten zijn voor huishoudens net boven de grens. De grafiek laat zien dat dit niet het geval is. Er is geen abrupte daling te zien als we de 0-grens passeren.

⁶⁷ De drempelwaarde tussen basis- en comforttarief is in 2016 gelijk aan $30 \text{ m}^3 + 30 \text{ m}^3$ per persoon (zie hoofdstuk 5). Dit betekent dat de per-persoon-drempelwaardes voor de verschillende huishoudens als volgt zijn: 60 m^3 voor 1-persoonshuishoudens, 45 m^3 voor 2-persoonshuishoudens, 40 m^3 voor 3-persoonshuishoudens, 37.5 m^3 voor 4-persoonshuishoudens, enz. De per-persoon-drempelwaardes wijzigen dus met de grootte van het huishouden. In de analyse is FARYS niet meegenomen omdat het, in tegenstelling tot de andere watermaatschappijen, ook in 2015 huishoud-specifieke drempelwaardes had. We hebben ook verondersteld dat het aantal personen binnen een huishouden tussen 2015 en 2016 niet verandert en dat het waterverbruik per persoon niet de 200 m^3 overstijgt (zoals we ook gedaan hebben in het paneldatamodel). De covariaten die zijn meegenomen waren: neerslag, temperatuur, aantal personen in het huishouden, inkomen, huis in eigendom vs. huurhuis, het aandeel oude huizen in de regio, het gemiddelde aantal kamers van de huizen in de regio, het aandeel mannen in de regio. De gebruikte marge rondom de drempelwaarde was 15 m^3 .

Figuur 9.2: Grafiek regression discontinuity



Deze uitkomst wordt bevestigd wanneer we testen of er een significant verschil is tussen het verschil in waterverbruik onder en boven de grens.⁶⁸ Tabel 9.8 laat de resultaten van deze test zien. Alleen als we apart naar eenpersoonshuishoudens kijken, is er een effect te zien. Bij deze groep zou het strategische gedrag zich dus voor kunnen doen. Het effect is echter alleen significant op het 10%-niveau, waardoor deze conclusie niet direct getrokken kan worden.

Tabel 9.8: Schattingen regression discontinuity

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Variabelen	1 tot 4 personen Δ waterverbruik	1 persoon Δ waterverbruik	2 personen Δ waterverbruik	3 personen Δ waterverbruik	4 personen Δ waterverbruik
RD_schatting	-0.26 [0.25]	-2.43* [1.26]	-0.09 [0.29]	0.39 [0.30]	-0.07 [0.29]
Observations	392,906	46,895	158,049	94,390	93,572

Inclusief controlevariabelen, standaardfouten tussen haken

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

De *rdrobust* routine in Stata levert dus geen significante resultaten op voor x-persoonshuishoudens (per watermaatschappij). Dit wil zeggen dat 1-persoonshuishoudens (bij watermaatschappij X) die in 2015 marginaal meer dan 60 m³ water verbruikten niet significant minder/meer water in 2016 verbruikten dan 1-persoonshuishoudens (bij

⁶⁸ We hebben hiervoor de *rdrobust* routine in Stata gebruikt.

watermaatschappij X) die in 2015 marginaal minder dan 60 m³ water verbruikten. Dezelfde uitleg geldt voor 2-3-4-persoonshuishoudens, maar dan voor per-persoon drempelwaarden van 45 m³, 40 m³ resp. 37.5 m³.

Uit het bovenstaande moeten we dus voorlopig concluderen dat er geen effect uitgaat van de structuur (de grenswaarde tussen basis- en comforttarief). Mogelijk kan dit nog veranderen als de data van het jaar 2017 geanalyseerd worden. De hoogte van het tarief is dus voornamelijk de gedragsveranderende factor (zie paragraaf 9.1).

9.3 Interferentie prijselasticiteit en impact tariefstructuur

De derde onderzoeksvraag luidt:

In welke mate en hoe interfereert de prijselasticiteit met de impact van de tariefstructuur op het leidingwaterverbruik?

Zoals aan het begin van dit hoofdstuk is aangegeven is een vergelijking van de prijselasticiteit vóór en na de wijziging van de tariefstructuur op dit moment nog niet goed mogelijk. We kunnen daarom dan ook niet beoordelen of een mogelijke wijziging van het leidingwaterverbruik als gevolg van de nieuwe tariefstructuur ook deels veroorzaakt kan zijn als gevolg van het feit dat de verandering van de tariefstructuur op zich ook een effect heeft gehad op de prijselasticiteit. Om deze reden is deze onderzoeksvraag op dit moment nog niet te beantwoorden. Uit het antwoord op onderzoeksvraag 2 valt wel de voorzichtige conclusie te trekken dat het invoeren van de uniforme structuur met basis- en comforttarief, de prijselasticiteit niet beïnvloedt.

Referenties

- Achtstienribbe, G.E. (1998). "Water price, price elasticity and the demand for drinking water." *Aqua* 47(4): 196–198.
- Arbués, F., García-Valiñas, M.A., Martínez-Españeira, R. (2003). "Estimation of residential water demand: a state-of-the-art review." *Journal of Socio-Economics* 32(1): 81–102.
- Baerenklau, K.A., Schwabe, K.A., Dinar, A. (2014). "The residential water demand effect of increasing block rate water budgets." *Land Economics* 90(4): 683–699.
- Binet, M.-E., Carlevaro, F., Paul, M. (2014). "Estimation of residential water demand with imperfect price perception." *Environmental and Resource Economics* 59(4): 561–581.
- Bogaert, S., De Smet, L., Verdonck, F., Van Biervliet, K., Logghe, S., Franckx, L., Eyckmans, J., De Jaeger, S. (2006). Verkennde studie naar prijs- en inkomenselasticiteiten van milieugerelateerde goederen en diensten in Vlaanderen, MIRA, MIRA/2006/10, beschikbaar via <http://www.tmleuven.be/project/elasticiteiten/eindrapport.pdf>.
- Borenstein, S. (2009). To What Electricity Price Do Consumers Respond? Residential Demand Elasticity under Increasing-Block Pricing, University of California Energy Institute, beschikbaar via http://faculty.haas.berkeley.edu/borenste/download/NBER_SI_2009.pdf.
- Brent, D.A. (2016). Estimating Water Demand Elasticity at the Intensive and Extensive Margin. Louisiana State University, http://faculty.bus.lsu.edu/papers/pap16_06.pdf.
- Chovar Vera, A., Vásquez, F., Ponce, R. (2016). Price Elasticity of the Residential Water Demand in Latin America: Empirical Analysis for Concepción Province, Chile, LACEEP Working Paper, WP 84.
- Dalhuisen, J.M., Florax, R.J.G.M., de Groot, H.L.F.M., Nijkamp, P. (2003). "Price and income elasticities of residential water demand: A meta-analysis." *Land Economics* 79(2): 292–308.
- Dandy, G., Nguyen, T., Davies, C. (1997). "Estimating residential water demand in the presence of free allowances." *Land Economics* 73(1): 125–139.
- Espey, M., Espey, J., Shaw, W.D. (1997). "Price elasticity of residential demand for water: A meta-analysis." *Water Resources Research* 33(6): 1369–1374.
- Gunatilake, H.M., Gopalakrishnan, C., Chandrasena, I. (2001). "The economics of household demand for water: The case of Kandy Municipality, Sri Lanka." *Water Resources Development* 17(3): 277–288.
- Hausman, J.A. (1979). "The econometrics of labor supply on convex budget sets." *Economics Letters* 3(2): 171–174.

Herrington, P. (2006). Critical Review of Relevant Research Concerning the Effects of Charging and Collection Methods on Water Demand, Different Customer Groups and Debt, UKWIR, London.

Hewitt, J.A. (2000). "A discrete/continuous choice approach to residential water demand under block rate." *Land Economics* 76(2): 324–330.

Hewitt, J.A., Hanemann, W.M. (1995). "A discrete/continuous choice approach to residential water demand under block rate pricing." *Land Economics* 71(2): 173–192.

Ito, K. (2014). "Do consumers respond to marginal or average price? Evidence from nonlinear electricity pricing." *American Economic Review* 104(2): 537–563.

Jaramillo-Mosqueira, L. (2003). Modelando la Demanda de Agua de Uso Residencial en México. Documento de Trabajo Instituto Nacional de Ecología Periférico Sur 5000 México.

Klaiber, H.A., Smith, V.K., Kaminsky, M., Strong, A. (2010). Estimating the Price Elasticity of Demand for Water with Quasi Experimental Methods, 2010 Annual Meeting, July 25-27, 2010, Denver, Colorado 61039, Agricultural and Applied Economics Association, beschikbaar via <https://ideas.repec.org/p/ags/aaea10/61039.html>.

Klaiber, H.A., Smith, V.K., Kaminsky, M., Strong, A. (2014). "Measuring price elasticities for residential water demand with limited information." *Land Economics* 90(1): 100–113.

Kremer, M., Leino, J., Miguel, E., Zwane, A.P. (2007). "Spring cleaning: a randomized evaluation of source water quality improvement." *Quarterly Journal of Economics* 4(2): 9-30.

Lopez-Nicolas, A., Pulido-Velazquez, M., Rougé, C., Harou, J.J., Escrivá-Bou, A. (2018). "Design and assessment of an efficient and equitable dynamic urban water tariff. Application to the city of Valencia, Spain." *Environmental Modelling & Software* 101: 137–145.

Martinez-Españeira, R. (2002). "Residential water demand in the Northwest of Spain." *Environmental and Resource Economics* 21(2): 161–187.

Martinez-Españeira, R. (2007). "An estimation of residential water demand using co-integration and error correction techniques." *Journal of Applied Economics* 6(1): 161–184.

Martins, R., Fortunato, A. (2005). Residential Water Demand under Block Rates – A Portuguese Case Study, http://www.uc.pt/feuc/gemf/working_papers/pdf/2005/gemf_2005-09.

Mazzanti, M., Montini, A. (2005). The Determinants of Residential Water Demand: Empirical Evidence for a Panel of Italian Municipalities, <http://ssrn.com/abstract=670234>.

McRaey, S., Meeks, R. (2016). Price Perception and Electricity Demand with Nonlinear Tariffs, beschikbaar via <http://www.robynmeeks.com/wp-content/uploads/2016/09/price-perception-electricity.pdf>.

Nataraj, S., Hanemann, W.M. (2011). "Does marginal price matter? A regression discontinuity approach to estimating water demand." *Journal of Environmental Economics and Management* 61(2): 198–212.

Nauges, C., Thomas, A. (2000). "Privately-operated water utilities municipal price negotiation, and estimation of residential water demand: The case of France." *Land Economics* 76(1): 68–85.

Nauges, C., Whittington D. (2010). "Estimation of water demand in developing countries: An overview." *The World Bank Economic Review* 25(2): 263–294.

Nordin, J.A. (1976). "A proposed modification on Taylor's demand–supply analysis: comment." *The Bell Journal of Economics* 7(2): 719–721.

OECD (1999). Household Water Pricing in OECD Countries. Paris: OECD, beschikbaar via [http://www.oecd.org/officialdocuments/publicdisplaydocumentpdf/?doclanguage=en&cote=env/epoc/geei\(98\)12/final](http://www.oecd.org/officialdocuments/publicdisplaydocumentpdf/?doclanguage=en&cote=env/epoc/geei(98)12/final).

OECD (2010). Pricing Water Resources and Water and Sanitation Services. Paris: OECD, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264083608-en>.

Olmstead, S.M., Hanemann, W.M., Stavins, R.N. (2007). "Water demand under alternative price structures." *Journal of Environmental Economics and Management* 54(2): 181–198.

Pint, E.M. (1999). "Household responses to increased water rates during the California Drought." *Land Economics* 75(2): 246–266.

Saez, E., Slemrod, J., Giertz, S.H. (2012). "The elasticity of taxable income with respect to marginal tax rates: A critical review." *Journal of Economic Literature* 50(1): 3–50.

Strand, J., Walker, I. (2005). "Water markets and demand in Central American cities." *Environment and Development Economics* 10(3): 313–335.

Taylor, L.D. (1975). "The demand for electricity: A survey." *The Bell Journal of Economics* 6(1): 74–110.

Vásquez Lavín, F.A., Hernandez, J.I., Ponce, R.D., Orrego, S.A. (2017). "Functional forms and price elasticities in a discrete continuous choice model of the residential water demand." *Water Resources Research* 53(7): 6296–6311.

Vesterberg, M. (2017). Heterogeneity in Price Responsiveness of Electricity: Contract Choice and the Role of Media Coverage, Umeå Economic Studies 940, Umeå University, Department of Economics, beschikbaar via <https://ideas.repec.org/p/hhs/umnees/0940.html>.

VMM (2017). Watermeter 2016-2017. Drinkwaterproductie en –levering in cijfers, rapport beschikbaar via <https://www.vmm.be/publicaties/watermeter-2016-2017>.

Wichman, C.J. (2014). “Perceived price in residential water demand: Evidence from a natural experiment.” *Journal of Economic Behavior & Organization* 107(Part A): 308–323.

Worthington, A., Hoffman, M. (2008). “An empirical survey of residential water demand modelling.” *Journal of Economic Surveys* 22(5): 842–871.

Yoo, J., Simonit, S., Kinzig, A.P., Perrings, C. (2014). “Estimating the price elasticity of residential water demand: The case of Phoenix, Arizona.” *Applied Economic Perspectives and Policy* 36(2): 333–350.

Appendix

De correlatiematrix is weergegeven in Tabel A.1. Deze geeft aan dat – logischerwijs – de vaste vergoeding sterk gecorreleerd is met het aantal gedomicilieerden. De test op multicollineariteit (Tabel A.2) geeft ook aan dat er multicollineariteit is als de vaste vergoeding wordt meegenomen, maar dat deze verdwijnt als de vaste vergoeding niet meegenomen wordt. Tabel A.3 presenteert de OLS-schattingen op huishoudniveau in 2016. Tabel A.4 geeft de resultaten weer van de analyse op basis van percentielen binnen statistische sectoren van het eerste-verschillen model met een minimum waterverbruik per persoon van 10 m³.

Tabel A.1: Correlatiematrix

	Ln(prijs)	Ln(vaste vergoeding)	Aantal facturen	Aantal woon-eenheden	Aantal gedomicilieerden	Lengte facturatieperiode /1000	Ln(gemiddeld inkomen)	Aantal kamers (gewogen gemiddelde)
Ln(prijs)	1							
Ln(vaste vergoeding)	0.003	1						
Aantal facturen	0.021	0.016	1					
Aantal wooneenheden	-0.031	-0.052	0.037	1				
Aantal gedomicilieerden	-0.018	-0.951	-0.015	0.055	1			
Lengte facturatieperiode/1000	-0.037	-0.049	0.136	0.005	0.036	1		
Ln(gemiddeld inkomen)	-0.006	-0.102	-0.011	-0.040	0.099	0.045	1	
Aantal kamers (gewogen gemiddelde)	0.051	-0.134	-0.050	-0.078	0.132	0.033	0.549	1
Fractie vrouw	0.098	0.051	0.033	0.006	-0.060	-0.007	-0.127	-0.200
Fractie kind	-0.046	-0.095	-0.052	-0.027	0.108	-0.008	0.092	0.246
Fractie jongere	-0.049	-0.058	-0.030	-0.024	0.066	0.000	0.103	0.249
Fractie 65 jaar en ouder	0.085	0.091	0.063	0.033	-0.102	-0.005	-0.148	-0.215
Fractie huurhuis	0.056	0.146	0.053	0.085	-0.140	-0.062	-0.604	-0.685
Fractie nieuwbouw	-0,013	0,000	0,014	-0,029	-0,015	0,001	0,010	-0,173
Neerslag	-0.349	-0.004	-0.032	0.001	0.006	0.027	0.013	-0.084
Temperatuur	-0.060	0.016	-0.023	0.046	0.006	-0.030	0.099	-0.135
	Fractie vrouw	Fractie kind	Fractie jongere	Fractie 65 jaar en ouder	Fractie huurhuis	Fractie nieuwbouw	Neerslag	Temperatuur
Fractie vrouw	1							
Fractie kind	-0.174	1						
Fractie jongere	-0.240	0.134	1					
Fractie 65 jaar en ouder	0.499	-0.596	-0.496	1				
Fractie huurhuis	0.273	-0.182	-0.085	0.213	1			
Fractie nieuwbouw	0,026	0,083	-0,157	-0,080	0,028	1		
Neerslag	-0.051	0.047	0.051	-0.080	-0.042	0.024	1	
Temperatuur	0.094	0.193	0.029	-0.019	0.086	-0.176	0.201	1

Tabel A.2: Test op multicollineariteit (Variance Inflation Factor)

Variabele	Met vaste vergoeding	1/VIF	Zonder vaste vergoeding	1/VIF
Ln(prijs)	1,16	0,863715	1,15	0,866541
Ln(vaste vergoeding)	32,79	0,030495		
Aantal facturen			1,05	0,952904
2	1,05	0,951417	1,01	0,990059
3	1,01	0,989998	1	0,9963
4+	1	0,997523		
Aantal wooneenheden			1,01	0,985662
2	1,01	0,99483	1,03	0,972938
3	1,01	0,994339	1,07	0,93736
4+	1	0,996975		
Aantal gedomiciëerden			1,57	0,637964
2	4,25	0,235533	1,38	0,722545
3	10,81	0,092498	1,4	0,71388
4	39,37	0,025402	1,16	0,859781
5	1,02	0,980511	1,18	0,849906
6+	1,01	0,993733	1,06	0,94715
Lengte facturatieperiode /1000	1,06	0,941557	2,07	0,482318
Ln(gemiddeld inkomen)	2,06	0,486175	2,52	0,396501
Aantal kamers (gewogen gemiddelde)	2,52	0,396163	1,47	0,678081
Fractie vrouw	1,48	0,676929	2,07	0,483675
Fractie kind	2,05	0,486955	1,61	0,622727
Fractie jongere	1,6	0,624019	2,95	0,339175
Fractie 65 jaar en ouder	2,94	0,33981	2,68	0,372632
Fractie huurhuis	2,7	0,370409	1,18	0,849452
Fractie nieuwbouw	1,18	0,850255	1,2	0,835783
Neerslag (mm/100)	1,2	0,833596	1,3	0,768228
Gemiddelde temperatuur	1,3	0,767604	1,15	0,866541
Gemiddelde VIF	4.86		1.48	

Tabel A.3: Schattingen waterverbruikmodellen huishoudens

VARIABLEN	(1) basis ln(verbruik)	(2) basis ln(verbruik)	(3) comfort ln(verbruik)	(4) comfort ln(verbruik)
Gegevens per huishouden				
Ln(prijs)	-0.06** [0.028]	-0.17*** [0.028]	-0.06*** [0.021]	-0.05*** [0.018]
Aantal facturen				
2	-0.06*** [0.004]	-0.06*** [0.004]	0.06*** [0.003]	0.06*** [0.003]
3	-0.08*** [0.007]	-0.09*** [0.007]	0.09*** [0.004]	0.08*** [0.004]
4+	-0.07*** [0.015]	-0.08*** [0.015]	0.29*** [0.021]	0.29*** [0.022]
Aantal wooneenheden				
2	0.03*** [0.006]	0.03*** [0.006]	0.07*** [0.005]	0.07*** [0.004]
3	0.17*** [0.009]	0.15*** [0.008]	0.10*** [0.005]	0.10*** [0.005]
4+	0.60*** [0.015]	0.58*** [0.015]	0.51*** [0.010]	0.50*** [0.010]
Aantal gedomicilieerden				
2	0.67*** [0.002]	0.67*** [0.002]	0.33*** [0.001]	0.33*** [0.001]
3	1.03*** [0.002]	1.03*** [0.002]	0.61*** [0.001]	0.61*** [0.001]
4	1.24*** [0.002]	1.25*** [0.002]	0.81*** [0.002]	0.81*** [0.002]
5	1.40*** [0.003]	1.41*** [0.003]	0.98*** [0.002]	0.98*** [0.002]
6+	1.63*** [0.004]	1.64*** [0.004]	1.30*** [0.005]	1.30*** [0.005]
Lengte facturatieperiode/1000	0.25*** [0.016]	0.27*** [0.016]	-0.10*** [0.010]	-0.09*** [0.010]
Gegevens per statistische sector				
Ln(gemiddeld inkomen)	-0.03*** [0.008]	0.17*** [0.013]	0.04*** [0.007]	0.05*** [0.008]
Aantal kamers (gewogen gemiddelde)		-0.03*** [0.005]		0.02*** [0.003]
Fractie vrouw		0.86*** [0.079]		-0.48*** [0.042]
Leeftijd				
Fractie kind		-0.04 [0.053]		0.08** [0.033]
Fractie jongere		0.05 [0.074]		0.31*** [0.038]
Fractie 65 jaar en ouder		-0.22*** [0.041]		0.23*** [0.021]
Fractie huurhuis		0.24*** [0.015]		0.10*** [0.009]
Fractie nieuwbouw		-0.18*** [0.020]		0.00 [0.009]
Neerslag		0.02*** [0.002]		-0.00** [0.001]
Temperatuur		0.04*** [0.004]		-0.01*** [0.002]
Waterbedrijfdummies	ja	ja	ja	ja
Constante	3.58*** [0.094]	0.71*** [0.138]	4.22*** [0.089]	4.15*** [0.096]
Waarnemingen	1,549,609	1,549,389	338,534	338,480
R-kwadraat	0.392	0.395	0.685	0.686

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, robuuste standaardfouten tussen haken

Tabel A.4: Eerste-verschillen analyse per percentiel >10 m³ per persoon

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	10e percentiel	25e percentiel	IV 50e percentiel	75e percentiel	90e percentiel
$\Delta \ln(\text{marginale prijs})$	-0.07*** [0.025]	-0.08*** [0.022]	-0.05*** [0.011]	-0.09*** [0.012]	-0.06*** [0.009]
$\Delta \ln(\text{marginale prijs}[t-1])$	-0.10*** [0.016]	-0.10*** [0.015]	-0.04*** [0.010]	-0.06*** [0.009]	-0.06*** [0.011]
<i>Totale elasticiteit</i>	-0.17	-0.18	-0.09	-0.15	-0.12
$\Delta \ln(\text{inkomen})$	-0.04** [0.019]	-0.01 [0.013]	-0.01 [0.011]	-0.00 [0.011]	0.00 [0.014]
$\Delta \ln(\text{interkwartielafstand})$	0.04*** [0.013]	0.03*** [0.009]	0.01* [0.007]	0.01* [0.007]	0.01 [0.010]
$\Delta \text{ personen}$	0.08*** [0.010]	0.04*** [0.002]	0.03*** [0.002]	0.02*** [0.003]	0.03*** [0.005]
$\Delta \text{ wooneenheden}$	0.03 [0.022]	0.01 [0.027]	0.10*** [0.015]	0.03*** [0.007]	0.02*** [0.003]
Waterbedrijfdummies	ja	ja	ja	ja	ja
Tijdsdummies	ja	ja	ja	ja	ja
Constante	-0.02*** [0.003]	-0.02*** [0.003]	-0.03*** [0.002]	-0.02*** [0.002]	-0.03*** [0.003]
Observaties	38,554	38,562	38,549	38,555	38,548
R-kwadraat	0.019	0.037	0.068	0.164	0.177
Clustered errors	ja	ja	ja	ja	ja

Standaardfouten tussen haken

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Onderzoeksteam

Dr. Emiel Maasland (1970) studeerde Algemene Economie aan de Erasmus Universiteit Rotterdam en is gepromoveerd in de Economische Wetenschappen aan de Universiteit van Tilburg. Zijn expertise ligt op het gebied van mededinging, regulering en veilingtheorie. Zijn onderzoek is gepubliceerd in toonaangevende tijdschriften zoals de *Journal of Political Economy*, *Games and Economic Behavior*, *Economic Theory*, *The Energy Journal* en *Telecommunications Policy*. Hij heeft ruim 15 jaar ervaring in wetenschappelijk onderbouwd projectonderzoek. Zo was hij betrokken bij verscheidene adviesprojecten rond beleidsevaluatie (efficiëntieanalyses van de Nederlandse watersector), reguleringsvraagstukken en het veilen van schaarse middelen (telecomfrequenties). Ook heeft hij veel advieswerk verricht voor diverse marktpartijen in onder andere de drinkwatersector (efficiëntieanalyses), afvalmarkt, energiemarkt, benzinemarkt, fietsmarkt, zorgmarkt, onderwijsmarkt en telecommunicatiesector.

Dr. Paul de Hek (1969) studeerde Econometrie aan de Erasmus Universiteit Rotterdam en is gepromoveerd in de Economische Wetenschappen aan het Tinbergen Instituut. Sinds 2012 is hij in dienst van SEOR. Daarvoor heeft hij als onderzoeker en/of universitair docent op verschillende universiteiten gewerkt. Daarnaast is hij ook werkzaam geweest bij het Centraal Planbureau (CPB) en bij LEI, onderdeel van Wageningen Universiteit. Hij is een ervaren economisch onderzoeker met expertise op het gebied van arbeidsmarkt, sociale zekerheid, macro-economie en kwantitatieve methoden en technieken. Paul heeft veel ervaring met econometrische technieken. Zo is hij betrokken bij een onderzoek naar de prijselasticiteit van de vraag naar verpleeghuiszorg. Hierbij is gewerkt met data uit de VS (een van de mede-auteurs is werkzaam bij Harvard Medical School), waarbij panel data technieken zijn gebruikt.

Dr. Ajay Bhaskarabhatla (1980) is Associate Professor bij de Vakgroep Toegepaste Economie van de Erasmus Universiteit Rotterdam. Ajay behaalde zijn PhD graad aan de Carnegie Mellon University, Pittsburgh, USA en werkt sinds 2011 aan de Erasmus School of Economics. Ajay's onderzoek richt zich op prijsstrategieën van bedrijven in de farmaceutische industrie. Daarnaast heeft Ajay onderzoek gedaan naar prijselasticiteiten. Ajay's onderzoek is gepubliceerd in *Journal of Law and Economics*, *Industrial and Corporate Change*, *Health Policy and Planning*, *Social Science and Medicine*, *Industry and Innovation* en *Organization Science*.

Arie-Jan van der Toorn (1994) is sinds 2018 werkzaam als junior onderzoeker bij SEOR. Hij heeft economie en bedrijfseconomie gestudeerd aan de Erasmus Universiteit in Rotterdam. Daarnaast heeft hij de master Policy Economics aan de Erasmus School of Economics afgerond. In zijn scriptie ter afronding van zijn master, heeft hij onderzoek gedaan naar het effect van de introductie van de cito-toets op intergenerationele mobiliteit. Hierbij heeft hij gebruik gemaakt van een Regression Discontinuity Design. Als onderzoeker bij SEOR is Arie-Jan vooral gericht op kwantitatieve analyses. Zo werkt hij momenteel mee aan de Arbeidsmarktprognoses voor het UWV waarbij gebruik wordt gemaakt van panel data technieken.