

# SLUITING KANTONLOCATIES EN DE GANG NAAR DE RECHTER

## Working paper, 25-10-2019

Auteurs: Frank van Tulder & Bart Diephuis, Raad voor de rechtspraak

---

### Inhoud

1	Inleiding en probleemstelling	2
2	Theoretische noties en eerder onderzoek	3
2.1	Theoretische noties	3
2.2	Eerder onderzoek	4
3	De analyses	6
3.1	Kantonlocaties	6
3.2	Ontwikkeling instroom kantonzaken	7
3.3	Ontwikkeling instroom 2012-2014, per groep	10
3.4	Ontwikkeling verstekpercentages	12
3.5	Correlaties	13
3.6	De econometrische tijdreeks-analyse	13
4	Conclusies	17
	Literatuurlijst	20
	BIJLAGE A Het geschatte model	21

## 1 Inleiding en probleemstelling

Een commissie, ingesteld ter evaluatie van de Herziening Gerechtelijke Kaart (HGK) (commissie- Kum- meling) bracht eind 2017 rapport uit (Commissie Evaluatie Wet herziening gerechtelijke kaart, 2017). We citeren uit dit rapport (p.39): 'Schaalvergroting is (...) het belangrijkste instrument van de Wet HGK voor het waarborgen van de mogelijkheden voor het verder ontwikkelen van specialisatie en deskundigheid. Het aantal rechtbanken (van 19 naar 11), het aantal arrondissementsparketten (van 19 naar 10) en het aantal gerechtshoven (van 5 naar 4) is als gevolg van de Wet HGK teruggebracht. (...) Het volgende instrument van de Wet HGK is een nieuw stelsel voor de aanwijzing van zittings- plaatsen. (...) In het nieuwe systeem is gekozen voor uitsluitend zittingsplaatsen (zonder een onder- scheid te maken tussen 'soorten' zittingsplaatsen) (...) De toegankelijkheid blijft, zo is de veronderstel- ling, voldoende gewaarborgd met de 32 zittingsplaatsen van de (nieuwe) gerechten.' Later merkt de commissie op (p.45): 'De bevoegdheid van de Minister van Veiligheid en Justitie om overige zittings- plaatsen te sluiten berust eveneens op artikel 21b, tweede lid, RO. Van deze bevoegdheid heeft de minister wel gebruik gemaakt: rondom de invoering van de Wet HGK zijn 24 kantonlocaties gesloten. Dit onderwerp kwam in de gesprekken veelvuldig ter sprake.'

De commissie stelt vervolgens (p.51): 'In de gesprekken binnen de Rechtspraak (maar overigens ook daarbuiten) werden vaak zorgen gedeeld over de gevolgen van de sluiting van de 24 kantonlocaties. De fysieke bereikbaarheid zou zodanig verslechterd zijn dat in sommige delen van het land mensen de gang naar de rechtbank niet meer kunnen of willen maken. Een aantal rechters (met name kantonrechters) en juridisch medewerkers heeft de indruk dat de sluiting van kantonlocaties heeft geleid tot een toe- name van het aantal verstekken. De commissie heeft geprobeerd te onderzoeken of deze beelden over- eenkomen met een cijfermatig onderbouwd beeld. In opdracht van de commissie heeft het WODC een onderzoek gedaan naar de vraag of een veranderde reisafstand voor rechtzoekenden een relevante factor is in de mate waarin verstek verleend wordt.(...) Dit onderzoek was, door de beperkte tijd voor de evaluatie van de commissie, noodgedwongen beperkt van opzet en inhoud. Een algemene conclusie kan er dan ook niet aan verbonden worden. De door rechters en juridisch medewerkers gegeven signalen over een mogelijke toename van het aantal verstekken behoeven wel nadere aandacht.'

Dit alles mondt uit in een aanbeveling voor verder onderzoek (p.103): 'Verricht diepgaand (kwantita- tief en kwalitatief) onderzoek naar signalen over hogere verstekpercentages in gebieden waar kan- tonlocaties zijn opgeheven'.

De Raad voor de rechtspraak heeft in deze discussie aanleiding gezien om zelf een klein kwantitatief (empirisch) onderzoek te verrichten (Rvdr 2019, p.4-5). Het onderzoek bestrijkt, anders dan het WODC-onderzoek, alle civiele kantonzaken en alle arrondissementen en legt het verband tussen ont- wikkelingen in het beroep op de rechter, maatschappelijke ontwikkelingen en ontwikkelingen in het aantal kantonlocaties per arrondissement. Evenals het WODC kijken we daarbij niet alleen naar de door de commissie centraal gestelde verstekpercentages, maar ook naar de instroom van zaken bij de rechter, beide samengenomen in de term 'beroep op de rechter'. Immers, ook bij de instroom van zaken speelt de toegankelijkheid in het algemeen en de fysieke nabijheid van de rechtspraak in het bijzonder mogelijk een rol (zie verder paragraaf 2.1). De analyses vinden noodgedwongen plaats op een vrij hoog aggregatie-niveau van zaken, omdat in de momenteel beschikbare bestanden handels- zaken van meer dan 5 jaar geleden niet kunnen worden onderscheiden naar diverse typen, zoals naar de hoogte van het financieel belang en het type aanbrengrer (rechts- of natuurlijke persoon; zie hier- over nader paragraaf 4).

Bij de analyses kijken we op wat langere termijn dan de periode van invoering van de HGK, namelijk vanaf 1995. Ook vóór de herziening van de HGK vonden soms al sluitingen van kantonlocaties plaats en zijn mogelijk effecten daarvan te traceren. In 1995 bedroeg het aantal kantonlocaties nog 62. Tot 2002 betrof het op zichzelf staande kantongerechten, vanaf dat jaar zijn het dépendances van de rechtbanken. In 2012 – net voor invoering van de HGK – was het aantal kantonlocaties verminderd tot 56, waarna bij de invoering van de HGK dit aantal tot 32 werd teruggebracht (zie verder paragraaf 3.1).

De indeling van dit kleine onderzoeksrapport ('working paper') is verder als volgt. Paragraaf 2 gaat in op en enkele theoretische noties en het onderzoek dat het WODC op verzoek van de Commissie Evaluatie HGK heeft verricht. Paragraaf 3 bevat de empirische analyses, met aandacht voor de ontwikkeling van het aantal kantonlocaties per arrondissement en in het beroep op de rechter. Vervolgens komt de vraag aan de orde of er een verband te vinden is tussen de ontwikkelingen in kantonlocaties en die in het beroep op de rechter, in analyses van groepen arrondissementen, in enkelvoudige correlatie-analyses en in meervoudige regressie-analyses, waarbij ook maatschappelijke achtergrondfactoren een rol spelen. Paragraaf 4 besluit met de conclusies.

## 2 Theoretische noties en eerder onderzoek

### 2.1 Theoretische noties

De toegankelijkheid van de rechtspraak hangt af van veel factoren. Eén daarvan is de fysieke afstand tussen de rechtzoekende en de locatie van het gerecht. In hoeverre heeft die afstand invloed op het beroep dat rechtzoekenden doen op de rechter?

In het algemeen blijkt de prijs die een rechtzoekende moet betalen voor de gang naar de rechter een rol te spelen. Dit geldt bijvoorbeeld voor de hoogte van de griffierechten, in de sterkste mate voor handelszaken met relatief klein financieel belang (Croes et al. 2017, p.167-168). Het bleek ook uit de daling van de verstekpercentages in zaken die bij de verruiming van de competentiegrens van de kantonrechter in 2011 overgingen van de civiele naar de kantonrechter. De gedaagde hoefde bij verschijnen in deze zaken vanaf dat moment geen griffierechten meer te betalen en kon procederen zonder verplichte procesvertegenwoordiging. Beide droegen dus bij aan een vermindering van de kosten van rechtzoekenden (Croes et al. 2017, p.133-134). En wellicht speelde het – in sommige gevallen – meer nabij zijn van de zittingslocatie van de kantonrechter hier ook nog een rol. Het afzonderlijke effect van de drie genoemde factoren is niet zo te traceren, maar dat ze gezamenlijk effect hebben, is duidelijk.

Nu zal de afstand tot het gerecht voor de rechtzoekende ook kunnen bijdragen van de hoogte van de kosten van de gang naar de rechter. Enerzijds in de vorm van hogere reiskosten die de overbrugging van een grotere afstand met zich mee zal brengen. Aan de andere kant de grotere 'tijdprijs' die bijvoorbeeld bij zelfstandigen een rol kan spelen. Dit kan overigens weer anders liggen als de rechtzoekende zich laat vertegenwoordigen en wanneer er sprake is van repeat players. Eshuis (2017a, p.7-8) zet de *mogelijke* effecten van een grotere afstand mooi op een rij: '

1. Voor eisers die een zaak willen starten tegen iemand in de eigen gemeente, of één die onder dezelfde rechtbanklocatie valt, wordt procederen bij het opheffen van de locatie minder aantrekkelijk. Lokale eisers zullen minder zaken aanbrengen dan voorheen.
2. Voor landelijk opererende *repeat players* wordt het starten van procedures tegen partijen uit een gebied waar een zittingslocatie wordt opgeheven aantrekkelijker. Het zal hun reistijden (over het totaal van zaken dat ze voeren) beperken. Ook een hogere kans dat de wederpartij verstek laat

gaan, kan door sommige partijen als voordeel worden gezien. Het aantal zaken tegen partijen in gebieden waar een locatie is opgeheven neemt dus toe.

- Gedaagde partijen in gebieden waar een locatie wordt opgeheven, zien zich geconfronteerd met langere reisafstanden en zullen minder geneigd zijn verweer te voeren. Het verstekpercentage neemt toe.'

Dit maakt dus duidelijk dat er een effect van afstand tot de kantonlocatie bij verschillende typen rechtzoekenden kan optreden, maar ook dat dit effect verschillend kan liggen. Hoe groot de effecten feitelijk zijn, is alleen een via empirisch onderzoek te beantwoorden vraag.

## 2.2 Eerder onderzoek

Het WODC heeft de resultaten van het op verzoek van de commissie evaluatie HGK verrichte onderzoek in een tweetal Memoranda gepubliceerd (Eshuis 2017a; Eshuis 2018). De centrale vraag in beide Memoranda is: 'Heeft het opheffen van rechtspraak-locaties (ofwel toename van reisafstanden voor rechtzoekenden) consequenties voor het gebruik van rechtspraak?' (Eshuis 2017a, p.7). Bij eisers gaat het dan om het aanbrengen van zaken bij de rechter, bij gedaagden om het voeren van verweer. De analyses betreffen de door de kantonrechter behandelde handelszaken.

Het eerste Memorandum analyseert het beroep op de rechter binnen twee na de HGK ontstane arrondissementen (Noord-Holland en Limburg). Het tweede Memorandum doet hetzelfde, maar dan voor arrondissement Noord-Nederland. Eshuis maakt binnen de drie genoemde arrondissementen een vergelijking tussen de ontwikkelingen in de instroom van zaken en verstekpercentages bij twee soorten gebieden: die waarvoor zittingslocaties zijn opgeheven – en reisafstanden dus waarschijnlijk zijn toegenomen – en die waarbij dat niet het geval is. Tabel 1 vermeldt de voornaamste resultaten op dit gebied uit genoemde publicaties.

Tabel 1 De ontwikkeling van instroom en verstek bij handelszaken kanton, bij opgeheven en gebleven rechtspraaklocaties, 2012-2015

	arrondissement	opgeheven locaties	gebleven locaties
instroom	Limburg	-31%	-27%
	Noord-Holland	-38%	-34%
	Noord-Nederland	-26%	-19%
zaken aangebracht door natuurlijke personen	Limburg	-40%	-18%
	Noord-Holland	-16%	+6%
	Noord-Nederland	-31%	-19%
verstekpercentage	Limburg	+1,6 %-punt	-2,4 %-punt
	Noord-Holland	-1,6 %-punt	-2,7 %-punt
	Noord-Nederland	-2,3 %-punt	-2,0 %-punt

Bron: Eshuis, 2017a, tabel 1, p.8 en Eshuis 2018, tabel 1, p.13, tabel 2, p.14 en tabel 3, p.15.

Bij deze groepering blijkt de instroom van zaken in gebieden waar zittingslocaties zijn opgeheven over de periode 2012-2015 bij alle drie onderzochte arrondissementen wat sterker te dalen dan in gebieden waar geen zittingslocaties zijn opgeheven. Deze verschillen zijn bij de totale instroom vrij klein, maar blijken groter bij de door natuurlijke personen aangebrachte zaken. Die maken overigens maar een klein deel van het totaal uit (minder dan 20%; vaak minder dan 10%). Dit kan een aanwijzing zijn dat opheffing van kantonlocaties de instroom van handelszaken enigszins heeft geremd en dan met name de instroom van door natuurlijke personen aangebrachte zaken.

Tegelijkertijd echter merken we op dat de verschillen in ontwikkeling van de instroom blijkbaar ook door veel andere factoren kunnen zijn veroorzaakt. Zo blijken de verschillen in dalingen tussen de drie arrondissementen in gebieden waar locaties gebleven zijn aanzienlijk groter (tussen de hoogste en laagste 15%-punt) dan die binnen een arrondissement tussen de twee onderscheiden soorten gebieden (4 tot 7%-punt). Ook hier blijkt weer dat er veel andere factoren zijn die de ontwikkeling van de instroom bepalen. Dat blijkt ook uit andere analyses (Croes et al. 2017, Moolenaar et al. 2019).

Bij verstekpercentages is het beeld minder eenduidig. Bij Limburg en Noord-Holland dalen de verstekpercentages in gebieden met gebleven locaties, terwijl die in gebieden met opgeheven locaties minder dalen of zelfs stijgen. Dit ondersteunt dus de gedachte dat het opheffen van kantonlocaties de verstekpercentages doet toenemen. In Noord-Nederland zien we echter een (klein) verschil de andere kant op.

Eshuis voerde, naast deze groepsanalyses, ook nadere analyses uit op het aantal aangebrachte zaken per inwoner, op het niveau van de gemeente waar de gedaagde woonachtig is. Dit voor de drie arrondissementen, afzonderlijk voor de jaren 2012 en 2015. Daarbij is, na correctie voor de invloed van een tweetal maatschappelijke factoren (besteedbaar inkomen en adresdichtheid) voor de afzonderlijke jaren bij de instroom van zaken in Limburg een effect van afstand aantoonbaar: grotere afstand leidt tot minder aangebrachte zaken (Eshuis 2017a, p.22 e.v.). Dit betekent overigens niet noodzakelijk dat ook een *verandering* van afstand door de invoering van HGK een vergelijkbaar effect heeft.<sup>1</sup> Eshuis laat ook zien hoe maatschappelijke factoren verwachte verbanden kunnen doen ondersneeuwen. Zo blijkt bij analyse van de aangebrachte zaken in Noord-Nederland een grotere afstand tot de woonplaats van de gedaagde niet samen te gaan met minder, maar met meer zaken. Dit komt echter, zo stelt Eshuis, doordat de gemiddelde inkomens van deze ver weggelegen plaatsen lager zijn. En personen uit lagere inkomensgroepen worden relatief meer gedagvaard (Eshuis 2018, p.21).<sup>2</sup> Bij verstekpercentages kan Eshuis geen verband met afstand aantonen. De verstekpercentages blijken wel sterk samen te hangen met het gemiddeld inkomen van de woongemeente van de gedaagde: lagere inkomens gaan samen met meer verstekken. Voor Noord-Nederland stelt Eshuis (2018, p.29): 'De combinatie van een hoog percentage natuurlijke eisers en een laag verstekpercentage is geassocieerd met rijke gemeenten (en weinig schuldenproblematiek)'.

Eshuis concludeert (2018, p.21): 'Het geheel overziend is de daling in de instroom bij een toename van reistijd (door het opheffen van een rechtspraak-locatie) de belangrijkste bevinding uit de exercitie. Voor de hypothese dat gedaagden, bij langere reistijden, meer geneigd zijn verstek te laten gaan is geen bewijs gevonden.' We zagen al eerder dat de instroomdaling met name lijkt op te treden bij door natuurlijke personen aangebrachte zaken.

1 Een analyse van de aangebrachte zaken in 2015 waarin ook de verandering van afstand t.o.v. 2012 wordt opgenomen, laat – naast het negatieve effect van de afstand in 2015 – een positief effect van die verandering op de instroom zien (Eshuis 2017, p.23). Met andere woorden: het negatieve effect van afstand in 2015 lijkt minder te zijn, naarmate de afstand sterker is vergroot. Een mogelijke interpretatie van dit resultaat is dat aanpassing aan de nieuwe afstanden met grote vertraging (want nog niet in 2015) of slechts gedeeltelijk optreedt.

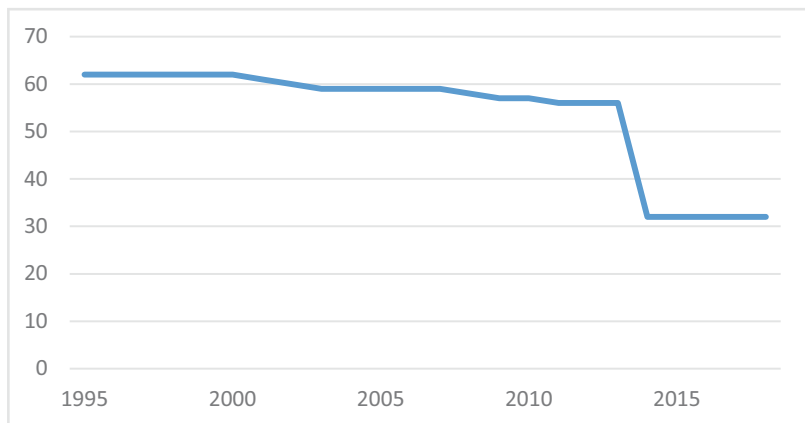
2 Overigens blijft in de analyse over 2015 het positieve verband tussen het aantal zaken per inwoner en de afstand bestaan, zelfs als gecorrigeerd wordt voor het gemiddeld besteedbaar inkomen (Eshuis 2018, p.28).

### 3 De analyses

#### 3.1 Kantonlocaties

Tot 1870 hield de kantonrechter op circa 150 plaatsen in ons land zitting. In de loop der jaren zijn verschillende herindelingen, sluitingen en opheffingen geweest van kantons of kantonlocaties. In 1877 en 1934 vond een aantal van dergelijke reorganisaties plaats, waarbij tegen de 50 respectievelijk 40 kantonlocaties werden opgeheven.<sup>3</sup> We beperken ons hier tot de meer recente geschiedenis, 1995-2018. Zie figuur 1.

In de beschouwde periode, 1995-2018, zijn in totaal 30 van de 62 in 1995 bestaande kantonlocaties gesloten. Het overgrote merendeel hiervan, liefst 24 van deze 30 sluitingen, vond plaats in het kader van de Wet Herziening Gerechtelijke Kaart (Wet HGK) (zie hoofdstuk 1).



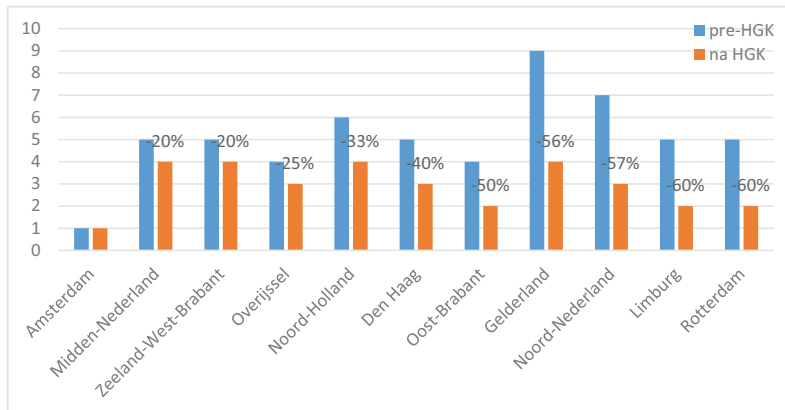
Figuur 1 Aantal kantonlocaties per 1 januari, 1995-2018

Zoals figuur 1 laat zien, nam bij de invoering van de HGK het aantal kanton(zittings)locaties af van 56 naar 32. Niet elk arrondissement werd hierdoor in dezelfde mate 'getroffen'. In figuur 2 zijn de 11 HGK-arrondissementen weergegeven naar mate van afname van het aantal locaties ten opzichte van het aantal dat vlak vóór invoering van de HGK bestond. De arrondissementen staan gerangschikt naar de mate van relatieve afname in het aantal locaties, van gering naar sterk.

Amsterdam is ongewijzigd, wanneer we de overgang van kanton Hilversum (Gooi-Vechtstreek) naar Midden-Nederland buiten beschouwing laten. Ook Midden-Nederland, Zeeland-West-Brabant en Overijssel zagen relatief geringe afname in hun locaties (minder dan 30% minder locaties per arrondissement ná invoering HGK). Dan volgt een tussengroep van Noord-Holland, Den Haag en Oost-Brabant, met tussen 30-50% afname. De grootste afname zien we bij Gelderland, Noord-Nederland, Limburg en Rotterdam; meer dan 50% minder locaties per arrondissement ná invoering van de HGK.<sup>4</sup>

<sup>3</sup> Zie voor een overzicht van de historie van de kantonlocaties: [https://nl.wikipedia.org/wiki/Lijst\\_van\\_kantongerechten\\_in\\_Nederland](https://nl.wikipedia.org/wiki/Lijst_van_kantongerechten_in_Nederland).

<sup>4</sup> Overigens merkt Eshuis op dat bij familiezaken in sommige gevallen al voor invoering van de HGK sprake was van concentratie van behandeling op enige kantonlocaties. Een goed overzicht hiervan is echter niet beschikbaar (Eshuis 2017b, p.11-12) en we negeren dit daarom in onderstaande analyses.



Figuur 2 Ontwikkeling aantal kantonlocaties per arrondissement, 1995-2018

Eshuis (2018, p.23) maakte een schatting van het percentage inwoners per arrondissement dat de gevolgen ondervindt van sluiting van een kantonlocatie bij invoering van de HGK en daardoor waarschijnlijk te maken krijgt met een langere reisafstand tot de kantonrechter. De rangschikking van arrondissementen volgens beide maten vertoont grote gelijkheid, al is het percentage inwoners dat met een grotere reisafstand te maken krijgt in het algemeen kleiner dan het percentage opgeheven kantonlocaties<sup>5</sup>.

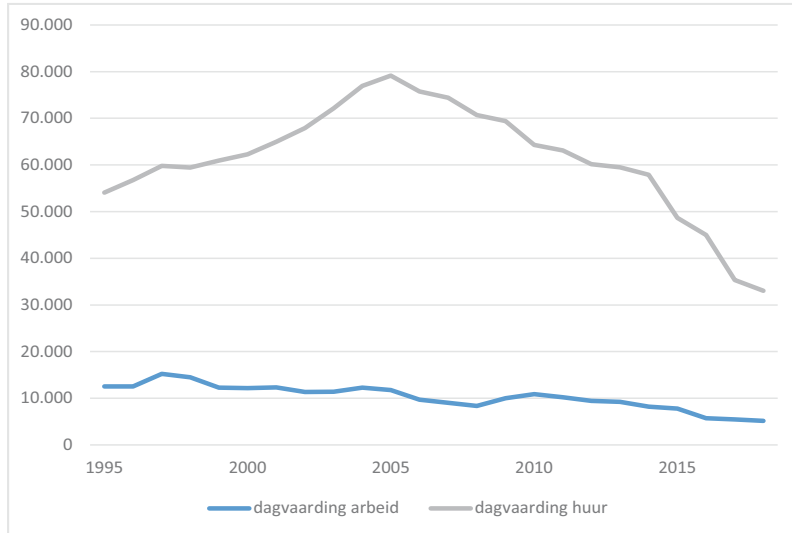
### 3.2 Ontwikkeling instroom kantonzaken

Figuren 3 en 4 brengen de ontwikkeling van de instroom van *dagvaardingszaken* in beeld. Dagvaardingszaken bij kanton handel betreffen een aantal verschillende categorieën: arbeidszaken, huurzaken en overige handelszaken. De laatste categorie is verreweg de grootste. In de periode 1995-2018 vertoonde de groep dagvaardingszaken handel in eerste instantie sterke groei, met name van 2003 t/m 2010. Daarna volgde een gestage teruggang.

Dagvaardingszaken arbeid bij kanton betreffen conflicten tussen werkgevers en werknemers, anders dan ontslagzaken. Met name zijn dit zaken over salaris of andere arbeidsvoorwaarden. In 1995 lag het aantal ingediende dagvaardingen arbeid bij kanton op ongeveer 12.500. Afgezien van een dip rond 2006-2008, lag het niveau van deze zaken lange tijd rond de 10.000 à 11.000 op jaarbasis. Maar vanaf 2010 is het aantal sterk afgenomen, tot slechts ruim 5.100 in 2018. De afname rondom de HGK-invoering was niet groter dan in omliggende jaren.

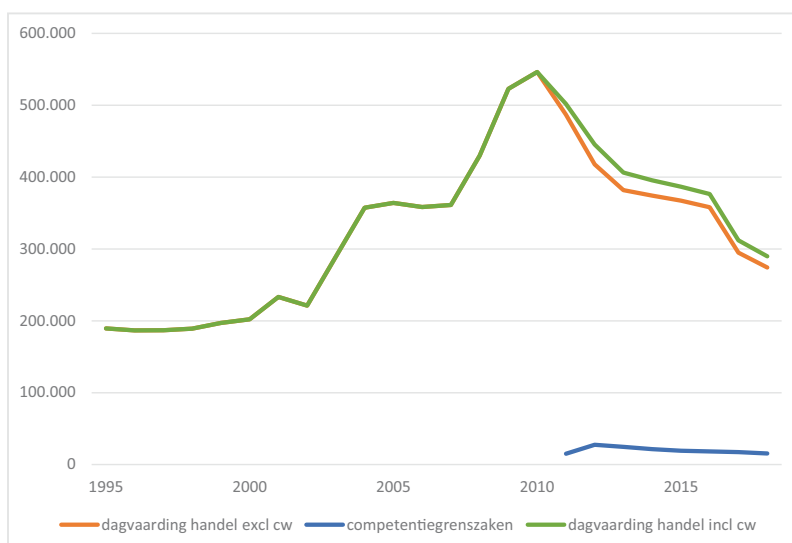
Een tweede groep zaken die binnen dagvaardingen handel bij kanton wordt onderscheiden betreft huurzaken. Deze bedroegen in 1995 ruim 54.000, liepen op tot bijna 80.000 in 2005 en nemen sindsdien af, tot 33.000 in 2018. Rondom de HGK-invoering nam het aantal licht af, maar dit past in de trend op langere termijn.

<sup>5</sup> Enkelvoudige correlatie tussen de procentuele verandering in het aantal kantonlocaties enerzijds en het percentage inwoners waarvoor de kantonlocatie wordt opgeheven, is groot: -0,81.



Figuur 3 Instroom dagvaardingszaken arbeid en huur, 1995-2018

Figuur 4 laat de ontwikkeling zien bij de overige handelszaken (niet arbeid, niet-huur), de grootste groep binnen de dagvaardingszaken kanton. Dit betreft veelal incassozaken over niet betaalde rekeningen tussen bedrijven en particulieren, bijvoorbeeld over (mobiele) telefonie-abonnementen en zorgverzekeringspremies. In 1995 ging het hier om bijna 190.000 zaken. In 2010 werd een piek van 546.000 zaken bereikt. Sindsdien neemt het aantal jaarlijks sterk af, tot 290.000 in 2018. Vanwege de verhoging van de competentiegrens van de kantonrechter van €5.000 naar €25.000<sup>6</sup> is een aantal zaken overgegaan van de civiele naar de kantonrechter bij de rechtbanken. De figuur brengt deze zaken vanaf 2011 apart in beeld, onder de noemer cw (competentiegrenswijzigings)-zaken. Deze overgang heeft met name in 2012 tot extra zaken (in dat jaar 27.500) geleid bij kanton. Dat effect weegt echter niet op tegen de algemene neerwaartse trend. De afname rondom de HGK-invoering is voor de handelszaken exclusief de cw-zaken minder sterk dan in de jaren daarvoor.



Figuur 4 Instroom dagvaardingszaken handel, 1995-2018

6 En voor consumenten (koop- en krediet-)zaken tot 40.000 euro. Zie bijvoorbeeld Eshuis (2016).



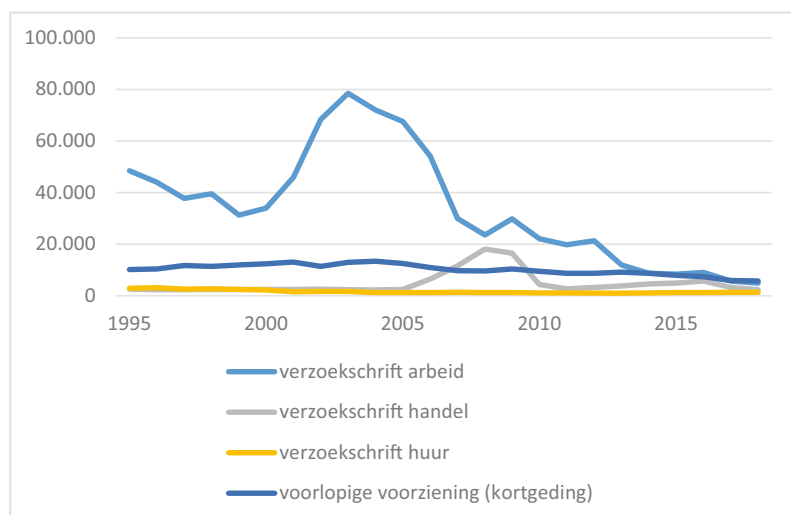
De in figuur 5 weergegeven verzoekschriften bij kanton handel betreffen een aantal verschillende categorieën: arbeidszaken, huurzaken en overige handelszaken. Ook de kortgedingen (voorlopige voorzieningen) nemen we in deze figuur mee. In de periode 1995-2018 vertoonden de verzoekschriften als totaal een sterke afname, met name door de grote afname bij arbeidszaken (ontslagzaken/ontbindingen arbeidsovereenkomst). Dit was vooral het gevolg van veranderende wet- en regelgeving omtrent ontslag, waardoor minder vaak de gang naar de rechter nodig was.

De verzoeken op gebied van arbeid betreffen ontbindingen van arbeidsovereenkomsten. In 1995 lag het aantal ingediende ontbindingsverzoeken bij de kantonrechter op ongeveer 48.500. De ontwikkeling was tot 2010 sterk cyclisch (krimp in 1995-1999, groei in 2000-2003 en krimp in 2004-2008). Maar vanaf 2012 is het aantal sterk afgenomen, tot slechts ruim 4.900 in 2018. De afname rondom de HGK-invoering was uitgesproken sterk, van ruim 21.000 in 2012 tot minder dan 9.000 in 2014.

Een tweede groep verzoekschriften handel betreft huurzaken. Deze bedroegen in 1995 bijna 3.000, en liggen sinds 2004 jaarlijks rond de 1.200. De laatste jaren nemen ze licht toe, tot 1.375 in 2018. Rondom de HGK-invoering nam het aantal ook toe.

In tegenstelling tot bij dagvaardingen is overig handel (niet arbeid, niet-huur) niet de grootste groep binnen verzoekschriften handel. In 1995 ging het hier om slechts 2.500 zaken. In 2006-2009 lag het aantal tijdelijk op een hoger niveau, om daarna weer af te zwakken tot enkele duizenden per jaar (2.400 in 2018). Rondom de HGK-invoering (2012-2014) steeg het aantal.

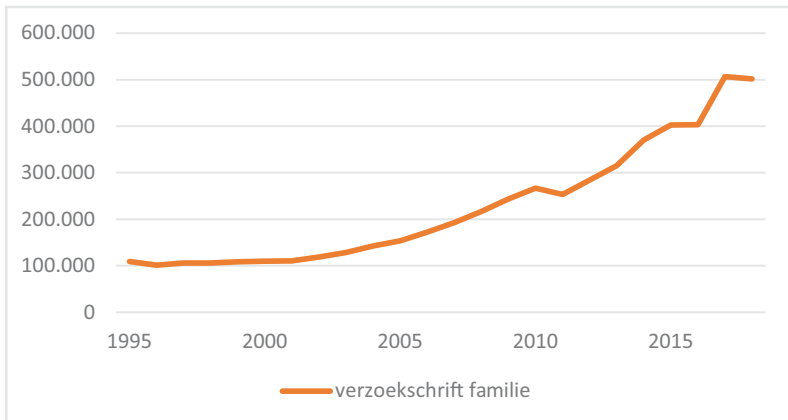
Naast de bodemprocedures behandelt kanton ook nog een beperkte groep voorlopige voorzieningen (kortgedingen). In de periode 1995-2018 heeft het niveau van deze groep overwegend rond de 11.000 per jaar gelegen. Sinds 2011 neemt het aantal duidelijk af. In 2018 zijn nog slechts 5.700 kortgedingen bij kanton ingediend. In 2013 stijgt het aantal van deze zaken, om daarna in 2014 weer terug te vallen op het niveau van 2012.



Figuur 5 Instroom verzoekschriften handel en voorlopige voorzieningen, 1995-2018

Figuur 6 geeft de instroom van verreweg de grootste groep verzoekschriften bij kanton: familiezaken. Dit zijn veelal beheerszaken omtrent bewind, curatele en mentorschap. Beheerszaken wil in dit geval

zeggen dat het vaak gaat om benoemingen van curatoren en verantwoording van rekeningen. Deze groep zaken neemt al jarenlang sterk toe. In 1995 waren het er ruim 100.000, in 2018 meer dan een half miljoen. Rondom de HGK-invoering nam het aantal ook zeer sterk toe.



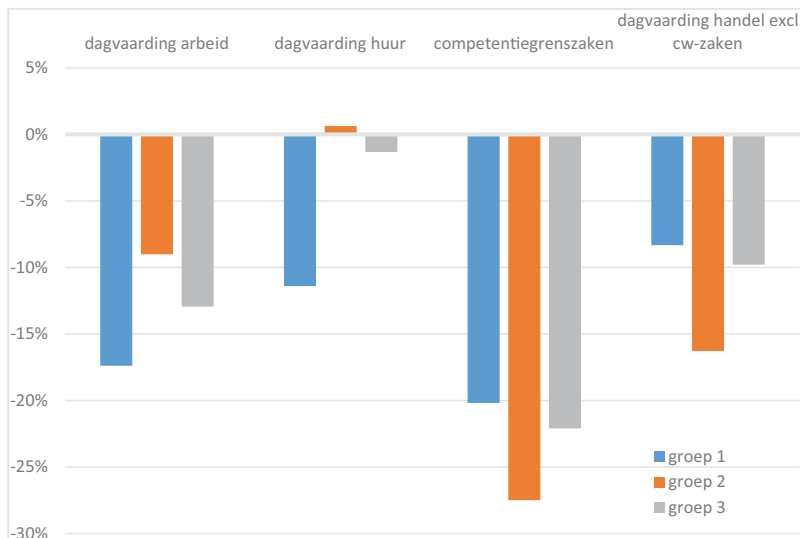
Figuur 6 Instroom verzoekschriften familie, 1995-2018

### 3.3 Ontwikkeling instroom 2012-2014, per groep

De volgende figuren geven telkens de ontwikkeling van de instroom van het aantal zaken (per hoofd van de bevolking) van een bepaald type in 2012-2014 voor 3 groepen van arrondissementen. Hierbij is groep 1 de groep van arrondissementen met de relatief kleinste afname in kantonlocaties door de HGK, groep 2 is een middengroep, en groep 3 is samengesteld uit de arrondissementen met de relatief grootste afname in kantonlocaties. Groep 1 omvat de arrondissementen Amsterdam, Midden-Nederland, Overijssel en Zeeland-West-Brabant, groep 2 omvat Den Haag, Noord-Holland en Oost-Brabant en groep 3 omvat Gelderland, Limburg, Noord-Nederland en Rotterdam.

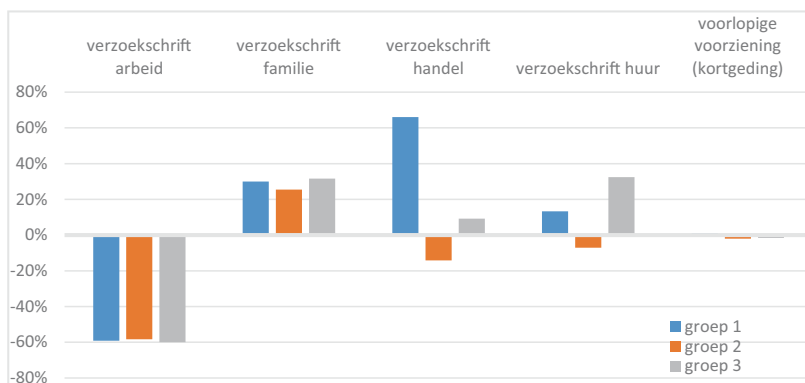
Is de ontwikkeling van de instroomontwikkeling voor de groepen die onderling verschillen in de mate waarin kantonlocaties zijn gesloten, vergelijkbaar of niet?

Die ontwikkeling in de instroom van de verschillende dagvaardingszaken is duidelijk verschillend per groep van arrondissementen. Figuur 7 laat zien dat de ontwikkeling van groep 2 veelal afwijkt van die van groepen 1 en 3. Dit geldt in elk geval voor arbeid, handel en competentiegrenzaken. Bij arbeid laat groep 2 een geringere afname in de instroom zien dan de andere twee groepen, bij handel en competentiegrenzaken juist een sterkere. Bij huurzaken laat groep 1 een duidelijke daling zien, de andere niet.



Figuur 7 Instroom dagvaardingszaken, ontwikkeling 2012-2014, per groep arrondissementen

Figuur 8 laat voor verzoekschriften arbeid en familie tussen de drie groepen geen grote verschillen in instroomontwikkeling tussen 2012 en 2014 zien. Bij handelszaken en huurzaken zijn die verschillen er nadrukkelijk wel; groep 2 vertoont instroomafname, terwijl groepen 1 en 3 in verschillende mate groei vertoonden in 2012-2014. Bij voorlopige voorzieningen (kortgeding) is de instroom voor alle drie groepen vrijwel constant.



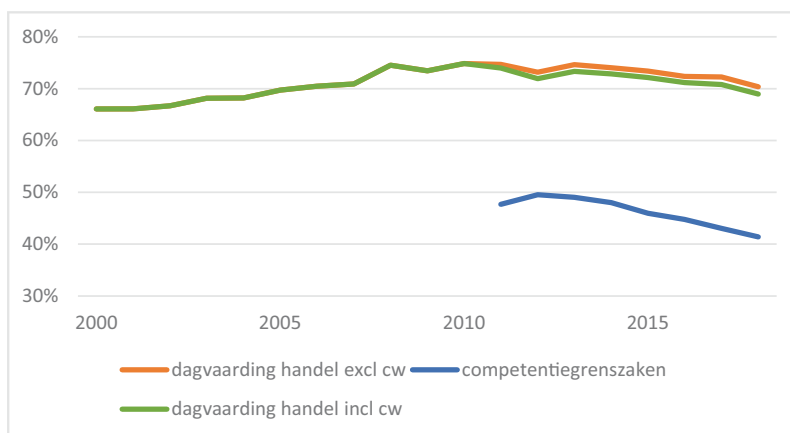
Figuur 8 Instroom verzoekschriften, ontwikkeling 2012-2014, per groep arrondissementen

Al met al geeft deze groepsindeling nog geen duidelijke aanwijzingen voor een verband tussen de mate waarin kantonlocaties werden gesloten en de ontwikkeling van de instroom van zaken bij de kantonrechter. Immers, groep 3, met relatief de meeste sluitingen, laat niet de grootste daling zien. En groep 1, met de minste sluitingen, laat soms een grotere daling zien dan groep 2. Blijkbaar overheersen de effecten van verschillen in maatschappelijke ontwikkelingen tussen arrondissementen veelal een eventueel effect van sluiting van kantonlocaties.

### 3.4 Ontwikkeling verstekpercentages

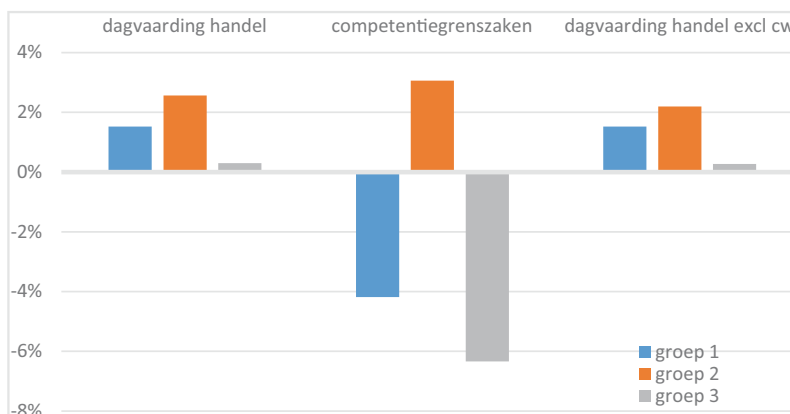
Voor dagvaardingszaken handel, inclusief arbeid en huur, is het mogelijk een verstekpercentage te bepalen, uitgaande van de verstekvonnissen.<sup>7</sup> Figuur 9 laat de ontwikkeling zien vanaf 2000.

In algemene zin neemt het verstekpercentage bij kanton handel dagvaardingszaken toe tot 2010-2011, daarna af. In 2000 lag het rond de 65%, in 2010-2011 rond 75%, in 2018 is het gedaald tot rond de 70%. In 2013 treedt enige stijging op, die echter relatief klein is. Voor de competentiegrenzaken ligt het verstekpercentage lager, rond de 45%, en ook hier neemt het sinds 2012 af.



Figuur 9 Verstekpercentages bij dagvaardingszaken, 2000-2018

Figuur 10 laat geeft een beeld van de ontwikkelingen 2012-2014 per groep: voor alle drie groepen arrondissementen neemt het verstekpercentage van de handelszaken, exclusief de competentiegrenzaken, toe. Het sterkst geldt dit voor groep 2. Bij de competentiegrenzaken dalen de verstekken bij groepen 1 en 3, maar stijgen bij groep 2.



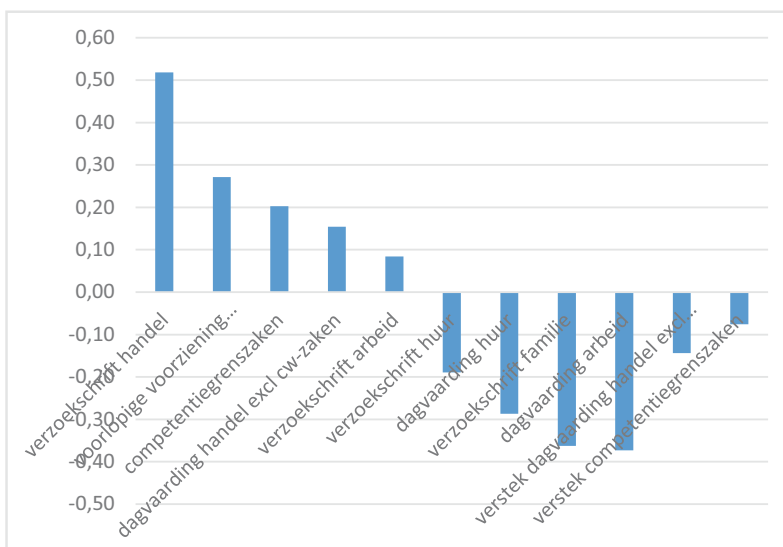
Figuur 10 Verstekpercentages dagvaardingszaken, ontwikkeling 2012-2014, per groep arrondissementen

<sup>7</sup> Hierbij confronteren we de uitstroom (vonnissen) met de instroom, maar omdat verstekvonnissen een zeer korte doorlooptijd hebben, is dit niet zo problematisch.

### 3.5 Correlaties

In hoeverre houdt de ontwikkeling van de verschillende zaakstromen in de periode rondom de HGK-invoering verband met de mate waarin sprake was van sluitingen van kantonlocaties?

Figuur 11 toont de enkelvoudige correlaties, gebaseerd op uitkomsten per arrondissement, tussen enerzijds de ontwikkeling in het aantal kantonlocaties en anderzijds de ontwikkeling in de instroom en verstekpercentages van de verschillende zaakstypen bij kanton. De correlaties zijn gepresenteerd van hoog naar laag; apart voor instroom en verstekpercentage.



Figuur 11 Enkelvoudige correlaties tussen ontwikkeling aantal kantonlocaties en instroom/verstekpercentages

Het sterkste positieve verband lijkt te bestaan met verzoeken op het gebied van handel, voorlopige voorzieningen en competentiegrenszaken; het sterkste negatieve verband dagvaardingen huur, verzoeken familie en dagvaardingen arbeid. Overigens is geen enkele correlatie significant op 10%-niveau.<sup>8</sup>

### 3.6 De econometrische tijdreeks-analyse

In het bovenstaande lieten we zien in hoeverre de ontwikkeling van het beroep op de kantonrechter samenhang laat zien met de mate van sluiting van kantonlocaties bij invoering van de HGK. Dit gebeurde via een vergelijking van ontwikkelingen in verschillende groepen arrondissementen en via enkelvoudige correlatie-analyses.

Deze analyses kunnen weliswaar enige indicatie geven van de mogelijke effecten van de sluiting van kantonlocaties op het beroep op de rechter. Maar niet meer dan een indicatie, omdat de samenhang in de praktijk wordt vertroebeld door de rol van andere factoren van invloed zijn op de ontwikkeling van het beroep op de rechter per arrondissement. De focus op het verband met die ene factor, sluiting van kantonlocaties, en de interpretatie van ontwikkelingen uitsluitend in relatie daarmee, kan dan ook misleidend zijn. De correlatie-analyse maakt ook geen gebruik van de informatie die in de ontwikkelingen in de jaren vóór en na invoering van de HGK besloten ligt.

<sup>8</sup> Daarvoor moet de correlatie, die gebaseerd is op 11 waarnemingen, boven 0,52 (of onder -0,52) liggen.

Vandaar dat het goed is de horizon te verbreden via een econometrische tijdreeks-analyse. Daarbij brengen we ontwikkelingen in het beroep op de kantonrechter per arrondissement in verband met maatschappelijke (met name economische en demografische) ontwikkelingen en trends. Ook veranderingen in griffierechten kunnen een rol spelen. Als we rekening houden met dergelijke ontwikkelingen, is dan daarnaast nog het effect van de sluiting van kantonlocaties traceerbaar? Dat is de vraag die we hieronder trachten te beantwoorden.

De gehanteerde methode van meervoudige regressie-analyse lijkt sterk op de voor het Prognose Model Justitiële Ketens (PMJ) gebruikte. De jaarlijkse procentuele groei van de instroom van zaken bij de 11 na de HGK ontstane arrondissementen wordt in verband gebracht met de groei in de ‘ter verklaring’ in de analyse betrokken achtergrond-variabelen. Een voorbeeld is het aantal werklozen per hoofd van de bevolking in het arrondissement, naast het percentage gesloten kantonlocaties. Die sluiting van kantonlocaties speelt natuurlijk vooral bij invoering van de HGK, maar soms ook al eerder (zie paragraaf 3.1). Omdat de analyse gebaseerd is op tijdreeksen over de periode 1995-2018, spelen ook incidentele sluitingen van kantonlocaties in de periode 1995-2012, vóór invoering van de HGK dus, ook enige rol in het model.

Overigens is er natuurlijk een bijkans oneindig aantal maatschappelijke achtergrond-variabelen, die mogelijk een rol zouden kunnen spelen. In de praktijk zijn daarom keuzes nodig. Hierbij hebben we in eerste instantie aansluiting gezocht bij de meest recente in het PMJ-model gehanteerde specificaties. Zie voor de achtergronden Moolenaar et al. (2019). Het PMJ-model houdt tot nu toe geen rekening met mogelijke effecten van de sluiting van kantonlocaties. Daarom is voor dit onderzoek een variabele op dit gebied toegevoegd. Verder zijn de PMJ-specificaties aangepast, waar deze met de actuele gegevens niet meer optimaal bleken. Zie bijlage A voor de statistische verantwoording.

Tabel 1 geeft de resultaten van de analyse van de instroom van diverse typen dagvaardingszaken bij de kantonrechter en tabel 2 doet hetzelfde voor de verzoekschriften en de voorlopige voorzieningen.

Tabel 1 Econometrische analyse groei instroom kantonrechter: diverse typen dagvaardingszaken, per arrondissement, 1995-2018<sup>a</sup>

	totaal, excl. cw- zaken <sup>b</sup>	handel, excl. cw- zaken <sup>b</sup>	handel, cw-zaken <sup>b</sup>	arbeid	huur
aantal kantonlocaties	x	x	0,17**	x	0,22*
trendmatige groei (constante)	0,04**	0,05**	-0,09***	x	-0,15***
werkloosheid	0,27***	0,31***	x	0,12*	
bijstandsuitkeringen	-0,50*	x	x	x	
paren met kinderen			x	x	
landelijke huurverhoging					0,05***
griffierecht handelszaken <sup>c</sup>	-0,49***	-0,58***			
wijziging WW/ontslagrecht 2006				x	
invoering WWZ 2015				-0,32**	
periode	1996-2018	1996-2018	2013-2018	1996-2018	1996-2018

<sup>a</sup> Alleen waarden van op ten minste 10%-niveau significante coëfficiënten worden vermeld. \* - op 10%-niveau significant, \*\* - op 5%-niveau significant, \*\*\* - op 1%-niveau significant. De coëfficiënt is de schatting van het procentuele effect op de instroom per procent groei van de betreffende variabele. Een X in een cel wil zeggen dat de betreffende variabele wel is opgenomen in de betreffende analyse, maar niet significant is op 10%- niveau. Een lege cel wil zeggen dat de betreffende variabele niet in de analyse is opgenomen.

<sup>b</sup> cw-zaken: zaken die bij de competentiegrens-wijziging medio 2011 zijn overgegaan van civiele naar kantonrechter. Het betreft met name handelszaken (geen arbeids- en huurzaken) met financieel belang tussen 5.000 en 25.000 euro. Deze zijn vanaf medio 2011 als zodanig apart geregistreerd.

<sup>c</sup> Met één jaar vertraging.

Tabel 2 Econometrische analyse groei instroom kantonrechter: diverse typen verzoekschriften, per arrondissement, 1995-2018<sup>a</sup>

	handel	arbeid	huur	familie	voorlopige voorzieningen
aantal kantonlocaties	x	0,57*	x	x	x
trendmatige groei (constante)	x	0,21**	x	x	x
werkloosheid					0,16**
werkzame beroepsbevolking	13,8***				
Bruto Nationaal Product		-4,25***	-1,30*		
partners (<45 jaar) met kinderen				-4,80***	
wijziging WW/ontslagrecht 2006		-0,35***			
invoering WWZ 2015		0,48*			
verschuiving gezamenlijke gezagsverzoeken 2011				x	
periode	1996-2018	1996-2018	1996-2018	1996-2018	1996-2018

<sup>a</sup> Alleen waarden van op ten minste 10%-niveau significante coëfficiënten worden vermeld. \* - op 10%-niveau significant, \*\* - op 5%-niveau significant, \*\*\* - op 1%-niveau significant. De coëfficiënt is de schatting van het procentuele effect op de instroom per procent groei van de betreffende variabele. Een x in een cel wil zeggen dat de betreffende variabele wel is opgenomen in de betreffende analyse, maar niet significant is op 10%-niveau. Een lege cel wil zeggen dat de betreffende variabele niet in de analyse is opgenomen.

De invloed van maatschappelijke factoren op de instroom bij de kantonrechter is bij deze analyses voornamelijk aantoonbaar via het verband met enige economische variabelen, zoals de omvang van de werkloosheid en werkzame beroepsbevolking, het aantal bijstandsuitkeringen en het Bruto Binnenlands Product, als maat voor het inkomen dat we in Nederland verdienen. Verder worden in enkele gevallen belangrijke, niet nader te duiden, trendmatige ontwikkelingen gevonden. De hoogte van het griffierecht heeft aantoonbaar een rol gespeeld bij de dagvaardingszaken handel. Zie hiervoor ook Croes et al (2017). De wijziging van de WW en het ontslagrecht in 2006 heeft een aantoonbaar drukkend effect gehad op de groei van het aantal verzoekschriften arbeid, maar niet op die van het aantal dagvaardingen arbeid. De invoering van de WWZ in 2015 had volgens deze analyses een aantoonbaar effect op het aantal verzoekschriften (positief) en op het aantal dagvaardingen arbeid (negatief).

In dit onderzoek staat echter het effect van het aantal kantonlocaties op de instroom centraal. Zo'n effect blijkt via deze analyse (op een significantie-niveau van 10%) aantoonbaar bij drie specifieke typen zaken: de zaken die bij de competentiegrenswijziging in 2011 zijn overgegaan van de civiele rechter naar de kantonrechter (de 'cw-zaken'), de dagvaardingszaken op het gebied van huur, en de verzoekschriften op het gebied van arbeid. De eerste categorie bestaat uit handelszaken met een financieel belang van meer dan 5.000 euro maar minder dan 25.000 euro. Bij alle drie soorten zaken



is relatief vaker dan bij het totaal van de civiele handelszaken bij de kantonrechter de eiser een natuurlijk persoon. Bij civiele kantonzaken, exclusief de familiezaken, was de eiser of verzoeker in 2015 slechts in 7% van de gevallen een natuurlijk persoon. Bij de zaken die bij de competentiegrenswijziging overgingen was dat in 29% van de zaken het geval. Bij verzoekschriften arbeid is de verzoeker meestal een natuurlijk persoon (74% in 2015). En bij dagvaardingszaken op het gebied van huur was de eiser in 13% van de gevallen een natuurlijk persoon.

In welke orde van grootte liggen de gevonden effecten? De sluiting van kantonlocaties bij de HGK heeft volgens deze schattingen bij het totaal van de drie specifieke typen zaken tot een daling van 11% geleid. Deze typen zaken vormen echter maar een klein deel van het totaal aan kantonzaken. Het zo geschatte effect op het totaal aantal civiele kantonzaken, dagvaardingen en verzoekschriften samen, is daarom veel kleiner: 1 à 2%.

Tabel 3 geeft de econometrische analyse van de verstekpercentages weer. Ook hier onderscheiden we de zaken die bij de competentiegrenswijziging zijn overgegaan, apart.

Tabel 3 Econometrische analyse groei verstekken bij zaken voor kantonrechter, per arrondissement, 2001-2018<sup>a</sup>

	handel, cw-zaken	andere dagvaardingszaken
aantal kantonlocaties	x	X
trendmatige groei (constante)	-0,03***	x
instroom handelszaken	0,98***	0,60***
aandeel arbeidszaken		-0,13**
aandeel huurzaken		-0,20***
werkloosheid	x	0,06*
periode	2013-2018	2001-2018

<sup>a</sup> Alleen waarden van op ten minste 10%-niveau significante coëfficiënten worden vermeld. \* - op 10%-niveau significant, \*\* - op 5%-niveau significant, \*\*\* - op 1%-niveau significant. De coëfficiënt is de schatting van het procentuele effect op de instroom per procent groei van de betreffende variabele. Een x in een cel wil zeggen dat de betreffende variabele wel is opgenomen in de betreffende analyse, maar niet significant is op 10%-niveau.

De analyse laat, gegeven de instroom, bij beide typen zaken geen duidelijk effect zien van de ontwikkeling van het aantal kantonlocaties op het aantal verstekken. De verstekpercentages laten vanaf 2013 trendmatige dalingen zien. Bij de groep 'andere dagvaardingszaken' beïnvloeden ook samenstellingseffecten het verstekpercentage: bij arbeids- en huurzaken zijn deze lager dan die bij de handelszaken in engere zin. Ook de omvang van de werkloosheid blijkt invloed te hebben op het verstekpercentage. Deze variabele geeft de invloed van de economische conjunctuur aan. Een waarschijnlijke interpretatie is dat in tijden van economische neergang het aantal incassozaken toeneemt (zie ook tabel 1): dit zijn zaken met een relatief hoog verstekpercentage.

#### 4 Conclusies

In het kader van de herziening van de gerechtelijke kaart (HGK) zijn in 2013 24 van de 56 locaties waar de kantonrechter zitting hield, gesloten. De commissie 'evaluatie HGK' signaleert zorgen over de

gevolgen hiervan. De fysieke bereikbaarheid zou zodanig verslechterd zijn dat in sommige delen van het land mensen de gang naar de kantonrechter niet meer kunnen of willen maken. Een aantal rechters (met name kantonrechters) en juridisch medewerkers heeft de indruk dat de sluiting van kantonlocaties heeft geleid tot een toename van het aantal verstekken.

De Raad voor de rechtspraak heeft in de discussie en de aanbevelingen van de commissie aanleiding gezien om zelf een klein kwantitatief (empirisch) onderzoek naar de ontwikkeling bij diverse typen kantonzaken over alle 11 arrondissementen te verrichten. Het gaat daarbij om de *instroom van zaken en het percentage verstekken*.

Daaruit blijkt in de eerste plaats dat de instroom van zaken in de periode 1995-2018, ook in de jaren dat het aantal kantonlocaties constant blijft, veelal (en soms sterke) stijgingen of dalingen vertoont. We zien in de periode 2012-2014 weliswaar dalingen bij veel typen kantonzaken, maar deze zijn vaak onderdeel van dalingen over een langere periode en daarom niet zo aan sluiting van kantonlocaties toe te schrijven. Het verstekpercentage vertoont tot 2010 een stijgende trend die daarna overgaat in een daling. Overigens treedt in 2013 een tijdelijke stijging op. Deze stijging bij invoering van de HGK is dus in overeenstemming met de door de commissie opgevangen geluiden uit het veld. Maar er zijn andere jaren geweest, zonder invoering van een HGK, waarin zich ook een stijging voordeed. Dus hoe deze stijging te beoordelen?

Een indeling in drie groepen arrondissementen die verschillen in de mate waarin kantonlocaties zijn gesloten levert geen duidelijk beeld op, in de zin dat de ontwikkeling van de instroom en de verstekpercentages tussen 2012 en 2014 tussen de drie groepen geen duidelijk geordende verschillen in ontwikkeling geeft. De directe correlatie tussen de mate waarin kantonlocaties zijn gesloten en de ontwikkeling in de instroom in 2012-2014 blijkt het grootst bij verzoekschriften handel, voorlopige voorzieningen en handelszaken die bij de competentiegrenswijziging zijn overgegaan van de civiele naar de kantonrechter. Ze zijn echter niet hoog genoeg om daar een overtuigend verband in te zien. De correlatie tussen de mate waarin kantonlocaties zijn gesloten en de ontwikkeling van het verstekpercentage is laag.

Een mogelijk verband tussen kantonsluitingen en de instroom van zaken of verstekpercentages kan heel goed 'verduisterd' worden door de invloed van maatschappelijke (zoals economische en demografische) ontwikkelingen, op kortere en langere termijn. Deze ontwikkelingen blijken in het algemeen belangrijke invloed te hebben op de instroom van zaken en de verstekpercentages, die daarom ook bij gelijkblijvend aantal kantonlocaties flinke fluctuaties kunnen vertonen. Daarom is een nadere analyse uitgevoerd, waarbij ook de invloed van deze maatschappelijke factoren, waar mogelijk wordt betrokken. Dan blijkt bijvoorbeeld dat door de economische crisis de instroom van handelszaken bij de kantonrechter sterk is gestegen, waarna bij het economisch herstel een daling optreedt. Ook de stijging van de griffierechten rond de invoering van de Wgbz heeft bijgedragen aan de daling.

*Als wordt gecorrigeerd voor maatschappelijke factoren, dan blijkt de daling die tussen 2012 en 2014 in het grootste deel van der kantonzaken optreedt, niet aantoonbaar verband te houden met de sluiting van kantonlocaties. Bij drie specifieke typen zaken zijn er wel aanwijzingen voor het bestaan van zo'n verband: de dagvaardingen handelszaken van het type die bij de wijziging van de competentiegrens in 2011 zijn overgegaan, dagvaardingszaken huur en verzoekschriften arbeid. Voor alle drie typen zaken geldt dat relatief (t.o.v. de gemiddelde handelszaak) veel natuurlijke personen eiser zijn.*

*Een direct verband tussen de sluiting van kantonlocaties en de ontwikkeling van verstekpercentages is niet aantoonbaar.*

Het WODC heeft eerder op verzoek van de commissie in enkele arrondissementen onderzoek op dit gebied uitgevoerd. Het onderzoek signaleert dat een toename van reistijd (door het opheffen van een rechtspraak-locatie) gepaard gaat met een daling van de instroom van handelszaken. Maar het bleek niet dat gedaagden, bij langere reistijden, meer geneigd zijn verstek te laten gaan. De daling van de instroom lijkt met name op te treden bij door natuurlijke personen aangebrachte zaken.

Onze resultaten sporen met de uitkomsten van het WODC-onderzoek, dat ook suggereert dat het effect op de instroom vooral optreedt bij zaken waarbij natuurlijke personen eiser zijn. De effecten die wij vinden, treden op bij typen zaken waarbij natuurlijke personen relatief vaak eiser zijn.

Helaas kunnen wij met de op dit moment bij de Rechtspraak toegankelijke data over 1995-2018 geen direct onderscheid maken tussen zaken waarbij natuurlijke dan wel rechtspersonen eiser zijn. Noch kunnen wij onderscheid maken tussen handelszaken naar verschillende klassen van financieel belang voor de gehele periode 1995-2018. Op termijn zal een gegevensbestand beschikbaar komen, waarbij deze nadere differentiatie bij de analyse wel mogelijk is. Wanneer dat het geval is, zullen wij over deze meer gedetailleerde analyses rapporteren.

In het veld bestaat de indruk dat de sluiting van kantonlocaties met name gevolgen heeft gehad voor het percentage verstekken. Het WODC-onderzoek en dit onderzoek geven daar geen aanwijzingen voor. Maar we zagen wel dat het verstekpercentage in 2013 steeg. Een mogelijke verklaring is dat het drukkende effect op de instroom dat in beide onderzoeken kon worden aangetoond, vooral optreedt bij zaken waarbij het verstekpercentage relatief laag is. Zo vonden we een effect op de instroom bij handelszaken die bij de wijziging van de competentiegrens zijn overgegaan en niet bij andere dagvaardingen-handelszaken. En het verstekpercentage ligt bij deze zaken duidelijk lager dan dat bij andere kanton-handelszaken (in 2014: 45 tegen 72%). De stijging van het verstekpercentage is dan niet zo zeer het gevolg van het vaker verstek laten gaan van de gedaagde, maar van het wegvallen van zaken waarin de gedaagde wel placht te verschijnen.

*Daarnaast valt te constateren dat het verstekpercentage vanaf 2010 tot 2018 een dalende tendens vertoont en de stijging in 2013 relatief klein is. In dat licht bezien, lijkt er geen duidelijke reden voor zorg om de gevolgen van de sluiting van kantonlocaties voor het verstekpercentage. Maar de sluiting van kantonlocaties blijkt wel enige gevolgen te hebben gehad voor de instroom van, met name door natuurlijke personen aangebrachte zaken en daarmee voor de toegankelijkheid van de kantonrechter.*



### **Literatuurlijst**

- Commissie Evaluatie Wet Herziening Gerechtelijke Kaart (2017), Evaluatie Wet HGK.
- Croes, M.T., J. van der Schaaf, F.P. van Tulder, D.J. Burema, D.E.G. Moolenaar, R.M. van Os en M.G.C.J. Beerthuizen (2017), 'Evaluatie Wgbz: de complexiteit van vereenvoudiging', Den Haag: WODC en Raad voor de rechtspraak (Cahier 2017-9).
- Eshuis, R.J.J. en T. Geurts (2016), Lagere drempels voor rechtzoekenden. Evaluatie van de verhoging van de competentiegrens in 2011. Den Haag: WODC (Cahier 2016-14).
- Eshuis, R. (2017a), De rechter op afstand. Een verkennend onderzoek naar de relatie tussen reisafstand en het gebruik van rechtspraak. Den Haag: WODC (Memorandum 2017-5).
- Eshuis, R.J.J. (2017b), Schaalgrootte rechtspraak in eerste aanleg. Den Haag: WODC (Factsheet 2017- 4).
- Eshuis, R.J.J. (2018), Reistijd en gebruik van Rechtspraak in Noord-Nederland. Den Haag: WODC (Memorandum 2018-3).
- Moolenaar, D.E.G., R.J. Decae, F.P. van Tulder, P.R. Smit en A.G. Kriege (2019), Capaciteitsbehoefte Justitiële Ketens t/m 2024. Beleidsneutrale ramingen. Den Haag: WODC en Raad voor de rechtspraak (Cahier 2019-7).
- Rvdr (2019), Een Agenda voor Onderzoek, Ontwikkeling en Kennisdeling 2019-2020 van de Rechtspraak (link: <https://www.rechtspraak.nl/SiteCollectionDocuments/ook-agenda-rechtspraak-2019-2020.pdf>).

## BIJLAGE A Het geschatte model

De 'te verklaren' variabelen zijn:

KTDxyz - de instroom bij de kantonrechter van dagvaardingszaken, type XYZ (= HAN bij handelszaken; = ARB bij arbeidszaken; = HUU bij huurzaken; = CW bij handelszaken die bij de competentiegrenswijziging 2011 zijn overgegaan naar de kantonrechter

KTVxyz - de instroom bij de kantonrechter van verzoekschriftzaken, type XYZ (= HAN bij handelszaken; = ARB bij arbeidszaken; = HUU bij huurzaken; = FAM bij familiezaken; = VOV bij voorlopige voorzieningen)

KTVSK1 - verstekken in kanton dagvaardingszaken, exclusief de verstekken bij de zaken die met de competentiegrenswijziging zijn overgegaan

KTVSK2 - verstekken in kanton dagvaardingszaken, inclusief de verstekken bij de zaken die met de competentiegrenswijziging zijn overgegaan

De 'verklarende variabelen' zijn:

C - constante, ofwel trendterm XINW - inwonertal

XWLT - werklozen

XUBY - bijstandsuitkeringen

GRKTDHAN - (gemiddeld) griffierecht voor kanton, dagvaardingen handel KTD0101 - dichtheid kantonlocaties op 1-1, gedefinieerd als aantal kantonlocaties gedeeld door oppervlakte

KTD3112 - dichtheid kantonlocaties op 31-12, gedefinieerd als aantal kantonlocaties gedeeld door oppervlakte

DUMONTSLAG - dummy: 1 na wijziging WW/ontslagrecht per 1-10-2006

DUMWWZ2 – dummy i.v.m. invoering WWZ (begin in medio 2015): 0,5 in 2015 en 2016; 0 elders

XHUV\_NL - huurverhoging landelijk

XWBB - werkzame beroepsbevolking

XBTW - Bruto Toegevoegde Waarde, ofwel bruto regionaal product

DUMGEZ - dummy voor verschuiving competentie gezamenlijke gezag-verzoeken in 2011 XPAK - paren met kinderen, met referentiepersoon < 45 jaar

Het ? in variabelennamen staat voor het arrondissement, waarop de variabele betrekking heeft. De analyses zijn steeds gepoolde analyses op de 11 bij de HGK gevormde arrondissementen. Het opnemen van arrondissement-specifieke constanten (dus arrondissement-specifieke trends) bleek – op basis van likelihood-ratio-tests - geen statistische meerwaarde te hebben en veranderde de schattingen van de overige coëfficiënten nauwelijks. Daarom zijn deze niet in de gepresenteerde vergelijkingen opgenomen.

Bij alle variabelen worden groeivoeten berekend door hantering van de DLOG, ofwel eerste verschillen in logaritmen. Schattingen zijn steeds uitgevoerd op eerste verschillen, omdat (bijna) alle gebruikte variabelen geïntegreerd zijn van orde 1.

De incidenteel voorkomende toevoeging (-1) wijst op een vertraging van 1 jaar. De gehanteerde specificaties en schattingsresultaten zijn als volgt.

=====

Dependent Variable: DLOG((KTDTOT?-KTDWC?)/XINW?)

Method: Pooled Least Squares

Sample: 1996 2018

Included observations: 23

Cross-sections included: 11

Total pool (balanced) observations: 253

Cross-section SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

=====

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.035389	0.017782	1.990214	0.0477
DLOG(XWLT?/XINW?)	0.274758	0.050307	5.461634	0.0000
DLOG(XUBY?/XINW?)	-0.502355	0.271761	-1.848520	0.0657
DLOG(GRKTDHAN(-1))	-0.485550	0.167443	-2.899787	0.0041
DLOG((KTD0101?+KTD3112?)/2)	0.118352	0.139605	0.847759	0.3974

=====

R-squared	0.212289	Mean dependent var	0.003289
Adjusted R-squared	0.199584	S.D. dependent var	0.136902
S.E. of regression	0.122481	Akaike info criter	-1.342156
Sum squared resid	3.720397	Schwarz criterion	-1.272327
Log likelihood	174.7828	Hannan-Quinn crite	-1.314061
F-statistic	16.70910	Durbin-Watson stat	2.359879
Prob(F-statistic)	0.000000		

=====

=====

Dependent Variable: DLOG((KTDHAN?-KTDWC?)/XINW?)

Method: Pooled Least Squares

Sample: 1996 2018

Included observations: 23

Cross-sections included: 11

Total pool (balanced) observations: 253

Cross-section SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

=====

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.050409	0.020674	2.438205	0.0155
DLOG(XWLT?/XINW?)	0.311598	0.059137	5.269102	0.0000
DLOG(XUBY?/XINW?)	-0.504217	0.316405	-1.593580	0.1123
DLOG(GRKTDHAN(-1))	-0.576865	0.194703	-2.962788	0.0033
DLOG((KTD0101?+KTD3112?)/2)	0.156295	0.164411	0.950637	0.3427

```

=====
R-squared                0.218249    Mean dependent var 0.011309
Adjusted R-squared      0.205640    S.D. dependent var 0.155001
S.E. of regression      0.138148    Akaike info criter-1.101425
Sum squared resid       4.733013    Schwarz criterion -1.031595
Log likelihood          144.3302    Hannan-Quinn crite-1.073330
F-statistic             17.30912    Durbin-watson stat 2.292744
Prob(F-statistic)      0.000000
=====

```

Dependent Variable: DLOG(KTDCW?/XINW?)

Method: Pooled Least Squares

Sample: 2013 2018

Included observations: 6

Cross-sections included: 11

Total pool (balanced) observations: 66

Cross-section SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

```

=====
Variable                CoefficientStd.  Error-Statistic  Prob.
=====
C                        -0.088679       0.023823        -3.722405       0.0004
DLOG(XWLT?/XINW?)       0.014496       0.109760         0.132070       0.8954
DLOG(XUBY?/XINW?)       0.239225       0.429359         0.557167       0.5794
DLOG((KTD0101?+KTD3112?)/2) 0.170258       0.072160         2.359447       0.0215
=====

```

```

=====
R-squared                0.027801    Mean dependent var-0.099042
Adjusted R-squared      -0.019241    S.D. dependent var 0.135831
S.E. of regression      0.137132    Akaike info criter-1.077054
Sum squared resid       1.165921    Schwarz criterion -0.944348
Log likelihood          39.54279    Hannan-Quinn crite-1.024616
F-statistic             0.590988    Durbin-Watson stat 2.716881
Prob(F-statistic)      0.623226
=====

```

Dependent Variable: DLOG(KTDARB?/XINW?)

Method: Pooled Least Squares

Sample: 1996 2018

Included observations: 23

Cross-sections included: 11

Total pool (balanced) observations: 253

Cross-section SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

```

=====
Variable                CoefficientStd.  Error-Statistic  Prob.
=====

```

C	-0.017703	0.028363	-0.624162	0.5331
DUMONTSLAG	-0.008676	0.042086	-0.206150	0.8368
DUMWWZ2	-0.315507	0.144598	-2.181959	0.0301
DLOG(XWLT?/XINW?)	0.121748	0.066249	1.837742	0.0673
DLOG((KTD0101?+KTD3112?)/2)	0.162087	0.199337	0.813129	0.4169

R-squared	0.127761	Mean dependent var	-0.044067
Adjusted R-squared	0.113692	S.D. dependent var	0.157704
S.E. of regression	0.148469	Akaike info criter	-0.957321
Sum squared resid	5.466651	Schwarz criterion	-0.887491
Log likelihood	126.1010	Hannan-Quinn crite	-0.929226
F-statistic	9.081395	Durbin-watson stat	2.095588
Prob(F-statistic)	0.000001		

Dependent Variable: DLOG(KTDHUU?/XINW?)

Method: Pooled Least Squares

Sample: 1996 2018

Included observations: 23

Cross-sections included: 11

Total pool (balanced) observations: 253

Cross-section SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.154605	0.048066	-3.216509	0.0015
XHUV NL	0.047022	0.017452	2.694370	0.0075
DLOG((KTD0101?+KTD3112?)/2)	0.218988	0.125940	1.738822	0.0833

R-squared	0.055002	Mean dependent var	-0.031409
Adjusted R-squared	0.047442	S.D. dependent var	0.154066
S.E. of regression	0.150367	Akaike info criter	-0.939691
Sum squared resid	5.652548	Schwarz criterion	-0.897793
Log likelihood	121.8709	Hannan-Quinn crite	-0.922834
F-statistic	7.275372	Durbin-watson stat	1.982378
Prob(F-statistic)	0.000849		

Dependent Variable: DLOG(KTVHAN?/XINW?)

Method: Pooled Least Squares

Sample: 1996 2018

Included observations: 23

Cross-sections included: 11

Total pool (balanced) observations: 253



Cross-section SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.132369	0.086998	-1.521515	0.1294
DLOG(XWBB?/XINW?)	13.84246	4.451706	3.109473	0.0021
DLOG((KTD0101?+KTD3112?)/2)	-0.594465	0.735551	-0.808190	0.4197

R-squared	0.111325	Mean dependent var	-0.023560
Adjusted R-squared	0.104215	S.D. dependent var	0.607160
S.E. of regression	0.574652	Akaike info criteri	1.741681
Sum squared resid	82.55612	Schwarz criterion	1.783579
Log likelihood	-217.3227	Hannan-Quinn criteri	1.758538
F-statistic	15.65879	Durbin-watson stat	2.151690
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: DLOG(KTVARB?/XINW?)

Method: Pooled Least Squares

Sample: 1996 2018

Included observations: 23

Cross-sections included: 11

Total pool (balanced) observations: 253

Cross-section SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.209727	0.080304	2.611653	0.0096
DUMONSLAG	-0.354302	0.087354	-4.055955	0.0001
DUMWWZ2	0.477359	0.272629	1.750944	0.0812
DLOG(XBTW?/XINW?)	-4.251870	1.328568	-3.200341	0.0016
DLOG((KTD0101?+KTD3112?)/2)	0.572191	0.319961	1.788316	0.0749

R-squared	0.379685	Mean dependent var	-0.104838
Adjusted R-squared	0.369680	S.D. dependent var	0.268412
S.E. of regression	0.213100	Akaike info criteri	-0.234550
Sum squared resid	11.26203	Schwarz criterion	-0.164720
Log likelihood	34.67055	Hannan-Quinn crite	-0.206455
F-statistic	37.94916	Durbin-watson stat	2.032269
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: DLOG(KTVHUU?/XINW?)

Method: Pooled Least Squares

Sample: 1996 2018

Included observations: 23

Cross-sections included: 11

Total pool (balanced) observations: 253

Cross-section SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002275	0.031568	0.072076	0.9426
DLOG(XBTW?/XINW?)	-1.302641	0.761628	-1.710336	0.0884
DLOG((KTD0101?+KTD3112?)/2)	-0.123853	0.194216	-0.637708	0.5242

R-squared	0.016129	Mean dependent var	0.034709
Adjusted R-squared	0.008258	S.D. dependent var	0.295808
S.E. of regression	0.294584	Akaike info criter	0.405280
Sum squared resid	21.69490	Schwarz criterion	0.447178
Log likelihood	-48.26792	Hannan-Quinn criter	0.422137
F-statistic	2.049232	Durbin-watson stat	2.823557
Prob(F-statistic)	0.130992		

Dependent Variable: DLOG(KTVFAM?/XINW?)

Method: Pooled Least Squares

Sample: 1996 2018

Included observations: 23

Cross-sections included: 11

Total pool (balanced) observations: 253

Cross-section SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.029111	0.027748	-1.049114	0.2951
DUMGEZ	-0.031190	0.028437	-1.096786	0.2738
DLOG(XPAK?/XINW?)	-4.804156	1.368382	-3.510829	0.0005
DLOG((KTD0101?+KTD3112?)/2)	-0.169062	0.136785	-1.235968	0.2176

R-squared	0.154966	Mean dependent var	0.057700
Adjusted R-squared	0.144785	S.D. dependent var	0.113936

S.E. of regression	0.105365	Akaike info criter	-1.647085
Sum squared resid	2.764354	Schwarz criterion	-1.591221
Log likelihood	212.3562	Hannan-Quinn crite	-1.624609
F-statistic	15.22091	Durbin-watson stat	2.273210
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent variable: DLOG(KTVOV?/XINW?)

Method: Pooled Least Squares

Sample: 1996 2018

Included observations: 23

Cross-sections included: 11

Total pool (balanced) observations: 253

Cross-section SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

C	0.000709	0.019766	0.035893	0.9714
DLOG(XWLT?/XINW?)	0.162359	0.064450	2.519130	0.0124
DLOG((KTD0101?+KTD3112?)/2)	0.100860	0.189128	0.533290	0.5943

R-squared	0.059906	Mean dependent var	-0.006935
Adjusted R-squared	0.052385	S.D. dependent var	0.151292
S.E. of regression	0.147276	Akaike info criter	-0.981232
Sum squared resid	5.422541	Schwarz criterion	-0.939335
Log likelihood	127.1259	Hannan-Quinn crite	-0.964376
F-statistic	7.965362	Durbin-watson stat	2.103280
Prob(F-statistic)	0.000443		

Dependent Variable: DLOG(KTVSK1?/XINW?)

Method: Pooled Least Squares

Sample: 2001 2018

Included observations: 18

Cross-sections included: 11

Total pool (balanced) observations: 198

Cross-section SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.013446	0.010082	-1.333641	0.1839
DLOG((KTDTOT?-KTDCW?)/XINW?)	0.595807	0.077230	7.714743	0.0000
DLOG(KTDARB?/KTDTOT?)	-0.134202	0.060832	-2.206106	0.0286
DLOG(KTDHUU?/KTDTOT?)	-0.204765	0.057966	-3.532520	0.0005

DLOG(XWLT?/XINW?)	0.060131	0.031512	1.908172	0.0579
DLOG((KTD0101?+KTD3112?)/2)	-0.009910	0.074460	-0.133094	0.8943

```

=====
R-squared                0.733812    Mean dependent var 0.006294
Adjusted R-squared       0.726880    S.D. dependent var 0.142462
S.E. of regression       0.074452    Akaike info criter-2.327491
Sum squared resid        1.064274    Schwarz criterion -2.227847
Log likelihood           236.4216    Hannan-Quinn crite-2.287158
F-statistic              105.8589    Durbin-watson stat 2.229839
Prob(F-statistic)        0.000000
=====

```

Dependent Variable: DLOG((KTVSK2?-KTVSK1?)/XINW?)

Method: Pooled Least Squares

Sample: 2013 2018

Cross-sections included: 11

Total pool (balanced) observations: 66

Cross-section SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.030035	0.011680	-2.571593	0.0125
DLOG(KTDCW?/XINW?)	0.977376	0.043493	22.47180	0.0000
DLOG(XWLT?/XINW?)	0.030860	0.054326	0.568047	0.5721
DLOG((KTD0101?+KTD3112?)/2)	-0.018451	0.088920	-0.207497	0.8363

```

=====
R-squared                0.824613    Mean dependent var-0.127735
Adjusted R-squared       0.816127    S.D. dependent var 0.145562
S.E. of regression       0.062418    Akaike info criter-2.651247
Sum squared resid        0.241549    Schwarz criterion -2.518540
Log likelihood           91.49114    Hannan-Quinn crite-2.598808
F-statistic              97.16813    Durbin-watson stat 2.956835
Prob(F-statistic)        0.000000
=====

```