



Erasmus School of Economics

Bachelorscriptie Economie en Bedrijfseconomie

Het effect van importtarieven van de Verenigde Staten op de Chinese export

Vanita Hanoeman

Studentnummer: 478607

Scriptiebegeleider: Dr. S.H. Bijkerk

Datum: 2 juli 2020

Het geschrevene in deze scriptie is de opvatting van de auteur en niet noodzakelijk die van Erasmus School of Economics of Erasmus Universiteit Rotterdam.

Abstract

De handelsoorlog tussen China en de Verenigde Staten blijft niet onopgemerkt. Naast directe effecten heeft het invoeren van importtarieven ook indirecte effecten. Zo zou er sprake zijn van een stijging in de export van het exporterende land naar andere handelspartners als gevolg van importtarieven opgelegd door het importerende land (*trade deflection*).

Om te onderzoeken of dit ook geldt voor de export van China is de onderzoeksvraag als volgt: *“Is er een spillover effect van de importtarieven van de Verenigde Staten ten aanzien van China van januari, maart, juli en augustus 2018 op de Chinese export van goederen naar andere landen (in de periode januari 2018 – maart 2019)?”*

Er is gebruik gemaakt van een meervoudige regressie die het effect meet van de Amerikaanse importtarieven opgelegd in januari, maart, juli en augustus 2018 op de Chinese export naar vijf van China's handelspartners. Hierbij is er ook rekening gehouden met een aantal determinanten die ook een effect zouden hebben op de export.

Uit de resultaten is gebleken dat er geen significant bewijs is voor *trade deflection* in dit onderzoek. Vanwege autocorrelatie tussen de fouttermen van de afhankelijke variabele en niet-stationariteit van de van de afhankelijke variabele kan er geen nauwkeurige conclusie getrokken worden.

1 Inhoud

1. Inhoud	3
1. Introductie	4
2. Theoretisch kader	5
2.1 Vrije handel	5
2.2 Importtarieven	6
2.3 Handelsbeleid Verenigde Staten	7
2.4 Effecten handelsoorlog	9
2.5 Determinanten van de export	11
3. Data en methodologie	12
3.1 Data	12
3.2 Methodologie	14
4. Resultaten	17
4.1 Resultaten meervoudige regressies	17
4.2 Determinanten export	24
5. Robuustheidscontroles	25
5.1 Beoordeling residuen	25
5.2 Testen op autocorrelatie	26
5.3 Testen op heteroskedasticiteit	28
5.4 Testen op stationariteit	29
5.5 Modelkeuze	30
6. Conclusie en aanbevelingen	31
6.1 Discussie en conclusie	31
6.2 Limitaties	31
6.3 Aanbevelingen	32

2 Introductie

Donald Trump staat bekend om zijn protectionistische benadering wat betreft de internationale handel. De welbekende ‘America first’ strategie van Trump heeft zijn vruchten afgeworpen toen hij in januari 2018 invoertarieven op zonnepanelen en wasmachines aankondigde (Swanson & Plumer, 2018). China reageerde hierop met heffingen van 25 procent op 128 Amerikaanse producten, waarmee de handelsoorlog tussen China en de Verenigde Staten begon. Deze handelsoorlog heeft echter een negatief effect op het economische welzijn van zowel China als de Verenigde Staten (Li, He & Lin, 2018).

Gezien de grote economieën van deze twee landen zou dit conflict ook indirecte effecten kunnen hebben. De importtarieven van de Verenigde Staten zorgen ervoor dat de Chinese producten voor Amerikanen duurder worden. Als gevolg zal er vanuit de Verenigde Staten minder vraag zijn naar deze producten. Dit kan leiden tot een handelsdepressie (*trade depression*) waarbij China minder exporteert naar andere landen of een handelsontwikkeling (*trade deflection*) waarbij China meer exporteert naar andere landen. Om vast te stellen of er daadwerkelijk een spillover effect is van deze handelsoorlog op de handelspatronen van China met andere landen, is de volgende onderzoeksvraag opgesteld:

“Is er een spillover effect van de importtarieven van de Verenigde Staten ten aanzien van China van januari, maart, juli en augustus 2018 op de Chinese export van goederen naar andere landen (in de periode januari 2018 – maart 2019)?”

Er is gekozen voor een tijdspanne van 14 maanden, omdat het gebrek aan data het niet toelaat om een grote tijd tijdreeks te nemen. Daarnaast wordt er gekeken naar de verandering in de geaggregeerde export van China per land voor vijf van haar handelspartners in termen van productie en naar de export van China naar al haar handelspartners per sector in termen van productie.

Zoals eerder aangegeven is er al bekend dat de handelsoorlog tussen de Verenigde Staten en China een negatief effect heeft op het economische welzijn in China en de Verenigde Staten. Daarnaast hebben Bown & Crowley (2007) onderzocht dat een importbeperkend handelsbeleid leidt tot zowel een *trade depression* als een *trade deflection*. Dit onderzoek slaat een directe brug tussen deze handelsoorlog en de handelspatronen tussen China en andere landen. Het is daarom ook wetenschappelijk relevant om te onderzoeken of er *spillover effecten*

zijn van deze handelsoorlog. Daarnaast is dit onderzoek maatschappelijk relevant, aangezien de handelsoorlog ook invloed heeft op de economische welvaart van andere landen. Nu de globalisatie steeds belangrijker wordt, hebben economische beslissingen, zoals het invoeren van tarieven, effect op andere landen over de hele wereld. Dit onderzoek geeft andere landen inzichten over wat zij kunnen verwachten van de handelsoorlog, zeker nu de coronacrisis de economische vooruitzichten verslechtert.

Het vervolg van dit onderzoek is als volgt. Allereerst zal er in het theoretisch kader de relevante literatuur worden toegelicht. Vervolgens zal er worden ingegaan op gebruikte datasets en de toegepaste methode om dit onderzoek uit te voeren. Daarna zullen de resultaten worden gepresenteerd en er vervolgens wordt daar een conclusie uit getrokken. Tot slot zullen de limitaties en aanbevelingen worden besproken.

3 Theoretisch kader

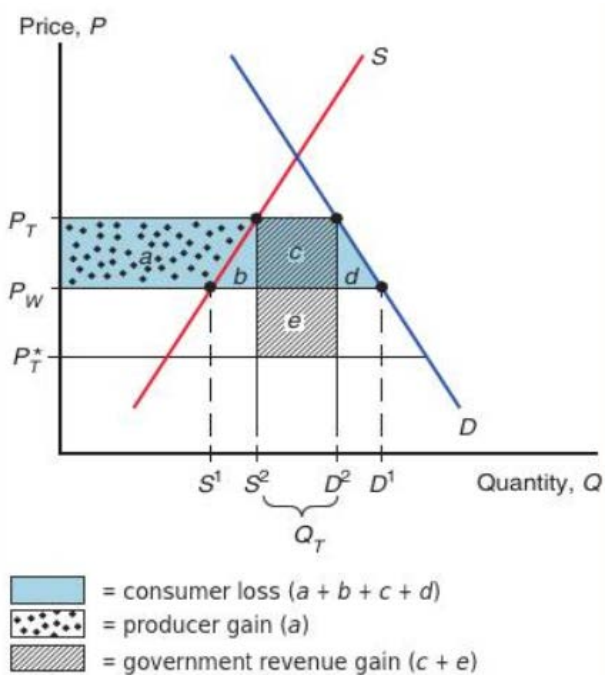
3.1 Vrije handel

Ricardo's theorie over comparatieve voordelen is de basis van internationale handel. Zijn theorie stelt dat landen onderling met elkaar handelen op basis van opportuiniteitskosten, hetgeen voorkomt door technologische verschillen (Ricardo, 1817). Landen specialiseren zich in het goed waar ze een comparatief voordeel in hebben. Een land heeft een comparatief voordeel in het produceren van een goed als de relatieve prijs van dat goed lager is dan de relatieve prijs van het andere land in autarkie. Door deze specialisatie kunnen landen meer consumeren dan ze produceren, waarbij de economieën van beide landen beter af zijn met handel. Het Ricardo-Viner model is een extensie van het Ricardo model, in die zin dat het model uit meerdere factoren bestaat in tegenstelling tot het Ricardo model die slecht uit één factor bestaat (Samuelson, 1971). Bij veel factoren is het onmogelijk om ze te verplaatsen naar een andere sector, wat het een deugdelijk model maakt voor op de korte termijn. Een andere aanleiding voor internationale handel zijn de verschillen in factorbegiftiging van landen. Factorbegiftiging houdt in hoeveel eenheden van een bepaalde factor een land bezit. Dit wordt het Heckscher-Ohlin model genoemd. Aangezien in dit model de factoren wel vrij kunnen bewegen tussen de sectoren, is dit ook een geschikt model voor op de lange termijn. De bovenstaande theo-

rieën geven aan dat vrije handel voordelig is voor de algehele economie van de wereld. Tegenwoordig is er te zien dat er niet overal sprake is van vrije handel, ook de Verenigde Staten en China leggen importrestricties op. In het volgende hoofdstuk zal er verder worden ingegaan waarom er landen zijn die importrestricties opleggen, ondanks dat de modellen hierboven aangeven dat vrije handel voordelig is.

3.2 Importtarieven

Ondanks dat er naast winnaars ook verliezers van vrije handel zijn, geven de bovenstaande theorieën aan dat vrije handel voordelig is voor de geaggregeerde economische groei van een land. Toch zijn er landen die handelsbarrières opleggen. Een van de eenvoudigste handelsbarrières is een importtarief, een belasting op de prijs van het geïmporteerde product opgelegd door de overheid van het importerende land. Een importtarief heeft twee doelen: enerzijds om inkomsten binnen te halen en anderzijds om de binnenlandse particuliere sectoren te beschermen (Krugman, Obstfeld & Melitz, 2018).



Figuur 1: Effect importtarief op consumenten- en producentensurplus in het importerende land. Bron: Krugman, Obstfeld & Melitz, 2018.

Figuur 1 laat het effect van een importtarief op het consumenten- en producentensurplus zien. Een importtarief verhoogt de prijs van het importerende land (P_T), aangezien de consumenten in het importerende land nu meer betalen voor hetzelfde goed. Daarnaast verlaagt het importtarief de prijs van het exporterende land (P_T^*), omdat de producenten het aanbod van het goed vergroten en tegelijkertijd de binnenlandse vraag naar het goed ook afneemt. Importtarieven hebben echter niet voor elke groep positieve effecten.

In figuur 1 is te zien dat in het importerende land de consumenten gebied a verliezen, producenten het gebied $a + b + c + d$ winnen en de overheid gebied $c + e$ wint. Een extern effect van

het tarief is het negatief efficiëntieverlies. Dit wordt weergegeven als gebied $b + d$. Voor het exporterende land geldt het tegenovergestelde.

Figuur 1 geldt overigens alleen voor landen die groot genoeg zijn om de prijzen van het exporterende land te beïnvloeden. Kleine landen hebben daar geen invloed op. Zodoende heeft een importtarief een positief effect op de *Terms of Trade* voor een groot, importerend land (Bown & World Bank, 2014) (Krugman, Obstfeld & Melitz, 2018). Dit kan een verklaring zijn waarom de Verenigde Staten een protectionistisch beleid heeft, gezien de grootte van het land. Het *Terms of Trade* effect is uit te drukken als de ratio van de binnenlandse prijs op de buitenlandse prijs. Het exporterende land zou kunnen antwoorden met een tarief tegen het importerende land als weerwraak. Aangezien de Verenigde Staten en China beide grote landen zijn, hebben beide landen het vermogen om de prijzen te beïnvloeden. In deze situatie is een handelsoorlog negatief voor beide landen.

3.3 Handelsbeleid Verenigde Staten

Het handelsbeleid van de Verenigde Staten heeft een protectionistische draai gekregen sinds Donald Trump aan de macht is. Bown & Kolb (2019) geven hierbij een tijdlijn van de handelsoorlog tussen de Verenigde Staten en China, welke wordt aangehouden in dit onderzoek. De tijdlijn is opgedeeld in drie verschillende geschillen, waarbij de belangrijkste feiten op een rijtje zijn gezet.

1) Importtarieven op zonnepanelen en wasmachines:

22 januari 2018: President Trump voert invoertarieven op de import van zonnepanelen met een waarde van \$8,5 biljoen en op de import van wasmachines met een waarde van \$1,8 biljoen. Deze maatregelen gelden voor alle zonnepanelen en wasmachines uit het buitenland.

17 april 2018: China voert antidumpingrechten op de invoer van kafferkoren (graansoort). Antidumpingrechten zijn maatregelen die tegen de invoer van een bepaald product wordt opgelegd, omdat het product door het buitenland tegen een erg lage prijs wordt geëxporteerd. De actie van China is echter niet per se een vergeldingsmaatregel op de importtarieven van

Trump op de zonnepanelen en wasmachines, maar een maatregel op importtarieven op Chinese banden opgelegd door de voormalige president Obama.

18 mei 2018: China beëindigt de maatregelen op de import van kafferkoren tijdens een onderhandeling tussen de Verenigde Staten en China.

14 augustus 2018: China dient een klacht in bij de *World Trade Organisation (WTO)* tegen de invoertarieven op zonnepanelen en wasmachines door de Verenigde Staten.

2) Importtarieven op staal en aluminium:

23 maart 2018: President Trump voert invoertarieven op op staal en aluminium, waarbij de Europese Unie, Zuid-Korea, Brazilië, Argentinië, Australië, Canada en Mexico zijn uitgezonderd.

2 april 2018: China voert een vergeldingsmaatregel op aluminiumafval, varkensvlees, fruit en noten, en andere Amerikaanse producten met een waarde van \$2.4 biljoen.

6 juli 2018: De Verenigde Staten heeft een klacht ingediend bij de *WTO* tegen een aantal landen, waaronder China, die vergeldingsmaatregelen namen als antwoord op de importtarieven van Trump. Volgens Trump waren de tarieven bedoeld ter bescherming van de nationale veiligheidsbelangen.

24 januari 2020: Trump heeft nieuwe tarieven ingevoerd op de import van staal en aluminium met een waarde van \$450 miljoen.

3) Oneerlijke handel rondom technologie, intellectuele eigendommen en innovatie.

6 juli 2018: De eerste fase van Trump's invoertarieven op de Chinese machines en elektronische apparaten is ingevoerd. Tegelijkertijd legt China ook invoertarieven op Amerikaanse voertuigen, vliegtuigen en landbouwproducten.

- 23 augustus 2018: De tweede fase van het invoeren van importtarieven op Chinese producten is ingegaan. China reageerde hier meteen op met tarieven op Amerikaanse producten.
- 24 september 2018: Trump voert de volgende fase van importtarieven door. Naast de machines en elektronische apparaten, zijn consumentengoederen ook belast.
- 10 mei 2019: Trump verhoogt het tarief van de voorheen opgelegde handelsrestricties van 10 procent naar 25 procent.
- 1 juni 2019: China verhoogt de invoertarieven op Amerikaanse producten. Gemiddeld verschilt het tarief op Amerikaanse goederen 14 procentpunt vergeleken met tarieven op de import van de rest van de wereld.
- 23 augustus 2019: China voert nieuwe importtarieven in op \$75 biljoen aan Amerikaanse goederen als weerwraak op de komende tarieven die Trump zal opleggen.
- 14 februari 2020: De Verenigde Staten en China sluiten een overeenkomst af waarbij Trump de geplande invoertarieven intrekt en China \$200 biljoen aan Amerikaanse export opkoopt. De hiervoor opgelegde maatregelen blijven echter nog in werking.

Volgens Kwan (2018) ligt de oorzaak van de handelsoorlog bij de beschuldiging van Trump naar China, China zou volgens hem een oneerlijke handelsstrategie hebben. Vanuit China's kant is er kritiek op deze beoordeling. De importtarieven van de Verenigde Staten op staal en aluminium gelden voor veel landen. Chong & Li (2019) suggereren echter dat deze tarieven tegen China zijn gericht, gezien de grote productiecapaciteit in staal en aluminium van China. China reageerde vrij snel met handelsbarrières op de import vanuit de Verenigde Staten als reactie op de importtarieven van de Verenigde Staten. Er volgden vele aankondigingen van nieuwe handelsbarrières, die uiteindelijk leidden tot daadwerkelijke restricties (zie tijdlijn hierboven). Dit sloeg uiteindelijk over naar een handelsoorlog tussen de twee landen.

3.4 Effecten handelsoorlog

Een handelsoorlog heeft meestal, zoals eerder besproken, een negatief effect op de algehele economie. Grote landen zijn geneigd om handelsoorlogen te winnen tegen kleinere landen (Kennan & Riezman, 1988). Echter, als twee grote landen betrokken zijn bij een handelsoorlog, heeft dat negatieve gevolgen voor de economieën van beide landen (Hamilton & Whalley, 1983). De *Smoot-Hawley tariff*, in 1930 opgelegd door de Verenigde Staten om de binnenlandse boeren te beschermen, resulteerde in een reductie van de geaggregeerde import (McDonald, O'Brien & Callahan, 1997). Voor de Verenigde Staten was het efficiëntieverlies gegenereerd door deze maatregel echter een relatief klein gedeelte van het bruto binnenlands product. De meeste landen, onder andere Australië en Canada, voerden direct vergeldingsmaatregelen in (Pomfret, 2000). Rond deze periode neigden veel landen naar een protectionistisch beleid, wat leidde tot een handelsoorlog. Naar schatting nam de reële handel in de wereld af met 14 procent (Madsen, 2001).

De Verenigde Staten en China zijn allebei landen met grote economieën, daarom wordt er gesuggereerd dat de twee landen slechter af zullen zijn in een handelsoorlog. Guo, Lu, Sheng & Yu (2018) hebben onderzocht dat de Verenigde Staten grote welvaartsverliezen zal leiden. He & Lin (2019) stellen dat China slechter af zal zijn dan de Verenigde Staten. De Verenigde Staten heeft immers een groter tekort op de lopende rekening en importeert relatief meer producten van China dan dat China van de Verenigde Staten importeert. China kan hierdoor een grote vermindering in de export verwachten dan de Verenigde Staten.

Naast deze directe effecten heeft een handelsoorlog ook indirecte effecten. Zo kunnen landen minder van hetzelfde goed exporteren naar een derde land door opgelegde handelsrestricties door een ander land. Dit wordt *trade depression* genoemd. *Trade depression* wordt gekenmerkt door een algehele daling van het handelsvolume van een specifiek land, welke in dit onderzoek China is. Een andere mogelijkheid is dat het specifieke land (China) meer exporteert naar andere landen, wat *trade deflection* wordt genoemd. Een kenmerk van *trade deflection* is de substitutie in export en resulteert daarom in een lagere daling van het handelsvolume.

Prusa (1997) suggereert dat een importbeperkende antidumpingmaatregel leidt tot meer export door het exporterende land naar zijn andere handelspartners. Ondanks de handelsbarrières op de import, daalt het handelsvolume hier niet door. Bown & Crowley (2007) hebben empirisch onderzoek gedaan waarbij er kan worden geconcludeerd dat een importbeperkend

handelsbeleid leidt tot zowel een *trade depression* waarbij het exporterende land minder exporteert naar andere landen, en een *trade deflection* waarbij het exporterende land meer exporteert naar andere landen. Door deze bevinding te linken aan de handelsoorlog tussen de Verenigde Staten en China, kan er worden geïmpliceerd dat er ook bij China sprake zal zijn van *trade deflection* of/ en *trade depression*. Over het algemeen zijn Chinese goederen wat goedkoper dan goederen van andere landen, wat het aannemelijk maakt dat China in staat is om de export te substitueren van de Verenigde Staten naar andere landen. Daaruit volgt de volgende hypothese:

De handelsoorlog tussen de Verenigde Staten en China leidt tot een toename in de Chinese export van goederen naar andere landen.

3.5 Determinanten van de export

Naast het invoeren van een importtarief, hebben andere variabelen ook invloed op de export van een land. In tabel 1 wordt het verwachte effect van de determinanten van export op de export van een land weergegeven.

Tabel 1: Het verwachte effect van determinanten export op de export van een land

Determinant export	Verwachte effect op export	Gerelateerde literatuur
Bruto Binnenlands Product van het exporterende land (BBP)	–	(Madsen, 2001), (Bown & Crowley, 2007), (Grant & Anders, 2011), (Chandra, 2016)
BBP van het importerende land	+	(Bown & Crowley, 2007)
De wisselkoers	+	(Madsen, 2001), (Bown & Cowley, 2007), (Chandra, 2016)
<i>Lag</i> van export*	+	(Prusa, 1997) (Bown & Cowley, 2007),
Afstand tussen de landen (in kilometers)	–	(Grant & Anders, 2011)
Prijzen van de concurrentie in de exportmarkt	+	(Madsen, 2001)
Import vraag elasticiteit	–	(Madsen, 2001)

Notities: Een “-“ geeft aan dat de determinant een negatieve relatie heeft met de export; Een “+” geeft aan dat de determinant een positieve relatie heeft met de export; Met de *lag* van export wordt de export van het voorgaande jaar bedoeld.

Het BBP van het exporterende land heeft een negatief effect op de export van datzelfde land. De binnenlandse vraag naar goederen stijgt en daarom blijft er minder over voor de buitenlandse vraag. Daarnaast heeft de *lag* van de export een positief teken, omdat bedrijven in importerende landen hun inkopen vaak baseren op eerder ingekochte goederen. Zo heeft de export van de ene periode invloed op de export op de volgende periode.

Wegens gebrek aan data kunnen niet alle determinanten gebruikt worden in dit onderzoek. De variabelen die niet worden gebruikt zijn de afstand tussen de landen, prijzen van de concurrentie in de exportmarkt en de import vraag elasticiteit.

4 Data en methodologie

4.1 Data

Om de hypothese te testen wordt er gebruik gemaakt van data afkomstig van de *International Monetary Fund* (IMF), *China Data Online*, *Organisation for Economic Co-operation and Development* (OECD) en *Global Economic Monitor* (GEM). De variabelen die gebruikt zullen worden in dit onderzoek, de databronnen en de frequentie staan beschreven in tabel 2.

Tabel 2: Lijst van variabelen, databronnen en frequentie

Variabele	Gebruikte indicator(en)	Databron	Frequentie
Export goederen	Export van goederen van China naar Japan, Zuid-Korea, Duitsland, India en Nederland (in miljoen \$)	IMF	Maandelijks
Export van verschillende soorten goederen van China naar het buitenland	Export van etenswaren (in 1000 \$)	<i>China Data Online</i>	Maandelijks
	Export van staal (in 1000 \$)	<i>China Data Online</i>	Maandelijks

	Export van machines, voertuigen en elektronische apparaten (in 1000 \$)	<i>China Data Online</i>	Maandelijks
	Export van consumetengoederen (in 1000 \$)	<i>China Data Online</i>	Maandelijks
Totale export China	Totale export van goederen van China (in miljoenen \$)	IFM	Maandelijks
BBP	BBP voor China, Japan, Zuid-Korea, Duitsland, India en Nederland	OECD	Per kwartaal
Wisselkoers	Nationale valuta per Chinese Yuan voor Nederland, Duitsland, China, India, Japan en Zuid-Korea	GEM	Maandelijks

IMF = *International Monetary Fund*. OECD = *Organisation for Economic Co-operation and Development*. GEM = *Global Economic Monitor*.

In dit onderzoek worden er gebruik gemaakt van twee verschillende databases met elk een eigen modelspecificatie.

1) De eerste database bevat de export van goederen van China per land en heeft een tijdreeks van januari 2017 tot maart 2019. Deze zijn onderverdeeld naar de vijf belangrijkste handelspartners van China, uitgezonderd van de Verenigde Staten (Workman, 2020). Deze data is niet onderverdeeld in sectoren en gaat over de gehele export van China naar elk van haar handelspartners. Het aantal observaties is 27 per land, wat maakt dat er in totaal 135 observaties zijn.

2) De tweede database bevat data van export van China naar al haar handelspartners, welke onderverdeeld is in vier verschillende sectoren. Deze data is niet onderverdeeld per land en heeft een tijdreeks van januari 2017 tot maart 2019. Per sector zijn er 27 observaties, in totaal 108 observaties.

Verder is er data van de determinanten van export: 1) Het BBP, met een tijdreeks van het eerste kwartaal van 2017 tot het derde kwartaal van 2019. De data van China heeft een tijdreeks van het eerste kwartaal van 2018 tot het tweede kwartaal van 2019 en India van het eerste kwartaal van 2017 tot het vierde kwartaal van 2018. 2) De wisselkoers van de Chinese munteenheid naar de munteenheid van de belangrijkste handelspartners van China. De originele data gaf één Amerikaanse dollar weer in de munteenheden van de verschillende landen. Deze zijn omgezet naar de wisselkoers van de Chinese munteenheid naar de munteenheden van de andere landen. De data heeft een tijdreeks van januari 2017 tot maart 2019.

In de tabellen 3.1 tot en met 3.4 in Appendix A zijn de beschrijvende statistieken van de eerdergenoemde data weergegeven. De data is verwerkt in het programma Microsoft Excel en de beschrijvende statistieken zijn berekend met het programma STATA.

4.2 Methodologie

Om de onderzoeksvraag te beantwoorden, wordt er een meervoudige regressie gedraaid. De regressie zal worden berekend voor de export van China naar vijf van haar handelspartners: Japan, Zuid-Korea, Duitsland, India en Nederland. Een stijging van de export van China naar één of meer van haar handelspartners duidt op een *trade deflection*.

$$\ln export_{c,i,t} = \alpha + \beta_1 \ln export_{china,t} + \beta_2 maatregel_{m,t} + \beta_3 rel. export_{e,t} + \beta_4 rel. export_{sa,t} + \beta_5 rel. export_{mve,t} + \beta_6 rel. export_{cons,t} + \beta_7 \ln export_{c,i,t-1} + \beta_8 \ln BBP_{china} + \beta_9 \ln BBP_{i,k} + \beta_{10} wisselkoers_{i,t} + \varepsilon$$

Waarbij:

$export_{c,i,t}$ = De export van China per maand naar land i , i = Japan, Zuid-Korea, Duitsland, India en Nederland; t = in maanden.

$export_{china,t}$ = De totale export van China per maand; t = in maanden.

$maatregel_{m,t}$ = De handelsrestricties opgelegd door de Verenigde Staten per maand. Dit is een dummyvariabele met de waarde 0 of 1, waarbij 0 aangeeft dat de maatregel niet is ingegaan en 1 aangeeft dat de maatregel is ingegaan. t = in maanden.

$rel.export_{e,t} =$	De relatieve export van China voor de sector etenswaren, $t =$ in maanden. Dit is berekend door de Chinese export in etenswaren te delen door de totale export van China naar haar handelspartner.
$rel.export_{sa,t} =$	De export van China voor de sector staal en aluminium, $t =$ in maanden. Dit is berekend door de Chinese export in staal en aluminium te delen door de totale export van China naar haar handelspartner.
$rel.export_{mve,t} =$	De export van China voor de sector van machines, voertuigen en elektronica, $t =$ in maanden. Dit is berekend door de Chinese export in machines, voertuigen en elektronica te delen door de totale export van China naar haar handelspartner.
$rel.export_{cons,t} =$	De export van China voor de sector van machines, voertuigen en elektronica, $t =$ in maanden. Dit is berekend door de Chinese export in consumentengoederen te delen door de totale export van China naar haar handelspartner.
$BBP_{China} =$	Het Bruto Binnenlands Product van China.
$BBP_{i,k} =$	Het Bruto Binnenlands Product van land i , $i =$ Japan, Zuid-Korea, Duitsland, India en Nederland; $k =$ per kwartaal.
$Wisselkoers_{i,t} =$	De wisselkoers van de Chinese munteenheid naar de munteenheid van het land i , $i =$ Japan, Zuid-Korea, Duitsland, India en Nederland; $t =$ in maanden.

In totaal worden er 20 regressies berekend. De relatie tussen elk van de vier maatregelen wordt per land i geschat. De regressie geeft het verband weer tussen het invoeren van importrestricties door de Verenigde Staten en de export van China naar haar prominente handelspartners (met uitzondering van de Verenigde Staten).

In de modelspecificatie is er gecontroleerd voor de totale export van China. De stijging in de Chinese export naar een bepaald land zou immers kunnen komen door factoren die invloed hebben op de totale Chinese export, bijvoorbeeld een stijging in de totale vraag. Ook zou een stijging in de Chinese export naar een land komen door een stijging in de vraag naar goederen in een bepaalde sector. Daarvoor wordt er gecontroleerd door middel van de relatieve

export van China in vier verschillende sectoren, etenswaren; staal en aluminium; machines, voertuigen en elektronica; en consumentengoederen. Voor elk van deze termen is het aandeel van het totaal van de Chinese export genomen. Dit is gedaan door maandelijks de export van een sector te delen door de totale Chinese export. Deze weging geeft aan hoe groot de handelswaarde van deze sector is vergeleken met de andere sectoren.

Er is gekozen voor een natuurlijke logaritme voor de afhankelijke variabele en voor de *lag* van de afhankelijke variabele, wat in lijn is met de methodologie van Bown & Crowley (2007). Dit is gedaan om zo een beter beeld te krijgen van de verandering in de export. Ook voor de totale Chinese export is er gekozen voor een natuurlijke logaritme. Voor het BBP is hetzelfde gedaan, de groei van het BBP heeft immers een effect op de export van China.

Een positief teken bij de coëfficiënt van de term $export_{China,t}$ geeft aan dat er sprake is van een stijging van de totale export na het invoeren van de maatregel. Een positief teken bij de coëfficiënt van de term $maatregel_{m,t}$ geeft aan dat er sprake is van *trade deflection*. Een positief teken bij de coëfficiënt van de termen $export_{e,t}$, $export_{sa,t}$, $export_{mve,t}$ en $export_{cons,t}$ geeft aan dat er sprake is van een toename in de Chinese export naar een van China's handelspartners binnen een van de vier sectoren na het invoeren van de maatregel.

Ondanks dat er een aantal controle variabelen aanwezig zijn, kan het door een gebrek aan data zo zijn dat er sprake is van *omitted variable bias*. Dat houdt in dat de foutterm gecorreleerd is met de afhankelijke en de onafhankelijke variabelen. Dit zou kunnen zorgen voor endogeniteit, waarbij de foutterm gecorreleerd is met de onafhankelijke variabele en er zo geen nauwkeurig, causaal verband wordt geschat. Daarnaast zou er sprake kunnen zijn van autocorrelatie tussen de fouttermen, heteroskedasticiteit en niet-stationariteit van de afhankelijke variabele. Deze problemen met betrekking tot de data kunnen invloed hebben op de resultaten, in hoofdstuk 5 wordt hier verder op ingegaan. Ook speelt de tijdspanne ook een rol in het meten van een effect. Door de levertijd duurt het vaak een paar weken of maanden voordat er daadwerkelijk een verandering plaatsvindt in de export. De dataset bevat data van 27 maanden, wat voldoende is om een eventuele verandering op de korte termijn te kunnen zien.

5 Resultaten

5.1 Resultaten meervoudige regressies

Om de onderzoeksvraag “*Is er een spillover effect van de importtarieven van de Verenigde Staten ten aanzien van China van Januari 2018 op de Chinese export van goederen naar andere landen (in de periode januari 2018 – maart 2019)?*” te beantwoorden is er eerst onderzocht of er een verband is tussen de importrestricties opgelegd door de Verenigde Staten op China en de export van China naar andere landen.

Ondanks dat er in de bestaande literatuur gebruik is gemaakt van bepaalde controle variabelen voor in de regressie, kan er sprake zijn van multicollineariteit. Bij een hoge correlatie tussen twee variabelen kan er een onnauwkeurige schatting van de regressie-coëfficiënten worden gemaakt. Om dit te testen, wordt er eerst een correlatietabel geschat. In Bijlage B is er in de tabel 4 de correlatietabel van de variabelen te vinden.

Tabel 5: Variabelen multicollineariteit per afhankelijke variabele

Afhankelijke variabele	Variabelen multicollineariteit
Exp KR	BBP van Zuid-Korea
Exp DU	Wisselkoers
Exp NL	Wisselkoers, BBP van China
Exp IN	Wisselkoers

In tabel 5 is er per afhankelijke variabele een opsomming gemaakt van de variabelen een sterke correlatie hebben met de afhankelijke variabele. Deze variabelen kunnen uit de regressie gehaald worden om zo multicollineariteit te voorkomen. Om de coëfficiënten zo nauwkeurig mogelijk te schatten, worden er regressies uitgevoerd met én zonder de variabelen die multicollineariteit veroorzaken. In de tabellen 6.1 tot en met 6.4 zijn de resultaten te vinden van de regressies waarbij de variabelen die zorgen voor multicollineariteit niet zijn weggelaten.

Tabel 6.1: Resultaten regressie maatregel januari op export van China per land

$\ln export_{c,i,t}$	Japan	Zuid-Korea	Duitsland	Nederland	India
$\ln export_{china,t}$	0.343** (0.153)	0.393** (0.156)	-0.257 (0.183)	0.178 (0.217)	0.600*** (0.201)
$maatregel_{m,t}$	0.092*** (0.028)	0.146 (0.100)	0.105 (0.066)	0.088 (0.053)	0.093 (0.079)
$rel. export_{e,t}$	0.056 (0.058)	0.240** (0.103)	-0.126 (0.133)	0.062 (0.128)	-0.067 (0.170)
$rel. export_{sa,t}$	-0.117***	-0.025	-0.164***	-0.205***	-0.064

	(0.039)	(0.065)	(0.044)	(0.057)	(0.089)
$rel. export_{mve,t}$	0.036***	-0.011	0.022	0.056*	0.041
	(0.009)	(0.017)	(0.024)	(0.030)	(0.031)
$rel. export_{cons,t}$	0.027**	0.002	0.036***	0.012	0.028
	(0.010)	(0.009)	(0.009)	(0.011)	(0.027)
$\ln export_{c,i,t-1}$	-0.446**	-0.351	-0.706***	-0.066	0.025
	(0.160)	(0.212)	(0.175)	(0.153)	(0.397)
$\ln BBP_{China}$	-0.068**	0.114	-0.064	0.020	-0.065**
	(0.031)	(0.246)	(0.059)	(0.049)	(0.029)
$\ln BBP_{i,k}$	1.824**	-2.107	1.968*	-0.589	-1.282
	(0.794)	(3.777)	(1.023)	(0.756)	(0.876)
$wisselkoers_{i,t}$	-0.052	-0.002	-18.415***	-7.166	-0.004
	(0.030)	(0.008)	(5.099)	(8.032)	(0.175)
<i>Obs</i>	26	26	26	26	26
R^2	0.8833	0.7353	0.8151	0.8625	0.6306

Notities: De standaarddeviaties tussen haakjes; ***p < 0.01; **p < 0.05; *p < 0.1.

Tabel 6.2: Resultaten regressie maatregel maart op export van China per land

$\ln export_{c,i,t}$	Japan	Zuid-Korea	Duitsland	Nederland	India
$\ln export_{China,t}$	0.405**	0.336**	-0.249*	0.169	0.581**
	(0.189)	(0.152)	(0.139)	(0.229)	(0.218)
$maatregel_{m,t}$	0.078*	0.213***	0.139*	0.059	0.123
	(0.040)	(0.071)	(0.073)	(0.064)	(0.149)
$rel. export_{e,t}$	0.054	0.252**	-0.078	0.049	-0.058
	(0.073)	(0.097)	(0.127)	(0.125)	(0.162)
$rel. export_{sa,t}$	-0.128**	-0.106	-0.211***	-0.196**	-0.103
	(0.051)	(0.076)	(0.065)	(0.071)	(0.066)
$rel. export_{mve,t}$	0.040***	0.004	0.029	0.057*	0.050
	(0.008)	(0.018)	(0.023)	(0.030)	(0.034)
$rel. export_{cons,t}$	0.032*	0.022	0.045***	0.016	0.036
	(0.015)	(0.013)	(0.100)	(0.014)	(0.023)
$\ln export_{c,i,t-1}$	-0.371*	-0.299	-0.570***	0.011	0.103
	(0.168)	(0.189)	(0.163)	(0.163)	(0.385)
$\ln BBP_{China}$	0.109***	0.077	-0.121***	-0.019	-0.116**
	(0.036)	(0.115)	(0.033)	(0.046)	(0.054)
$\ln BBP_{i,k}$	1.749	-3.021	1.364	-0.252	-1.300
	(1.016)	(2.185)	(1.385)	(0.833)	(0.986)
$wisselkoers_{i,t}$	-0.034	0.001	-18.413***	-9.949	-0.018
	(0.034)	(0.007)	(4.562)	(7.571)	(0.184)
<i>Obs</i>	26	26	26	26	26
R^2	0.8573	0.7705	0.8265	0.8566	0.6376

Notities: De standaarddeviaties tussen haakjes; ***p < 0.01; **p < 0.05; *p < 0.1.

Tabel 6.3: Resultaten regressie maatregel juli op export van China per land

$\ln export_{c,i,t}$	Japan	Zuid-Korea	Duitsland	Nederland	India
$\ln export_{China,t}$	0.574***	0.350	-0.124	0.207	0.609**
	(0.158)	(0.236)	(0.171)	(0.248)	(0.226)
$maatregel_{m,t}$	0.030	-0.027	0.034	0.005	-0.010
	(0.056)	(0.087)	(0.048)	(0.049)	(0.039)
$rel. export_{e,t}$	0.042	0.271**	-0.146	0.027	-0.044
	(0.073)	(0.111)	(0.122)	(0.123)	(0.169)
$rel. export_{sa,t}$	-0.065*	-0.022	-0.088***	-0.152**	-0.047
	(0.033)	(0.083)	(0.025)	(0.060)	(0.093)

$rel. export_{mve,t}$	0.041*** (0.010)	-0.007 (0.021)	0.026 (0.023)	0.054* (0.029)	0.035 (0.028)
$rel. export_{cons,t}$	0.021 (0.014)	-0.009 (0.010)	0.034*** (0.010)	0.009 (0.011)	0.030 (0.031)
$\ln export_{c,i,t-1}$	-0.329 (0.190)	-0.310 (0.216)	-0.639*** (0.186)	0.003 (0.168)	0.073 (0.426)
$\ln BBP_{China}$	-0.096** (0.039)	-0.203 (0.141)	-0.120*** (0.038)	-0.011 (0.046)	-0.086** (0.034)
$\ln BBP_{i,k}$	1.352 (1.037)	3.419 (2.901)	2.871 (1.360)	0.100 (0.880)	-1.017 (1.154)
$wisselkoers_{i,t}$	-0.029 (0.050)	-0.010 (0.012)	-21.753*** (5.022)	-13.988* (7.505)	0.072 (0.132)
<i>Obs</i>	26	26	26	26	26
<i>R</i> ²	0.8373	0.7096	0.7910	0.8511	0.6137

Notities: De standaarddeviaties tussen haakjes; ***p < 0.01; **p < 0.05; *p < 0.1.

Tabel 6.4: Resultaten regressie maatregel augustus op export van China per land

$\ln export_{c,i,t}$	Japan	Zuid-Korea	Duitsland	Nederland	India
$\ln export_{China,t}$	0.616*** (0.165)	0.360 (0.207)	-0.135 (0.172)	0.191 (0.243)	0.596** (0.222)
$maatregel_{m,t}$	0.011 (0.070)	-0.032 (0.079)	0.004 (0.050)	-0.015 (0.056)	-0.026 (0.040)
$rel. export_{e,t}$	0.042 (0.086)	0.266* (0.112)	-0.155 (0.120)	0.020 (0.116)	-0.062 (0.183)
$rel. export_{sa,t}$	-0.065* (0.032)	-0.023 (0.080)	-0.087*** (0.026)	-0.157** (0.063)	-0.049 (0.093)
$rel. export_{mve,t}$	0.041*** (0.014)	-0.005 (0.020)	0.023 (0.022)	0.053* (0.027)	0.038 (0.030)
$rel. export_{cons,t}$	0.019 (0.014)	-0.009 (0.010)	0.035*** (0.010)	0.009 (0.012)	0.031 (0.031)
$\ln export_{c,i,t-1}$	-0.308 (0.185)	-0.308 (0.211)	-0.644*** (0.204)	0.004 (0.168)	0.044 (0.444)
$\ln BBP_{China}$	-0.094** (0.040)	-0.204 (0.123)	-0.122*** (0.041)	-0.010 (0.046)	-0.088** (0.035)
$\ln BBP_{i,k}$	1.197 (1.015)	3.384 (2.328)	3.469*** (1.177)	0.284 (0.908)	-0.845 (1.260)
$wisselkoers_{i,t}$	-0.042 (0.062)	-0.011 (0.011)	-21.783*** (4.654)	-15.138* (7.536)	0.058 (0.142)
<i>Obs</i>	26	26	26	26	26
<i>R</i> ²	0.8337	0.7113	0.7836	0.8519	0.6167

Notities: De standaarddeviaties tussen haakjes; ***p < 0.01; **p < 0.05; *p < 0.1.

Opvallend is dat er weinig significante coëfficiënten zijn voor de variabele $maatregel_{m,t}$. De maatregel in januari heeft echter wel een significant effect op de export van China naar Japan. In tabel 6.1 is er te zien dat de export naar Japan is gestegen met 9,2% als gevolg van de maatregel in januari (restrictie op wasmachines en zonnepanelen), wat duidt op *trade deflection*. Ook is er in dezelfde tabel te zien dat de relatieve export van China in staal en aluminium; machines, voertuigen en elektronica en consumentengoederen een sterk significant effect hebben op de export van China naar Japan. Dit betekent dat er ook sprake is

van een stijging in de Chinese export van machines, voertuigen en elektronica, en van consumentengoederen naar Japan. Daarnaast is er een daling in de export van staal en aluminium naar Japan waarneembaar. Deze veranderingen in de relatieve export per sector duiden op een specifieke toename van de vraag naar de goederen in die sector, wat los staat van *trade deflection*. Daarnaast is er ook sprake van een stijging in de gehele Chinese export naar Japan, Zuid-Korea en India.

In tabel 6.2 is er af te lezen dat de maatregel in maart (restrictie op staal en aluminium) een significante coëfficiënt heeft op de export van China naar Japan, Zuid-Korea en Duitsland, wat op *trade deflection* duidt. Tegelijkertijd blijkt er uit de tabellen 6.1 tot en met 6.4 dat de totale Chinese export naar Japan en India stijgt. De totale Chinese export naar Duitsland is echter gedaald. Daarnaast is het opvallend dat de relatieve Chinese export in staal en aluminium naar Japan, Duitsland en Nederland na het invoeren van de maatregelen is gedaald.

Verder is er uit de tabellen 6.3 en 6.4 op te merken dat er geen sprake is van *trade deflection* naar aanleiding van het invoeren van de maatregelen in juli en augustus. Echter zijn er wel significante coëfficiënten voor de relatieve export per sector. Zo hebben ook de maatregelen in juli en augustus een negatief effect op de relatieve export in staal en aluminium van China naar Japan, Duitsland en Nederland. Ook de totale Chinese export naar Japan en India is gestegen naar aanleiding van de maatregelen in juli en augustus. Zoals eerder genoemd, duiden de positieve coëfficiënten voor de totale Chinese export en de relatieve export van de sectoren niet op *trade deflection*.

Naast de positieve coëfficiënten zijn er ook enkele negatieve coëfficiënten voor de maatregelen waarneembaar in de tabellen 6.3 en 6.4. Dit zou duiden op een daling in de export van China naar een van haar handelspartners als gevolg van het invoeren van de importrestricties (*trade depression*), maar deze zijn niet significant. Daarnaast is het opmerkelijk dat de *lag* van de export naar Japan, Zuid-Korea en Duitsland een negatief teken heeft in de tabellen 6.1 tot en met 6.4, welke vaak significant zijn voor de export naar Duitsland. Voor de export naar Nederland en India is dit een positief teken, echter zijn deze coëfficiënten niet significant. Ook is er uit de tabellen 6.1 tot en met 6.4 op te merken dat de wisselkoers van de Chinese Yuan/Euro een erg lage coëfficiënt heeft. Ten slotte is de verklarende kracht van de regressies met betrekking tot de export naar India relatief laag vergeleken met de andere regressies. Dit

geeft aan dat de modelspecificatie minder nauwkeurig is voor de data met betrekking tot India vergelen met andere landen.

Om een beter beeld te krijgen of bepaalde controle variabelen een onnauwkeurig effect hebben op de schatting van de regressiecoëfficiënt, volgen er aangepaste regressies van het effect van de maatregelen op de export van China naar een paar van zijn handelspartners. Hier zijn de variabelen die mogelijk zorgen voor multicollineariteit weggelaten. Deze resultaten zijn te vinden in de tabellen 7.1 tot en met 7.4.

Tabel 7.1: Resultaten regressie maatregel januari op export van China per land (aangepast)

$\ln export_{c,i,t}$	Japan	Zuid-Korea	Duitsland	Nederland	India
$\ln export_{China,t}$	0.343** (0.153)	0.280* (0.159)	-0.216 (0.186)	0.280 (0.192)	0.600*** (0.191)
$maatregel_{m,t}$	0.092*** (0.028)	0.130*** (0.042)	0.146** (0.062)	0.101** (0.041)	0.091* (0.044)
$rel. export_{e,t}$	0.056 (0.058)	0.273** (0.101)	-0.121 (0.133)	0.048 (0.102)	-0.064 (0.085)
$rel. export_{sa,t}$	-0.117*** (0.039)	-0.082 (0.071)	-0.216*** (0.046)	-0.219*** (0.054)	-0.065 (0.093)
$rel. export_{mve,t}$	0.036*** (0.009)	-0.001 (0.019)	0.032 (0.025)	0.064** (0.023)	0.041** (0.015)
$rel. export_{cons,t}$	0.027** (0.010)	0.010 (0.012)	0.050*** (0.013)	0.018* (0.009)	0.028 (0.027)
$\ln export_{c,i,t-1}$	-0.446** (0.160)	-0.326 (0.191)	-0.611*** (0.168)	-0.035 (0.159)	0.026 (0.348)
$\ln BBP_{China}$	-0.068** (0.031)	-0.057* (0.031)	-0.064 (0.061)	-	-0.065** (0.029)
$\ln BBP_{i,k}$	1.824** (0.794)	-	2.246** (0.991)	-0.736 (0.829)	-1.294** (0.549)
$wisselkoers_{i,t}$	-0.052 (0.030)	-0.003 (0.006)	-	-	-
<i>Obs</i>	26	26	26	26	26
<i>R</i> ²	0.8833	0.7571	0.7467	0.8548	0.6306

Notities: De standaarddeviaties tussen haakjes; ***p < 0.01; **p < 0.05; *p < 0.1.

Tabel 7.2: Resultaten regressie maatregel maart op export van China per land (aangepast)

$\ln export_{c,i,t}$	Japan	Zuid-Korea	Duitsland	Nederland	India
$\ln export_{China,t}$	0.405** (0.189)	0.561*** (0.138)	-0.196 (0.166)	0.203 (0.208)	0.583** (0.203)
$maatregel_{m,t}$	0.078* (0.040)	0.040 (0.058)	0.182** (0.074)	0.093 (0.057)	0.115 (0.102)
$rel. export_{e,t}$	0.054 (0.073)	0.223* (0.109)	-0.060 (0.123)	0.053 (0.125)	-0.048 (0.112)
$rel. export_{sa,t}$	-0.128** (0.051)	0.034 (0.053)	-0.272*** (0.070)	-0.211*** (0.064)	-0.102 (0.061)
$rel. export_{mve,t}$	0.040*** (0.008)	0.000 (0.021)	0.040 (0.024)	0.058** (0.026)	0.047*** (0.016)
$rel. export_{cons,t}$	0.032* (0.015)	-0.006 (0.009)	0.063*** (0.013)	0.020* (0.010)	0.036 (0.021)

$\ln export_{c,i,t-1}$	-0.371* (0.168)	0.236 (0.213)	-0.430*** (0.143)	0.087 (0.156)	0.103 (0.375)
$\ln BBP_{China}$	0.109*** (0.036)	-0.043 (0.034)	-0.142*** (0.040)	-	-0.113*** (0.025)
$\ln BBP_{i,k}$	1.749 (1.016)	-	1.579 (1.486)	-0.624 (0.834)	-1.350 (0.857)
$wisselkoers_{i,t}$	-0.034 (0.034)	-0.001 (0.008)	-	-	-
<i>Obs</i>	26	26	26	26	26
<i>R</i> ²	0.8573	0.6841	0.7594	0.8446	0.6373

Notities: De standaarddeviaties tussen haakjes; ***p < 0.01; **p < 0.05; *p < 0.1.

Tabel 7.3: Resultaten regressie maatregel juli op export van China per land (aangepast)

$\ln export_{c,i,t}$	Japan	Zuid-Korea	Duitsland	Nederland	India
$\ln export_{China,t}$	0.574*** (0.158)	0.578*** (0.135)	-0.012 (0.180)	0.349 (0.232)	0.597** (0.213)
$maatregel_{m,t}$	0.030 (0.056)	0.029 (0.066)	0.034 (0.047)	0.030 (0.043)	-0.021 (0.041)
$rel. export_{e,t}$	0.042 (0.073)	0.222* (0.110)	-0.154 (0.117)	0.009 (0.121)	-0.102 (0.079)
$rel. export_{sa,t}$	-0.065* (0.033)	0.036 (0.052)	-0.116** (0.043)	-0.139** (0.063)	-0.030 (0.105)
$rel. export_{mve,t}$	0.041*** (0.010)	-0.001 (0.021)	0.038 (0.023)	0.060** (0.025)	0.043 (0.015)
$rel. export_{cons,t}$	0.021 (0.014)	-0.006 (0.010)	0.052*** (0.014)	0.014 (0.011)	0.031 (0.028)
$\ln export_{c,i,t-1}$	-0.329 (0.190)	-0.229 (0.209)	-0.488** (0.177)	0.114 (0.166)	0.050 (0.377)
$\ln BBP_{China}$	-0.096** (0.039)	-0.040 (0.034)	-0.148*** (0.047)	-	-0.094*** (0.023)
$\ln BBP_{i,k}$	1.352 (1.037)	-	4.012*** (1.288)	-0.304 (0.952)	-0.544 (0.528)
$wisselkoers_{i,t}$	-0.029 (0.050)	-0.002 (0.009)	-	-	-
<i>Obs</i>	26	26	26	26	26
<i>R</i> ²	0.8373	0.6771	0.6884	0.8281	0.6068

Notities: De standaarddeviaties tussen haakjes; ***p < 0.01; **p < 0.05; *p < 0.1.

Tabel 7.4: Resultaten regressie maatregel augustus op export van China per land (aangepast)

$\ln export_{c,i,t}$	Japan	Zuid-Korea	Duitsland	Nederland	India
$\ln export_{China,t}$	0.616*** (0.165)	0.578*** (0.135)	-0.023 (0.175)	0.355 (0.235)	0.588** (0.208)
$maatregel_{m,t}$	0.011 (0.070)	0.029 (0.066)	-0.004 (0.054)	0.008 (0.049)	-0.036 (0.033)
$rel. export_{e,t}$	0.042 (0.086)	0.222* (0.110)	-0.167 (0.119)	0.000 (0.116)	-0.111 (0.080)
$rel. export_{sa,t}$	-0.065* (0.032)	0.036 (0.052)	-0.116** (0.044)	-0.143** (0.065)	-0.036 (0.106)
$rel. export_{mve,t}$	0.041*** (0.014)	-0.001 (0.021)	0.035 (0.022)	0.059* (0.024)	0.045*** (0.014)
$rel. export_{cons,t}$	0.019 (0.014)	-0.006 (0.010)	0.054*** (0.014)	0.015 (0.011)	0.032 (0.028)
$\ln export_{c,i,t-1}$	-0.308	-0.229	-0.492**	0.124	0.021

	(0.185)	(0.209)	(0.200)	(0.168)	(0.381)
$\ln BBP_{China}$	-0.094**	-0.040	0.151***	-	-0.095***
	(0.040)	(0.034)	(0.049)		(0.020)
$\ln BBP_{i,k}$	1.197	-	4.745***	-0.130	-0.459
	(1.015)		(1.307)	(0.961)	(0.472)
$wisselkoers_{i,t}$	-0.042	-0.002	-	-	-
	(0.062)	(0.009)			
<i>Obs</i>	26	26	26	26	26
<i>R</i> ²	0.8337	0.6771	0.6812	0.8262	0.6123

Notities: De standaarddeviaties tussen haakjes; ***p < 0.01; **p < 0.05; *p < 0.1.

Vergeleken met de tabellen 6.1 tot en met 6.4 zijn er meer significante regressiecoëfficiënten in de tabellen 7.1 tot en met 7.4. Zo is er in de tabellen 7.1 en 7.2 een significante stijging in de export van China naar Japan, Zuid-Korea, Duitsland, Nederland en India waarneembaar als gevolg van de maatregel in januari en maart, wat duidt op *trade deflection*. Ook is het merendeel van de standaarddeviaties van de coëfficiënten van de variabelen kleiner bij de aangepaste regressies. Dit wijst op een betere betrouwbaarheid van de coëfficiënten. De verklarende kracht is gedaald ten opzichte van de regressies inclusief de variabelen die voor multicollineariteit zorgen. Het nieuwe regressiemodel schat minder goed de werkelijke waarden van de data. Ook bij de aangepaste regressies is de verklarende kracht van het model met de export naar India kleiner vergeleken met de rest van de modellen.

Naast het bewijs voor *trade deflection* hebben andere factoren ook een significant effect op de Chinese export. Ook in de aangepaste regressies is te zien dat er over het algemeen sprake is van een daling in de relatieve export in staal en aluminium. Een verklaring hiervoor is dat de vraag naar de Chinese export in staal en aluminium is gedaald. In de tabellen 7.1 tot en met 7.4 is er op te merken dat de relatieve export in machines, voertuigen en elektronica naar Japan, Nederland en India is gestegen na het invoeren van de maatregelen. Daarnaast is er sterk bewijs voor een stijging in de relatieve export in consumentengoederen naar Duitsland als gevolg van het invoeren van de maatregelen. Ook de totale export van in Chinese producten naar Japan, Zuid-Korea en India is gestegen wegens het invoeren van de invoertarieven. Dit kan te verklaren zijn door een stijging in de vraag naar Chinese producten vanuit de drie handelspartners.

Het bewijs voor het effect van de maatregelen in januari en in maart hebben een sterk effect op de export van China naar Japan en Zuid-Korea. Veel van de coëfficiënten in de modelspecificatie voor de export naar Japan zijn significant. Voor Zuid-Korea is dit echter niet het geval.

De sterke significantie van de termen in de regressie met de export naar Japan als afhankelijke variabele zouden een bewijs zijn voor een positieve relatie tussen het invoeren van importtarieven op enerzijds wasmachines en zonnepanelen en anderzijds het invoeren van importtarieven op staal en aluminium op de export van China naar Japan, aldus *trade deflection*. Hoewel er sprake is van significante coëfficiënten van de onafhankelijke variabelen, is er voor de export naar andere handelspartners van China minder sterk bewijs. Er zijn namelijk minder significantie coëfficiënten van controle variabelen waarneembaar. Het trekken van een conclusie is echter nog niet compleet. In hoofdstuk 5 zullen er een aantal robuustheidscontroles worden gedaan om te testen of er aan alle aannames van een regressie wordt voldaan.

5.2 Determinanten export

Tabel 1 in hoofdstuk 2 gaf aan welke determinanten er vanuit de literatuur een effect hebben op de export van een land met de richting van de coëfficiënt. Deze verwachtingen worden vergeleken met het werkelijke effect welke geobserveerd is vanuit de resultaten van dit onderzoek. In tabel 8 is het overzicht hiervan weergegeven.

Tabel 8: Overzicht van de resultaten. Vergelijking van het verwachte effect en het werkelijke effect van determinanten export op de export van een land.

Determinant export	Verwachte effect op export	Werkelijke effect in de data
BBP van het exporterende land	–	-
BBP van het importerende land	+	+/-
De wisselkoers	+	-
<i>Lag</i> van export*	+	+/-

Notities: Een “-” geeft aan dat de determinant een negatieve relatie heeft met de export; Een “+” geeft aan dat de determinant een positieve relatie heeft met de export; Met de *lag* van export wordt de export van het voorgaande jaar bedoeld.

Het BBP van China heeft vanuit de resultaten van dit onderzoek gezien over het algemeen een positief effect op de export van China, hoewel er enkele negatieve coëfficiënten zijn waar te nemen. Dit komt overeen met het verwachte effect. Het BBP van de handelspartners van China hebben zowel een positief als een negatief effect op de export van China. Voor

Nederland en India is heeft het een negatief verband met de export van China en voor Japan, Zuid-Korea en Duitsland een positief verband. De wisselkoers van de Chinese munt met de munt van China's handelspartners heeft een negatief effect op de export van China. Dit is niet wat er vanuit de literatuur wordt verwacht. Ten slotte heeft de lag van de export zowel een positief effect op de export van China naar de landen Japan, Zuid-Korea en Duitsland. Voor de export van China naar Nederland en China naar India is dit echter een negatief teken.

6 Robuustheidscontroles

6.1 Beoordeling residuen

Om de juiste conclusies uit de regressies te kunnen trekken, zijn er een aantal factoren waar rekening mee moet worden gehouden. Zo is het van belang dat de variantie van de foutterm constant is. Als dit niet het geval is, worden de standaarddeviaties niet meer goed ingeschat, wat invloed heeft op het maken van conclusies.

In de figuren 2 tot en met 6 in Appendix C zijn de grafieken te vinden waarop de werkelijke waarden, de gepaste waarden en de residuen van de export van China naar vijf van haar handelspartners te vinden is. 1) De residuen bij de export naar Japan zijn over het algemeen constant, wat problematisch kan zijn. Rond januari 2017 en januari 2019 zijn er echter wel scherpe pieken en dalen te zien. In oktober 2018 tot en met november 2018 is er een clustering in de data waarneembaar. 2) Bij de export naar Zuid-Korea is er te zien dat het verschil tussen de residuen relatief groot is rond de periode januari 2017 – april 2017 en de periode januari 2019 – maart 2019. Tussen de twee periodes in zijn de verschillen tussen de residuen kleiner en lijken dan ook niet random verdeeld te zijn. Rond maart 2018 tot en met juli 2018 is er ook een clustering van de data te zien. 3) De verschillen tussen de residuen bij de export naar Duitsland zijn tot december 2017 nog klein. Na december 2017 zijn deze verschillen groter, ook rondom juli 2019 is er een clustering van de data zichtbaar. 4) De residuen voor de export naar India lijken willekeurig verdeeld te zijn. 5) Rond juli 2017 lijkt de dat niet random verdeeld te zijn, aangezien de residuen voor de export naar Nederland een dal vormen.

Deze bevindingen over de residuen van de export van China naar vijf van haar handelspartners geven aan dat er sprake kan zijn van niet-normaal verdeelde standaarddeviaties. Er zijn drie mogelijke oorzaken: 1) een laag aantal observaties; 2) er is sprake van autocorrelatie tussen de fouttermen; 3) er is sprake van heteroskedasticiteit, er is geen constante variantie van de foutterm. Het aantal observaties is in dit onderzoek geen probleem, er zijn genoeg observaties, namelijk 130 observaties.

6.2 Testen op autocorrelatie

Om de eerste-orde autocorrelatie tussen de fouttermen testen, wordt er gebruik gemaakt van de *Durbin-Watson* test. In de tabellen 9.1 tot en met 9.9 in Appendix D zijn de resultaten te vinden van de *Durbin-Watson* test. Elke tabel bevat de regressies inclusief de variabelen die voor multicollineariteit zouden zorgen. Bij elke *Durbin-Watson* test is er een kritieke waarde aanwezig, deze hangt af van het aantal observaties en het aantal variabelen in de regressie. Voor de regressies waarbij de export van China naar haar handelspartners de afhankelijke variabele is, geldt er een kritieke waarde tussen 0,381 en 2,460.

Uit de tabellen 9.1 tot en met 9.5 is er te concluderen dat er geen sprake is van eerste-orde autocorrelatie bij de regressies waarbij de export van China naar Duitsland, Nederland en India gaat. De test-statistieken zijn hier namelijk groter dan de hoogste kritieke waarde. Voor de regressies met de export van China naar Japan en Zuid-Korea als afhankelijke variabele kunnen er geen conclusies worden getrokken. De test-statistieken liggen tussen de laagste en hoogste kritieke waarde in.

Om toch een conclusie te trekken over mogelijke autocorrelatie tussen de fouttermen van de regressies met de export van China naar Japan en Zuid-Korea als afhankelijke variabele, wordt er getest op hogere-orde seriële correlatie door middel van de *Breusch-Godfrey* test.

In de tabellen 9.6 tot en met 9.10 in Appendix D zijn de resultaten te vinden met betrekking tot deze test voor de export van China per land. Er is getest op seriële autocorrelatie tussen de fouttermen met een seriële correlatie tot en met de vijfde orde. Uit de tabellen is te concluderen dat er voor de export naar Japan, Zuid-Korea, Duitsland, Nederland en India sprake is van autocorrelatie voor een bepaalde orde kleiner of gelijk dan vijf. Voor de export naar

Japan geldt er dat er geen sprake is van seriële autocorrelatie wanneer de maatregel in juli en augustus als onafhankelijk variabelen worden gekozen. De resultaten uit de *Durbin-Watson* test en de *Breusch-Godfrey* test komen overeen met de bevindingen uit de reeks residuen.

Deze bevindingen hebben invloed op de resultaten uit hoofdstuk 4. Aangezien de export van China naar Japan seriële autocorrelatie bevat, kan er niet worden geconcludeerd dat er sterk bewijs is voor een stijging van de export van China naar Japan als gevolg van de maatregel in januari en in maart. Een oplossing voor de autocorrelatie is om de regressies te draaien met de *Newey-West* (HAC) standaardfouten. Deze hebben overigens geen effect op de regressiecoëfficiënten, maar mogelijk wel op de significantie ervan.

Tabel 10.1: Resultaten regressie maatregel januari op export van China per land

$\ln export_{c,i,t}$	Japan	Zuid-Korea	Duitsland	Nederland	India
$\ln export_{china,t}$	0.343*** (0.076)	0.393** (0.171)	-0.257 (0.154)	0.178 (0.166)	0.600*** (0.140)
$maatregel_{m,t}$	0.092*** (0.012)	0.146 (0.092)	0.105** (0.043)	0.088 (0.054)	0.093 (0.084)
$rel. export_{e,t}$	0.056 (0.057)	0.240** (0.091)	-0.126 (0.089)	0.062 (0.101)	-0.067 (0.141)
$rel. export_{sa,t}$	-0.117*** (0.033)	-0.025 (0.084)	-0.164*** (0.031)	-0.205*** (0.065)	-0.064 (0.061)
$rel. export_{mve,t}$	0.036*** (0.009)	-0.011 (0.012)	0.022 (0.017)	0.056** (0.022)	0.041 (0.026)
$rel. export_{cons,t}$	0.027*** (0.009)	0.002 (0.009)	0.036*** (0.007)	0.012 (0.012)	0.028* (0.014)
$\ln export_{c,i,t-1}$	-0.446*** (0.129)	-0.351* (0.187)	-0.706*** (0.182)	-0.066 (0.122)	0.025 (0.216)
$\ln BBP_{china}$	-0.068*** (0.019)	0.114 (0.209)	-0.064 (0.051)	0.020 (0.034)	-0.065*** (0.019)
$\ln BBP_{i,k}$	1.824*** (0.546)	-2.107 (3.398)	1.968** (0.754)	-0.589 (0.743)	-1.282** (0.569)
$wisselkoers_{i,t}$	-0.052* (0.023)	-0.002 (0.008)	-18.415*** (3.192)	-7.166 (11.271)	-0.004 (0.179)
<i>Obs</i>	26	26	26	26	26

Notities: De standaarddeviaties tussen haakjes; ***p < 0.01; **p < 0.05; *p < 0.1.

Tabel 10.2: Resultaten regressie maatregel maart op export van China per land

$\ln export_{c,i,t}$	Japan	Zuid-Korea	Duitsland	Nederland	India
$\ln export_{china,t}$	0.405*** (0.128)	0.336* (0.183)	-0.249** (0.096)	0.169 (0.158)	0.581*** (0.166)
$maatregel_{m,t}$	0.078*** (0.025)	0.213** (0.078)	0.139*** (0.039)	0.059 (0.063)	0.123 (0.100)
$rel. export_{e,t}$	0.054 (0.061)	0.252** (0.094)	-0.078 (0.079)	0.049 (0.098)	-0.058 (0.148)

$rel. export_{sa,t}$	-0.128*** (0.028)	-0.106 (0.091)	-0.211*** (0.045)	-0.196** (0.074)	-0.103** (0.036)
$rel. export_{mve,t}$	0.040*** (0.008)	0.004 (0.012)	0.029* (0.015)	0.057** (0.023)	0.050 (0.038)
$rel. export_{cons,t}$	0.032** (0.013)	0.021* (0.012)	0.045*** (0.008)	0.016 (0.016)	0.036*** (0.012)
$\ln export_{c,i,t-1}$	-0.371*** (0.127)	-0.299 (0.185)	-0.570*** (0.101)	0.011 (0.129)	0.103 (0.218)
$\ln BBP_{China}$	-0.109*** (0.033)	0.077 (0.120)	-0.121*** (0.015)	-0.019 (0.033)	-0.116* (0.062)
$\ln BBP_{i,k}$	1.749** (0.674)	-3.021 (2.293)	1.364 (0.900)	-0.252 (0.720)	-1.300* (0.626)
$wisselkoers_{i,t}$	-0.034 (0.026)	0.001 (0.006)	-18.143*** (3.599)	-9.949 (10.875)	-0.018 (0.174)
<i>Obs</i>	26	26	26	26	26

Notities: De standaarddeviaties tussen haakjes; ***p < 0.01; **p < 0.05; *p < 0.1

Uit de tabellen 10.1 tot en met 10.2 is op te merken dat de coëfficiënt van de maatregel in januari met betrekking tot de export naar Duitsland significant is, in tegenstelling tot de coëfficiënt in tabel 6.1. Daarnaast is het opvallend dat de significantie is gedaald van de coëfficiënten van de maatregel in maart. De tabellen 10.1 en 10.2 geven sterk bewijs voor *trade deflection* als het gaat om de export van China naar Japan als gevolg van de maatregel in januari en maart.

6.3 Testen op heteroskedasticiteit

Naast het testen op autocorrelatie tussen de fouttermen van de afhankelijke variabelen, wordt er ook getest op heteroskedasticiteit. Dat houdt in dat de variantie van de residuen niet constant is en deze afhangt van de onafhankelijke variabelen. De standaardfouten kunnen hierdoor niet meer goed worden bepaald door STATA, waardoor er verkeerde conclusies worden getrokken. Om mogelijke heteroskedasticiteit te testen, wordt er gebruik gemaakt van de *Breusch-Pagan test*.

De resultaten voor de *Breusch-Pagan test* zijn te vinden in de tabellen 9.11 tot en met 9.15 in Appendix D. Daaruit is op te maken dat er geen sprake is van heteroskedasticiteit voor de export van China naar Japan, Zuid-Korea, Duitsland en Nederland. Voor de export naar India is er wel sprake van heteroskedasticiteit. De variantie hangt af van de onafhankelijke variabele. Dit betekent dat er mogelijk verkeerde conclusies zijn getrokken rondom de export

van China naar India. De oplossing voor heteroskedasticiteit is om de regressies met betrekking tot de export naar India te draaien met *White*-standaardfouten.

6.4 Testen op stationariteit

Om te testen of de afhankelijke variabelen stationair zijn, wordt er gebruik gemaakt van de *augmented Dickey-Fuller test*. Stationariteit houdt in dat de data geen stochastische trend heeft en volledig random verloopt. In de tabel 9.16 in Appendix D zijn de resultaten te vinden van de *augmented Dickey-Fuller test* voor de export van China per land. Er is gekozen voor een significantieniveau van 5%. Voor de export van China naar Japan, Duitsland en Nederland geldt dat er wel sprake is van een stochastische trend, de data is niet stationair. De export van China naar Zuid-Korea is niet significant op een significantieniveau van 5%, maar wel op een significantieniveau van 10%. Daarnaast is de export van China naar India wel stationair.

De niet-stationariteit van de export naar Japan, Zuid-Korea, Duitsland en Nederland zorgt ervoor dat er een andere factor invloed heeft op de export van China naar haar handelspartners. Dit heeft een effect op het resultaten met betrekking tot de causaliteit van de maatregelen op de export van China naar haar handelspartners. Een oplossing voor dit probleem is om het eerste verschil te nemen van de export van China naar haar handelspartners. Deze methode wordt eveneens gebruikt door Bown & Crowley (2007). Dit deden zij aangezien het vaste effect stijgt als het aantal landen of producten omhoog gaat. De nieuwe modelspecificatie ziet er als volgt uit:

$$\Delta \ln export_{c,i,t} = \ln export_{c,i,t} - \ln export_{c,i,t-1} = \alpha + \beta_1 \ln export_{china,t} + \beta_2 maatregel_{m,t} + \beta_3 rel. export_{e,t} + \beta_4 rel. export_{sa,t} + \beta_5 rel. export_{mve,t} + \beta_6 rel. export_{cons,t} + \beta_7 \ln BBP_{china} + \beta_8 \ln BBP_{i,k} + \beta_9 wisselkoers_{i,t} + \varepsilon$$

Door het eerste verschil te nemen, hangen de afhankelijke variabele en de variantie niet af van de tijd.

6.5 Modelkeuze

Om uiteindelijk een keuze te maken tussen de verschillende modellen die hierboven beschreven staan, wordt er gebruik gemaakt de *Aikake Information Criteria (AIC)*. Voor elk model wordt er een waarde geschat, waarbij het model met de laagste waarde het beste bij de data past.

In de tabellen 9.17 tot en met 9.21 in Appendix D zijn de resultaten te vinden van de *AIC*. De *AIC* kan niet getest worden voor de regressies die gedraaid zijn met de *Newey-West (HAC)* standaardfouten. Dit model is daarom buiten beschouwing gelaten bij het vergelijken van de modellen. Uit de *AIC* is te concluderen dat er weinig verschil is tussen de waarden van model 1 en model 2. Model 1 past het best bij de data van de export naar Duitsland. Echter is er sprake van minder significante regressiecoëfficiënten in model 1 vergeleken met model 2. Daarnaast passen zowel model 1 als model 2 bij de data van de export naar Zuid-Korea en Nederland, afhankelijk van welke maatregel er is genomen. Zowel model 1 als model 2 past het beste bij de data van de export naar Japan, aangezien er geen variabelen zijn met betrekking die voor multicollineariteit zorgen met betrekking tot de export naar Japan.

Het probleem van de seriële autocorrelatie tussen de fouttermen blijft problematisch. In de tabellen 10.1 tot en met 10.3 zijn de regressies waarvan de fouttermen van de afhankelijke variabelen. De resultaten uit die regressies komen overeen met de resultaten uit de regressies in hoofdstuk 4. De heteroskedasticiteit is daarentegen opgelost door het draaien van de regressies met *White* standaardfouten. Zowel model 1 als model 2 bevatten deze standaardfouten. Daarnaast blijft het probleem van de niet-stationariteit onopgelost. Het beste model die past bij de data is volgens de *AIC* namelijk niet het model waarbij er het eerste verschil wordt genomen van de afhankelijke variabele. Er is daarom geen bewijs voor een stijging van de export van China naar vijf van haar handelspartners (*trade deflection*) als gevolg van de importtarieven opgelegd door de Verenigde Staten in januari, maart, juli en augustus 2018.

7 Conclusie en aanbevelingen

7.1 Discussie en conclusie

In deze scriptie is het effect van de importtarieven van de Verenigde Staten op de Chinese import op de export van China naar vijf van haar handelspartners onderzocht. De onderzoeksvraag luidde:

“Is er een spillover effect van de importtarieven van de Verenigde Staten ten aanzien van China van januari, maart, juli en augustus 2018 op de Chinese export van goederen naar andere landen (in de periode januari 2018 – maart 2019)?”

In dit onderzoek is de onderzoeksvraag getest door middel van een meervoudige regressie. Uit de resultaten is gebleken dat er sterk bewijs lijkt te zijn voor een stijging in de Chinese export naar Japan als gevolg van de maatregelen in januari en in maart (*trade deflection*). Ook de Chinese export naar Zuid-Korea lijkt te stijgen als gevolg van de maatregelen in januari en in maart, het bewijs voor *trade deflection* is hier echter minder sterk.

Ondanks het sterke bewijs voor *trade deflection* van China naar Japan, is deze conclusie niet accuraat. Er is namelijk sprake van seriële autocorrelatie tussen de fouttermen van de export naar Japan en niet-stationariteit van de export van China naar Japan. Daardoor kan er niet geconcludeerd worden dat er sprake is van een stijging in de Chinese export naar Japan als gevolg van de Amerikaanse importtarieven op de Chinese import. Zodoende is er geen significant bewijs voor *trade deflection* in dit onderzoek, en wordt de hypothese verworpen.

7.2 Limitaties

Dit resultaat is niet in lijn met het empirisch onderzoek van Bown & Crowley (2007), waarbij er wel sprake is van *trade deflection* als gevolg van een importbeperkend handelsbeleid. Dit zou kunnen komen door onder andere een aantal limitaties van dit onderzoek. Ten eerste was er data beschikbaar van de geaggregeerde Chinese export per land en data van de Chinese export per sector. Het ideaalbeeld zou zijn dat er data beschikbaar was van de Chinese export per land per sector. Deze was ongelukkigerwijs niet verkrijgbaar.

Ten tweede is er niet van alle determinanten van de export data gevonden. Hierdoor is er niet getest of deze variabelen een significant effect hadden op de Chinese export. Ten derde

is er geen causaal verband te verkrijgen van de Amerikaanse importtarieven op de Chinese export naar de rest van China's handelspartners op *trade deflection*. Dit komt doordat er waarschijnlijk meer factoren zijn die invloed hebben op de export waar niet voor gecontroleerd is of die moeilijk te waarnemen zijn. En ten slotte is er geen rekening gehouden met het effect op de lange termijn. De importtarieven van de Verenigde Staten zijn twee jaar geleden ingegaan, waardoor het niet mogelijk is om het effect van de importtarieven op de lange termijn te testen.

7.3 Aanbevelingen

Voor onderzoeken in het vervolg is het aan te raden om een meervoudige regressie te gebruiken waarbij er wel toegang is tot de data van de gevonden determinanten van de export in de literatuur. De gevonden variabelen uit de literatuur zijn de afstand tussen de landen, de prijzen van de concurrentie in de exportmarkt en de import vraag elasticiteit. Deze kunnen in de regressies worden gezet om nauwkeuriger te testen of er een relatie is tussen de importtarieven en *trade deflection*.

Ook is een poging tot het verkrijgen van het pure effect van de opgelegde importtarieven op de export van China mogelijk. Hierbij is een instrumentele variabele een oplossing. Deze methode houdt rekening met de determinanten van de export, welke niet waarneembaar zijn, die over de tijd heen veranderen. Met deze methode kan er gezorgd worden voor een hogere interne validiteit.

Ten slotte is het aan te raden om een langere tijdreeks te nemen. Zo zijn er voldoende observaties en kan er gekeken worden naar het effect op de lange termijn.

Referenties

Bown, C.P., Crowley, M.A. (2007). Trade Deflection and Trade Depression. *Journal of International Economics*, 72(1), 176-201.

Bown, C.P. & Kolb, M. (2019). Trump's Trade War Timeline: An Up-to-Date Guide. Peterson Institute for International Economics, Washington DC.

Bown, C.P., World Bank, Development Research Group, Trade & International Integration Team. (2014). Trade policy instruments over time (Policy research working paper, 6757). Washington, D.C.: World Bank.

Chandra, P. (2016). Impact of temporary trade barriers: Evidence from China. *China Economic Review*, 38, 24-48.

Chong, T.T.L. & Li, X. (2019). Understanding the China–US trade war: causes, economic impact, and the worst-case scenario. *Economic and Political Studies*, 7(2), 185-202.

Grant, J. & Anders, S. (2011). Trade Deflection Arising from U.S. Import Refusals and Detentions in Fishery and Seafood Trade. *American Journal of Agricultural Economics*, 93(2), 573-580.

Guo, M.X., Lu, L., Sheng, L.G., Yu, M.J. (2018). The Day After Tomorrow: Evaluating the Burden of Trump's Trade War. *Asian Economic Papers*, 17(1), 101-120.

Hamilton, B. & Whalley, J. (1983). Optimal tariff calculations in alternative trade models and some possible implications for current world trading arrangements. *Journal of International Economics*, 1(1), 323-348.

Johnson, H.G. 1953-1954. Optimum Tariffs and Retaliation. *Review of Economic Studies*, 21(2), 142-53.

Kee, H.L., Nicita, A. & Olarreaga, M. (2009). Estimating trade restrictiveness indices. *The Economic Journal*, 119(534), 172-199.

Kennan, J. & Riezman, R. (1988). Do Big Countries Win Tariff Wars? *International Economic Review*, 29(1), 81-85.

Krugman, P. R., Obstfeld, M., & Melitz, M. J. (2018). *International economics: theory and policy*. Upper Saddle River: Pearson.

Kwan, C.H. (2018). The China–US Trade War: Deep-Rooted Causes, Shifting Focus and Uncertain Prospects. *Asian Economic Policy Review*, 15(1), 55-72.

Li, C., He, C., Lin, C. (2018). Economic Impacts of the Possible China–US Trade War. *Emerging Markets Finance and Trade*, 54(7), 1557-1577.

Madsen, J.B. (2001). Trade Barriers and the Collapse of World Trade During the Great Depression. *Southern Economic Journal* 2001, 67(4), 848-868.

McDonald, J.A., O'Brien, A.P. & Callahan, C.M. (1997). Trade wars: Canada's reaction to the Smoot-Hawley Tariff. *The Journal of Economic History*, 57(4), 802-826.

Pomfret, R. (2000). Trade Policy in Canada and Australia in the twentieth century. *Australian Economic History Review*, 40(2), 114-126.

Prusa, T.J. (1997). The Trade Effects of U.S. Antidumping Actions. in: Feenstra, R.C. (Ed.). *The Effects of US Trade Protection and Promotion Policies*. Chicago: University of Chicago Press.

Ricardo, D. (1817). On the principles of political economy and taxation. London: J. Murray.

Samuelson, P. A. (1971). Ohlin Was Right. *The Swedish Journal of Economics*, 73(4), 365-384.

Swanson, A. & Plumer, B. (2018). *Trump Slaps Steep Tariffs on Foreign Washing Machines and Solar Products*. Washington: The New York Times. Geraadpleegd via <https://www-nyti-mes-com.eur.idm.oclc.org/2018/01/22/business/trump-tariffs-washing-machines-solar-panels.html>

Workman, D. (2020). *China's Top Trading Partners*. Geraadpleegd via <http://www.world-stopexports.com/chinas-top-import-partners/>

Appendix A

Tabel 3.1 Beschrijvende statistieken export goederen China per land en totaal

Variabele	Obs.	Gem.	Std. dev.	Min.	Max.
Japan	27	14065.56	1613.235	9554.668	16884.51
Zuid-Korea	27	8487.859	926.518	6583.322	10328.19
Duitsland	27	7160.547	777.3401	5906.407	9000.835
Nederland	27	8054.590	1294.514	6073.912	10794.75
India	27	6005.599	598.134	4738.83	6939.21
Totaal	27	203000000	25000000	12000000	232000000

Tabel 3.2 Beschrijvende statistieken export China per sector

Variabele	Obs.	Gem.	Std. dev.	Min.	Max.
Etenswaren	27	4332882	876659.1	2321340	5756165
Staal en aluminium	27	5946093	845109.3	4240968	7404182
Machines, voertuigen en elektronische apparaten	27	2.09e+07	4425449	1.31e+07	3.02e+07
consumentengoederen	27	2.19e+07	4779784	1.09e+07	2.76e+07

Tabel 3.3 Beschrijvende statistieken BBP

Variabele	Obs.	Gem.	Std. dev.	Min.	Max.
Japan	27	1.37e+08	3278897	1.33e+08	1.43e+08
Zuid-Korea	27	4.65e+08	1.72e+07	4.34e+08	4.88e+08
Duitsland	27	825887.8	20868.15	793760	860490
Nederland	27	189930.7	6765.719	178260	199134
India	24	4.51e+07	3137578	4.02e+07	5.02e+07
China	27	491131	265056.2	181867.7	919281.1

Tabel 3.4 Beschrijvende statistieken wisselkoersen

Variabele	Obs.	Gem.	Std. dev.	Min.	Max.
Japan	27	16.61027	.3690339	15.96606	17.21579
Zuid-Korea	27	166.9194	2.860501	162.4391	172.4797
Duitsland	27	.129727	.0033182	.1250831	.1367429

Nederland	27	.129727	.0033182	.1250831	.1367429
India	27	10.04036	.4100329	9.363108	10.62358

Appendix B

Tabel 4: Correlatietabel variabelen

	Mr jan	Mr maa	Mr juli	Mr aug	Exp JP	Exp KR	Exp DU	Exp NL	Exp IN
Mr jan	1.0000								
Mr maa	0.8619	1.0000							
Mr juli	0.6325	0.7338	1.0000						
Mr aug	0.5804	0.6734	0.9177	1.0000					
Exp JP	0.2109	0.1370	0.2523	0.2554	1.0000				
Exp KR	0.3800	0.3944	0.3074	0.2806	0.7877	1.0000			
Exp DU	0.4009	0.2666	0.3904	0.3130	0.5822	0.5231	1.0000		
Exp NL	0.1447	0.0548	0.2191	0.2078	0.7080	0.5566	0.6738	1.0000	
Exp IN	0.0131	-0.1183	-0.1325	-0.1526	0.4138	0.3290	0.4906	0.5018	1.0000
Exp eten	0.0954	0.1021	0.1330	0.1083	0.7863	0.7249	0.4017	0.6699	0.3989
Exp sa	0.4749	0.5547	0.2557	0.1909	0.3711	0.5370	0.2363	0.1872	0.2762
Exp mve	0.2153	0.2046	0.1941	0.2055	0.7479	0.6534	0.4039	0.8077	0.4533
Exp cons	0.0133	0.0134	0.1399	0.0638	0.5787	0.4372	0.4586	0.5017	0.5307
BBP JP	0.0719	0.0941	0.1596	0.2538	0.4382	0.4020	0.0500	0.5881	-0.0196
BBP KR	0.3149	0.4465	0.4468	0.3683	0.3804	0.4295	0.3176	0.6038	0.3411
BBP DU	0.6410	0.6837	0.7260	0.7050	0.4650	0.5279	0.4274	0.6099	0.0930
BBP NL	0.7261	0.7647	0.5922	0.6062	0.3256	0.4910	0.2180	0.2863	-0.0481
BBP IN	0.8015	0.8089	0.7784	0.7495	0.3861	0.4873	0.4296	0.4435	0.0430
BBP CN	-0.0461	0.1387	0.2378	0.1823	0.3604	0.3442	0.1480	0.6107	0.3179
WK JP	0.0362	-0.1669	-0.5369	-0.5492	0.1003	0.0730	-0.0158	0.2778	0.1791
WK KR	-0.1473	-0.2470	-0.5274	-0.5522	-0.1683	-0.2388	-0.0605	-0.1559	0.0110
WK DU	-0.4020	-0.3053	-0.4139	-0.3681	-0.4448	-0.4059	-0.6147	-0.7163	-0.5614
WK IN	0.8966	0.8820	0.6167	0.5984	0.2341	0.3523	0.3350	0.2077	-0.0877
WK NL	-0.4020	-0.3053	-0.4139	-0.3681	-0.4448	-0.4059	-0.6147	-0.7163	-0.5614

Notitie: Mr = Maatregel. Exp = Export. JP = Japan. KR = Zuid-Korea. Du = Duitsland. NL = Nederland. IN = India. CN = China.

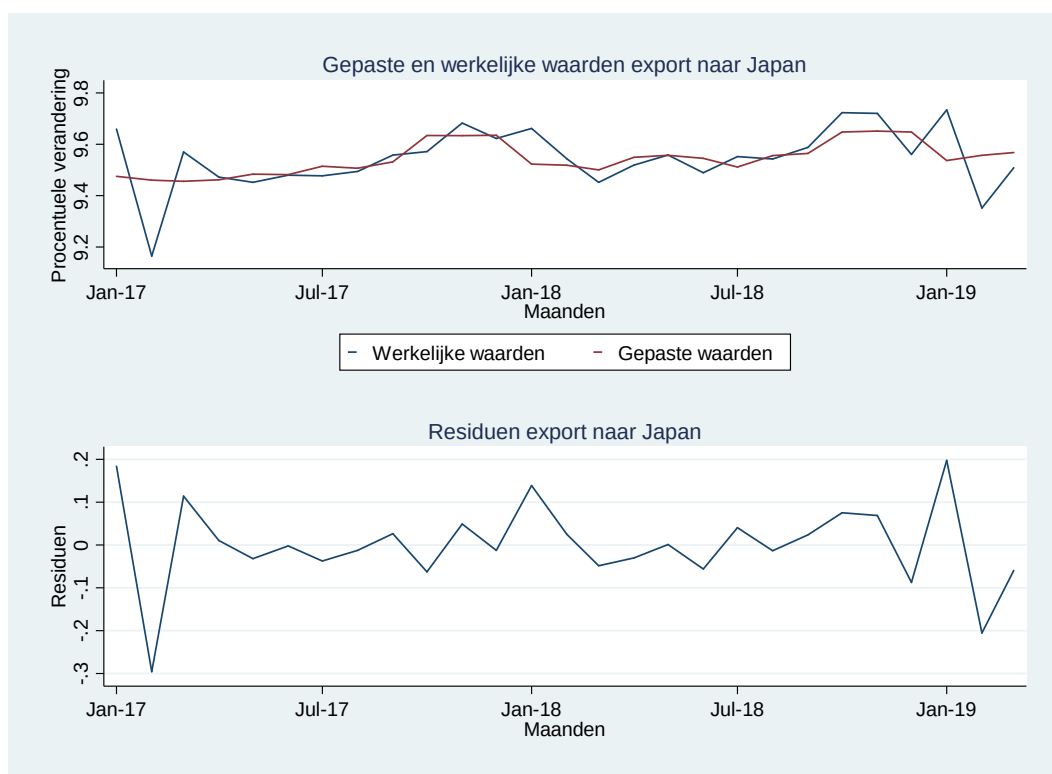
BBP = Bruto Binnenlands Product. WK = Wisselkoers.

	Exp eten	Exp sa	Exp mve	Exp cons	BBP JP	BBP KR	BBP DU	BBP NL	BBP IN
Exp eten	1.0000								
Exp sa	0.6339	1.0000							
Exp mve	0.8897	0.5665	1.0000						
Exp cons	0.7570	0.6379	0.6331	1.0000					
BBP JP	0.4537	0.0014	0.5787	-0.0106	1.0000				
BBP KR	0.5567	0.5543	0.6713	0.6253	0.3468	1.0000			
BBP DU	0.4447	0.3761	0.5955	0.2560	0.6254	0.7453	1.0000		
BBP NL	0.3586	0.5652	0.4669	0.1556	0.5278	0.5429	0.7981	1.0000	
BBP IN	0.3410	0.4540	0.4782	0.1816	0.4849	0.6227	0.9490	0.8918	1.0000
BBP CN	0.5835	0.3905	0.6715	0.6173	0.4382	0.9176	0.5530	0.3324	0.3538
WK JP	0.1790	0.0516	0.2919	-0.0022	0.2233	0.0294	0.0148	-0.0093	-0.0267
WK KR	-0.1131	-0.1557	-0.1647	-0.0853	-0.1984	-0.2548	-0.2747	-0.3086	-0.2685

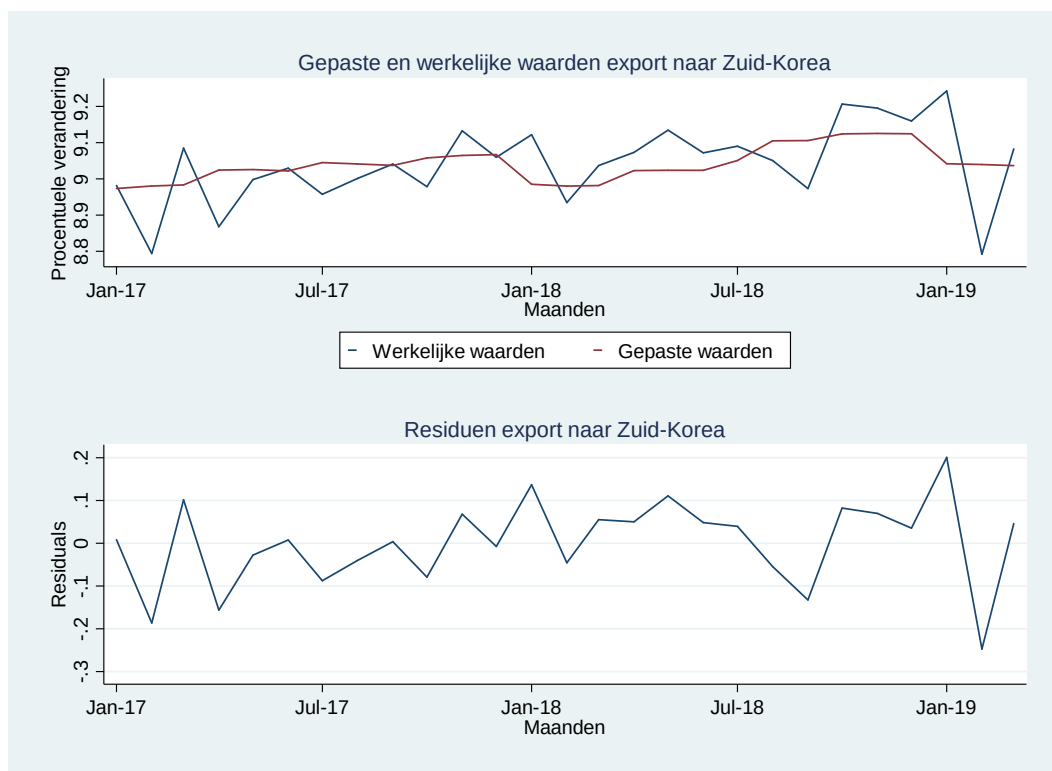
WK DU	-0.4763	-0.3371	-0.6160	-0.5114	-0.2777	-0.7499	-0.6820	-0.3829	-0.6000
WK IN	0.0901	0.4008	0.2971	-0.0330	0.2168	0.3624	0.7140	0.7300	0.8179
WK NL	-0.4763	-0.3371	-0.6160	-0.5114	-0.2777	-0.7499	-0.6820	-0.3829	-0.6000

	BBP CN	WK JPN	WK KR	WK DU	WK IN	WK NL
BBP CN	1.0000					
WK JPN	0.0042	1.0000				
WK KR	-0.2956	0.6390	1.0000			
WK DU	-0.6051	-0.0790	0.1557	1.0000		
WK IN	0.0418	0.1297	-0.0247	-0.3343	1.0000	
WK NL	-0.6051	-0.0790	0.1557	10000	-0.3343	1.0000

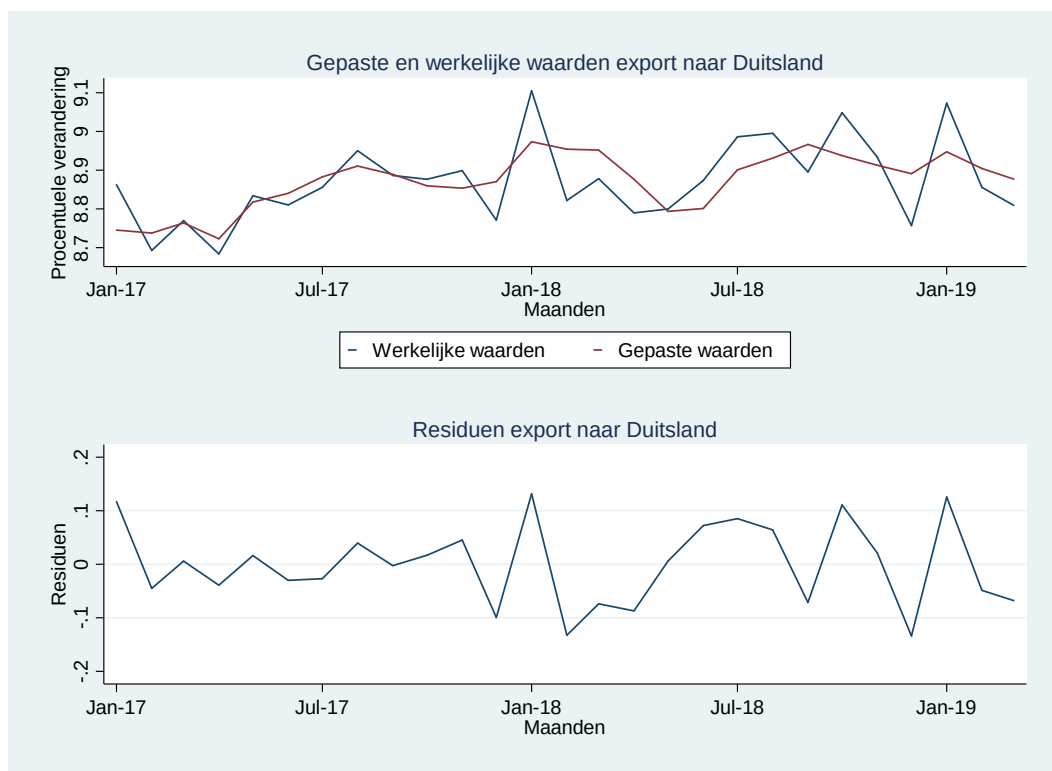
Appendix C



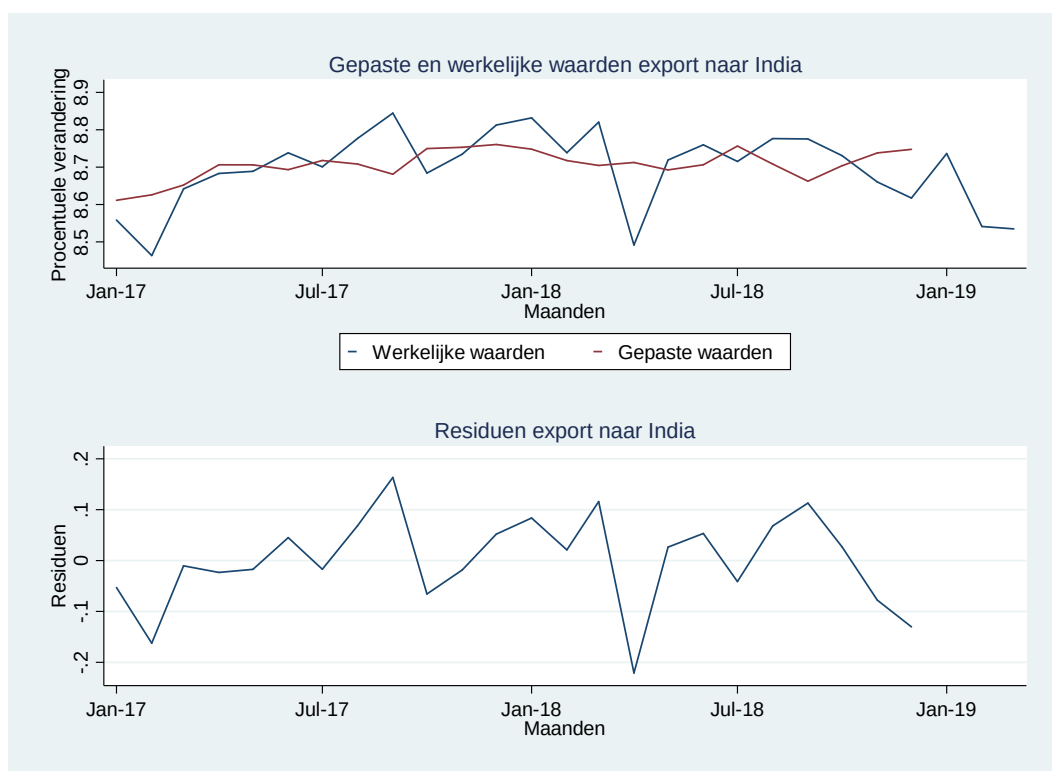
Figuur 2: Gepaste en werkelijke waarden, en residuen Chinese export naar Japan, januari 2017 – maart 2019.



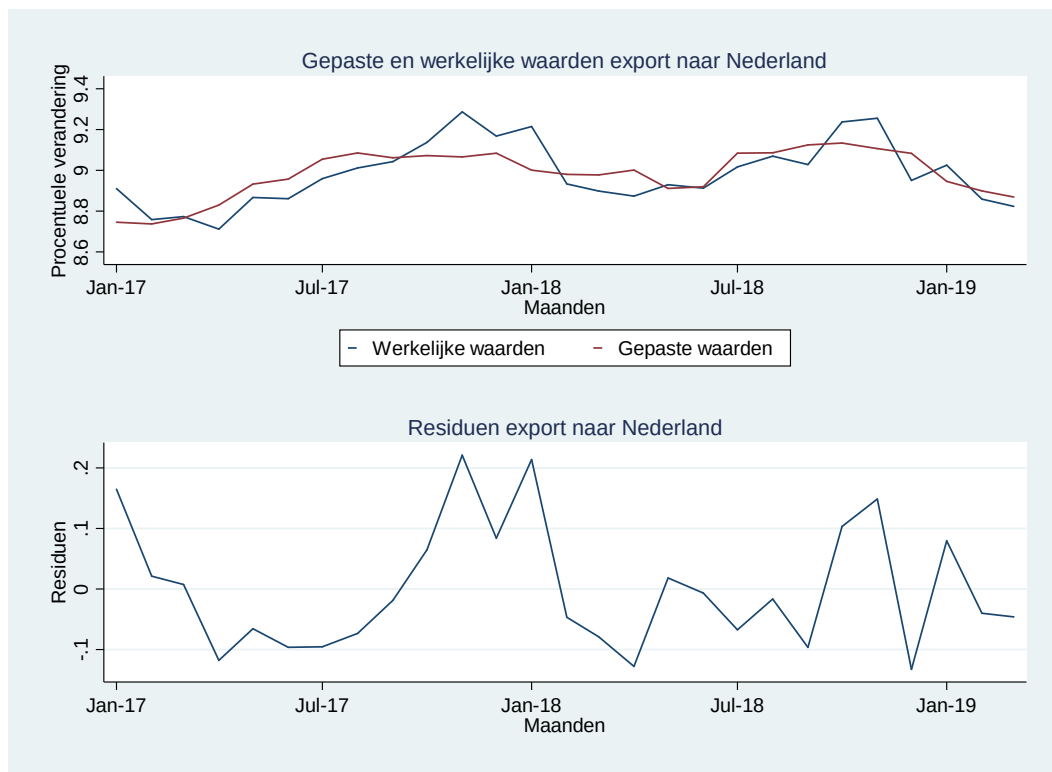
Figuur 3: Gepaste en werkelijke waarden, en residuen Chinese export naar Zuid-Korea, januari 2017 – maart 2019.



Figuur 4: Gepaste en werkelijke waarden, en residuen Chinese export naar Duitsland, januari 2017 – maart 2019.



Figuur 5: Gepaste en werkelijke waarden, en residuen Chinese export naar India, januari 2017 – maart 2019.



Figuur 6: Gepaste en werkelijke waarden, en residuen Chinese export naar Nederland, januari 2017 – maart 2019.

Appendix D

Tabel 9.1: Resultaten Durbin-Watson test voor de regressies met betrekking tot Japan

Model	R-squared	Std. Error	Durbin-Watson
Mr jan	0.8833	0.028	1.916788
Mr maart	0.8573	0.040	1.730973
Mr juli	0.8374	0.056	1.599677
Mr aug	0.8337	0.070	1.611008

Tabel 9.2: Resultaten Durbin-Watson test voor de regressies met betrekking tot Zuid-Korea

Model	R-squared	Std. Error	Durbin-Watson
Mr jan	0.7353	0.100	2.077756
Mr maart	0.7705	0.070	2.130851
Mr juli	0.7096	0.087	2.110313
Mr aug	0.7113	0.079	2.127268

Tabel 9.3: Resultaten Durbin-Watson test voor de regressies met betrekking tot Duitsland

Model	R-squared	Std. Error	Durbin-Watson
Mr jan	0.8151	0.066	2.955785
Mr maart	0.8265	0.073	2.777415
Mr juli	0.7910	0.048	2.773178
Mr aug	0.7836	0.050	2.754241

Tabel 9.4: Resultaten Durbin-Watson test voor de regressies met betrekking tot Nederland

Model	R-squared	Std. Error	Durbin-Watson
Mr jan	0.8625	0.053	2.649778
Mr maart	0.8566	0.064	2.622519
Mr juli	0.8511	0.049	2.563916
Mr aug	0.8519	0.056	2.589674

Tabel 9.5: Resultaten Durbin-Watson test voor de regressies met betrekking tot India

Model	R-squared	Std. Error	Durbin-Watson
-------	-----------	------------	---------------

Mr jan	0.6306	0.079	2.694448
Mr maart	0.6376	0.149	2.585713
Mr juli	0.6137	0.039	2.693638
Mr aug	0.6167	0.040	2.711768

Tabel 9.6: Resultaten Breusch-Godfrey test voor de regressies met betrekking tot de export naar Japan

Model	R-squared	Adj. R-squared	Std. Error	Chi ²	P-waarde test
Mr jan	0.8833	0.8054	0.036	18.996	0.0019
Mr maart	0.8573	0.7622	0.049	13.336	0.0204
Mr juli	0.8374	0.7290	0.048	8.710	0.1212
Mr aug	0.8337	0.7228	0.057	5.504	0.3575

Tabel 9.7: Resultaten Breusch-Godfrey test voor de regressies met betrekking tot de export naar Zuid-Korea

Model	R-squared	Adj. R-squared	Std. Error	Chi ²	P-waarde test
Mr jan	0.7353	0.5588	0.115	0.5588	0.0072
Mr maart	0.7705	0.0072	0.105	12.867	0.0247
Mr juli	0.7096	0.5160	0.075	15.388	0.0088
Mr aug	0.7113	0.5188	0.069	11.679	0.0395

Tabel 9.8: Resultaten Breusch-Godfrey test voor de regressies met betrekking tot de export naar Duitsland

Model	R-squared	Adj. R-squared	Std. Error	Chi ²	P-waarde test
Mr jan	0.8151	0.6918	0.066	13.160	0.0219
Mr maart	0.8265	0.7108	0.072	12.290	0.0310
Mr juli	0.7910	0.6517	0.047	10.653	0.0587
Mr aug	0.7836	0.6393	0.046	9.829	0.0802

Tabel 9.9: Resultaten Breusch-Godfrey test voor de regressies met betrekking tot de export naar Nederland

Model	R-squared	Adj. R-squared	Std. Error	Chi ²	P-waarde test
Mr jan	0.8625	0.7708	0.079	18.628	0.0023

Mr maart	0.8566	0.7610	0.077	14.637	0.0120
Mr juli	0.8511	0.7518	0.050	14.946	0.0106
Mr aug	0.8519	0.7531	0.051	12.963	0.0237

Tabel 9.10: Resultaten Breusch-Godfrey test voor de regressies met betrekking tot de export naar India

Model	R-squared	Adj. R-squared	Std. Error	Chi ²	P-waarde test
Mr jan	0.6306	0.3843	0.111	13.056	0.0229
Mr maart	0.6376	0.3961	0.123	9.496	0.0908
Mr juli	0.6137	0.3562	0.265	22.009	0.0005
Mr aug	0.6167	0.3611	0.251	23.154	0.0003

Tabel 9.11: Resultaten Breusch-Pagan test voor de regressies met betrekking tot de export naar Japan

Model	R-squared	Adj. R-squared	Std. Error	Chi ²	P-waarde test
Mr jan	0.8833	0.8054	0.036	0.00	0.9970
Mr maart	0.8573	0.7622	0.049	0.55	0.4593
Mr juli	0.8374	0.7290	0.048	0.01	0.9189
Mr aug	0.8337	0.7228	0.057	0.05	0.8257

Tabel 9.12: Resultaten Breusch-Pagan test voor de regressies met betrekking tot de export naar Zuid-Korea

Model	R-squared	Adj. R-squared	Std. Error	Chi ²	P-waarde test
Mr jan	0.7353	0.5588	0.115	0.03	0.8656
Mr maart	0.7705	0.0072	0.105	0.74	0.3907
Mr juli	0.7096	0.5160	0.075	0.01	0.9356
Mr aug	0.7113	0.5188	0.069	0.02	0.8968

Tabel 9.13: Resultaten Breusch-Pagan test voor de regressies met betrekking tot de export naar Duitsland

Model	R-squared	Adj. R-squared	Std. Error	Chi ²	P-waarde test
Mr jan	0.8151	0.6918	0.066	0.19	0.6649
Mr maart	0.8265	0.7108	0.072	1.18	0.2781

Mr juli	0.7910	0.6517	0.047	0.80	0.3719
Mr aug	0.7836	0.6393	0.046	0.69	0.4077

Tabel 9.14: Resultaten Breusch-Pagan test voor de regressies met betrekking tot de export naar Nederland

Model	R-squared	Adj. R-squared	Std. Error	Chi ²	P-waarde test
Mr jan	0.8625	0.7708	0.079	1.98	0.1599
Mr maart	0.8566	0.7610	0.077	2.76	0.0964
Mr juli	0.8511	0.7518	0.050	1.54	0.2146
Mr aug	0.8519	0.7531	0.051	1.35	0.2448

Tabel 9.15: Resultaten Breusch-Pagan test voor de regressies met betrekking tot de export naar India

Model	R-squared	Adj. R-squared	Std. Error	Chi ²	P-waarde test
Mr jan	0.6306	0.3843	0.111	5.08	0.0241
Mr maart	0.6376	0.3961	0.123	2.61	0.1064
Mr juli	0.6137	0.3562	0.265	6.64	0.0100
Mr aug	0.6167	0.3611	0.251	7.51	0.0061

Tabel 9.16: Resultaten Dickey-Fuller test voor export van China per land

Model	Aug. Dickey-Fuller	5% Kritieke waarde	P-waarde test
Japan	-2.749	-1.761	0.0078
Zuid-Korea	-1.667	-1.761	0.0588
Duitsland	-2.216	-1.761	0.0219
Nederland	-2.450	-1.761	0.0140
India	-1.077	-1.761	0.1498

Tabel 9.17: Aikake Information Criteria (AIC) resultaten voor de export naar Japan

Model	Obs	Df	AIC
Model 1 Mr jan	26	11	-71.24014
Model 2	26	11	-71.24014
Model 3	26	10	-12.85787
Model 1 Mr maa	26	11	-66.02088
Model 2	26	11	-66.02088

Model 3		26	10	-12.03744
Model 1	Mr jul	26	11	-62.62527
Model 2		26	11	-62.62527
Model 3		26	10	-12.97098
Model 1	Mr aug	26	11	-62.03857
Model 2		26	11	-62.03857
Model 3		26	10	-13.28025

Notities: Model 1 = Regressie met de variabelen die voor multicollineariteit zorgen; Model 2 = Regressie zonder de variabelen die voor multicollineariteit zorgen; Model 3 = Regressie waarbij het eerste verschil van de afhankelijke variabele is genomen.

Tabel 9.18: Aikake Information Criteria (AIC) resultaten voor de export naar Zuid-Korea

Model		Obs	Df	AIC
Model 1	Mr jan	26	11	-52.98887
Model 2		26	10	-54.54441
Model 3		26	10	-9.578502
Model 1	Mr maa	26	11	-56.69853
Model 2		26	10	-57.23195
Model 3		26	10	-10.4293
Model 1	Mr jul	26	11	-50.58203
Model 2		26	10	-50.39716
Model 3		26	10	-9.761628
Model 1	Mr aug	26	11	-50.73626
Model 2		26	10	-49.82322
Model 3		26	10	-9.38007

Notities: Model 1 = Regressie met de variabelen die voor multicollineariteit zorgen; Model 2 = Regressie zonder de variabelen die voor multicollineariteit zorgen; Model 3 = Regressie waarbij het eerste verschil van de afhankelijke variabele is genomen.

Tabel 9.19: Aikake Information Criteria (AIC) resultaten voor de export naar Duitsland

Model		Obs	Df	AIC
Model 1	Mr jan	26	11	-64.87045
Model 2		26	10	-58.68707
Model 3		26	10	-18.86261
Model 1	Mr maa	26	11	-66.52427
Model 2		26	10	-60.02965
Model 3		26	10	-22.72727
Model 1	Mr jul	26	11	-61.69013
Model 2		26	10	-53.30162

Model 3		26	10	-19.13932
Model 1	Mr aug	26	11	-60.78131
Model 2		26	10	-52.70895
Model 3		26	10	-18.85341

Notities: Model 1 = Regressie met de variabelen die voor multicollineariteit zorgen; Model 2 = Regressie zonder de variabelen die voor multicollineariteit zorgen; Model 3 = Regressie waarbij het eerste verschil van de afhankelijke variabele is genomen.

Tabel 9.20: Aikaike Information Criteria (AIC) resultaten voor de export naar Nederland

Model		Obs	Df	AIC
Model 1	Mr jan	26	11	-52.60429
Model 2		26	9	-55.19681
Model 3		26	10	-22.78126
Model 1	Mr maa	26	11	-51.52025
Model 2		26	9	-53.42245
Model 3		26	10	-22.9145
Model 1	Mr jul	26	11	-50.53921
Model 2		26	9	-50.80786
Model 3		26	10	-22.27023
Model 1	Mr aug	26	11	-50.67206
Model 2		26	9	-50.21819
Model 3		26	10	-22.31374

Notities: Model 1 = Regressie met de variabelen die voor multicollineariteit zorgen; Model 2 = Regressie zonder de variabelen die voor multicollineariteit zorgen; Model 3 = Regressie waarbij het eerste verschil van de afhankelijke variabele is genomen.

Tabel 21: Aikaike Information Criteria (AIC) resultaten voor de export naar India

Model		Obs	Df	AIC
Model 1	Mr jan	26	11	-50.0636
Model 2		26	10	-52.06231
Model 3		26	10	-30.6787
Model 1	Mr maa	26	11	-50.56388
Model 2		26	10	-52.54202
Model 3		26	10	-31.67872
Model 1	Mr jul	26	11	-48.90095
Model 2		26	10	-50.43743
Model 3		26	10	-33.00958
Model 1	Mr aug	26	11	-49.1011

Model 2	26	10	-50.80635
Model 3	26	10	-32.86907

Notities: Model 1 = Regressie met de variabelen die voor multicollineariteit zorgen; Model 2 = Regressie zonder de variabelen die voor multicollineariteit zorgen; Model 3 = Regressie waarbij het eerste verschil van de afhankelijke variabele is genomen.