

2012•2013  
FACULTEIT BEDRIJFSECONOMISCHE WETENSCHAPPEN  
*master in de toegepaste economische wetenschappen:  
handelsingenieur: operationeel management en logistiek*

## Masterproef

Voorspellingen: omzet, bestellingen en de rol van de financiële crisis

Promotor :  
Prof. dr. Mark VANCAUTEREN

Copromotor :  
Prof. dr. Ludo PEETERS

## Nelis Terryn

*Masterproef voorgedragen tot het bekomen van de graad van master in de toegepaste economische wetenschappen: handelsingenieur, afstudeerrichting operationeel management en logistiek*

2012•2013

FACULTEIT BEDRIJFSECONOMISCHE  
WETENSCHAPPEN

*master in de toegepaste economische wetenschappen:  
handelsingenieur: operationeel management en logistiek*

## Masterproef

Voorspellingen: omzet, bestellingen en de rol van de  
financiële crisis

Promotor :  
Prof. dr. Mark VANCAUTEREN

Copromotor :  
Prof. dr. Ludo PEETERS

Nelis Terryn

*Masterproef voorgedragen tot het bekomen van de graad van master in de toegepaste  
economische wetenschappen: handelsingenieur, afstudeerrichting operationeel management  
en logistiek*



## **WOORD VOORAF**

In het kader van de afronding van mijn opleiding Handelsingenieur aan de Universiteit Hasselt schreef ik deze masterproef.

Gezien mijn brede interesse in economie ging mijn voorkeur uit naar het maken van een macro-economisch empirische studie van het effect van de financiële crisis op de relaties tussen nieuwe orders en omzet, en nieuwe orders en productie. Het resultaat van deze studie vindt u terug in deze eindverhandeling.

Tot slot wil ik nog twee mensen bedanken zonder wie deze thesis niet in deze vorm afgerond had kunnen worden. Deze thesis kon slechts tot stand komen dankzij de goede raadgevingen en constructieve feedback van mijn promotor Prof. dr. Mark Vancauteren en co-promotor Prof. dr. Ludo Peeters.



## **SAMENVATTING**

In deze masterproef wordt de voorspellende kracht van de nieuwe orders met betrekking tot productie en omzet onderzocht. De impact van de financiële crisis op deze relaties is een ander punt van onderzoek dat besproken wordt.

Rémond-Tiedrez en Schön (2007) geven aan dat de index voor industriële nieuwe orders, opgesteld binnen de Eurostat database, wordt gebruikt als graadmeter voor de toekomstige productie. Deze auteurs, evenals de auteur van deze masterproef, onderzoeken weliswaar in welke mate deze index kan aanzien worden als maatstaf voor toekomstige productie of omzet. Bachman (2011) daarentegen, concludeert in zijn onderzoek gevoerd met data van het Census Bureau<sup>1</sup>, dat nieuwe bestellingen van duurzame goederen zowel op geaggregeerd als industrieel niveau geen indicator zijn voor verzendingen, wat leidt tot eenzelfde conclusie voor de relatie tussen orders en omzet en de resultaten van zowel Rémond-Tiedrez en Schön (2007) als Zarnowitz (1973) tegenspreekt. Zowel de relatie tussen nieuwe orders en omzet, als de dynamiek tussen nieuwe orders en productie is een relatie van vraag en aanbod, waarbij de nieuwe orders telkens de rol van de vraag vervullen. Industrieën kunnen gekarakteriseerd worden door hun productiemotief. Hierin wordt door Zarnowitz (1973) een onderscheid gemaakt tussen hoofdzakelijk produceren op bestelling of produceren naar voorraad. In deze masterproef ligt de focus op de relatie tussen de variabelen binnen industrieën die hoofdzakelijk produceren op bestelling. Aangezien dat voorraadoptimalisatie, en de daarmee samenhangende relatie tussen nieuwe orders, productie en omzet, een proces is dat plaatsvindt zowel op korte termijn als vanuit strategisch oogpunt – en dus op lange termijn –, bestaat het vermoeden van cointegratie tussen deze variabelen.

De resultaten van het onderzoek van Dell’Ariccia, Detragiache en Rajan (2008) wijzen erop dat financiële crises reële effecten hebben, en dat dit effect deels door het leenkanaal tot stand komt. Industrieën die afhankelijker zijn van externe financiering hebben meer moeilijkheden ten tijden van financiële onrust dan bedrijven die minder afhankelijk zijn van externe financiering. Exogene schokken hebben namelijk een extra effect op banken die in de problemen komen, ze moeten hun kredietverstrekking terugschroeven en gaan bijgevolg minder financiering toestaan (Dell’Ariccia, Detragiache, & Rajan, 2008). Het empirisch onderzoek van Alcidi en Gros wijst in de richting van algemene daling van investeringen overheen alle landen binnen de Eurozone in de periode na het uitbarsten van de crisis. Dit fenomeen kan niet toegeschreven worden aan sector-specifieke effecten of correcties ten gevolge van overinvesteringen in de vorige

---

<sup>1</sup> Centrum voor dataverzameling in de Verenigde Staten

periode, maar is eerder het gevolg van de dramatisch verhoogde risico aversie en het wereldwijd geschade consumenten- en ondernemingsvertrouwen. In deze masterproef wordt besloten om de TED-spread, gedefinieerd door Brunnermeier (2009) als het verschil tussen de LIBOR-rate en de interestvoet of de Amerikaanse *Treasury bills*, te gebruiken als graadmeter voor de financiële crisis.

De data gebruikt voor deze masterproef bestaat hoofdzakelijk uit indexdata en werd gedownload uit de korte termijn statistieken (STS), opgevraagd via de Eurostat-database (Eurostat, 2012). Via de statistische wet worden gemeenschappen en landen verplicht tot het aanmaken van korte termijn statistieken (European Commission, 2006). De onderzochte industrieën zijn industrieën die hoofdzakelijk op bestelling produceren.

In deze masterproef kan met behulp van de data tot de conclusie gekomen worden dat de invloed van de financiële crisis verschilt van industrie tot industrie, en van land tot land. Via welk kanaal deze invloed tot stand komt, is niet geheel duidelijk en vormt een punt van verder onderzoek. Het zou namelijk mogelijk zijn dat dit te wijten valt aan de kredietbeschikbaarheid, zoals gesuggereerd door Dell’Ariccia, Detragiache en Rajan (2008). Na het empirisch onderzoek blijkt tevens dat met behulp van de data slechts in enkele industrieën een zowel een relatie op korte als op lange termijn geschat kan worden. Dit impliceert niet dat deze relatie in andere industrieën in werkelijkheid niet bestaan, enkel dat dit patroon niet in de data terug te vinden is. Indien voor de besproken Belgische industrieën een dergelijke relatie geschat wordt, is duidelijk dat dit model weinig tot geen voorspellingskracht heeft. De index van nieuwe orders heeft bijgevolg een zeer beperkte voorspellingskracht met betrekking tot de omzet- en productie-index, wat de conclusies van Bachman (2011) onderschrijft. Tevens bevestigt dit de reden van schrapping van de verzameling van data aangaande nieuwe orders door de Europese Commissie in mei 2012 (Europese Commissie, 2012).

De masterproef is georganiseerd als volgt: in hoofdstuk 1 en hoofdstuk 2 worden het praktijkprobleem en de centrale onderzoeksvraag beschreven, waarna in hoofdstuk 3 de literatuurstudie wordt aangevat. Hoofdstuk 4 geeft een overzicht van de deelvragen, waarvoor in hoofdstuk 5 een algemene methodologie en methodologie per deelvraag wordt uiteengezet. In hoofdstuk 6 tot en met hoofdstuk 8 worden respectievelijk de eerste, tweede en derde deelvraag besproken, waarna in de volgende hoofdstukken tot een conclusie gekomen wordt.

# INHOUDSOPGAVE

Woord vooraf .....	I
Samenvatting .....	III
Inhoudsopgave .....	V
1. Praktijkprobleem .....	2
2. Centrale onderzoeksvraag.....	4
3. Literatuurstudie .....	6
3.1 Voorraad en orderboeken als verband tussen omzet, orders en productie.....	6
3.1.1 Voorraadstructuur binnen verschillende industrieën .....	6
3.1.2 Overtollige voorraad .....	8
3.1.3 Voorraad en omzet .....	9
3.1.4 Voorraad en orders .....	10
3.1.5 Nieuwe orders, omzet en productie .....	10
3.1.6 Conclusie.....	13
3.2 Verband tussen de financiële crisis en de reële economie .....	14
3.2.1 Korte samenvatting van het verloop van de financiële crisis .....	14
3.2.2 De reële effecten van de financiële crisis .....	16
3.3 Kwantificeren van de financiële crisis .....	18
3.3.1 De financiële crisis als dummyvariabele .....	18
3.3.2 De LIBOR-rate als indicator.....	19
3.3.3 Een indicator op basis van de TED-spread.....	22
3.3.4 Conclusie.....	24
4. Deelvragen .....	26
5. Methodologie.....	28
5.1 Algemene methodologie .....	28
5.1.1 Gebruik van panel data .....	28
5.1.2 Econometrische problemen met paneldata .....	30
5.1.2.3 Seriële correlatie in de fout-term.....	31
5.1.2.4 Heteroscedasticiteit van de fout-term .....	31



5.1.2.5 Cross-sectionele afhankelijkheid .....	31
5.1.2.6 Multicointegratie .....	32
5.1.3 Model.....	33
5.1.3.1 Relatie tussen nieuwe orders en omzet .....	33
5.1.3.2 Relatie tussen nieuwe orders en productie.....	34
5.2 Methodologie eerste deelvraag.....	35
5.2.1 Model.....	35
5.2.2 Stap 1: Testen op stationariteit .....	35
5.2.3 Stap 2: Cointegratietesten .....	37
5.2.3.1 Testen gebaseerd op de residuen .....	37
5.2.3.2 Testen gebaseerd op de error correctie term .....	38
5.2.5 Stap 3: Schatten van een error correctie model.....	39
5.2.5.1 (V)EC model.....	39
5.2.5.2 Conclusie .....	41
5.3 Methodologie tweede deelvraag .....	42
5.4 Methodologie derde deelvraag .....	43
5.5 Beschrijving dataset .....	44
6. Eerste deelvraag.....	48
6.1. Stap 1: Test op stationariteit .....	48
6.1.1 Aantal lags? .....	48
6.1.2 Unit root of stationair? .....	49
6.2 Stap 2: Cointegratietesten .....	50
6.3 Schatten van het error correctie model .....	54
7. Tweede deelvraag.....	58
7.1 Stationariteit van de variabele TEDSpread .....	58
7.2 Schatten van het error correctie model .....	59
8. Derde deelvraag .....	62
8.1 Testen op stationariteit .....	62
8.2 Cointegratietesten.....	63
8.3 Schatten van het error correctie model .....	64

9. Verder onderzoek .....	68
10. Conclusie .....	70
Lijst der geraadpleegde werken .....	72
Bijlagen.....	80
Bijlage 1 .....	81
Bijlage 2 .....	82
Bijlage 3 .....	93
Bijlage 4 .....	95



# 1. PRAKTIJKPROBLEEM

Apple schreef in april 1996 gedwongen \$388 miljoen overtollige voorraad af, wat grotendeels de oorzaak was voor het gerapporteerde \$740 miljoen verlies in het tweede kwartaal van datzelfde jaar (Hanssens, 1998). Ook Cisco rapporteerde in mei 2001 een afschrijving van \$2,25 miljard op hun voorraad (Barret, 2001). Deze overtollige voorraad kan het gevolg zijn van voorspellingsfouten met betrekking tot de verkopen of orders. Deze voorspellingsfouten kunnen naast gevolgen voor de voorraad (een voorraadoverschot of voorraadtekort) eveneens een impact hebben op planning en de capaciteit binnen een bedrijf (Kerkkänen, Korpela, & Huiskonen, 2009). De probleemeigenaars zijn bedrijven die voorraad aanhouden. De verschillende voorraden die in een bedrijf aanwezig kunnen zijn, zijn onder andere de voorraad van afgewerkte goederen, voorraad van goederen in bewerking en de materiaalvoorraad (Zarnowitz, Orders, Production, and Inventory Investment, 1973).

Door het voorspellen van verkopen of orders, met behulp van data betreffende orders en omzet in vorige periodes, kunnen toekomstige orders en omzet bij benadering berekend worden, en kunnen de kosten van voorraad verminderd worden (RPE solutions, 2006). De relatie tussen nieuwe orders en verkopen in een bepaalde industrie wordt beschreven door een relatie van vraag en aanbod. De vraag omvat het aantal nieuwe orders terwijl het aanbod gedefinieerd wordt door het aantal verkopen, wat binnen een korte - termijnrelatie gelijk gesteld kan worden aan de productie in bepaalde industrieën (Roos, 2011). Indien onvoldoende voorraad in een bepaald bedrijf, in een bepaalde industrie, in een bepaald land aanwezig is en onvoldoende geproduceerd kan worden om aan de potentiële verkopen tegemoet te komen, mist het bedrijf kansen om te groeien aangezien er meer winst gemaakt zou kunnen worden indien er meer verkocht werd. Indien een bedrijf zijn volledige capaciteit bezet heeft, kan het echter zijn dat er bij een hogere productie meer geïnvesteerd moet worden in machines en dergelijke waardoor de productiekosten oplopen en de kost om een extra eenheid te produceren groter is dan de winst die gemaakt kan worden door diezelfde eenheid te verkopen (Saltzman, 1967).

Deze masterproef spitst zich toe op het bestuderen van een korte - en lange - termijn relatie tussen inkomende orders en de omzet in een gepoolde set van landen binnen de Europese Unie, over verschillende industrieën. Deze thesis onderzoekt of een voorspellingsmodel ontwikkeld kan worden met behulp van data betreffende omzet, productie en nieuwe orders. Dit kan leiden tot kostenbesparingen in verschillende domeinen van de bedrijfsvoering. Tevens wordt rekening gehouden met de impact van de financiële crisis op de Europese industrieën.

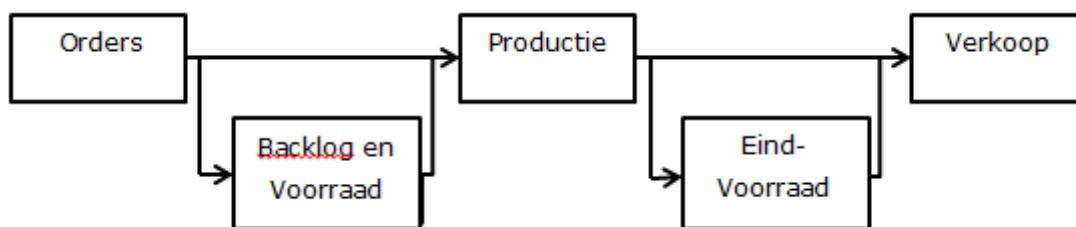


## 2. CENTRALE ONDERZOEKSVRAAG

*Kunnen er voorspellingen gemaakt worden van een korte - en/of lange - termijnrelatie tussen de inkomende orders in een industrie, in een bepaald land, en de gemaakte omzet of productie in die industrie, waarbij de financiële crisis een significante rol speelt?*

De relatie tussen omzet en inkomende orders is een relatie van vraag en aanbod. Het bepalen van de marktvraag hangt af van verschillende factoren. Een goede voorspelling van de marktvraag is afhankelijk van verschillende factoren. Dit is onder andere afhankelijk van de volatiliteit van de markt, de toegang tot marktdata, en verschillende andere factoren (Hanssens, 1998). Zoals Engsted en Johansen (1997) reeds vermeldden, bestaat er een logisch theoretisch draagvlak voor de relatie tussen omzet, productie en investeringen in voorraad. Zarnowitz (1973) definieert voorraadinvestering als het verschil tussen productie en omzet. Nieuwe orders kunnen in dit verband gezien worden als een goede indicator voor de toekomstige productie (Roos, 2011). De financiële crisis heeft theoretisch gezien een invloed op de relatie tussen de bovengenoemde variabelen. Onrust op de financiële markt zorgt er immers voor dat bedrijven in bepaalde industrieën investeringen moeilijker gefinancierd krijgen. Het opzet van deze masterproef is het onderzoeken van enerzijds, de relatie tussen omzet en nieuwe orders en de invloed van de financiële crisis, en anderzijds de relatie tussen nieuwe orders en productie en de invloed van de financiële crisis.

Onderstaand basismodel wordt naar voren geschoven, gebaseerd op Zarnowitz (1973).



**Figuur 1 - Basismodel gebaseerd op theorie uit Zarnowitz (1973)**

Indien een bepaald bedrijf een order ontvangt of de toestemming krijgt om een order te produceren, kan afhankelijk van de productiecapaciteit en andere variabelen beslist worden om het order te op te nemen in de productie. Indien bepaald wordt om het order niet meteen te vervaardigen, verdwijnt het order in het orderboek, dat optreedt als buffer voor de productie. Afhankelijk van de aard van de overeenkomst, wordt het order voor of na de oplevering ingebracht als verkoop door het bedrijf. Indien een bedrijf een voorraad van afgewerkte goederen aanhoudt, dan dient deze als buffer tussen de

productie en verkopen, waarbij het bedrijf gekarakteriseerd wordt als een bedrijf dat hoofdzakelijk produceert naar voorraad. In werkelijkheid houden de meeste bedrijven die produceren op bestelling ook een minimale voorraad van afgewerkte goederen aan (Zarnowitz, *The Role of Orders in Industrial Production*, 1973).

Relaties worden onderzocht in een panel van verschillende industrieën in verschillende landen. Een ander aandachtspunt is de leidende kracht van orderdata ten opzichte van productiedata en omzetdata, die door de Europese Commissie in vraag gesteld wordt. Door de Europese Commissie verordening 461/2012 op 31 mei 2012 werd de verzameling van industriële orderdata door Eurostat stopgezet, omwille van onvoldoende voorspellingskracht voor productie en omzet in verschillende industrieën in Europa (Europese Commissie, 2012). In deze masterproef spitst een deelvraag zich toe op de voorspellingskracht van de index van nieuwe orders voor de productie- en omzetindex in België.

## **3. LITERATUURSTUDIE**

### **3.1 Voorraad en orderboeken als verband tussen omzet, orders en productie**

In deze sectie van de literatuurstudie wordt het gemeenschappelijk verband van de variabelen omzet, orders en productie met de voorraad en de orderboeken duidelijk gemaakt, afhankelijk van de industrie waarin de relatie beschreven wordt.

#### **3.1.1 Voorraadstructuur binnen verschillende industrieën**

Voordat de voorraadstructuur besproken wordt, dient de positie van de voorraad binnen een bedrijf duidelijk gemaakt te worden. In de literatuur is sinds jaar en dag een debat aan de gang over de hypothese aangaande het afvlakken van de productie van bedrijven ten opzichte van de vraag, hier gekarakteriseerd als de nieuwe orders. Voorraad, alsook het orderboek dat besproken wordt in een later hoofdstuk, wordt hierbij gebruikt als buffer voor het opvangen van variatie in de vraag. Blinder (1986) en Blinder en Maccini (1991) vinden bijvoorbeeld bewijs dat bedrijven hun productie niet af vlakken. Gorman en Brannon (2000) halen de correctie voor seizoen effecten van de data die gebruikt werd in de hierboven vermelde papers als tegenargument aan, en vinden bewijs voor productieafvlakking in 10 van de 14 industrieën in een periode tussen 1982 en 1997. De voornaamste kosten verbonden aan het houden van voorraad zijn de aankoop- en opslagkosten, waarbij de opslagkosten verder uitgesplitst kunnen worden in onder andere het kapitaal geïnvesteerd in de voorraad, de huur of afschrijving van opslagruimten en de loonkost van het personeel tewerkgesteld in de opslagruimte. De opslagkost is bijgevolg een kost die varieert naargelang het aantal productie-eenheden dat als voorraad wordt aangehouden, terwijl de aankoopkosten variëren naargelang de frequentie van de aankoop van inputs voor het productieproces (Berling, 2008).

Nu het belang van de voorraad binnen bedrijven besproken is, kan de voorraadstructuur binnen industrieën toegelicht worden. Chikan (1996) onderscheidt drie soorten voorraad naargelang de vordering in het productieproces: voorraad van grondstoffen en aangekochte onderdelen (inputs), voorraad van goederen in bewerking en voorraad van afgewerkte goederen. Zijn analyse geeft weer dat er verschillen bestaan tussen de sectoren wat betreft voorraadintensiteit<sup>2</sup>. De voedings-, hout- en bouwindustrieën zijn gemiddeld industrieën met een lage voorraadintensiteit, terwijl de papier-, textiel-, metallurgische en machine-industrieën gemiddeld een hoge voorraadintensiteit laten

---

<sup>2</sup> Volgens Chikan(1996): voorraadniveau/toegevoegde waarde



noteren. De twee belangrijkste factoren die de interne voorraadstructuur bepalen zijn de technologische kenmerken en de marktstructuur van de industrieën. In een markt met een vraagoverschot zijn inputvoorraden groter dan de voorraad van afgewerkte goederen. Wanneer er op de markt een aanbodoverschot is, is deze relatie omgekeerd.

Industrieën hebben vaak kenmerkende eigenschappen die merkbaar verschillend kunnen zijn. Saltzman (1967) stelt dat productiebeslissingen van een bedrijf in een bepaalde periode vaak worden beïnvloed door het productieniveau in de vorige periode, voorspellingen van huidige en toekomstige verkopen en gewenste veranderingen in voorraden. Hij bewijst tevens dat onder bepaalde omstandigheden de optimale productiebeslissing gebaseerd is op voorspellingen over de huidige en toekomstige verkopen, het beschikbare personeel in de vorige periode en de voorraadtoestand aan het begin van de periode.

Bedrijven verschillen ook in het gebruik van ordersysteem. Algemeen bestaan er twee systemen die door Xu, Bisi en Dada (2010) als backorder systemen en lost sales systemen worden gecatalogeerd. In een systeem met backorders accepteert het bedrijf de inkomende orders van de klant maar moet er gewacht worden tot de volgende levering goederen arriveert en verwerkt is om tegemoet te komen aan de vraag van de klant. In het lost sales systeem wijst het bedrijf het inkomende order en verliest het bedrijf de mogelijkheid tot verkoop. Dit onderscheid werd tevens gemaakt door Ioanidis, Kouikoglou en Phillis (2004). Liu, Chu, Chu en Wang (2007) maakten nog een verdere opdeling in de strategie van het lost sales systeem.

De productiecapaciteit of de voorraadcapaciteit kan beperkt zijn waardoor bedrijven niet optimaal tegemoet kunnen komen aan de vraag van de consument (Liu, Chu, Chu, & Wang, 2007). Een beperkte voorraadcapaciteit komt vaak voor in de petrochemische industrie, voedselverwerkingsindustrie, glasnijverheid, papiernijverheid, farmaceutische industrie en raffinaderijen. Deze beperking kan bepaald zijn door het beperkt volume opslagplaats dat beschikbaar is. In het geval van een productiebeperking zijn de setup- of productiekosten te hoog om meer te produceren en tegemoet te komen aan de vraag. Indien er een voorraadbeperking geldt, zijn de product holding kosten of de opslagkosten te hoog.

In een bevoorradingketen plaatst elk bedrijf orders bij het bedrijf dat zich net boven hun in de keten bevindt. Inkomende orders dienen als informatie voor beslissingen gerelateerd aan de productie en de voorraad. Deze informatie kan echter sterk vervormd zijn en deze vervorming vergroot hoe verder het bedrijf zich vooraan in de supply chain bevindt. De sterkste vervormingen worden waargenomen bij bedrijven actief in de grondstofverwerkingsindustrie. De variantie in orders kan in dit geval groter zijn dan de verkoopvariantie, een fenomeen dat Lee, Padmanabhan en Whang (2004) definiëren als het bullwhip effect. Het kan bedrijven die zich in dezelfde bevoorradingketen bevinden een voordeel opleveren indien ze zoveel mogelijk informatie met elkaar uitwisselen. Indien dit niet gedaan wordt kan de leverancier, wanneer hij enkel de order data observeert, misleid worden door uitvergroete vraagpatronen. Mogelijke gevolgen hiervan zijn hogere grondstofkosten, capaciteitoverschot en hoge voorraad - en transportkosten. Deze kosten kunnen 12,5% tot 25% hoger liggen dan wanneer men wel beschikt over meer informatie om de vraag te bepalen (Lee, Padmanabhan, & Whang, 2004).

Voorraadgedrag varieert significant tussen verschillende industrieën volgens Zarnowitz (1973). Hij stelt vast dat dit hoofdzakelijk afhangt van het productiemotief. Ofwel produceert een bedrijf op bestelling, ofwel produceert een bedrijf om de voorraad op peil te houden. Er wordt een vergelijking gemaakt tussen twee industrieën waar het voorraadbeleid afhankelijk is van de vraag, en niet van leverancierscondities. Hij vergelijkt de industrie die *heavy transportation equipment* produceert met een industrie die semi-duurzame producten vervaardigt. In de eerste industrie produceert men op bestelling, terwijl men in de andere industrie produceert zodat de voorraad niet uitgeput raakt. In het geval dat de voorraad op peil gehouden dient te worden, kunnen onvoorziene veranderingen in de voorraad van afgewerkte goederen voorkomen door fouten in de verkoop voorspellingen. Indien er geproduceerd wordt op bestelling, komt dit probleem zelden voor omdat er van een geanticipeerde vraag wordt uitgegaan. Deze component wordt verder besproken in een volgend hoofdstuk.

### **3.1.2 Overtollige voorraad**

Er is geen voorraadoverschot wanneer de juiste hoeveelheid goederen op het juiste tijdstip en op de juiste plaats is. Zowat alle landen hebben problemen met voorraadoverschotten vermelden Crandall en Crandall in 2003. Bedrijven ervaren een direct effect van een voorraadoverschot door het oplopen van kosten en opgeven van een gedeelte van het voorspelde inkomen. Ook de financiering van het voorraadoverschot zou voor andere doeleinden gebruikt kunnen worden. Ook Hendricks en Singhal (2009) merken op dat voorraadoverschotten een negatief effect op de

prestatie van het bedrijf in kwestie op de beurs, wat bijvoorbeeld inhoudt dat een bedrijf projecten minder makkelijk publiek gefinancierd krijgt.

Crandall en Crandall (2003) halen een aantal oorzaken van voorraadoverschotten aan. Door een plotse piek van de vraag of korter wordende productcycli wordt het moeilijk voor zowel kleinhandelaars als producenten om de juiste vraag en de daaraan voorafgaande productie te bepalen. Aanbodvariatie veroorzaakt eveneens mogelijk voorraadoverschotten. Leveranciers sporen bedrijven aan om meer te kopen door volumekortingen toe te kennen, om met regelmaat producten aan te kopen zodat zij hun productieplannen kunnen optimaliseren. Interne variatie in verschillende departementen zoals verkoop en marketing, productplanning en aankoop en boekhouding kunnen mogelijk ook voorraadoverschotten creëren.

### **3.1.3 Voorraad en omzet**

Een bedrijf kan op een komende piek in de verkopen anticiperen door meer voorraad aan te leggen in de periode die aan de piek voorafgaat. Dit is een logische redenering. Volgens Samuels en Smyth (1968) is een belangrijke factor die meespeelt in het bepalen van het optimale voorraadniveau in een bepaalde periode is de waarschijnlijkheidsverdeling van het aantal orders dat een bedrijf te verwerken krijgt in de komende perioden. Deze auteurs onderzoeken in welke mate dat er schaalvoordelen bekomen worden door het houden van voorraden. Een model om het optimale voorraadniveau te bekomen dat door Samuels en Smyth besproken wordt is een schaalvoordeelmodel. Het basismodel ziet er als volgt uit:

$$I = \alpha S^{\beta}$$

Er werden significante resultaten gevonden voor de relatie tussen voorraden en verkopen bij het testen van industrieën in zowel de Verenigde Staten van Amerika als Australië.

Ook Lee en Koray (1994) bekomen bij het onderzoeken van de relatie tussen onzekerheid van het niveau van verkopen en het voorraadniveau significante resultaten voor de relatie tussen verkopen en voorraad. Voorraadveranderingen hebben niet zozeer onzekerheden in de voorspelling van verkopen als oorzaak. Deze veranderingen vinden eerder plaats als een aanpassingsproces ten opzichte van veranderingen van de verkopen in vorige periodes.

### **3.1.4 Voorraad en orders**

Zarnowitz (1973) maakt een duidelijk verschil tussen twee modellen: productie naar voorraad en productie op bestelling. Wanneer een bedrijf produceert op voorraad, worden binnenkomende nieuwe orders onmiddellijk afgehandeld en indien een order niet onmiddellijk kan afgehandeld worden omdat er niet voldoende goederen beschikbaar zijn wordt het order niet geplaatst noch geaccepteerd. Het bedrijf moet dus bijgevolg voldoende voorraad aanhouden om het aantal verloren verkopen te minimaliseren. Indien een dergelijk bedrijf enkel produceert op bestelling, houdt het bedrijf dus ook geen onverkochte voorraad afgewerkte goederen aan. Dit betekent wel dat dit bedrijf orders niet meteen kan afhandelen, maar pas na het ontvangen van het order kan beginnen met de productie van het afgewerkte product. Zarnowitz merkt daarnaast op dat wanneer een bedrijf produceert op bestelling, dit niet impliceert dat het bedrijf een zeer kleine totale voorraad heeft, maar wel dat de voorraad afgewerkte goederen van minimale grootte is. Producenten die produceren op bestelling zullen wel degelijk voorraden van aangekochte goederen en grondstoffen houden, zodoende de levertijd zo kort mogelijk te houden.

Producten die op bestelling worden gemaakt hebben volgens Zarnowitz (1973) een of meerdere van volgende eigenschappen: het product moet geproduceerd worden naargelang de specifieke eisen van de klant; het product is in afgewerkte vorm bederfelijk of onderhevig aan modetrends; het product heeft een zeer onstabiele en onvoorspelbare vraag.

Natuurlijk geeft dit een beeld van twee uitersten, maar in werkelijkheid is het mogelijk dat een bedrijf zowel produceert op bestelling als om te stockeren. Indien een bedrijf bijvoorbeeld een piek in de vraag naar een bepaald product ervaart, is het mogelijk om deze piek op te vangen door te produceren op bestelling (Zarnowitz, *The Role of Orders in Industrial Production*, 1973).

### **3.1.5 Nieuwe orders, omzet en productie**

De beperkte literatuur die de relatie tussen nieuwe orders, productie en omzet behandelt wordt in dit hoofdstuk besproken. Zuivere productie op bestelling doorloopt drie fases: accepteren van nieuwe orders, produceren, en verzenden van verkochte goederen. De tijdsperiode tussen het accepteren van nieuwe orders en het verzenden van het verkochte product kan aanzienlijk lang zijn. Dit kan volgens Zarnowitz (1973) te wijten zijn aan enerzijds een lange productieperiode of anderzijds aan een lange wachperiode vooraleer een geaccepteerd order geproduceerd wordt. De verzending van het afgewerkte product

gebeurd vrijwel onmiddellijk na de productie, aangezien er geen reden is om het reeds bestelde product nog langer te stockeren.

Wanneer de productie van een bedrijf gekarakteriseerd wordt door productie naar voorraad, bestaat er maar een zeer kleine tijdspanne tussen het accepteren van een nieuw order en het verzenden van het verkochte product, aangezien het verzenden vanuit voorraad kan gebeuren. De productie van goederen kan zowel voor of na het verzenden (verkopen) van goederen gebeuren. Zarnowitz (1973) bewijst echter dat voor bepaalde goederen die niet geproduceerd worden op bestelling, de productie met een lichte vertraging loopt ten opzichte van het verzenden en verkopen van goederen.

De studie van Zarnowitz in 1973 geeft weer dat er een grote variabiliteit bestaat in de vraag naar geproduceerde goederen, die observeerbaar is in tijdreeksdata aangaande nieuwe orders. Het zou bijgevolg zeer kostelijk zijn voor een bedrijf om deze variabiliteit ook toe te laten in haar productie en daaruit volgende omzet. Veel van deze variantie wordt teniet gedaan door het opstellen van een goed productieschema. Variabiliteit wordt tevens beperkt door de capaciteit van een bedrijf. Nog bestaande variabiliteit uit zich in voorraadveranderingen of veranderingen in het orderboek, naargelang het product op bestelling of voor opslag wordt geproduceerd. Doordat voorraden en orderboeken dienen als buffers voor eventuele schokken in de vraag, wordt de prijs niet significant beïnvloedt door kleine schommelingen van nieuwe orders.

Nieuwe orders zijn moeilijk voorspelbaar maar eens deze bekend zijn, zouden ze volgens Zarnowitz (1973) een goede hulp moeten zijn bij het voorspellen van hun omzet. Hij vindt bewijs op geaggregeerd niveau in industrieën van duurzame goederen, waar voornamelijk op bestelling wordt geproduceerd. Dit betekent wel dat de ware relatie niet geheel duidelijk is op industrieel niveau, aangezien op geaggregeerd niveau verscheidene industrieën met zeer verschillende eigenschappen zijn opgenomen. Zelfs binnen elk fabrieksgebouw is het mogelijk dat er verschillende producten, met verschillende productie- en leveringstijden geproduceerd worden.

Rémond-Tiedrez en Schön (2007) geven eveneens aan dat de index voor industriële nieuwe orders, opgesteld binnen de Eurostat database, wordt gebruikt als graadmeter voor de toekomstige productie. Deze auteurs, evenals de auteur van deze masterproef, onderzoeken weliswaar in welke mate deze index kan aanzien worden als maatstaf voor toekomstige productie of omzet.

Bachman (2011) daarentegen, concludeert in zijn onderzoek gevoerd met data van het Census Bureau<sup>3</sup>, dat nieuwe bestellingen van duurzame goederen zowel op geaggregeerd

---

<sup>3</sup> Centrum voor dataverzameling in de Verenigde Staten

als industrieel niveau geen indicator zijn voor verzendingen, wat leidt tot eenzelfde conclusie voor de relatie tussen orders en omzet. Het Census Bureau verzamelt en publiceert data aangaande verzendingen, nieuwe bestellingen, voorraadniveaus en openstaande bestellingen. De relatie tussen nieuwe orders, verzendingen en openstaande bestellingen wordt als volgt voorgesteld:

$$\text{nieuwe orders}_t = \text{verzendingen}_t + \text{openstaande bestellingen}_t - \text{openstaande bestellingen}_{t-1}$$

Deze berekeningen van de nieuwe orders worden gevalideerd aan de hand van de verzamelde data. Het Bureau berekent echter enkel de nieuwe orders voor industrieën waarvan uitgegaan wordt dat ze produceren op bestellingen. Voor industrieën die produceren naar voorraad worden nieuwe bestellingen gelijkgesteld aan verzendingen.

Bachman (2011) maakt de vergelijking met het onderzoek van Zarnowitz (1973) en geeft twee redenen waarom nieuwe orders geen goede indicator zijn voor verkopen.

Een eerste reden is de sterk veranderde industriële structuur van de economie (Bachman, 2011). Het zwaartepunt van de productie economie is van de zware productie, van bijvoorbeeld primaire metalen, verschoven naar de productie van informatica gerelateerde componenten zoals computers. De informatierevolutie heeft er tevens voor gezorgd dat wachttijden bij productie op bestelling aanzienlijk verkort worden door innovaties zoals just-in-time voorraden en elektronische communicatiemiddelen.

Een tweede reden is een probleem met data betreffende nieuwe bestellingen. De formule die hierboven vermeld staat en gebruikt wordt door het Census Bureau, zorgt voor een grote correlatie tussen de nieuwe orders en verzendingen, waardoor de extra informatie die de nieuwe orders geven gelimiteerd is (Bachman, 2011). Indien het geaggregeerde data betreft, wordt dit effect nog groter aangezien in industrieën die produceren naar voorraad de nieuwe orders gelijkgesteld worden aan verzendingen. Openstaande bestellingen hebben cyclische eigenschappen die de resultaten van de berekening van nieuwe orders kunnen vertekenen. Onmiddellijk na een piek in de conjunctuurcyclus kunnen bedrijven produceren zolang er nog openstaande bestellingen zijn. Dit heeft als gevolg dat de openstaande bestellingen dalen. Na een dieptepunt in de conjunctuurcyclus proberen de bedrijven de openstaande bestellingen zo laag mogelijk te houden, aangezien ze zoveel mogelijk bestellingen proberen uit te voeren omwille van ongebruikte capaciteit. Het gedrag van openstaande bestellingen is dus asymmetrisch doorheen de conjunctuurcyclus wat mogelijk zorgt voor vertekeningen in de nieuwe orders. Het is tevens mogelijk dat deze conjunctuurcyclus niet synchroon verloopt in verschillende industrieën, wat zorgt voor extra vertekeningen in geaggregeerde data. Als laatste opmerking in deze paragraaf is er bewijs dat in hoogtechnologische nieuwe

industrieën bestellingen minder vaststaand zijn dan in oude industrieën. Dit houdt in dat bedrijven orders plaatsen bij verschillende leveranciers, afwachten wie de bestelling eerst levert, om dan te andere bestellingen te annuleren. Dit kan zorgen voor extra vertekeningen in de relatie tussen nieuwe orders en verkopen.

### 3.1.6 Conclusie

In dit hoofdstuk werd vanuit verschillende invalshoeken het verband tussen omzet, productie en nieuwe orders duidelijk gemaakt, alsook hoe industrieën gekarakteriseerd kunnen worden. Zowel de relatie tussen nieuwe orders en omzet, als de dynamiek tussen nieuwe orders en productie is een relatie van vraag en aanbod, waarbij de nieuwe orders telkens de rol van de vraag vervullen. Industrieën kunnen gekarakteriseerd worden door hun productiemotief. Hierin wordt door Zarnowitz (1973) een onderscheid gemaakt tussen hoofdzakelijk produceren op bestelling of produceren naar voorraad. In deze masterproef ligt de focus op de relatie tussen de variabelen binnen industrieën die hoofdzakelijk produceren op bestelling. Aangezien dat voorraadoptimalisatie, en de daarmee samenhangende relatie tussen nieuwe orders, productie en omzet, een proces is dat plaatsvindt zowel op korte termijn als vanuit strategisch oogpunt – en dus op lange termijn -, bestaat het vermoeden van cointegratie tussen deze variabelen.

De vraag wordt gekarakteriseerd door de hoeveelheid nieuwe orders. Omzet, en productie bekleden de rol van aanbod in respectievelijk de relatie tussen nieuwe orders en omzet, en de relatie tussen nieuwe orders en productie. De hierboven vermeldde dynamiek wordt als volgt in vergelijkingen beschreven voor industrieën die hoofdzakelijk produceren op bestelling, maar waar het mogelijk is dat er nog een beperkte eindvoorraad wordt aangehouden:

$$NO_{i,t} = PROD_{i,t} + \Delta BLOG_{i,t} \quad (1)$$

$$PROD_{i,t} = TO_{i,t} + \Delta INV_{i,t}. \quad (2)$$

Door substitutie van vergelijking (2) in (1) wordt vergelijking (3) bekomen:

$$TO_{i,t} = NO_{i,t} - \Delta INV_{i,t} - \Delta BLOG_{i,t}, \quad (3)$$

waarbij,

- TO = omzet in periode t in land/industrie i,
- NO = nieuwe orders in periode t in land/industrie i,
- PROD = productie in periode t in land/industrie i,
- $\Delta INV$  = verandering in voorraad in periode t in land/industrie i,
- $\Delta BLOG$  = verandering in orderboek in periode t in land/industrie i.

De index  $i$  is samengesteld uit de index  $m$  en  $l$ , zodat deze aangeeft welke industrie in welk land de variabele weergeeft. Nieuwe orders in industrie  $m$  in land  $l$ , op tijdstip  $t$  zijn gelijk aan de productie in diezelfde industrie  $m$  in land  $l$ , op tijdstip  $t$ , vermeerderd met de verandering in het orderboek op datzelfde tijdstip in dezelfde industrie  $m$  in land  $l$ , aangezien dat openstaande bestellingen niet reeds geproduceerd worden. De verkopen in industrie  $m$  in land  $l$ , op tijdstip  $t$ , zijn gelijk aan de productie in datzelfde land  $l$  in industrie  $m$  op hetzelfde tijdstip  $t$ , verminderd met de verandering in voorraad op datzelfde tijdstip, indien bedrijven in industrie  $m$  een eindvoorraad aanhouden. In vergelijking 3 kan de omzet in industrie  $m$  in land  $l$ , op tijdstip  $t$  vervolgens in functie van de nieuwe orders opgesteld worden, verminderd met zowel de verandering in het orderboek als de voorraadverandering.

## **3.2 Verband tussen de financiële crisis en de reële economie**

Sinds de start van de financiële crisis in 2007 is er heel wat nieuw onderzoek gebeurd naar de link tussen de financiële wereld en de reële economie. In dit hoofdstuk wordt de relatie tussen de financiële crisis en de reële economie verduidelijkt aan de hand van een korte rapportage over verschillende onderzoeken.

### **3.2.1 Korte samenvatting van het verloop van de financiële crisis**

Blanchard (2009) schetst het ontstaan en uitbreiding van de financiële crisis. Allereerst zijn er vier evoluties die de voedingsbodem voor de crisis vormden in de jaren die voorafgingen aan de start van de crisis. Deze evoluties zorgden ervoor dat een val van de vastgoedprijzen in de Verenigde Staten uitdraaide tot een crisis op wereldschaal.

Ten eerste werden activa gecreëerd, gekocht en verkocht die minder risicovol leken dan ze in werkelijkheid waren (Blanchard, 2009). Zolang de vastgoedprijs niet daalde, leken de meeste *subprime*<sup>4</sup> hypotheek relatief risicoloos. De waarde van de hypotheek kon relatief hoog zijn in vergelijking met de prijs van het huis, maar dit verschil zou stilaan verdwijnen aangezien de prijzen stegen. Indien de vastgoedprijzen daalden zouden veel hypotheek de waarde van het vastgoed overschrijden, wat zou zorgen voor wanbetalingen en faillissementen. Waarom onderschatten de hypotheeknemers en de houders van de hypotheek het risico dat aan deze hypotheek verbonden waren? Blanchard geeft hiervoor de verklaring dat gunstige economische situaties vaak leiden tot krediet booms, de creatie van minderwaardige activa en de uitgifte van minderwaardige leningen. Kredietnemers en kredietverstrekkers kijken naar de recente waarden van

---

<sup>4</sup>Subprime betekent dat verstrekkers van de hypotheek of lening risicovoller zijn aangezien ze minder kredietwaardig zijn (Gorton, 2009).



rendementen en worden bijgevolg te optimistisch over de toekomstige rendementen. Deze laag van optimisme kon ook worden waargenomen bij de verstrekking van verzekeringspolissen<sup>5</sup>. Deze werden verstrekt voor allerlei risico's tegen lage premies, aangezien de verstrekkers ervanuit gingen dat de kans dat deze polissen uitbetaald moesten worden nihil was.

Ten tweede leidden effectisering<sup>6</sup> tot complexe en moeilijk waardeerbare activa op de balansen van financiële instellingen (Blanchard, 2009). In 2008 waren 60 procent van alle Amerikaans hypotheek-gebaseerde effecten geëffectiseerd en hypotheek-gebaseerde effecten werden toegevoegd tot hypotheek-gebaseerde effecten. Effectisering was en is nog steeds een grote verbetering die zorgt voor de risico allocatie naar verschillende investeerders, en niet enkel naar een beperkt aantal financiële instellingen, maar het waren twee aspecten die ervoor zorgden dat dit fenomeen bijdroeg tot de versterking van de financiële crisis. Simpel toegevoegde hypotheek-gebaseerde effecten waren makkelijk naar waarde te schatten, maar afgeleide effecten waren veel moeilijker te waarderen. Complexiteit zorgde dus voor opaciteit. Deze onzekerheid over de waarde van afgeleide effecten had een impact op zeer veel bedrijven, aangezien het risico verspreid was over verscheidene investeerders.

Door de effectisering en globalisering werden de financiële instellingen binnen en buiten de landsgrenzen meer verbonden met elkaar, wat ervoor zorgde dat het mogelijk was dat banken wereldwijd een deel van het risico van de Amerikaanse *subprime* hypotheek-gebaseerde effecten droegen (Blanchard, 2009).

Als laatste factor zorgde een verhoogde schuldgraad van bedrijven ervoor dat het kapitaalrendement verhoogd werd (Blanchard, 2009). Dit had als gevolg dat, wanneer de waarden van activa verminderden of onzekerder werden, wat als gevolg had dat de schuldgraad steeg, wat op zijn beurt zorgde dat de waarschijnlijkheid dat het kapitaal zou verdwijnen steeg, en de waarschijnlijkheid dat financiële instellingen insolvent werden of failliet gingen steeg.

Blanchard (2009) beschrijft in zijn onderzoek tevens twee mechanismen die zorgden voor een versterking van de financiële crisis. Ten eerste zorgde een moderne versie van een *bank run* ervoor dat financiële instanties die werden aanzien als risicovol zich niet langer konden financieren op de geldmarkt. Deze instellingen waren bijgevolg gedwongen om activa te verkopen. Helaas waren er maar weinig investeerders die de activa wouwen kopen, aangezien deze moeilijk naar waarde te schatten waren. Dit zorgde ervoor dat de

---

<sup>5</sup>In Blanchard (2009): Credit Default Swaps (CDS)

<sup>6</sup>Volgens het online lexicon Financiële Begrippen: herstructurering van kredieten in de vorm van verhandelbare effecten. Het overnemende bedrijf geeft verhandelbare effecten uit om de overname te financieren kunnen betalen (Securitisatie, sd).

prijs waarvoor een bepaald activum verkocht werd lager lag dan de verwachte waarde van de betalingen op het activum. Het gevolg hiervan was dat soortgelijke activa van andere instellingen ook in waarde daalden, wat een daling van hun kapitaal veroorzaakte, waardoor zij ook genoodzaakt waren om activa te verkopen.

De behoefte van financiële instellingen om een voldoende hoge kapitaalratio te behouden, zorgde voor het tweede versterkingsmechanisme (Blanchard, 2009). Deze behoefte was er doordat financiële instellingen moesten voldoen aan de wetgeving, of om investeerders ervan te verzekeren dat ze maatregelen namen om het risico op faillissement te verkleinen. Om een voldoende hoge kapitaalratio te waarborgen kunnen instellingen ofwel additioneel kapitaal proberen aan te trekken, ofwel de schuldgraad verkleinen door activa te verkopen. Zoals in de vorige paragraaf vermeld werd is het duidelijk dat er weinig investeerders bereid waren om te financiële instellingen extra kapitaal te verschaffen, wat als gevolg heeft dat de instellingen gedwongen worden om activa te verkopen, wat dezelfde gevolgen heeft als het eerste mechanismen: activa worden verkocht beneden de verwachte waarden van de betalingen op de activa.

De financiële crisis verspreidde zich door de initiële condities en de versterkingsmechanismen van de *subprime* hypotheekmarkten begin 2007, naar financiële instellingen en de interbancaire geldmarkten in de zomer van 2007, naar standaard hypotheekmarkten en bedrijfsobligaties aan het einde van 2007, naar groeiemarkten in ontwikkelende landen in de herfst van 2008 (Blanchard, 2009). De crisis leidde tevens tot een verhoging van de waarschijnlijkheid dat interbancaire leningen niet terugbetaald zouden kunnen worden. Dit zorgde ervoor dat banken probeerden om hun afhankelijkheid van andere banken te limiteren. Banken die hun schuldgraad probeerde te verlagen, verstrengden ook hun bancaire kredietverleningsnormen wat als gevolg had dat bedrijven en gezinnen minder gefinancierd werden door financiële instanties. De verlaging van de schuldgraad was tevens de oorzaak voor het verhoogde premium dat overheden van landen met groeiende markten dienden te betalen. Dit allemaal had als gevolg dat de prijzen op de aandelenbeurzen abrupt daalden en het consumenten –en ondernemingsvertrouwen een sterke knauw kreeg, wat leidde tot sterk dalingen van vraag en output.

### **3.2.2 De reële effecten van de financiële crisis**

Nu dat het ontstaan en verloop van de financiële crisis duidelijk is, volgt in deze sectie een bespreking van een aantal studies met betrekking tot de reële effecten van de financiële crisis.

Dell’Ariccia, Detragiache en Rajan (2008) onderzoeken de reële effecten van de financiële crisis. Ze gaan ervanuit dat wanneer industrieën die afhankelijk zijn van externe financiering meer schade ondervinden van een financiële crisis, de financiële crisis een onafhankelijk negatief effect heeft op de reële economie. Voorbeelden van industrieën die relatief sterk afhankelijk van externe financiering zijn de chemische en elektronica industrieën. Ze merken ook op dat hoewel empirische studies aantonen dat kredietverlening in de private sector en geaggregeerde output verminderen tijdens een financiële crisis, dit niet meteen betekent dat financiële problemen van banken bijdragen tot de vermindering van output in de reële economie. Dell’Ariccia, Detragiache en Rajan argumenteren dit als volgt. Dezelfde exogene schokken die financiële problemen voor banken veroorzaken ook voor een afname van de geaggregeerde vraag zorgen. Bedrijven zijn bijgevolg genoodzaakt investeringen te schrappen en dienen uiteindelijk een kredietaanvraag in. Diezelfde schokken kunnen ook een tijdelijk verhoogde onzekerheid veroorzaken, wat er voor zorgt dat bedrijven investeringen en leenopportunities uitstellen. Productie en bankkrediet kunnen dus afnemen wanneer er een financiële crisis is, zelfs zonder dat er een feedbackeffect is van niet-liquiditeit en insolvabiliteit naar kredietbeschikbaarheid.

De resultaten van hun onderzoek wijzen erop dat financiële crises reële effecten hebben, en dat dit effect deels door het leenkanaal tot stand komt. Industrieën die afhankelijker zijn van externe financiering hebben meer moeilijkheden ten tijden van financiële onrust dan bedrijven die minder afhankelijk zijn van externe financiering. Exogene schokken hebben namelijk een extra effect op banken die in de problemen komen, welke genoodzaakt zijn hun kredietverstrekking terug te schroeven en bijgevolg minder financiering toestaan. Het verschil op basis van afhankelijkheid van externe financiering is groter in ontwikkelende landen waar alternatieven voor financiering door de bankenwereld eerder gelimiteerd zijn, dan in landen waar buitenlandse financiering minder toegankelijk is en waar problemen voor banken ernstiger zijn (Dell’Ariccia, Detragiache, & Rajan, 2008).

De studie van Niang, Diagne en Pichery (2011) bewijst dat er een link bestaat tussen de financiële markten en de reële economie, wat de bevindingen in vorige paragrafen bevestigd. Zij gaan de onderliggende linken tussen de financiële wereld en de reële economie na aan de hand van een aantal observeerbare variabelen die kunnen gedefinieerd worden als proxies van de onderliggende variabelen. Alcidi en Gros (2010) onderzoeken tevens de impact van de financiële crisis op de reële economie binnen de Eurozone. De data van hun onderzoek wijst in de richting van algemene daling van investeringen overheen alle landen binnen de Eurozone in de periode na het uitbarsten van de crisis. Dit fenomeen kan niet toegeschreven worden aan sector-specifieke effecten

of correcties ten gevolge van overinvesteringen in de vorige periode, maar is eerder het gevolg van de dramatisch verhoogde risico aversie en geschade consumenten- en ondernemingsvertrouwen wereldwijd.

Er kan gesteld worden dat de financiële crisis zijn weerslag heeft op de reële economie en bijgevolg op talrijke industrieën. De invloed van de crisis op de voorraadinvestering hangt samen met de mate van afhankelijkheid van externe financiering, zoals gespecificeerd in Dell'Ariccia, Detragiache en Rajan (2008), Guariglia (1999) en Guariglia en Mateut (2007). Des te meer een industrie afhankelijk is van externe financiering, des te groter gaat het negatieve effect van onrust op de financiële markten zijn tijdens een financiële crisis. Opmerkelijk is dat een aantal industrieën, waaronder de textiel- en kledingindustrie helemaal niet afhankelijk zijn van externe financiering. Ook de vraag, hier gekarakteriseerd als het aantal nieuwe orders, zal beïnvloed worden door de financiële crisis, daar afnemers in bepaalde industrieën eveneens negatief beïnvloed worden door de crisis, aangezien zij mogelijk ook onderhevig zijn aan budgetrestricties. Samengevat is de productie onderhevig aan zowel inkomens- als prijseffecten van de financiële crisis, zoals hierboven verklaard werd, en heeft dit ook weerslag op de omzet binnen de industrieën.

### **3.3 Kwantificeren van de financiële crisis**

Uit het vorige hoofdstuk kan besloten worden dat de financiële crisis wel degelijk een impact heeft op de reële economie. De volgende vraag is hoe het verloop van de crisis dient gekwantificeerd te worden, zodoende dit bruikbaar is in de econometrische analyse van deze masterproef. Hieronder worden een aantal indicatoren besproken.

#### **3.3.1 De financiële crisis als dummyvariabele**

De voorstelling van de crisis als dummyvariabele is gebaseerd op het onderzoek van Dell'Ariccia, Detragiache en Rajan (2008). Een dummyvariabele is een simplistische manier om de crisis voor te stellen aan de hand van een variabele. Deze variabele zou de waarde '1' aan nemen tijdens de perioden van financiële onrust en de waarde '0' in alle andere gevallen. Natuurlijk moet de periode van financiële onrust gedefinieerd worden om de dummyvariabele correct op te stellen. Dell'Ariccia, Detragiache en Rajan volgen hiervoor het voorbeeld van Demirgüç-Kunt en Detragiache (1998). Ze beschouwen beiden perioden waarin banken financiële problemen hebben als een financiële crisis wanneer tenminste aan een van volgende voorwaarden voldaan is:

- Er vond een bank run op aanzienlijk grote schaal plaats.

- De overheid nam noodmaatregelen om het bancaire systeem te beschermen, zoals nationalisering en *bank holidays*.
- De fiscale kost van de redding van de bank bedroeg tenminste 2% van het nationaal product.
- De verhouding tussen niet-renderende leningen en het totale activa in de bancaire wereld bereikt tenminste 10 procent.

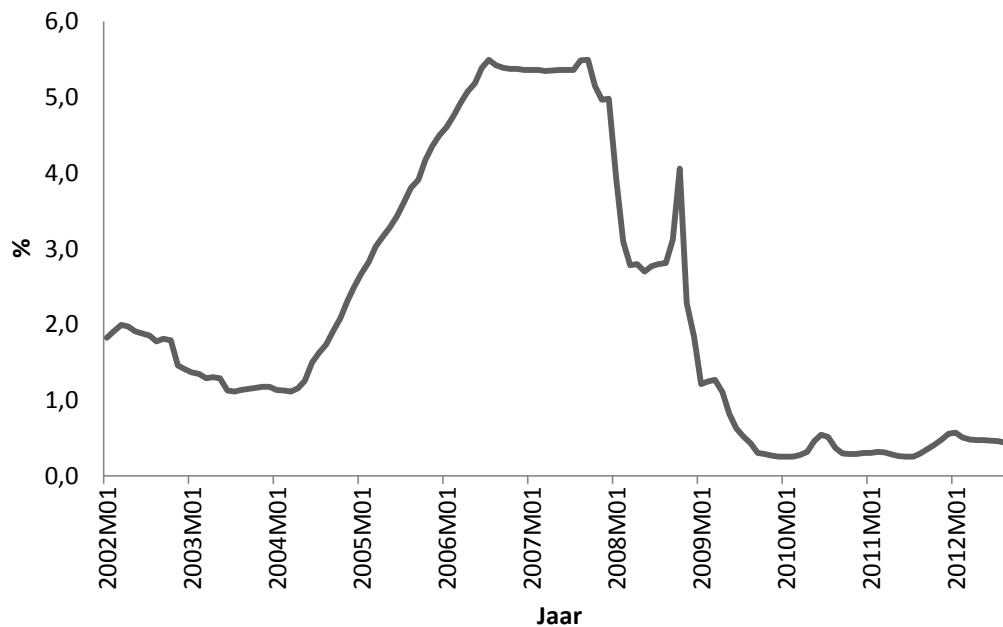
Om de tijdswaarden te classificeren volgens bovenstaande voorwaarden baseren Dell'Araccia, Detragiache en Rajan zich op de gevalstudies van Lindgren et al. (1999) en Caprio en Klingebiel (2003). Deze gevalstudies identificeren periodes van financiële crises in het verleden.

Op basis van deze gevalstudies en de criteria, geven Dell'Araccia, Detragiache en Rajan (2008) de waarde '1' aan het jaar waarin de crisis begint. De twee volgende jaren krijgen tevens deze waarde. De auteurs maken de veronderstelling dat de reële effecten van de crisis verdwijnen na ongeveer drie jaar.

Wanneer op deze manier een dummyvariabele ontworpen wordt voor de meest recente financiële crisis, betekent dit dat de dummyvariabele in 2007, 2008 en 2009 de waarde '1' aanneemt.

### **3.3.2 De LIBOR-rate als indicator**

De dummyvariabele besproken in vorige paragrafen geeft een zeer algemeen beeld van de crisis, wat betekent dat er geen onderscheid kan gemaakt worden tussen periodes waarin de financiële crisis sterker woedde en periodes die gekenmerkt werden door relatieve rust op de financiële markten. De indicatoren in dit en volgende hoofdstuk zijn beter geschikt om verder te differentiëren in periodes van financiële onrust, crisis en rust op financiële markten.



### **Figuur 2-Het verloop van de LIBOR-rate in de periode 2002-2012**

Deze figuur schetst het verloop van de LIBOR-rate in de periode reikende van 2002 tot eind 2012, opgesteld met behulp van data van de Federal Reserve Bank van St Louis (2012).

De graadmeter die in dit hoofdstuk besproken wordt is de London Interbank Offered Rate (LIBOR). Deze maatstaf is het meest gebruikte referentiepunt voor korte-termijn interestvoeten in de belangrijkste muntheden wereldwijd en wordt opgesteld door de British Banker Association in een bereik van maturiteiten van een dag tot twaalf maanden. De meest gebruikte LIBOR-rate is de driemaandelijke interestvoet. De LIBOR-rates zijn in feite afgeronde gemiddelden van interbancaire tarieven die ingediend worden door een panel van geselecteerde banken. Deze selectie is noodzakelijk om de dynamiek in de interbancaire depositomarkt te weerspiegelen. Zo heeft elke munteenheid een panel van banken, dat minstens uit acht panelleden bestaat die de LIBOR-rate bepalen. Andere indicatoren, zoals de European Interbank Offering Rate (EURIBOR) zijn sterk gecorreleerd met de euro LIBOR, ondanks de recente volatiliteit in beide indicatoren, te wijten aan de financiële crisis (Bank of England, 2007). Er wordt geschat dat wereldwijd 150 triljoen aan financiële producten verbonden zijn met de LIBOR-rate (Federal Reserve Bank of San Fransisco, Behavior of Libor in the Current Financial Crisis. FRBSF Economic letter 2009-04, 2009). Figuur 2 maakt de volatiliteit van de LIBOR-rate duidelijk in de periode van financiële crisis.

De LIBOR-rates weerspiegelen (Bank of England, 2007, p. 350):

- De huidige en verwachte toekomstige *overnight* risicovrije interestvoeten, wat betekent dat de LIBOR-rate het verwachte verloop van monetaire politiek weergeeft;
- De risicopremie tussen on-gewaarborgde en gewaarborgde interestvoeten.

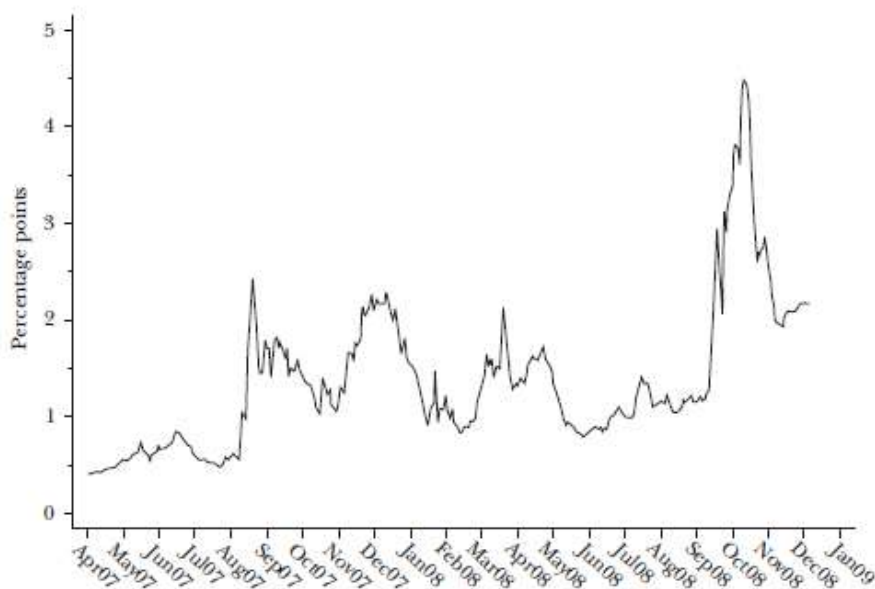
Er bestaat een aanzienlijk verschil tussen de LIBOR-rate en de verwachte *overnight* interestvoet in dezelfde periode. Om een lening aan te gaan in de interbancaire geldmarkt voor een periode van bijvoorbeeld een maand, kan een bank deze afsluiten aan de gangbare maandelijkse LIBOR-rate. Een alternatief hiervoor is het aangaan van een *overnight* lening aan de risicovrije interestvoet, en deze blijven vernieuwen voor de volgende 30 dagen. De cumulatieve interestvoet voor het alternatief is gelijk aan de maandelijkse Overnight Index Swap (OIS) rate. Het verschil bestaat omdat, indien de bank de maandelijkse LIBOR-rate hanteert, ze verplicht is de financiële middelen uit te lenen voor de volledige maand, en daardoor geen controle over de middelen heeft gedurende die periode. Wanneer de bank echter gebruik maakt van de alternatieve strategie, ze elke dag kan beslissen om de lening te vernieuwen gedurende de 30 dagen. Op deze manier wordt de kredietverlener beschermt tegen onverwachte gebeurtenissen. Door het risicopremium gekoppeld aan de LIBOR-rate, ligt de waarde van de maandelijkse LIBOR-rate altijd hoger dan de waarde van de maandelijkse OIS-rate (Kwan, 2009).

Kwan (2009) beschrijft het gedrag van de LIBOR-rate tijdens de financiële crisis en houdt rekening met zowel het kredietrisico als het liquiditeitsrisico. De focus van zijn onderzoek ligt weliswaar bij de U.S Dollar LIBOR, maar het onderzoek is ook toepasbaar op andere belangrijke valuta. Voordat de crisis losbarstte was het verschil tussen de driemaandelijkse LIBOR- en OIS-rates 7 tot 9 basispunten. Aan de start van de crisis, in augustus 2007, bedroeg deze *spread* reeds 100 basispunten. Zoals in vorig hoofdstuk besproken werd, hebben de *subprime* hypotheekleningen als gevolg dat er een verhoogde mate onzekerheid over de kredietwaardigheid van de financiële instellingen aanwezig was op de financiële markten. De liquiditeit op de geldmarkten droogde onmiddellijk op. Dit is nefast voor de bancaire wereld, aangezien banken zaken doen door korte termijn kredieten op te kopen om leningen op langere termijnen uit te geven. De banken vertrouwen erop dat deze korte termijn krediet steeds vernieuwd worden. Maar toen dit niet gebeurde doordat depositohouders en schuldeisers hun risico wouden minimaliseren. Dit zorgde ervoor dat de voorheen genoemde acties dienden te ondernemen. Door de plotse stijging in de vraag naar liquiditeit en de sterke daling in het aanbod, stegen de interestvoeten nog meer, wat bijdroeg tot de vergroting van het verschil tussen de LIBOR- en de OIS-rates.

Het is duidelijk dat ook de LIBOR-rate niet zal volstaan als indicator om de financiële crisis te kwantificeren, aangezien de LIBOR-rate ook het verloop van de risicovrije interestvoet weerspiegelt (Kwan, 2009). De indicator die het meest geschikt lijkt te zijn is een indicator op basis van een spread, die besproken wordt in de volgende sectie.

### 3.3.3 Een indicator op basis van de TED-spread

Volgend uit vorig hoofdstuk is het duidelijk dat, om de invloed van de risicovrije interestvoet teniet te doen in de indicator voor de financiële crisis, het nodig is het verschil te nemen tussen de LIBOR-rate en een risicovrije interestvoet. Op deze manier kan een spread bekomen worden. Brunnermeier (2009) geeft aan dat de TED-spread een goede indicator is om de ernst van de financiële crisis te kwantificeren. De TED-spread wordt beschreven als het verschil tussen de risicovolle LIBOR-rate en de rente op een risicoloze overheidsobligatie. Door de invloed van de risicovrije rente teniet te doen, geeft de TED-spread een indicatie voor de solvabiliteits – en liquiditeitsrisico's op de interbancaire geldmarkt.



#### **Figuur 3 – TED-spread**

De figuur uit Brunnermeier (2009) geeft het verloop van de TED-spread doorheen de financiële crisis weer. De piek eind 2008 weerspiegelt het faillissement van Lehman Brothers.

Zoals afgebeeld in figuur 3, geeft de TED-spread duidelijk aan wanneer er zich problemen voordeden op de financiële markten, die leiden tot financiële onrust. Op figuur 3 zijn er vier duidelijke pieken te onderscheiden in de TED-spread. Brunnermeier (2009) geeft voor elk van deze pieken een verklaring.



Op 9 augustus 2007 veroorzaakte de sterke stijging in het waargenomen faillissements- en liquiditeitsrisico voor banken een sterke stijging in de LIBOR-rate. Deze stijging zorgde er voor dat de interbancaire markt stilviel. De Europese Centrale Bank en de Federal Reserve probeerden dit teniet te doen door geld in verscheidene kredietvormen te pompen en de risicovrije interestvoet te verlagen met een half procentpunt, wat ervoor zorgde dat de TED-spread verwijdde. Dit bracht weinig soelaas, aangezien dat banken die lenen aan de risicovrije interestvoet gestigmatiseerd worden als banken met een lage kredietwaardigheid. Doordat er geen beweging kwam op de interbancaire markt (door bovenvermelde reden), besloot de Federal Reserve de risicovrije interestvoet opnieuw te verlagen met een half procentpunt, wat resulteerde in een nieuwe vergroting van de TED-spread in het begin van de maand september.

Hoewel dat deze maatregelen effect bleken te hebben, verergerde de problemen doordat de geschatte schuld op de hypotheekmarkt naar boven moest herzien worden. Dit zorgde voor een piek in de LIBOR-rate, waarop de Federal Reserve de risicovrije interestvoet met een kwart procentpunt naar beneden bijstelde, en de TED-spread opnieuw vergrootte midden december 2007.

De *monoline insurers*<sup>7</sup> waren de volgende dominosteen in de rij. Doordat de verliezen op de hypotheekmarkt zich opstapelden, en *monoline insurers* een zeer beperkte risicospreiding hanteerden, liepen de meesten van deze verzekeraars het gevaar om hun kredietwaardigheid naar beneden bijgesteld te zien worden door de drie grootste kredietbeoordeelaars. De kredietbijstelling van een van deze monoliners in januari 2008 zorgde voor een aanzienlijke daling op de aandelenbeurzen, waarop de Federal Reserve reageerde met een 1,25 procentpunt daling van de risicovrije interestvoet.

Door een opeenvolging van gebeurtenissen diende Bear Stearns in maart 2008 het faillissement aan te vragen, waarop in september 2008 zowel Lehman Brothers, AIG en Merrill Lynch dezelfde actie dienden te ondernemen, wat resulteerde in de zeer sterke stijging van de TED-spread midden september 2008 (Brunnermeier, 2009).

---

<sup>7</sup> Brunnermeier (2009): Kredietverzekeraars die slechts op een product focussen.

### **3.3.4 Conclusie**

Uit het voorgaande kan er geconcludeerd worden dat de TED-spread de meest gedetailleerde weergave geeft van het verloop van de financiële crisis. De vergroting van de spread geeft weer in welke mate er onrust heerst op de financiële markten, wat zich vertaald in een moeilijkere financiering van bedrijven in bepaalde industrieën. De TED-spread is bijgevolg negatief gecorreleerd met het aantal orders, productievolume en de omzet van verschillende industrieën in bepaalde landen. De invloed van de financiële crisis verschilt van industrie tot industrie, en van land tot land. In welke mate dit zich uit in de data die ter beschikking gesteld werd, wordt duidelijk in volgende hoofdstukken.



## 4. DEELVRAGEN

Nu een duidelijk beeld geschept is van de relaties tussen de variabelen door middel van de literatuurstudie, wordt in hoofdstuk 5 de methodologie toegelicht die gebruikt wordt om de relaties te testen aan de hand van de data die voorhanden is. De opeenvolging van deelvragen, die behandeld worden in deze masterproef om een antwoord te bieden op de centrale onderzoeksvraag, is de volgende:

1. *Bestaat er een korte en/of lange termijn relatie tussen nieuwe orders en omzet, en nieuwe orders en productie?*

Aan de hand van de eerste deelvraag wordt nagegaan of de te onderzoeken data de relaties tussen de variabelen weergeeft die verklaard werden in de literatuur. Dit betekent dat een korte en lange termijn relatie geschat kan worden tussen zowel nieuwe orders en omzet, als nieuwe orders en productie. De methodologie aangaande deze deelvraag wordt gespecificeerd in 5.2 Methodologie eerste deelvraag.

2. *Heeft de financiële crisis een significante invloed op de relatie tussen omzet en nieuwe orders, en nieuwe orders en productie?*

Deze deelvraag spitst zich toe op de invloed van de financiële crisis op de relatie tussen nieuwe orders en omzet, en nieuwe orders en productie. Ook wordt gekeken naar de relatieve invloed van de financiële crisis op de verschillende industrieën opgenomen in de dataset. In het onderdeel 5.3 Methodologie tweede deelvraag wordt besproken hoe deze deelvraag methodologisch wordt opgelost.

3. *Hebben de vertraagde waarden van de orderdata voorspellingskracht voor de productiedata en omzetdata in België, indien er rekening gehouden wordt met de impact van de financiële crisis?*

Met behulp van de methodologie van deze deelvraag, verklaard in 5.4 Methodologie derde deelvraag, wordt nagegaan wat de voorspellingskracht is van de nieuwe orders voor de productie en omzet in industrieën in België opgenomen in de dataset. Zo kan voor België nagegaan worden of de beslissing van de Europese commissie om de dataverzameling en publicatie van de index betreffende nieuwe orders stopzetten, aangezien deze volgens de Europese instelling te weinig leidende kracht heeft.



## 5. METHODOLOGIE

De methodologie die gebruikt wordt om de deelvragen te beantwoorden bouwt verder op de methodologie gebruikt in Apergis en Payne (2009), Costantini en Martini (2010), Tatoglu (2011) en Ciarlone (2012), welke wordt toegelicht in de onderdelen die toespitsen op de methodologie per deelvraag. Daarvoor vindt de lezer in onderstaand onderdeel een bespreking van de algemene methodologie.

### 5.1 Algemene methodologie

In deze masterproef wordt bestudeerd of er een dynamiek bestaat tussen omzet en inkomende orders, en nieuwe orders en productie. Er wordt onder andere onderzocht of een gemeenschappelijke trend aanwezig is tussen twee variabelen, die niet spurious gerelateerd zijn (Dolado, Gonzalo, & Marmol, 2003). In dit onderdeel wordt de algemene methodologie besproken. Eerst en vooral worden de voor- en nadelen van panel data besproken. Daarna lichten de paragrafen onder 5.1.2 een aantal econometrische problemen toe. Als laatste wordt het model dat gebruikt wordt in deze masterproef verklaard.

#### 5.1.1 Gebruik van panel data

De relatie tussen nieuwe orders en omzet, en nieuwe orders en productie wordt getest aan de hand van verschillende econometrische modellen. Het gebruik van bepaalde modellen is afhankelijk van het soort data waarmee gewerkt wordt. Er kan gewerkt worden met paneldata of tijdsreeksdata.

Stock en Watson (2007) definiëren panel data of longitudinale data als observaties van dezelfde  $N$  entiteiten in meerdere tijdsintervallen  $t$ , waarbij de cross-sectionele dimensie voorgesteld wordt als  $i = 1, \dots, N$  en de tijdsdimensie als  $t = 1, \dots, T$ . De definitie van tijdreeksdata houdt in dat deze data bestaat uit observaties van eenzelfde entiteit  $i$  in meerdere tijdsintervallen  $t$ .

Het gebruik van paneldata levert een aantal voordelen op. Zo kan er gecontroleerd worden voor variabelen die tijdsinvariant of cross-sectioneel invariant zijn. Indien deze variabelen zouden worden weggelaten uit cross-sectionele of tijdreeksstudies, en er dus niet gecontroleerd zou worden voor individuele heterogeniteit, zouden de resultaten van deze studies vertekend kunnen zijn. Dit is bij paneldata niet het geval aangezien men de effecten van deze variabelen kan teniet doen door de eerste verschillen te nemen. Ook bevat paneldata meer informatie, meer variabiliteit, minder collineariteit tussen de variabelen, meer vrijheidsgraden en meer efficiëntie. Er bestaat over het algemeen

minder multicollineariteit dan bij tijdreeksdata doordat de cross-sectionele dimensie veel variabiliteit aan de data toevoegt. Variabiliteit kan bij paneldata opgesplitst worden in variabiliteit tussen de entiteiten en variabiliteit binnen de entiteit. De variabiliteit tussen de entiteiten is in het algemeen veel groter dan de laatstgenoemde, waardoor in paneldata veel betrouwbare parameters geschat kunnen worden. Overigens kan met behulp van paneldata de aanpassingsdynamiek beter bestudeerd worden (Baltagi, 2008).

Er duiken helaas ook een aantal problemen op bij het gebruik van paneldata. Zo zijn er problemen bij de dataverzameling en het ontwerpen van een dataset. Er kan ook verstoring onder de meetfouten ontstaan door onder andere het stellen van onduidelijke vragen, fout noteren van antwoorden en het bewust vertekenen van antwoorden. Een andere mogelijke foutenbron zijn selectiviteitsproblemen. Dit houdt in dat zelfselectiviteit, non-respons of verloop kan optreden in de data. Indien de tijdreeksdimensie kort is, vertrouwen asymptotische argumenten zuiver op de zeer grote cross-sectionele dimensie. Korte tijdreeksdimensies komen vooral voor bij micro-economische paneldata. Een laatste hindernis die kan bestaan bij het gebruik van paneldata is cross-sectionele afhankelijkheid. Wanneer macro economische panels geen rekening houden met onderlinge afhankelijkheid van landen kan dit leiden tot het trekken van misleidende conclusies. Er zijn zowel panel unit root testen die cross-sectionele onafhankelijkheid veronderstellen als testen die rekening houden met cross-sectionele afhankelijkheid (Baltagi, 2008).

Volgens Hsiao (2005) levert de combinatie van de intra-individu dynamiek en de verschillen tussen de cross-sectionele eenheden een aantal voordelen op. Door het gebruik van zowel een cross-sectionele als een tijdsdimensie, neemt het aantal vrijheidsgraden toe, wat de efficiëntie van geschatte parameters positief beïnvloedt. Ook is de impact van variabelen die weggelaten worden uit de regressie aanzienlijk kleiner. Het effect van weggelaten variabelen die constant blijven doorheen de tijd, maar verschillen per cross-sectionele eenheid, kan geminimaliseerd worden door de eerste verschillen van de variabelen in de vergelijking te nemen (Hsiao, 2005).

Een andere probleem dat volgens Hsiao (2005) kan geminimaliseerd worden met behulp van panel data is het homogeniteits- versus heterogeniteitsprobleem, hetgene wordt verduidelijkt in volgende twee paragrafen.

Wanneer individuen dezelfde eigenschappen vertonen, kan op basis van deze eigenschappen de data betreffende elk geobserveerd individu samengevoegd worden om betere voorspellingen aangaande deze cross-sectionele eenheden te bekomen.

Indien individuen echter heterogeen bevonden worden, kan het aggregeren van data in een en dezelfde tijdreeks leiden tot vertekeningen ten opzichte van de aparte tijdreeksen en zal de evaluatie van het gevoerde beleid betreffende deze individuen de verkeerde conclusies naar voren schuiven. Ook voorspellingen zullen minder nauwkeurig zijn dan wanneer deze gebeuren op basis van de individuele tijdreeksen.

Als laatste kan het probleem van niet-stationariteit, dat voorkomt bij tijdreeksdata, vermeden worden door het gebruik van panel data. Indien tijdreeksen niet stationair zijn, zijn de verdelingen van de *least-squares* (LS) of *maximal likelihood* (ML) schatter niet normaal verdeeld. Door het gebruik van panel data, waarbij er cross-sectionele afhankelijkheid heerst, kan het centrale limiet theorema gebruikt worden om te bewijzen dat de verdelingen van schatters asymptotisch normaal verdeeld blijven (Hsiao, 2005).

### 5.1.2 Econometrische problemen met paneldata

In dit onderdeel worden kort een aantal econometrische problemen gerelateerd aan paneldata besproken. Sommige problemen komen ook algemener voor bij data, namelijk bij data die enkel een cross-sectionele en/of tijdsdimensie bezit.

#### 5.1.2.1 Vertekening door weggelaten variabelen

Volgens de definitie van Stock en Watson (2007) (p.187):

*If the regressor is correlated with a variable that has been omitted from the analysis and that determines, in part, the dependent variable, then the OLS estimator will have **omitted variable bias**.*

De vertekening door weggelaten variabelen kan invloed hebben op de schatters wanneer de weggelaten variabele is gecorreleerd met één van de onafhankelijke variabelen en wanneer die variabele ook mee de afhankelijke variabele bepaalt.

Het opnemen van tijds- en entiteitseffecten kan tevens helpen op het deze vertekening te verkleinen. Op deze manier worden respectievelijk alle variabelen die veranderen doorheen de tijd, maar constant zijn over de entiteiten, en elke variabele die verschilt over de entiteiten, maar constant is doorheen de tijd opgenomen in de regressie (Stock & Watson, 2007).

In de regressies die verder in deze masterproef gespecificeerd worden, zijn:

$S_t$  = tijdseffecten;

$Z_i$  = entiteitseffecten;



$v_{i,t}$  = effecten die veranderen in zowel tijds- als cross-sectionele dimensie.

De tijds- en entiteitseffecten kunnen in een regressie geschat worden door het opnemen van respectievelijk T-1 en N-1 dummies, die elk één tijdseenheid of entiteit belichamen. Er wordt dan gesproken van een *fixed effects* regressie, die aan volgende assumpties voldoet (Stock & Watson, Regression with Panel data, 2007, p.365):

- Geen correlatie van onafhankelijke variabelen met de fout-term;
- De variabelen voor elk individu zijn identiek verdeeld als, maar onafhankelijk van, de verdeling van de variabelen van een ander individu;
- Het bestaan van uitschieters is hoogst onwaarschijnlijk;
- Een onafhankelijke variabele is geen perfect lineaire combinatie van 2 andere variabelen -er bestaat geen perfecte multicollineariteit-;
- Er is geen seriële correlatie in de fout-termen aanwezig.

#### 5.1.2.3 Seriële correlatie in de fout-term

Stock en Watson (2007) omschrijven seriële correlatie als de correlatie van een bepaalde term doorheen de tijd. Dit is, zoals beschreven in vorige paragraaf, een assumptie waaraan de fout-term niet mag voldoen in een *fixed effects* regressie. Drukker (2003) haalt tevens aan dat seriële correlatie in de fout-term de standaardfouten vertekend en de resultaten minder efficiënt maakt. Hij heeft hiervoor de test ontworpen door Wooldridge (2002) gecodeerd in het softwarepakket Stata. Wooldridge baseert zijn test op de residuen uit een regressie van de eerste verschillen van de te onderzoeken variabelen.

#### 5.1.2.4 Heteroscedasticiteit van de fout-term

De fout-term  $v_{i,t}$  is heteroscedastisch indien zijn variantie conditioneel op de gegeven onafhankelijke variabelen niet constant is over de verschillende entiteiten en niet onafhankelijk is van de onafhankelijke variabelen (Stock & Watson, 2007). Wanneer de fout-term heteroscedastisch is, dienen er heteroscedastisch-consistente standaardfouten gebruikt te worden. Stock en Watson stellen heteroscedastisch- en autocorrelatie-consistente standaardfouten voor, welke standaard gebruikt worden in meeste regressies en statistische programma's, aangezien dit fenomeen algemeen voorkomt.

#### 5.1.2.5 Cross-sectionele afhankelijkheid

Pesaran (2004) haalt aan dat de fout-termen in modellen op basis van panel data verwacht worden om niet afhankelijk te zijn van entiteit tot entiteit. Er wordt met andere woorden verwacht dat de fout-termen cross-sectioneel onafhankelijk zijn. Dit is echter in werkelijkheid niet zo voor meeste economische modellen. Hij ontwerpt een test

gebaseerd op de gemiddelde correlatiecoëfficiënt tussen elk paar van entiteiten van de OLS residuen.

Verscheidene nieuwe testen voor zowel stationariteit als cointegratie zijn robuust voor de cross-sectionele afhankelijkheid van de fout-termen, wat zal blijken in volgende hoofdstukken. Het negeren van cross-sectionele afhankelijkheid tijdens het schatten van panel modellen zorgt in meeste gevallen voor sterke vertekening van de resultaten (Hoechle, 2007).

Hoechle (2011) ontwierp in het softwarepakket STATA een commando `,xtscc` genaamd, om OLS en *fixed effects* regressies te schatten met Driscoll en Kraay (1998) standaardfouten, die robuust zijn voor cross-sectionele afhankelijkheid.

#### 5.1.2.6 Multicointegratie

Multicointegratie is een bepaalde vorm van cointegratie, voor het eerst besproken door Granger en Lee (1989). Er bestaat multicointegratie tussen twee variabelen indien de geaccumuleerde som van de stationaire lineaire combinatie met zichzelf gecointegreerd is. Zowel Granger en Lee (1989) als Berenguer-Rico en Carrion-i-silvestre (2006) vinden empirisch bewijs met respectievelijk tijdreeksdata en paneldata dat de voorraad, welke gedefinieerd kan worden als de geaccumuleerde som van productie minus verkopen (de voorraadveranderingen), gecointegreerd is met productie en verkopen. Multicointegratie heeft als gevolg dat de statistische eigenschappen van de procedures die gebruikt worden voor het testen en schatten van vergelijkingen van gecointegreerde variabelen ongeldig worden indien hiermee geen rekening is gehouden.

Er wordt uitgegaan van een cointegrerende relatie tussen een variabele NO en TO, respectievelijk de nieuwe orders en de omzet, die in onderstaande vergelijking wordt weergegeven:

$$TO_{i,t} = \lambda_i NO_{i,t} + v_{i,t} ,$$

Waar de foutterm  $\varepsilon_{i,t}$  een I(0) variabele is, aangezien TO en NO cointegreren. Wanneer de gecumuleerde residuen van  $\varepsilon_{i,t}$  voorgesteld door  $S_{i,t}$ , cointegreren met de variabele NO en/of TO, wordt volgend multicointegratie model bekomen:

$$S_{i,t} = \gamma_i NO_{i,t} + u_{i,t}$$

waar  $u_{i,t}$  een reeks geïntegreerd van orde nul is indien multicointegratie bestaat tussen de gecumuleerde residuen  $S_{i,t}$  en in deze vergelijking opgenomen onafhankelijk variabele NO (Berenguer-Rico & Carrion-i-Silvestre, 2006).

### 5.1.3 Model

In deze masterproef worden twee basismodellen geschat, enerzijds het model dat betrekking heeft tot de relatie tussen nieuwe orders en omzet, en anderzijds het model dat de relatie tussen nieuwe orders en productie schat.

#### 5.1.3.1 Relatie tussen nieuwe orders en omzet

Vertrekkende vanuit vergelijking (3) op p.12 van dit werkstuk wordt, aangezien de variabelen verwacht worden te cointegreren, een error correctie model opgesteld waardoor op dezelfde manier te werk wordt gegaan als in Ciarlone (2012), hoewel in deze paper een lange termijnrelatie tussen andere variabelen gemodelleerd wordt.

$$TO_{i,t} = \lambda_i NO_{i,t} + v_{i,t}, \quad i=1,2,\dots,N \quad t=1,2,\dots,T \quad (4)$$

waarbij,

TO = omzet in periode t in land/industrie i,

NO = nieuwe orders in periode t in land/industrie i.

Vanuit bovenstaande vergelijking wordt een Autoregressive distributed lag (ARDL(1,1)) model (5) geschat:

$$TO_{i,t} = \gamma TO_{i,t-1} + \kappa_1 NO_{i,t-1} + Z_i + S_t + v_{i,t} \quad i=1,2,\dots,N \quad t=1,2,\dots,T \quad (5)$$

Aangezien de variabelen verwacht worden niet stationair te zijn, en dit een assumptie is voor de ARDL specificatie, dient het model omgevormd te worden tot een error correctie model. Het error correctie model ziet er bijgevolg als vergelijking 6 uit, waar een nog nader te bepalen aantal lags voor TO en NO, respectievelijk q en k, opgenomen wordt:

$$\Delta TO_{i,t} = \alpha_1 \Delta TO_{i,t-1} + \dots + \alpha_q \Delta TO_{i,t-q} + \beta_0 \Delta NO_{i,t} + \beta_1 \Delta NO_{i,t-1} + \dots + \beta_k \Delta NO_{i,t-k} + \Psi_1 (TO_{i,t-1} - \lambda_i NO_{i,t-1}) + Z_i + S_t + v_{i,t}, \quad i=1,2,\dots,N \quad t=1,2,\dots,T \quad (6)$$

waarbij de  $\alpha$ 's de coëfficiënten van de vertraagde waarden van de afhankelijke variabelen, de  $\beta$ 's de coëfficiënten van de onafhankelijke variabelen,  $\Psi$  de aanpassingsnelheidscoëfficiënt en  $\lambda_1$  de lange termijncoëfficiënt voorstellen (Ciarlone, 2012).

### 5.1.3.2 Relatie tussen nieuwe orders en productie

Vertrekkende van vergelijking (1) op p.12 wordt, aangezien de variabelen verwacht worden te cointegreren, een error correctie model opgesteld, analoog aan modellering in vorige paragrafen.

$$PROD_{i,t} = \lambda_i NO_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad i=1,2,\dots,N \quad t=1,2,\dots,T \quad (7)$$

waarbij,

PROD = productie in periode t in industrie in m in land l,

NO = nieuwe orders in periode t in industrie in m in land l.

Vanuit bovenstaande vergelijking wordt een regressie (6) voor de lange termijnrelatie geschat:

$$PROD_{i,t} = \gamma TO_{i,t-1} + \kappa_1 NO_{i,t-1} + Z_i + S_t + v_{i,t}. \quad i=1,2,\dots,N \quad t=1,2,\dots,T \quad (8)$$

Aangezien de variabelen verwacht worden niet stationair te zijn, en dit een assumptie is voor de ARDL specificatie, dient het model omgevormd te worden tot een error correctie model. Het error correctie model ziet er bijgevolg als vergelijking 6 uit, waar een nog nader te bepalen aantal vertraagde waarden voor PROD en NO, respectievelijk q en k, opgenomen wordt:

$$\Delta PROD_{i,t} = \alpha_1 \Delta PROD_{i,t-1} + \dots + \alpha_q \Delta PROD_{i,t-q} + \beta_0 \Delta NO_{i,t} + \beta_1 \Delta NO_{i,t-1} + \dots + \beta_k \Delta NO_{i,t-k} + \psi_1 (PROD_{i,t-1} - \lambda_i NO_{i,t-1}) + Z_i + S_t + v_{i,t}, \quad i=1,2,\dots,N \quad t=1,2,\dots,T \quad (9)$$

waarbij de  $\alpha$ 's de coëfficiënten van de vertraagde waarden van de afhankelijke variabelen, de  $\beta$ 's de coëfficiënten van de onafhankelijke variabelen,  $\psi$  de aanpassingsnelheidscoëfficiënt en  $\lambda_1$  de lange termijncoëfficiënt voorstellen (Ciarlone, 2012).

## 5.2 Methodologie eerste deelvraag

De opeenvolging van testen is gebaseerd op Apergis en Payne (2009), Costantini en Martini (2010), Tatoglu (2011) en Ciarlone (2012) en is in stappen weergegeven. Ten eerste worden in stap 1 de variabelen op stationariteit getest, zodat nagegaan kan worden of de data gemodelleerd kan worden volgens de specificatie in 5.2.1 Model, aangezien verwacht wordt dat de variabelen geïntegreerd van orde een zijn, voorgesteld als I(1). Vervolgens wordt in Stap 2 onderzocht of er een lange termijn relatie bestaat tussen de te onderzoeken variabelen, wat kan gebeuren aan de hand van cointegratietesten. In stap 3 wordt als laatste het error correctie model geschat, met behulp van de geschikte schatter.

### 5.2.1 Model

Om de eerste deelvraag te beantwoorden, wordt uitgegaan van volgende modellen:

$$\Delta TO_{i,t} = \alpha_1 \Delta TO_{i,t-1} + \dots + \alpha_q \Delta TO_{i,t-q} + \beta_0 \Delta NO_{i,t} + \beta_1 \Delta NO_{i,t-1} + \dots + \beta_k \Delta NO_{i,t-k} + \Psi_1 (TO_{i,t-1} - \lambda_1 NO_{i,t-1}) + Z_i + S_t + v_{i,t}, \quad i=1,2,\dots,N \quad t=1,2,\dots,T \quad (6)$$

waarbij de  $\alpha$ 's de coëfficiënten van de vertraagde waarden van de afhankelijke variabelen, de  $\beta$ 's de coëfficiënten van de onafhankelijke variabelen,  $\Psi$  de aanpassingsnelheidscoëfficiënt en  $\lambda_1$  de lange termijncoëfficiënt voorstellen.

$$\Delta PROD_{i,t} = \alpha_1 \Delta PROD_{i,t-1} + \dots + \alpha_q \Delta PROD_{i,t-q} + \beta_0 \Delta NO_{i,t} + \beta_1 \Delta NO_{i,t-1} + \dots + \beta_k \Delta NO_{i,t-k} + \Psi_1 (PROD_{i,t-1} - \lambda_i NO_{i,t-1}) + Z_i + S_t + v_{i,t}, \quad i=1,2,\dots,N \quad t=1,2,\dots,T \quad (9)$$

waarbij de  $\alpha$ 's de coëfficiënten van de vertraagde waarden van de afhankelijke variabelen, de  $\beta$ 's de coëfficiënten van de onafhankelijke variabelen,  $\Psi$  de aanpassingsnelheidscoëfficiënt en  $\lambda_1$  de lange termijncoëfficiënt voorstellen.

### 5.2.2 Stap 1: Testen op stationariteit

Er zijn verschillende testen voorhanden die gebruikt kunnen worden om de stationariteit van een variabele te testen. In deze paragraaf worden een overzicht gegeven van de courante unit root testen gebruikt bij het testen binnen panel data.

Banerjee (1999) bespreekt de eerste generatie unit root testen. Allereerst werd er een grote bijdrage geleverd door Levin, Lin en Chu (2002). Deze test laat vaste effecten, individu-specifieke trends toe in de vergelijking die gebruikt wordt om de variabele te testen op een unit root. De coëfficiënt verbonden aan de vertraagde waarde van de te onderzoeken variabele dient wel gelijk te zijn voor elke cross-sectionele eenheid. Er wordt met andere woorden geen heterogeniteit toegelaten. De meetfouten worden

verwachte onafhankelijk te zijn doorheen de cross-sectionele dimensie. Er dient ook een aanpassing gedaan te worden zodat afhankelijke en heteroscedastische fout-termen toegelaten kunnen worden. Een oplossing de Levin, Lin en Chu voorstellen om de impact van cross-sectionele afhankelijkheid te reduceren is het berekenen van de cross-sectionele gemiddelden en deze bij de tijdreeksen in vermindering brengen. Deze methode kan enkel toegepast worden wanneer de assumptie homogene cross-sectionele eenheden gesteld kan worden, zodat het verwijderen van de cross-sectionele gemiddelden gelijk is aan het opnemen van periode-specifieke dummies. Indien dit niet het geval is, dient de impact van cross-sectionele afhankelijkheid vermindert te worden door het opnemen van deze dummies (Levin, Lin, & Chu, 2002).

Een volgende test die besproken wordt door Banerjee (1999) is de test ontworpen door Im, Pesaran en Shin (2003). Deze test is een uitbreiding van de Levin, Lin en Chu test, in die mate dat de Im, Pesaran en Shin (IPS) test heterogeniteit van de coëfficiënt verbonden aan de vertraagde waarde van de variabele toelaat.

Maddala en Wu (1999) wijzen er vervolgens op dat de twee hierboven besproken testen enkel goede resultaten leveren indien een gebalanceerd panel wordt getest op stationariteit. Zij ontwerpen bijgevolg een test die het toelaat om ongebalanceerde testen efficiënt te testen. Hierbij maken ze gebruik van een test beschreven in Fisher (1932), waarbij de p-waarden van de individuele test van elke cross-sectionele eenheid gecombineerd worden om een resultaat te bekomen voor het panel. Ook wordt bij deze test gebruik gemaakt van *bootstrapping* om een bepaalde graad van cross-sectionele afhankelijkheid toe te laten. De specificaties van de tweede generatie unit root testen focussen meer op het oplossen van de problemen gecreëerd door cross-sectionele afhankelijkheid, en laten het toe om een substantiële tijdsdimensie te gebruiken.

Breitung en Pesaran (2005) geven overzicht van de tweede generatie unit root testen die ontworpen werden tot 2006. Een oplossing die Pesaran (2007) geeft op het probleem dat gecreëerd wordt door de cross-sectionele afhankelijkheid, zoals besproken in bovenstaande alinea, is het gebruik van standaard Augmented Dicky Fuller (ADF) testen, waaraan de cross-sectionele gemiddelden van de vertraagde niveau's en eerste verschillen worden toegevoegd. Op deze manier worden individuele cross-sectioneel verbeterde ADF (CADF) statistieken bekomen. Deze statistieken kunnen bijgevolg gebruikt worden om testen van Im, Pesaran en Shin (2003) of Maddala en Wu (1999) te ontwerpen. Wanneer  $T$  vastgelegd is, is het best om de unit root test uit te voeren op de verschillen tussen de variabelen van het initiële cross-sectionele gemiddelde (Pesaran, 2007). Pesaran test net zoals alle andere hierboven besproken testen de nulhypothese van niet-stationariteit. De alternatieve hypothese impliceert dat het volledige panel stationair is.

Hank (2008) gebruikt, als gevolg van de mogelijkheid dat een deel van het panel stationair is onder de nulhypothese besproken in vorige paragraaf, de intersectie nulhypothese om zo een alternatieve hypothese te bepalen die inhoudt dat een bepaald deel van het panel stationair is. Deze opsplitsing is in dit onderzoek minder van toepassing, aangezien dat aan de hand van het al dan niet verwerpen van de nulhypothese het onderzoek zonder moeilijkheden verder gezet kan worden.

Voorbeelden van zeer recente unit root testen zijn de testen ontworpen door Li en Shukur (2013), Pesaran, Smith en Yamagata (2012), Costantini en Lupi (2012) en De Blander en Dhaene (2012) maar deze zijn helaas nog niet beschikbaar in het gebruikte statistische softwarepakket STATA. De test die gebruikt wordt in deze masterproef is de test ontworpen door Pesaran (2007), aangezien deze test het best aansluit met de data en er een vermoeden van cross-sectionele afhankelijkheid bestaat, aangezien het panel bestaat uit verschillende industrieën in verschillende landen binnen Europa. Deze industrieën zijn zowel binnen de landen zelf als over de landsgrenzen heen verbonden met elkaar, hetgeen mogelijk wijst op cross-sectionele correlatie.

### **5.2.3 Stap 2: Cointegratietesten**

In deze sectie van de methodologische beschrijving betreffende de eerste deelvraag worden de meest gebruikte cointegratietesten samengevat, waarbij een onderscheid gemaakt wordt tussen testen gebaseerd op de residuen van een regressie die de lange termijn relatie tussen de mogelijk cointegrerende variabelen schat en testen gebaseerd op de error correctie term, welke geen gebruik maken van de residuele dynamica.

#### 5.2.3.1 Testen gebaseerd op de residuen

Kao (1999) gebruikt de Dicky-Fuller (DF) en Augmented Dicky-Fuller (ADF) testen om de nulhypothese te testen, die uitgaat van geen cointegratie tussen de variabelen in de regressie. De stationariteitstesten besproken in vorig hoofdstuk kunnen bijgevolg gebruikt worden om de residuen uit de regressie van de lange termijnrelatie tussen de variabelen te testen. Allereerst wordt er een regressie van de afhankelijke en onafhankelijke variabele geschat, zoals hieronder weergegeven:

$$TO_{i,t} = \lambda_i NO_{i,t} + Z_i + S_t + \varepsilon_{i,t}, \quad i=1,\dots,N \text{ en } t=1,\dots,T$$

Vervolgens wordt de stationariteit van de residuen in bovenstaande regressie getest met behulp van de DF en ADF testen. Indien de residuen stationair zijn, dan kan het besluit van de DF en ADF testen geïnterpreteerd worden als het verwerpen van de nulhypothese van geen cointegratie.

Pedroni (1999) ontwerpt een cointegratie test, die heterogeniteit in de cross-sectionele dimensie toelaat. Indien cointegratiecoëfficiënt foutief worden bestempeld als homogeen doorheen het panel, kan het voorkomen dat de nulhypothese, die uit gaat van geen cointegratie, niet verworpen kan worden, hoewel dat de variabelen in werkelijkheid cointegreren.

Met het doel om niet stationariteit, spurieuze regressies en cointegratie in cross-secties doorheen de tijd te bestuderen, stellen McCosky en Kao (1998) een test voor die de nulhypothese van cointegratie (en bijgevolg *unit roots*) tussen de te onderzoeken variabelen. Deze test is een extensie van de Lagrange Multiplier (LM) test en de lokaal beste onvertekend invariante (LFBOI) test voor een *moving average unit root*. Indien in de literatuur een bepaalde relatie verwacht wordt te cointegreren, is het ook best deze empirisch te testen door de nulhypothese van cointegratie te onderzoeken, en niet de nulhypothese die stelt dat er geen cointegratie bestaat tussen de te onderzoeken variabelen.

Ook Westerlund (2005) test de nulhypothese dat de variabelen gecointegreerd zijn. Deze test is gebaseerd op het meten van de volatiliteit van de residuen en geeft betere resultaten dan de test ontworpen door McCosky en Kao (1998). Indien de variabelen gecorreleerd zijn, zouden de residuen stabiel moeten zijn en dus stationair, zoals de andere testen voorstellen in deze sectie.

De testen besproken in deze sectie stellen twee assumpties waaraan maar moeilijk te voldoen is wanneer gewerkt wordt met panels van macro-economische tijdreeksen. Deze panels kunnen namelijk structurele breaks bevatten en zijn meestal cross-sectioneel afhankelijk door de sterke verbindingen tussen industrieën en economieën, waardoor de uitkomsten van de deze testen vertekend zouden zijn (Westerlund & Edgerton, 2008).

#### 5.2.3.2 Testen gebaseerd op de error correctie term

Vanuit de literatuur die error correctie in tijdreeksen behandelt, zoals de paper van Engle en Granger (1987), kan er verder gebouwd worden om cointegratie testen gebaseerd op de error correctie term in panel data te ontwerpen.

Westerlund (2007) haalt aan dat testen die gebaseerd zijn op residuele dynamica eisen dat de lange termijn cointegrerende vector voor de niveaus van de variabelen gelijk is aan het korte termijn aanpassingsproces voor de eerste verschillen van die variabelen, wat kan samengevat worden als een gemeenschappelijke factorbepierking voor deze testen. Hij stelt bijgevolg een error correctie model voor, wat de basis vormt voor zijn cointegratie test en er als volgt uitziet indien het aangepast wordt aan de te onderzoeken variabelen nieuwe orders en omzet:



$$\Delta TO_{i,t} = \delta_i \delta_t + \Psi_i (TO_{i,t-1} - \lambda_i NO_{i,t-1}) + \alpha_1 \Delta TO_{i,t-1} + \dots + \alpha_q \Delta TO_{i,t-q} + \beta_0 \Delta NO_{i,t} + \beta_1 \Delta NO_{i,t-1} + \dots + \beta_k \Delta NO_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t}, \quad i=1,2,\dots,N \quad t=1,2,\dots,T$$

Waarbij  $\delta_i \delta_t$  de deterministische componenten voorstellen en drie combinaties mogelijk zijn. In het eerste geval is  $\delta_t = 0$ , en zijn er geen deterministische trends in het model aanwezig. In het tweede geval is  $\delta_t = 1$  en wordt het model gegenereerd met een constante. In het derde en laatste geval is  $\delta_t = (1,t)$  zodat het model zowel een constante als een trend bevat (Persyn & Westerlund, 2008). Vanuit dit error correctie model stelt Westerlund vier cointegratietesten op, gebaseerd op de geschatte parameter  $\alpha_i$  en de bijhorende t-ratio, en die elk per entiteit een deel van de korte termijn dynamiek meten. Deze vier testen zijn  $G_\Psi$ ,  $G_\tau$ ,  $P_\Psi$  en  $P_\tau$ , waarvan de twee eerste testen gebaseerd zijn op het groepsgemiddelde en de laatste twee testen panel testen zijn. De eerstgenoemde testen onderzoeken de nulhypothese  $H_0 : \Psi_i = 0$  voor alle  $i$ , ten opzichte van de alternatieve hypothese  $H_a : \Psi_i < 0$  voor ten minste een  $i$ . De laatstgenoemde testen dezelfde nulhypothese versus de alternatieve hypothese  $H_a : \Psi_i < 0$  voor alle  $i$ , aangezien dat deze tests ervan uit gaan dat  $\Psi_i$  gelijk is voor alle  $i$ , terwijl de eerste twee testen die assumptie niet stellen (Westerlund & Persyn, 2008). De assumptie van (lichte) exogeniteit van de verklarende variabelen moet wel voldaan zijn om de testen relevante resultaten te laten produceren. In panels waar  $T$  opmerkelijk groter is dan  $N$ , is het mogelijk dat de testen  $G_\Psi$  en  $P_\Psi$  een grotere power bezitten dan de overige twee testen. Een oplossing om de invloed van cross-sectionele afhankelijkheid te verminderen is het uitvoeren van *bootstrapping* op de resultaten (Westerlund, 2007).

### 5.2.5 Stap 3: Schatten van een error correctie model

Afhankelijk van de uitkomst van de cointegratietesten, en de daaraan vasthangende conclusie betreffende het bestaan van een relatie op lange termijn tussen de te onderzoeken variabelen, dient een VEC of een VAR model opgesteld te worden. Indien de aanpassingsnelheidscoëfficiënt significant verschillend van nul en negatief is, bestaat een lange termijn relatie en een error correctie mechanisme tussen de afhankelijke en onafhankelijke variabelen.

#### 5.2.5.1 (V)EC model

Een (Vector) Error Correctie model kan met behulp van verschillende schatters geschat worden, afhankelijk van de specificaties van de data. In dit onderdeel worden de *General Least Squares* (GLS), de *(Pooled) Mean Group* ((P)MG), en de *Generalised Method of Moments* (GMM) schatters besproken.

## GLS schatter

In Stock en Watson (2007) staan volgende assumpties gedefinieerd (p.723):

- De fouttermen hebben voor elke entiteit een gemiddelde rond het nulpunt;
- De conditionele covariantiematrix van de fout-termen is een functie van de onafhankelijke variabelen;
- De onafhankelijke variabelen en de fout-term hebben geschikte moment voorwaarden;
- Er bestaat geen perfecte multicollineariteit.

De GLS schatter wordt via het commando *xtreg* gebruikt in STATA om een regressie te schatten.

## MG schatter

Coëfficiënten van panels met een grote cross-sectionele en tijdsdimensie kunnen geschat worden met behulp van de *Mean Group* schatter. Er wordt voor elke groep of entiteit een vergelijking geschat, en de verdelingen van de coëfficiënten worden vergeleken tussen de groepen. Het gemiddelde van deze verdelingen is hierbij hoofdzakelijk van belang en de schatter, de constanten, de coëfficiënten en de variantie van de fout-termen mogen verschillen tussen groepen (Pesaran, Shin, & Smith, 1999).

## PMG schatter

De *Pooled Mean Group* schatter is consistent voor het schatten van coëfficiënten van vergelijkingen gebaseerd op een panel data set met een grote cross-sectionele en tijdsdimensie en werd voorgesteld door Pesaran, Shin en Smith (1999) (Blackburne III & Frank, 2007). De constanten, korte termijn coëfficiënten en de variantie van de fout-termen kunnen verschillen tussen groepen, maar de lange termijn coëfficiënten zijn gelijk voor elke groep. De coëfficiënten worden geschat aan de hand van een maximale waarschijnlijkheidsmethode (Blackburne III & Frank, 2007).

Er wordt vertrokken vanuit onderstaand *autoregressive distributive lag* (ARDL) model waar het aantal groepen wordt voorgesteld door de index *i* en het aantal perioden door index *t*. Aangepast aan de variabelen die in deze masterproef onderzocht worden, wordt het model als volgt weergegeven:

$$TO_{i,t} = \gamma TO_{i,t-1} + \kappa_1 NO_{i,t-1} + Z_i + S_t + \varepsilon_{i,t} \quad i=1,\dots,N \text{ en } t=1,\dots,T$$

Als de variabelen geïntegreerd van orde 1 zijn en cointegreren, dan is de fout-term een  $I(0)$  reeks voor alle *i*. Bovenstaande vergelijking kan bijgevolg, aangezien de variabelen verwacht worden niet-stationair te zijn, in een error correctie model gegoten worden,

hetwelke gespecificeerd staat in *5.2.1 Model*, op p.33. Om te controleren of de assumptie van homogeniteit van de lange termijncoëfficiënten voldaan is, wordt een Hausman type test uitgevoerd. De PMG schatter wordt vergeleken met MG schatter zodat een conclusie over deze assumptie gevormd kan worden.

### **GMM schatter**

De *Generalised Method of Moments* schatter is vooral geschikt wanneer een grote cross-sectionele en een kleine tijdsdimensie aanwezig is in de panel data, de verklarende variabelen endogeen zijn aan het model en wanneer de ongeobserveerde land-specifieke effecten gecorreleerd zijn met andere regressors (Yasar, Nelson, & Rejesus, 2006).

Volgende assumpties worden gesteld door Yasar, Nelson en Rejesus (2007):

- De stochastische fout-term  $v_{i,t}$  vertoont geen seriële correlatie;
- De verklarende variabelen zijn endogeen aan het econometrisch model;
- De vergelijkingen worden opgesteld in eerste verschillen.

Indien de vertraagde waarden van de variabelen zwak gecorreleerd zijn met de eerste verschillen, kan dit voor vertekening zorgen bij de geschatte parameters. Wanneer de afzonderlijke reeksen van onafhankelijke en afhankelijke variabelen zeer persistent zijn en wanneer de tijdshorizon klein is, is dit probleem groter.

#### 5.2.5.2 Conclusie

Aangezien de dataset die gebruikt wordt zowel een grote cross-sectionele als tijdsdimensie bevat, wordt er geopteerd voor het gebruik van de PMG schatter. Het aantal vertraagde waarden van onafhankelijke en afhankelijke variabelen dat opgenomen dient te worden in het model wordt bepaald aan de hand van het AIC criterium, wat ingebouwd zit in de routine van Persyn en Westerlund (2008), *xtwest*, in STATA. Het commando voor het schatten van een vergelijking met behulp van de PMG schatter, *xtpmg*, geeft helaas een onomkeerbare foutmelding indien een model geschat wordt voor de gehele dataset. Daarom wordt er voor elke industrie een aparte vergelijking geschat.

### 5.3 Methodologie tweede deelvraag

De methodologie die dient uitgevoerd te worden om tot een oplossing te komen voor de tweede deelvraag, volgt de methodologie van de eerste deelvraag, buiten het feit dat de extra variabele die de financiële crisis kwantificeert, welke voorgesteld wordt door de TED-spread besproken in de literatuurstudie, dient opgenomen te worden. De invloed van de financiële crisis verdwijnt op lange termijn, zodat deze term enkel opgenomen wordt als variabele op korte termijn. Afhankelijk van de stationariteit van de financiële crisis component, wordt deze opgenomen als niveaus of als eerste verschillen.

De geschatte modellen bouwen verder op vergelijking (6) en (9) op p.33 en p.34, worden vermeerderd met een nader te bepalen aantal vertraagde waarden van de TED-spread en zien er als volgt uit:

$$\Delta TO_{i,t} = \alpha_1 \Delta TO_{i,t-1} + \dots + \alpha_q \Delta TO_{i,t-q} + \beta_0 \Delta NO_{i,t} + \beta_1 \Delta NO_{i,t-1} + \dots + \beta_k \Delta NO_{i,t-k} + \Psi_i (TO_{i,t-1} - \lambda_i NO_{i,t-1}) + \rho_0 \Delta TEDSpread_t + Z_i + S_t + v_{i,t}, \quad i=1, \dots, N \text{ en } t=1, \dots, T \quad (10)$$

waarbij de  $\alpha$ 's de coëfficiënten van de vertraagde waarden van de afhankelijke variabelen, de  $\beta$ 's de coëfficiënten van de onafhankelijke variabelen,  $\rho$  de coëfficiënt van financiële crisis variabele,  $\Psi_i$  de aanpassingsnelheidscoëfficiënt,  $\lambda_i$  de lange termijn coëfficiënt van de nieuwe orders voorstellen.

$$\Delta PROD_{i,t} = \alpha_1 \Delta PROD_{i,t-1} + \dots + \alpha_q \Delta PROD_{i,t-q} + \beta_0 \Delta NO_{i,t} + \beta_1 \Delta NO_{i,t-1} + \dots + \beta_k \Delta NO_{i,t-k} + \Psi_1 (PROD_{i,t-k} - \lambda_1 NO_{i,t-k}) + \rho_0 \Delta TEDSpread_t + Z_i + S_t + v_{i,t}, \quad (11)$$

$$i=1, \dots, N \text{ en } t=1, \dots, T$$

waarbij de  $\alpha$ 's de coëfficiënten van de vertraagde waarden van de afhankelijke variabelen, de  $\beta$ 's de coëfficiënten van de onafhankelijke variabelen,  $\rho$  de coëfficiënt van financiële crisis variabele,  $\Psi_i$  de aanpassingsnelheidscoëfficiënt,  $\lambda_i$  de lange termijn coëfficiënt van de nieuwe orders voorstellen.

## 5.4 Methodologie derde deelvraag

Om te bepalen of data betreffende nieuwe orders accurate voorspelling produceert voor de Belgische industrieën, dient een nieuw model opgesteld te worden dat specifiek gericht is op de Belgische industrieën, analoog aan de methodologie van de eerste deelvraag. Dit model ziet er als volgt uit voor de relatie tussen de nieuwe orders en omzet, en is analoog voor de relatie tussen nieuwe orders en productie:

$$\Delta TO_{ml,t} = \alpha_1 \Delta TO_{ml,t-1} + \dots + \alpha_q \Delta TO_{ml,t-q} + \beta_0 \Delta NO_{ml,t} + \beta_1 \Delta NO_{ml,t-1} + \dots + \beta_k \Delta NO_{ml,t-k} + \Psi_{ml}(TO_{ml,t-1} - \lambda_{1l} NO_{ml,t-1}) + \rho_0 \Delta TEDSpread_t + Z_{ml} + S_t + v_{ml,t},$$

$$m=1,\dots,11, l=1 \text{ en } t=1,\dots,T \quad (12)$$

Er kan opgemerkt worden dat enkel de indexen van de variabelen veranderen, nu de entiteiten enkel Belgische industrieën belichamen, daar  $l=1$ . Via deze methodologie wordt er opnieuw nagegaan of er een lange en/of korte termijn relatie kan geschat worden voor de relatie tussen omzet en nieuwe orders voor Belgische industrieën. Als laatste wordt nagegaan de geschatte modellen betreffende nieuwe orders bijdragen tot de doelgerichtheid van de omzet- en productievoorspellingen aan de hand een fit met de werkelijke data.

## 5.5 Beschrijving dataset

De data gebruikt voor deze masterproef werd gedownload uit de korte termijn statistieken (STS), opgevraagd via de Eurostat-database (Eurostat, 2012). Via de statistische publicatiewet worden gemeenschappen en landen verplicht tot het aanmaken van korte termijn statistieken (European Commission, 2006). Er werd een panel samengesteld bestaande uit 11 industrieën in 9 landen, waarbij elke entiteit een industrie in een land voorstelt, over 123 maanden (2002m1 – 2012m3). De onderzochte industrieën zijn industrieën die data betreffende nieuwe orders vrijgeven, en waarvan het merendeel industrieën zijn die hoofdzakelijk produceren op bestelling. In bijlage 1 vindt u een overzicht van de naamgeving van de onderzochte industrieën en landen, en of deze industrieën al dan niet hoofdzakelijk op bestelling produceren volgens Rémond-Tiedrez en Schön (2007).

Voor elke industrie in elk land binnen de dataset zijn 123 observaties beschikbaar, wat maakt dat het gebruikte panel gebalanceerd is. In bijlage 2 bevindt zich een overzicht van de grafieken van nieuwe orders, productie en omzet per industrie, geclassificeerd volgens NACE-code.

De variabelen TO en NO zijn uitgedrukt in een index die zowel een prijs- als volumecomponent voorstelt. Dit in tegenstelling tot de variabele PROD, die enkel een volumecomponent bevat (European Commission, 2006). Elke variabele is gecorrigeerd voor seizoen effecten. De index stelt de groei ten opzichte van het basisjaar voor, uitgedrukt in procenten, waar het basisjaar 2005 = 100%.

De variabele TEDSpread wordt geconstrueerd door het verschil tussen de waarde van de driemaandelijke Amerikaanse *Treasury bill rate* en de Amerikaanse LIBOR-rate, welke beide terug te vinden zijn op de website van de Federal Reserve bank of St.Louis (Brunnermeier, 2009; Federal Reserve Bank of St.Louis, 2012). Dit is weliswaar de TED-spread op basis van de Amerikaanse gegevens, maar de financiële crisis heeft gevolgen op wereldschaal zodat deze ook gebruikt kan worden om de impact te meten op de Europese industrieën (Brunnermeier, 2009). De beschrijvende statistieken van de variabelen over het gehele panel worden weergegeven in tabel 1. In tabel 2 vindt u een overzicht van de beschrijvende statistieken voor de variabelen per industrie. Aangezien de derde deelvraag zich toespitst op de Belgische industrieën, zijn hiervoor de beschrijvende statistieken terug te vinden in tabel 3. De statistieken in elke tabel worden kort besproken.

**Beschrijvende statistieken over het gehele panel**

Variabele	Gemiddelde	Standaardfout	Min	Max	Aantal eenheden (N)	Aantal observaties (M*L*T)
NO	105.7607	25.74997	28.62	373.48	99	12177
TO	103.7543	32.20439	16.3	508.08	99	12177
PROD	99.35291	23.29424	15.9	312.3	99	12177
TEDSpread	.5029107	.5057214	.11842	3.38859	99	12177

**Tabel 1 – Beschrijvende statistieken voor variabele NO, TO, PROD en TEDSpread**

De gemiddelden voor de variabelen geven het gemiddelde over het gehele panel weer. Uit het minimum en maximum blijkt dat de waardes van de variabelen grote verschillen doorheen de tijd vertonen. Of dit geldt voor elke industrie in elk land wordt duidelijk in volgende tabellen. De waarden van de TED-spread welke dicht aan leunen bij het maximum stellen, zoals op figuur 3 op p.22, de perioden voor waarin de onrust op de financiële markten het grootst was, en het consumenten- en ondernemersvertrouwen het laagst was. In tabel 2 vindt u, zoals hierboven vermeld werd, de beschrijvende statistieken voor de variabelen gecategoriseerd per industrie. De variabele TEDSpread zal verder niet meer weergegeven worden in de beschrijvende statistieken, aangezien deze voor elke entiteit hetzelfde verloop doorheen de tijd kent.

## Beschrijvende statistieken per industrie

Variabele	Gemiddelde	Standaardfout	Min	Max	Aantal eenheden (L)	Aantal observaties (L*T)
<b>m = 1 (C13)</b>						
NO	96.6365	20.46965	35.85	186.9	9	1107
TO	105.269	13.4183	62.97	169.23	9	1107
PROD	93.47065	22.53955	27.99	182.9	9	1107
<b>m = 2 (C14)</b>						
NO	94.48521	24.5241	16.3	195.7	9	1107
TO	98.88606	17.9454	45.1	180.56	9	1107
PROD	90.23655	31.85641	15.9	208.9	9	1107
<b>m = 3 (C17)</b>						
NO	104.0523	15.91624	60.9	193.07	9	1107
TO	105.3291	13.8928	61.5	174.39	9	1107
PROD	98.69721	9.583589	59.8	153.6	9	1107
<b>m = 4 (C20)</b>						
NO	105.9518	16.68107	60.37	174.8	9	1107
TO	106.0078	16.29157	62.4	173.3	9	1107
PROD	101.4074	12.02401	69.62	173	9	1107
<b>m = 5 (C21)</b>						
NO	110.9129	26.36206	43.48	238.34	9	1107
TO	110.0928	23.89359	48.09	218.01	9	1107
PROD	108.8992	19.27931	55.7	179.07	9	1107
<b>m = 6 (C24)</b>						
NO	105.7697	26.92696	42.83	297.12	9	1107
TO	108.3899	23.35464	61.06	214.22	9	1107
PROD	95.04172	13.14048	46.6	148.7	9	1107
<b>m = 7 (C25)</b>						
NO	104.1267	27.57416	39.51	238.31	9	1107
TO	104.3249	36.50693	28.62	329.43	9	1107
PROD	99.95131	18.07972	58.8	188.2	9	1107
<b>m = 8 (C26)</b>						
NO	105.4696	62.27894	27.83	508.08	9	1107
TO	110.8702	32.4402	32.43	308.16	9	1107
PROD	101.5459	27.50655	20.64	261.43	9	1107
<b>m = 9 (C27)</b>						
NO	105.3281	31.28655	36.27	274.08	9	1107
TO	101.9773	18.42	42.64	184.3	9	1107
PROD	102.3994	30.79491	36.9	286.7	9	1107
<b>m = 10 (C28)</b>						
NO	106.7141	27.59913	56.18	222.26	9	1107
TO	108.3899	23.35464	61.06	214.22	9	1107
PROD	102.5233	17.60095	47.25	159.02	9	1107
<b>m = 11 (C29)</b>						
NO	101.8505	43.02539	24.95	365.14	9	1107
TO	103.8307	42.73476	31.72	373.48	9	1107
PROD	98.70928	32.73017	24.4	312.3	9	1107

**Tabel 2 – Beschrijvende statistieken per industrie**



### Beschrijvende statistieken voor de Belgische industrieën (I = 1)

Variabele	Gemiddelde	Standaardfout	Min	Max	Aantal observaties (T)
<b>m = 1 (C13)</b>					
NO	98.01016	9.844823	78.02	112.25	123
TO	110.722	12.6479	97.23	141.39	123
PROD	96.12089	11.84423	72.08	112.82	123
<b>m = 2 (C14)</b>					
NO	96.12244	10.16649	72.63	128.72	123
TO	99.1122	4.588668	90.97	108.69	123
PROD	85.69407	23.13074	47.88	123.16	123
<b>m = 3 (C17)</b>					
NO	104.0613	5.171099	94.34	115.05	123
TO	111.2567	13.604	93.42	150.74	123
PROD	104.5041	5.104434	94.89	116.35	123
<b>m = 4 (C20)</b>					
NO	104.0128	16.91424	76.67	139.22	123
TO	106.3005	17.29638	76.18	135.39	123
PROD	96.22244	7.526247	76.3	109.27	123
<b>m = 5 (C21)</b>					
NO	109.5767	22.79917	68.57	162.49	123
TO	107.2318	20.88541	77.19	184.17	123
PROD	108.508	24.80092	61.17	179.07	123
<b>m = 6 (C24)</b>					
NO	105.4055	32.90342	61.19	297.12	123
TO	115.9317	27.64521	75.55	172.22	123
PROD	98.6761	11.30496	70.18	129.5	123
<b>m = 7 (C25)</b>					
NO	112.9398	21.638	80.73	160.34	123
TO	94.95407	11.82024	59.96	113.68	123
PROD	103.4205	8.063232	84.36	138.86	123
<b>m = 8 (C26)</b>					
NO	107.3807	18.46801	67.4	211.77	123
TO	99.2952	14.22736	68.13	156.19	123
PROD	99.04211	17.86782	64.66	155.23	123
<b>m = 9 (C27)</b>					
NO	104.5739	18.54367	75.73	220.6	123
TO	109.5573	16.58024	80.59	148.52	123
PROD	99.22724	6.558059	85.52	121.7	123
<b>m = 10 (C28)</b>					
NO	125.2851	37.35542	68.51	199.6	123
TO	115.9317	27.64521	75.55	172.22	123
PROD	113.2035	20.65684	84.19	159.02	123
<b>m = 11 (C29)</b>					
NO	99.45691	14.13219	62.79	127.94	123
TO	94.70276	12.08719	58.98	113.92	123
PROD	90.64276	13.2091	56	111.17	123

**Tabel 3 – Beschrijvende statistiek voor de Belgische industrieën**

## 6. EERSTE DEELVRAAG

*Bestaat er een korte en/of lange termijn relatie tussen nieuwe orders en omzet, en nieuwe orders en productie?*

Voor de analyse van de data en het vormen van het antwoord op de eerste deelvraag werd gebruikt gemaakt van de methodologie gespecificeerd onder 5.2 Methodologie eerste deelvraag en volgt bijgevolg de methodologie gebruikt in Apergis en Payne (2009), Costantini en Martini (2010), Tatoglu (2011) en Ciarlone (2012). Om te onderzoeken of de verwachtingen betreffende de stationariteit van de variabelen worden ingelost bestaat de eerste stap uit het uitvoeren van testen op stationariteit. Indien de variabelen, zoals aangenomen werd,  $I(1)$  variabelen zijn, kan de relatie tussen de variabelen getest worden op cointegratie met behulp van een cointegratietest, welke weergegeven wordt in stap 2. In stap 3 wordt ten laatste het error correctie model geschat, daar vermoed wordt dat er zowel een korte en lange termijnrelatie bestaat tussen de te onderzoeken variabelen, en de nulhypothese van geen cointegratie die onderzocht wordt in stap 2 verworpen wordt.

### 6.1. Stap 1: Test op stationariteit

Om te testen welke relatie bestaat tussen nieuwe orders en omzet, en nieuwe orders en productie, wordt eerst de stationariteit van de variabelen geëvalueerd. Indien de variabelen geïntegreerd van orde een zijn,  $I(1)$ , bestaat er een vermoeden van cointegratie wat verder onderzocht wordt in 6.2 *Cointegratietesten*.

#### 6.1.1 Aantal lags?

Het aantal lags dat opgenomen dient te worden voor elke entiteit kan getest worden aan de hand lag selectie criteria, welke in STATA opgeroepen kunnen worden met behulp van het commando *varsoc*. Dit wordt getest voor elke individuele tijdreeks, waarbij het AIC criterium gebruikt wordt als basis van de beslissing om een bepaalde hoeveelheid vertraagde waarden op te nemen. Tabel 1 geeft een voorbeeld van de geproduceerde output.

### Lag selectie criteria voor de variabele NO

Steekproef: 2002m11 - 2012m3

observaties = 113

lag	LL	df	p	AIC	SBIC
0	-415.302			7.36817	7.3923
1	-305.796	1	0.000	5.44772	5.49599
2	-303.348	1	0.027	5.4221	5.4945*
3	-302.525	1	0.199	5.42522	5.52176
4	-300.928	1	0.074	<b>5.41465*</b>	5.53533
5	-300.864	1	0.722	5.43123	5.57604
6	-300.864	1	0.993	5.44892	5.61788
7	-300.641	1	0.504	5.46267	5.65576
8	-298.096	1	0.024	5.43532	5.65255
9	-296.569	1	0.081	5.426	5.66736
10	-295.648	1	0.175	5.4274	5.69289

**Tabel 4 – Voorbeeld van output lag selectie criteria voor i=1**

#### 6.1.2 Unit root of stationair?

De output van unit root test wordt hieronder weergegeven voor elke variabele. De testen worden zoals Pesaran (2007) voorstelt uitgevoerd op de variabelen verminderd met hun initiële, cross-sectionele gemiddelde. De nulhypothese en alternatieve hypothese voor deze test zijn de volgende:

- $H_0$ : Het volledige panel bevat unit roots, is niet stationair
- $H_a$ : Sommige tijdreeksen binnen het panel zijn stationair

Aangezien de meeste tijdreeksen voor de variabele PROD geen of slechts een lichte trend bevatten, wordt er besloten om geen trend op te nemen in de test voor deze variabele. Bij de andere variabelen is het wel duidelijk uit de grafieken in bijlage 1 dat er een trend dient opgenomen te worden. Het aantal lags dat opgenomen dient te worden voor elke entiteit werd hierboven bepaald door het AIC criterium.

Uit tabel 5, weergegeven op volgende pagina, is duidelijk dat voor elke variabele de nulhypothese van niet-stationariteit niet verworpen kan worden. Alle variabelen bezitten bijgevolg een unit root. Vervolgens wordt er nagegaan of de eerste verschillen van deze variabelen stationair zijn, zodat er geconcludeerd kan worden dat de variabelen  $I(1)$  zijn.

**Pesaran's CADF test**

t-bar test $N,T = (99,123)$			
H0: Volledige panel niet-stationair			
Ha: Sommige/alle tijdreeksen zijn stationair			
Variabele	NO	TO	PROD
Specificaties	Trend en Constante	Trend en Constante	Constante
Gem. lags	4.1212121 lags	4.7575758 lags	4.1010101 lags
t-bar	-2.233	-2.077	-1.647
Z[t-bar]	1.380	3.231	1.562
P-waarde	<b>0.916</b>	<b>0.996</b>	<b>0.941</b>

**Tabel 5 – Unit root test voor niveaus****Pesaran's CADF test**

t-bar test $N,T = (99,122)$			
H0: Volledige panel niet-stationair			
Ha: Sommige/alle tijdreeksen zijn stationair			
Variabele	D.NO	D.TO	D.PROD
Specificaties	/	/	/
Gem. lags	2 lags	2 lags	2 lags
t-bar	-6.157	-5.624	-6.168
Z[t-bar]	-47.752	-41.919	-47.871
P-waarde	<b>0.000</b>	<b>0.000</b>	<b>0.000</b>

**Tabel 6 – Unit root test voor eerste verschillen**

De variabelen TO, NO en PROD zijn I(1) variabelen, wat geconcludeerd kan worden uit de stationariteit van hun verschillen in tabel 6. De nulhypothesen van niet-stationariteit worden bij elke variabele verworpen, wat betekent dat hun verschillen stationair zijn. Bijgevolg is het mogelijk dat cointegratie bestaat tussen deze variabelen, hetgene getest zal worden in de volgende sectie.

## 6.2 Stap 2: Cointegratietesten

De gehanteerde cointegratietest is de test van Westerlund (2007), zoals besproken in 5.2.3.2 *Testen gebaseerd op de error correctie term* op p.29. Om na te gaan hoeveel lags opgenomen dienen te worden, wordt de informatie verkregen via het AIC criterium in 6.1.1 *Aantal lags* gebruikt. Via het commando *xtwest* kan er een minimum en maximum aantal lags worden opgegeven, waarbij het AIC criterium voor elke aparte tijdreeks nagaat wat het optimale aantal opgenomen lags dient te zijn (Westerlund & Persyn, 2008). Bijgevolg wordt er voor elke variabele een maximum van 8 lags gespecificeerd. In de output die in tabellen 8,9,10 en 11 weergegeven wordt, is het gemiddeld aantal opgenomen lags afgebeeld. Allereerst dient er getest te worden op cross-sectionele afhankelijkheid van de variabelen. Indien cross-sectionele correlatie aanwezig is, dienen de resultaten gebootstrapped te worden om de invloed van deze correlatie te

verminderen, zoals verklaard werd in 5.2.3.2 *Testen gebaseerd op de error correctie term* op p.29.

Om de variabelen te testen op cross-sectionele onafhankelijkheid, wordt de test van Pesaran (2004) gebruikt, zoals besproken werd in 5.1.2.5 *Cross-sectionele afhankelijkheid*. Indien cross-sectionele onafhankelijkheid bestaat kunnen de resultaten van de cointegratietest en de schatting van het model vertekend zijn. In onderstaande tabel 7 is de output terug te vinden.

**Gemiddelde correlatie coëfficiënten & Pesaran (2004) CD test**

H0: Cross-sectionele onafhankelijkheid			
Variabele	CD-test	P-waarde	correlatie
TO	198.75	<b>0.000*</b>	0.257
NO	159.82	<b>0.000*</b>	0.207
PROD	201.45	<b>0.000*</b>	0.261

**Tabel 7 - Test op cross-sectionele onafhankelijkheid**

\* significant op 1%

Alle variabelen zijn duidelijk cross-sectioneel gecorreleerd, wat inhoudt dat de resultaten van de cointegratietest *gebootstrapped* dienen te worden om de invloed van de afhankelijkheid te verminderen. Er wordt 100 maal *gebootstrapped* om robuuste resultaten te bekomen.

De cointegratietest van Westerlund (2007) test de volgende verschillende hypothesen voor de twee groepen van statistieken:

- De Gt en Ga statistieken;  
 $H_0 : \psi_i = 0$  voor alle  $i$ ;  
 $H_a : \psi_i < 0$  voor ten minste een  $i$ ;
- De Pt en Pa statistieken;  
 $H_0 : \psi_i = 0$  voor alle  $i$ ;  
 $H_a : \psi_i < 0$  voor alle  $i$ .

Dit impliceert dat indien de nulhypothese voor zowel de Pt en Pa statistiek verworpen wordt, cointegratie bestaat binnen elke entiteit. Indien dit niet het geval is, en enkel de Gt en Ga statistieken verworpen kunnen worden, wordt er per industrie nagegaan of er cointegratie bestaat.

Zoals af te leiden uit tabel 8 op volgende pagina, cointegreren de nieuwe orders en omzet voor een gedeelte van de entiteiten, aangezien de nulhypothese van de Gt en Ga statistieken verworpen kan worden. Vervolgens wordt er verder nagegaan voor welke

industrieën de lange termijn relatie geschat kan worden volgens de cointegratietest van Westerlund (2007), en welke niet. De output per industrie is terug te vinden in tabel 9. Enkel de robuuste P-waarden voor deze cointegratietest zijn opgenomen in de masterproef. Voor een volledig overzicht van de output van zowel de cointegratietest van de relatie tussen nieuwe orders en omzet als de relatie tussen nieuwe orders en productie die verder besproken wordt, wordt de lezer verwezen naar bijlage 3.

### Cointegratietest Westerlund

HO: geen cointegratie

Gem. Lags (AIC): 5.63

Statistiek	Waarde	Z-waarde	P-waarde	Robuste P-waarde
Gt	-3.172	-10.115	0.000	<b>0.000*</b>
Ga	-35.449	-35.228	0.000	<b>0.000*</b>
Pt	-25.005	-4.639	0.000	<b>0.090***</b>
Pa	-25.099	-26.893	0.000	<b>0.110</b>

**Tabel 8 – Cointegratietest van relatie TO en NO**

\* significant op 1%

\*\* significant op 5%

\*\*\* significant op 10%

### Robuuste P-waarden Cointegratie test Westerlund

HO: geen cointegratie

Statistiek	Gt	Ga	Pt	Pa
Industrie C13	0.960	0.950	0.860	0.760
Industrie C14	0.990	0.970	0.920	0.830
Industrie C17	0.000*	0.000*	0.240	0.240*
Industrie C20	<b>0.000*</b>	<b>0.070***</b>	<b>0.060***</b>	<b>0.070***</b>
Industrie C21	<b>0.000*</b>	<b>0.060***</b>	<b>0.050***</b>	<b>0.030**</b>
Industrie C24	0.000*	0.330	0.650	0.580
Industrie C25	0.010**	0.280	0.080***	0.180
Industrie C26	0.000*	0.160	0.210	0.380
Industrie C27	0.710	0.650	0.880	0.830
Industrie C28	0.000*	0.020*	0.190	0.160
Industrie C29	<b>0.000*</b>	<b>0.010**</b>	<b>0.000*</b>	<b>0.000*</b>

**Tabel 9 – Cointegratietesten van relatie TO en NO per industrie**

\* significant op 1%

\*\* significant op 5%

\*\*\* significant op 10%

Uit tabel 9 kan alvast geconcludeerd worden dat er een lange termijn relatie geschat kan worden in de industrieën C20, C21 en C29. In de andere industrieën kan geen error correctie model geschat worden volgens de test van Westerlund, aangezien er geen significante cointegratie bestaat. Deze test maakt gebruik van een Mean Group (MG) schatter, welke toelaat dat de coëfficiënten van alle variabelen, zowel op korte als op lange termijn heterogeen te zijn voor de entiteiten. Het model wordt in volgende sectie geschat aan de hand van een Pooled Mean Group (PMG) schatter, welke in tegenstelling tot de MG schatter de homogeniteitsbeperking op de lange termijncoëfficiënten stelt. Ook de relatie tussen de productie en nieuwe orders wordt getest op cointegratie, waarvan de output terug te vinden is in tabel 10.

### **Cointegratie test Westerlund**

H0: no cointegration

Gem. Lags (AIC): 6.29

Statistiek	Waarde	Z-waarde	P-waarde	Robuste P-waarde
Gt	-2.872	-6.390	0.000	<b>0.000*</b>
Ga	-30.124	-27.263	0.000	<b>0.040**</b>
Pt	-26.487	-6.365	0.000	<b>0.200</b>
Pa	-24.066	-25.174	0.000	<b>0.080***</b>

**Tabel 10 – Cointegratietest van relatie PROD en NO**

\* significant op 1%

\*\* significant op 5%

\*\*\* significant op 10%

De Gt en Ga statistieken zijn significant, wat betekent dat een gedeelte van de entiteiten cointegreert, zoals af te leiden uit tabel 11 op p.54. Ook voor de relatie tussen de productie en de nieuwe orders wordt voor elke industrie onderzocht of cointegratie bestaat tussen deze variabelen. Enkel in industrie C24 cointegreren de variabelen PROD en NO volgens de test van Westerlund (2007), waardoor tot de conclusie gekomen wordt dat in alle andere industrieën enkel een korte termijn relatie geschat zou kunnen worden met behulp van de MG schatter, aangezien er geen significante cointegratie kan waargenomen worden in tabel 11. Bijgevolg wordt er nagegaan in volgende sectie of de PMG schatter meer soelaas brengt.

### Robuuste P-waarden Cointegratie test Westerlund

H0: geen cointegratie

Statistiek	Gt	Ga	Pt	Pa
Industrie C13	0.190	0.360	0.040**	0.030**
Industrie C14	0.180	0.570	0.760	0.910
Industrie C17	0.990	1.000	0.990	0.990
Industrie C20	0.250	0.280	0.060***	0.140
Industrie C21	0.210	0.200	0.210	0.090***
Industrie C24	<b>0.010**</b>	<b>0.020**</b>	<b>0.050***</b>	<b>0.020**</b>
Industrie C25	0.970	0.810	0.600	0.540
Industrie C26	0.040*	0.370	0.160	0.150
Industrie C27	0.030**	0.120	0.740	0.730
Industrie C28	0.090***	0.050***	0.350	0.380
Industrie C29	0.050***	0.130	0.140	0.050***

**Tabel 11 - Cointegratietesten van relatie PROD en NO per industrie**

\* significant op 1%

\*\* significant op 5%

\*\*\* significant op 10%

## 6.3 Schatten van het error correctie model

Nu aan de hand van de cointegratietest een beeld gevormd is van de relaties tussen de variabelen in de data, wordt het model voor elke industrie geschat met behulp van de PMG schatter. Het aantal lags dat opgenomen wordt van de afhankelijke en onafhankelijke variabele in elk model, wordt bepaald aan de hand van het AIC criterium, dat weergegeven staat voor elke vergelijking in bijlage 3.

### Relatie tussen omzet en nieuwe orders

Het error correctie model, geschat voor de industrieën is analoog aan (6) op p.35:

$$\Delta TO_{i,t} = \alpha_1 \Delta TO_{i,t-1} + \dots + \alpha_q \Delta TO_{i,t-q} + \beta_0 \Delta NO_{i,t} + \beta_1 \Delta NO_{i,t-1} + \dots + \beta_k \Delta NO_{i,t-k} + \Psi_1 (TO_{i,t-1} - \lambda_1 NO_{i,t-1}) + Z_i + S_t + v_{i,t}, \quad i=1,2,\dots,N \quad t=1,2,\dots,T$$

De resultaten van deze schatting zijn terug te vinden in tabel 12. De lange termijncoëfficiënt, alsook de aanpassingsnelheidscoëfficiënt, is in de industrieën C17, C20, C21, C24, C25, C26, C28 en C29 significant aanwezig op een minimaal betrouwbaarheidsniveau van 95%. De coëfficiënten van de veranderingen in de index van omzet en nieuwe orders zijn zoals verwacht significant aanwezig in deze industrieën, hoewel dat het om verschillende vertraagde waarden gaat. De coëfficiënten van de veranderingen in de index van de omzet zijn voor bovengenoemde industrieën significant



negatief, terwijl de coëfficiënten van de veranderingen in de index van nieuwe orders significant positief zijn. Dit houdt in dat wanneer de index van omzet aangroeit (een positieve verandering) in een bepaalde periode dit een negatieve invloed zal hebben op een verandering in de index in een latere periode. De veranderingen in de index van de nieuwe orders zijn rechtlijnig verbonden met de veranderingen in de index van de omzet, voor de industrieën die een significante relatie weergeven. De aanpassingsnelheidscoëfficiënt is significant negatief in bovengenoemde industrieën, wat duidt op een corrigerend effect. De lange termijncoëfficiënt is significant positief voor de industrieën waarin een significante relatie geschat kon worden, wat erop duidt dat de index van omzet en de index van nieuwe orders ongeveer dezelfde groei vertonen.

### **Relatie tussen productie en nieuwe orders**

Het error correctie model, geschat voor industrie C24 is analoog aan (9) op p.35:

$$\Delta PROD_{i,t} = \alpha_1 \Delta PROD_{i,t-1} + \dots + \alpha_q \Delta PROD_{i,t-q} + \beta_0 \Delta NO_{i,t} + \beta_1 \Delta NO_{i,t-1} + \dots + \beta_k \Delta NO_{i,t-k} + \psi_1 (PROD_{i,t-1} - \lambda_i NO_{i,t-1}) + Z_i + S_t + v_{i,t}, \quad i=1,2,\dots,N \quad t=1,2,\dots,T.$$

De resultaten van deze schatting zijn terug te vinden in tabel 13. De lange termijncoëfficiënt en aanpassingsnelheidscoëfficiënt zijn in de industrieën C14, C20, C21, C24, C25, C26, C28 en C29 significant aanwezig. Ook voor deze relatie zijn de coëfficiënten van de veranderingen in index van productie significant negatief, voor verschillende vertraagde waarden voor elke industrie. De coëfficiënten van de veranderingen in de index van de nieuwe orders zijn significant positief voor bovengenoemde industrieën.

Uit de analyse kan geconcludeerd worden dat relaties tussen omzet en nieuwe orders, en productie en nieuwe orders bestaan en geschat kunnen worden voor een aantal industrieën, waarbij industrieën C17, C21, C24, C28 en C29 hoofdzakelijk op bestelling produceren, wat antwoord geeft op de gestelde deelvraag en in lijn ligt met de bevindingen in Zarnowitz (1973) en Rémond-Tiedrez en Schön (2007). Indien de grafieken van omzet, nieuwe orders en productie in bijlage 2 voor de industrieën C13 en C14 vergeleken worden, kan opgemerkt worden dat de index van productie geen gelijk verloop vertoont met de index van de nieuwe orders. De productie-index daalt systematisch doorheen de tijd, terwijl indexen van de omzet en nieuwe orders minder hard dalen. Dit kan duiden op een globalisatietrend, wat leidt tot relocatie van productiefaciliteit in deze industrieën naar landen waar goedkopere productiekrachten te vinden zijn. Dit kan de niet significantie van de relaties in deze industrieën verklaren (Rémond-Tiedrez & Schön, 2007). De invloed van de financiële crisis op de relaties binnen de verschillende industrieën wordt in volgende deelvraag onderzocht.

**Schatten van error correctie model (PMG schatter)**

Industrie	C13	C14	C17	C20	C21	C24	C25	C26	C27	C28	C29
a1	1.5345* (.2033)	1.7354* (.2580)	<b>-.4025*</b> (.0867)	<b>-.2025***</b> (.1037)	<b>-.5081*</b> (.0655)	<b>-.4650*</b> (.0311)	<b>-.4397*</b> (.0435)	<b>-.5107*</b> (.1182)	-.4667* (.0614)	<b>-.4413*</b> (.0568)	<b>-.4401*</b> (.0514)
a2	-1.356* (.36104)	-1.875* (.4619)	<b>-.1694**</b> (.0766)	-.1213 (.0881)	<b>-.3581*</b> (.0502)	<b>-.2398*</b> (.0420)	<b>-.2339*</b> (.0330)	<b>-.3599*</b> (.0857)	-.2257* (.0512)	<b>-.2530*</b> (.0643)	<b>-.2410*</b> (.0491)
a3	1.2099* (.3725)	1.931* (.4327)	-.0360 (.0255)	-.0568 (.0736)	<b>-.1939*</b> (.0569)	-.0720 (.0587)	<b>-.0993**</b> (.0458)	<b>-.2347*</b> (.0508)	-.1079* (.0247)	-.1031 (.0666)	<b>-.1673**</b> (.0726)
a4	-1.077* (.2376)	-1.667* (.3904)	.0405 (.0422)	-.0140 (.0522)	<b>-.1329*</b> (.0457)	-.0113 (.0444)	-.0855 (.0547)	<b>-.1406*</b> (.0463)	-.0697** (.0340)	-.0334 (.0583)	<b>-.2043*</b> (.0539)
a5	.7352* (.1573)	1.249* (.3431)	-.0006 (.0382)	.0101 (.0359)	<b>-.0669*</b> (.0257)	-.0266 (.0303)	-.0513 (.0541)	-.0293 (.0295)	-.0109 (.0325)	-.0077 (.0361)	<b>-.1314*</b> (.0307)
a6	-.3452* (.1048)	-.9032* (.2229)	-.0017 (.0254)			.0307 (.0405)	-.0208 (.0439)			.0367 (.0547)	-.0480 (.0409)
a7	.0938*** (.0505)	.5129* (.092)								.0466 (.0461)	
a8		-.1638* (.0333)									
β0	-.0007 (.0035)	.0021 (.0052)	<b>.4976*</b> (.1502)	<b>.3129**</b> (.1495)	<b>.2332***</b> (.1412)	<b>.0862***</b> (.0500)	<b>.1136**</b> (.0446)	.0002 (.0285)	.0490*** (.0286)	.1474 (.1026)	<b>.2349**</b> (.1173)
β1	.0082 (.0132)	-.004 (.0030)	<b>.2080**</b> (.0890)	<b>.1990**</b> (.1000)	<b>.1983**</b> (.0829)	<b>.0568***</b> (.0303)	<b>.2185*</b> (.0594)	.1570 (.0991)	.0300 (.0219)	<b>.1326***</b> (.0792)	<b>.2687*</b> (.0560)
β2	.0212 (.0134)	-.004 (.0038)	.1419 (.0939)	<b>.1678**</b> (.0832)	<b>.1692**</b> (.0655)	<b>.0811*</b> (.0237)	<b>.2006*</b> (.0535)	.0506 (.0647)	.0541* (.0196)	<b>.1692**</b> (.0654)	<b>.2345*</b> (.0355)
β3	.0053 (.0043)	-.000816 (.0018)	<b>.1289***</b> (.0663)	<b>.1158**</b> (.0557)	.0835 (.0564)	.0344 (.0348)	<b>.1266**</b> (.0581)	-.0058 (.0456)	.05105** (.0242)	<b>.1253**</b> (.0490)	<b>.2220*</b> (.0650)
β4	.0248 (.0159)	-.0037 (.0027)	-.0235 (.0469)	.0354 (.0439)	.0890 (.0582)	.0405 (.0316)	<b>.1114**</b> (.0444)	-.0864 (.0953)	.0527** (.0226)	<b>.0866*</b> (.0329)	<b>.1645*</b> (.0400)
β5	.0137*** (.0074)	-.0009 (.0016)	.0345 (.0488)	.0034 (.0286)	.0379 (.0279)	<b>.0408***</b> (.0232)	.0150 (.0332)	-.0826 (.0577)	.0193 (.0151)	.0197 (.0312)	<b>.1243*</b> (.0280)
β6	.0178 (.0134)	.0039 (.0040)	.0017 (.0521)			.0144 (.0275)	.0102 (.0479)			-.0212 (.0365)	<b>.0801***</b> (.0486)
β7	.0096** (.0046)	.0005 (.0037)								-.0471 (.0393)	
β8		.0029 (.0044)									
ψ	-.00485 (.00423)	-.00165 (.0019)	<b>-.2326*</b> (.0699)	<b>-.3933**</b> (.1676)	<b>-.3427*</b> (.1119)	<b>-.1083*</b> (.0359)	<b>-.1929*</b> (.0626)	<b>-.2735**</b> (.1384)	-.0444 (.0363)	<b>-.2418*</b> (.0896)	<b>-.3101*</b> (.0514)
λ	.7387* (.1179)	1.7196* (-.0016)	<b>.9830*</b> (.0078)	<b>.9449*</b> (.0181)	<b>.9519*</b> (.0151)	<b>.6993*</b> (.0435)	<b>.2802*</b> (.0599)	<b>.3232*</b> (.0715)	.6905* (.0612)	<b>.9640*</b> (.0302)	<b>1.0284*</b> (.0103)
Hausman spec. test	.000*	.5574	.5670	.2981	.8698	.2753	.2370	.8663	.1802	.4167	.0184**

**Tabel 12 - Schatten van error correctie model voor relatie TO en NO**

\* significant op 1%

\*\* significant op 5%

\*\*\* significant op 10%

**Schatten van error correctie model (PMG schatter)**

Industrie	C13	C14	C17	C20	C21	C24	C25	C26	C27	C28	C29
a1	-.5395* (.0832)	<b>-.4517*</b> (.0472)	-.5733* (.0503)	<b>-.2704*</b> (.1033)	<b>-.3572***</b> (.1977)	<b>-.2893*</b> (.0838)	-.4434* (.0695)	<b>-.4085*</b> (.0469)	-.4548* (.0507)	-.4342* (.0593)	<b>-.4439*</b> (.0818)
a2	-.2904* (.0814)	<b>-.2720*</b> (.0683)	-.2772* (.0452)	<b>-.1647***</b> (.0902)	<b>-.3595*</b> (.0632)	<b>-.1404***</b> (.0816)	-.2400* (.0693)	<b>-.2676*</b> (.0426)	-.2015* (.0496)	-.2585* (.0733)	<b>-.2074*</b> (.0576)
a3	-.1958* (.0745)	<b>-.1746**</b> (.0676)	-.0946** (.0453)	-.0684 (.0637)	<b>-.2470*</b> (.0531)	<b>-.1331**</b> (.0674)	-.1349 (.0728)	-.0636 (.0511)	.0064 (.0450)	-.0513 (.0547)	-.0648 (.0606)
a4	-.1678* (.0967)	<b>-.1852*</b> (.0346)	-.0455 (.0540)	-.0404 (.0610)	<b>-.1738*</b> (.0547)	<b>-.0846***</b> (.0482)	-.1340** (.0553)	<b>-.1420*</b> (.0542)	-.0205 (.0504)	.0240 (.0304)	-.0661 (.0511)
a5	-.1364* (.0273)	<b>-.0907*</b> (.0283)	-.0799 (.0606)	.0242 (.0574)	-.0497 (.0774)	<b>-.0880*</b> (.0305)	-.0873*** (.0513)	-.0775 (.0563)	-.0138 (.0440)	.0130 (.0248)	-.0389 (.0337)
a6	-.0733* (.0280)	-.0456 (.0374)	-.0026 (.0344)	-.0041 (.0652)	-.0563 (.0507)	-.0324 (.0309)	-.0531 (.0443)	.0494 (.0405)	.0210 (.0361)	-.0013 (.0334)	-.0143 (.0227)
a7	-.0361 (.0293)	-.0234 (.0468)			<b>-.0438**</b> (.0181)		-.0690 (.0467)	.0058 (.0367)	-.0076 (.0298)		
a8		.0053 (.0421)					-.0454 (.0357)				
β0	.4332* (.0940)	<b>.1366*</b> (.0487)	.3471* (.0665)	<b>.3280*</b> (.0913)	.0771 (.0543)	<b>.1798*</b> (.0562)	.2450* (.0656)	<b>.1693*</b> (.0775)	.1567* (.0592)	.2722* (.0949)	<b>.3431*</b> (.0616)
β1	.3293* (.0948)	<b>.1099**</b> (.0462)	.1852* (.0400)	<b>.2542*</b> (.0580)	<b>.0607***</b> (.0310)	<b>.1565*</b> (.0369)	.2129* (.0408)	<b>.1119***</b> (.0571)	.1302* (.0366)	.2051* (.0603)	<b>.3147*</b> (.0615)
β2	.2965* (.0825)	.0570 (.0419)	.0709 (.0512)	<b>.2323*</b> (.0625)	<b>.0848***</b> (.0462)	<b>.1386*</b> (.0414)	.1943* (.0294)	<b>.1214**</b> (.0553)	.1323* (.0363)	.2017* (.0500)	<b>.2608*</b> (.0760)
β3	.2656* (.0816)	.0477 (.0345)	.0389 (.0254)	<b>.1197*</b> (.0437)	.0316 (.0308)	<b>.1170*</b> (.0372)	.1534* (.0369)	.0700 (.0447)	.0882* (.0298)	.1607* (.0359)	<b>.1983*</b> (.0584)
β4	.1605** (.0727)	<b>.0857**</b> (.0389)	-.0087 (.0315)	<b>.0902**</b> (.0384)	-.0333 (.0468)	<b>.0886*</b> (.0286)	.0706*** (.0393)	.0405 (.0315)	.1088* (.0373)	.1231* (.0359)	<b>.1452**</b> (.0685)
β5	.1455* (.0385)	<b>.0812**</b> (.0394)	.0543 (.0333)	.0257 (.0215)	.0004 (.0612)	<b>.0376**</b> (.0221)	.0488 (.0316)	.0168 (.0236)	.0185 (.0296)	.0717** (.0353)	<b>.1197*</b> (.0428)
β6	.0829*** (.0456)	<b>.0965*</b> (.0225)	-.0117 (.0312)	.0001 (.0457)	.0273 (.0557)	.0227 (.0161)	.0303 (.0425)	.0060 (.0370)	-.0068 (.0299)	.0696* (.0243)	<b>.0729*</b> (.0272)
β7	.0833*** (.0433)	<b>.0874*</b> (.0238)			.0260 (.0496)		.0509** (.0245)	.0348 (.0292)	.0073 (.0290)		
β8		.0514** (.0242)					.0324 (.0304)				
ψ	-.0121 (.1217)	<b>-.0508*</b> (.0183)	-.0303 (.0390)	<b>-.2218***</b> (.1255)	<b>-.1358*</b> (.0492)	<b>-.1119**</b> (.0445)	-.0227 (.0312)	<b>-.0814**</b> (.0397)	-.0231 (.0145)	-.0431* (.0159)	<b>-.1602*</b> (.0558)
λ	-.5779** (.2436)	<b>1.172*</b> (.1177)	.9265* (.0471)	<b>.2273*</b> (.0221)	<b>1.066*</b> (.0494)	<b>.1823*</b> (.0484)	.8150* (.0638)	<b>1.1588*</b> (.0826)	1.316* (.0176)	.0976 (.0711)	<b>.5670*</b> (.0248)
Hausman spec. test	.0000*	.3601	.0145**	.3431	.3297	.0127**	.9457	.0156**	.5276	.0000*	.0745**

**Tabel 13- Schatten van error correctie model voor relatie PROD en NO**

\* significant op 1%

\*\* significant op 5%

\*\*\* significant op 10%

## 7. TWEEDE DEELVRAAG

*Heeft de financiële crisis een significante invloed op de relatie tussen omzet en orders, en nieuwe orders en productie?*

### 7.1 Stationariteit van de variabele TEDSpread

Om na te gaan of de variabele TEDSpread dient opgenomen te worden in het model als niveaus of eerste verschillen, wordt de variabele getest op stationariteit. Aangezien het gaat om een tijdreeks, wordt dit onderzocht aan de hand van de Augmented Dickey Fuller test, gespecificeerd in Stock en Watson (2007). Voordat de unit root test wordt uitgevoerd, wordt nagegaan hoeveel vertraagde waarden dienen opgenomen te worden in deze test.

Steekproef: 2002m11 - 2012m3                      observaties = 113

lag	LL	df	p	AIC	SBIC
0	-81.0561			1.59332	1.6189
1	-11.6355	1	0.000	.264767	.315927
2	-11.4269	1	0.0518	.280134	.356874
3	-9.25006	1	0.037	<b>.257283*</b>	.359602
4	-8.46913	1	0.211	.261536	.389436
5	-7.40808	1	0.145	.260351	.413831
6	-6.78583	1	0.265	.267686	.446745
7	-5.75068	1	0.150	.267003	.471643
8	-4.92238	1	0.198	.270337	.500556
9	-3.83097	1	0.140	.268653	.512361
10	-2.43193	1	0.094	.260814	.542193

**Tabel 14 – Lag selectie criteria voor de variabele TEDSpread**

Uit tabel 14 is duidelijk dat voor de unit root test betreffende de variabele TEDSpread drie vertraagde waarden dienen opgenomen te worden. Uit tabel 15 op volgende pagina kan geconcludeerd worden dat de variabele TEDSpread een I(1) variabele is. De TED-spread wordt opgenomen in het VEC model aan de hand de eerste verschillen van de variabele TEDSpread.

**Augmented Dickey Fuller test**

H0: Niet-stationair

Ha: Stationair

Variabele	TEDSpread	D.TEDSpread
Specificaties	Constante	Constante
Lags	3	3
Statistiek	-2.522	-4.214
P-waarde	<b>0.1102</b>	<b>0.0006</b>

**Tabel 15 – Augmented Dickey Fuller test variabele TEDSpread**

## 7.2 Schatten van het error correctie model

Uit tabellen 16 en 17 valt op te merken dat niet voor elke industrie een significante coëfficiënt kan geschat worden met betrekking de TED-spread. Ook de richting en de grootte van de coëfficiënt verschilt per industrie, wat duidt op een verschillend effect van de crisis op de verschillende industrieën. De financiële crisis heeft dus niet op alle industrieën dezelfde impact, wat verklaard kan worden door verschillende financieringsbehoeften zoals aangehaald door Dell'Ariccia, Detragiache en Rajan (2008). Indien de coëfficiënt van de variabele TEDSpread significant positief is voor een bepaalde industrie, kan dit er op wijzen dat de financiële crisis weinig tot geen invloed op deze industrie heeft.

Voor het merendeel van de industrieën zien we echter op de grafieken in bijlage 2 dat de financiële crisis wel degelijk een impact heeft op de variabelen omzet, nieuwe orders en productie. Dit is niet het geval in de industrie C14, de industrie waarin apparel of kleding vervaardigd wordt. Hierin zijn uitsluitend significant positieve coëfficiënten op te merken voor de invloed op zowel de relatie tussen nieuwe orders en omzet, als nieuwe ordes en productie. De index van omzet in industrie C29, waarin motorvoertuigen, aanhangwagens en opleggers hoofdzakelijk op bestelling vervaardigd en geassembleerd worden, heeft een significant negatief verband met de financiële crisis, wat erop wijst dat de industrie sterk afhankelijk is van externe financiering, hetgene teruggevonden wordt in de paper van Dell'Ariccia, Detragiache en Rajan (2008).

**Schatten van error correctie model (PMG schatter)**

Industrie	C13	C14	C17	C20	C21	C24	C25	C26	C27	C28	C29
$\rho_0$	-0.0111 (.0536)	<b>.1161**</b> (.0648)	.2197 (.2330)	-0.2785 (.3211)	<b>1.0575***</b> (.5448)	.1010 (.8021)	<b>2.0644***</b> (1.132)	<b>3.1163***</b> (1.713)	<b>2.070**</b> (1.010)	-.1289 (1.112)	.8360 (.8651)
$\rho_1$	-.0474 (.0438)	.0661 (.1387)	.0950 (.2849)	<b>-.9806**</b> (.4567)	-1.4553 (.8870)	<b>2.8366*</b> (1.026)	-.8698 (1.415)	.3297 (3.459)	.5874 (.5077)	.4278 (.6121)	-.7637 (.9045)
$\rho_2$	<b>-.1496*</b> (.0491)	-.0830 (.1945)	.7379 (.3358)	-1.1616 (.9761)	.3961 (.9054)	1.0966 (.7617)	.3117 (1.605)	4.217 (2.958)	2.170 (1.382)	-.8843 (1.057)	<b>-1.817***</b> (.9567)
$\rho_3$	-.1584 (.1043)	-.1220 (.1456)	-.5100 (.2034)	-.4603 (.4797)	-.1062 (.6918)	-.9449 (.7182)	<b>-2.9012*</b> (.7921)	-2.854 (1.762)	<b>-1.508*</b> (.5002)	-.617 (.4960)	<b>-1.264**</b> (.6313)

**Tabel 16- Opname financiële crisis in het model van relatie TO en NO**

\* significant op 1%

\*\* significant op 5%

\*\*\* significant op 10%

**Schatten van error correctie model (PMG schatter)**

Industrie	C13	C14	C17	C20	C21	C24	C25	C26	C27	C28	C29
$\rho_0$	.0879 (.6602)	.2020 (.4021)	<b>.5321*</b> (.1786)	.0142 (.2864)	.7600 (1.2250)	.4155 (1.156)	.4730 (.6729)	<b>1.3941**</b> (.7144)	<b>1.236**</b> (.6484)	.8379 (.6718)	.4026 (.9915)
$\rho_1$	-.5110 (.5451)	.6414 (.5586)	<b>-.3388***</b> (.1876)	<b>-1.6381**</b> (.7669)	-.1425 (.4366)	<b>-2.7221*</b> (.6502)	-.0330 (.7504)	<b>-.9912</b> (.6384)	-.6479 (.5372)	.4710 (.5315)	1.229 (1.971)
$\rho_2$	-.3080 (.4117)	.9621 (.7219)	.1657 (.3185)	<b>-1.115***</b> (.6574)	-.6280 (.7071)	-.5377 (.9116)	<b>-.7160**</b> (.3580)	<b>1.812*</b> (.6668)	-1.5269 (1.6787)	.6479 (.8519)	-.4462 (1.940)
$\rho_3$	-.2284 (.4262)	<b>1.020***</b> (.5221)	<b>-.9668*</b> (.2357)	<b>-2.0626*</b> (.7770)	-.9348 (.8724)	<b>-2.162*</b> (.3780)	.5905 (.7027)	<b>-2.317*</b> (.7181)	<b>-2.102*</b> (.5870)	.6064 (.6675)	-2.239 (1.539)

**Tabel 17- Opname financiële crisis in het model van relatie PROD en NO**

\* significant op 1%

\*\* significant op 5%

\*\*\* significant op 10%



## 8. DERDE DEELVRAAG

*Hebben de vertraagde waarden van de orderdata voldoende voorspellingskracht voor de productiedata en omzetdata in België, indien er rekening gehouden wordt met de impact van de financiële crisis?*

Zodoende deze deelvraag te beantwoorden, wordt de methodologie van de eerste deelvraag toegepast. Allereerst wordt er getest op stationariteit van de variabelen. Het aantal vertraagde waarden dat opgenomen wordt is bepaald aan de hand van het AIC criterium, analoog aan de methodologie van de vorige deelvragen.

### 8.1 Testen op stationariteit

#### **Pesaran's CADF test**

t-bar test  $N, T = (11, 123)$

H0: Volledige panel niet-stationair

Ha: Sommige/alle tijdreeksen zijn stationair

Variabele	NO	TO	PROD
	Trend en Constante	Trend en Constante	Constante
Specificaties			
Gem. lags	4.6364 lags	3.8182 lags	4 lags
t-bar	-2.613	-2.362	-2.112
Z[t-bar]	-1.009	-0.008	-1.187
P-waarde	<b>0.156</b>	<b>0.497</b>	<b>0.118</b>

**Tabel 18 – Stationariteit test (Pesaran, 2003) voor variabelen NO, TO en PROD in België**

De P-waarden uit tabel 19 zijn niet voldoende om de nulhypothese van niet-stationariteit te verwerpen. De variabelen NO, TO en PROD voor Belgische industrieën zijn niet stationair. Vervolgens wordt er nagegaan of de eerste verschillen van deze variabelen stationair zijn. Dit gebeurt met dezelfde test, waarvan de output terug te vinden is in tabel 20 op de volgende pagina. De eerste verschillen van de variabelen zijn stationair, waardoor de variabelen NO, TO en PROD I(1) variabelen zijn. Er bestaat dus de mogelijkheid dat de variabelen NO en TO, en NO en PROD cointegreren, wat onderzocht wordt in volgende paragraaf.



### Pesaran's CADF test

t-bar test $N,T = (11,122)$			
H0: Volledige panel niet-stationair			
Ha: Sommige/alle tijdreeksen zijn stationair			
Variabele	D.NO	D.TO	D.PROD
Gem. lags	4.6364 lags	3.8182 lags	4 lags
t-bar	-5.393	-5.483	-5.556
Z[t-bar]	-13.279	-13.607	-13.879
P-waarde	<b>0.000</b>	<b>0.000</b>	<b>0.000</b>

**Tabel 19 - Stationariteit test (Pesaran, 2003) voor eerste verschillen van variabelen NO, TO en PROD in België**

## 8.2 Cointegratietesten

Analoog aan de methodologie van de eerste deelvraag, wordt getest op cross-sectionele correlatie vooraleer de cointegratietesten uit te voeren. Dit om de impact van eventuele cross-sectionele afhankelijkheid in te calculeren aan de hand van *bootstrapping*, zoals in Westerlund (2007).

### Gemiddelde correlatie coëfficiënten & Pesaran (2004) CD test

H0: Cross-sectionele onafhankelijkheid			
Variabele	CD-test	P-waarde	correlatie
TO	39.88	<b>0.000*</b>	0.485
NO	32.46	<b>0.000*</b>	0.395
PROD	20.22	<b>0.000*</b>	0.246

**Tabel 20 - Test op cross-sectionele afhankelijkheid van Belgische industrieën**

Zoals af te leiden uit tabel 21, vertoont de data geen cross-sectionele onafhankelijkheid, wat impliceert dat de resultaten van de cointegratietesten *gebootstrapped* dienen te worden om eventuele vertekening in te perken.

### Cointegratie test Westerlund

H0: no cointegration				
Gem. Lags (AIC): 5.45			Specificaties: Trend en Constante	
Statistiek	Waarde	Z-waarde	P-waarde	Robuste P-waarde
Gt	-2.611	-1.052	<b>0.147</b>	<b>0.530</b>
Ga	-24.920	-6.493	<b>0.000</b>	<b>0.330</b>
Pt	-8.926	-2.235	<b>0.013</b>	<b>0.530</b>
Pa	-23.085	-7.846	<b>0.000</b>	<b>0.360</b>

**Tabel 21 - Cointegratietest relatie TO en NO in België**

Hoewel de cointegratietesten in zowel tabel 22 als tabel 23 aangeven dat aan de hand van deze data geen significante lange termijn relatie kan gemodelleerd worden, wordt geprobeerd om een error correctie model te schatten in volgende sectie met behulp van de PMG schatter, aangezien dat de literatuur duidelijk aangeeft dat een lange termijn relatie bestaat.

#### **Cointegratie test Westerlund**

H0: no cointegration

					Specificaties: Constante
Gem. Lags (AIC): 5					
Statistiek	Waarde	Z-waarde	P-waarde	Robuste P-waarde	
Gt	-2.022	-1.784	<b>0.037</b>	<b>0.350</b>	
Ga	-15.875	-5.308	<b>0.000</b>	<b>0.080</b>	
Pt	-5.256	-0.361	<b>0.359</b>	<b>0.500</b>	
Pa	-7.910	-2.569	<b>0.005</b>	<b>0.280</b>	

**Tabel 22 - Cointegratietest relatie PROD en NO in België**

### **8.3 Schatten van het error correctie model**

De schatting van het error correctie model voor de relatie tussen nieuwe orders en omzet, en nieuwe orders en productie wordt gemaakt met behulp van de PMG schatter, naar analogie van de schatting in de eerste deelvraag. In de tabellen 23 en 24 vindt u de significante korte termijn- en lange termijncoëfficiënten terug voor de industrieën waarvoor een significante korte en lange termijnrelatie geschat kon worden.

Indien deze coëfficiënten gebruikt worden om een fit te maken met de data betreffende de nieuwe orders die voorhanden is, dan kan opgemerkt worden dat coëfficiënten de data weinig tot niet benaderen. Op basis van de analyse van de data gebruikt in deze deelvraag kan bijgevolg besloten worden dat de index van nieuwe orders weinig tot geen voorspellende kracht heeft voor de meeste industrieën opgenomen in deze masterproef. Om deze voorspellende kracht met meer zekerheid te kunnen afschrijven, dienen *pseudo out-of-sample* voorspellingen gedaan te worden, die helaas niet opgenomen werden in deze masterproef.

**Schatten van error correctie model (PMG schatter)**

Industrie	C13	C14	C17	C20	C21	C24	C25	C26	C27	C28	C29
α1					-.5034*	-.3985*		-.2495**			-.3465*
					(.1367)	(.0970)		(.1125)			(.1095)
α2				.3423*	-.4542*			-.2015***			
				(.1105)	(.1422)			(.1134)			
α3				.3440*	-.3831*						
				(.1100)	(.1413)						
α4					-.2379***						
					(.1342)						
α5											
α6				.2860*							
				(.1000)							
β0					.4978*						.5196*
					(.1416)						(.0860)
β1					.3913**			-.2063***			
					(.1529)			(.1077)			
β2				-.2673**	.3349**						
				(.1135)							
β3											
β4						.2092*					
						(.0754)					
β5				-.2064***							
				(.1196)							
β6				-.2303**							
				(.0994)							
ρ0											5.5063*
											(1.718)
ρ1						3.550***					
						(1.990)					
ρ2						3.442***					
						(1.980)					
ρ3				-4.439*							
				(.9759)							
ψ	.00185	-.0020	.0099	<b>-.4081*</b>	<b>-.3286*</b>	<b>-.0641**</b>	-.0234	<b>-.2959*</b>	-.0525	-.0132	<b>-.1614**</b>
	(.0086)	(.0014)	(.0362)	(.1020)	(.1215)	(.0295)	(.0439)	(.0971)	(.0508)	(.0349)	(.0725)
λ	.9960*	.9960*	.9960*	<b>.9960*</b>	<b>.9960*</b>	<b>.9960*</b>	.9960*	<b>.9960*</b>	.9960*	.9960*	<b>.9960*</b>
	(.3266)	(.3266)	(.3266)	(.3266)	(.3266)	(.3266)	(.3266)	(.3266)	(.3266)	(.3266)	(.3266)

**Tabel 23 – Schatten van error correctie model van de relatie tussen TO en NO voor Belgische industrieën**

**Schatten van error correctie model (PMG schatter)**

Industrie	C13	C14	C17	C20	C21	C24	C25	C26	C27	C28	C29
$\alpha_1$							-.7137* (.1155)	-.3563* (.1029)	-.4800* (.1100)	-.4939* (.0934)	
$\alpha_2$						.3463* (.0968)	-.5773* (.1237)		-.2370*** (.1216)	-2388** (.1016)	
$\alpha_3$						.2323** (.0991)	-.5433* (.1175)				
$\alpha_4$							-.4754* (.1089)				
$\alpha_5$											
$\beta_0$							.1853* (.0565)	.1236*** (.0705)		.2481* (.0391)	
$\beta_1$							.2072* (.0659)			.1619* (.0504)	
$\beta_2$							.2418* (.0700)			.1601* (.0531)	
$\beta_3$							.3389* (.0817)			.1394** (.0550)	
$\beta_4$						.1350*** (.0708)	.2522* (.0817)			.0993*** (.0538)	
$\beta_5$						-.1330*** (.0719)		-.1365*** (.0696)			
$\rho_0$						6.6433* (1.931)	3.499** (1.725)		2.856*** (1.599)		
$\rho_1$							5.104* (1.766)		-3.397** (1.616)	3.780** (1.648)	
$\rho_2$						4.0576** (1.974)					
$\rho_3$							4.272** (1.763)				
$\psi$	.0224 (.0235)	-.0040 (.0171)	-.0593 (.0474)	.0049 (.0231)	-.0099 (.0275)	<b>-3382*</b> (.0930)	<b>-1710**</b> (.0840)	<b>-2111*</b> (.0730)	<b>-2624*</b> (.0885)	<b>-0505***</b> (.0301)	-.0798 (.0541)
$\lambda$	.2077* (.0503)	.2077* (.0503)	.2077* (.0503)	.2077* (.0503)	.2077* (.0503)	<b>.2077*</b> (.0503)	<b>.2077*</b> (.0503)	<b>.2077*</b> (.0503)	<b>.2077*</b> (.0503)	<b>.2077*</b> (.0503)	.2077* (.0503)

**Tabel 24 – Schatten van error correctie model van de relatie tussen PROD en NO voor de Belgische industrieën**



## 9. VERDER ONDERZOEK

Voordat het besproken wordt wat een onderwerp van verder onderzoek kan zijn, worden eerst een aantal kritische bedenkingen gemaakt. Door het gebruik van indexdata is er geen gewicht gegeven aan de verschillende industrieën, zodat industrieën met een grotere belangrijkheid niet doorwegen in het panel. Het gebruik van nominale data, zodat het gebruik van data betreffende indexen vermeden kan worden, zou beter interpreteerbare resultaten verschaffen, en zou toelaten om de werkelijke correctie, die voorgesteld wordt door veranderingen in de voorraad en het orderboek te bepalen. Helaas was de nominale data niet voorhanden.

Ook zou de reële data, en bijgevolg ook de indexen die een volume- en een prijs component bevatten een inflatieaanpassing moeten ondergaan om de invloed van prijsstijgingen of prijsdalingen op de data teniet te doen.

Het niet opnemen van *pseudo out-of-sample* voorspellingen om de voorspellingskracht van de nieuwe orders op de omzet en productie in de opgenomen industrieën te testen, legt een hypotheek op de resultaten van deze masterproef. Het was niet mogelijk om deze voorspellingen voor het panel van industrieën te doen met behulp van het statistische softwarepakket STATA. Idealiter zou er gezocht moeten worden naar een softwarepakket welk deze voorspellingen wel kan voltooien.

Er zou verder onderzocht kunnen worden om de relaties voor andere industrieën, waar in theorie ook een lange termijn relatie bestaat, tevens te modelleren en te schatten, zodat ook voor deze industrieën een significante relatie kan worden geschat in deze data.

De kanalen die de invloed van de financiële crisis op de verschillende industrieën binnen een economie overbrengen, zou een ander punt van verder onderzoek kunnen zijn. Ook de variabelen die de verschillen in de invloed op elke industrie karakteriseert zou een mogelijk punt van onderzoek kunnen zijn, aangezien het belangrijk is te weten welke kanalen de bovenhand hebben in welke industrie (zoals het kredietkanaal, zodat hiervoor een gepast beleid kan ontwikkeld worden).



## 10. CONCLUSIE

In deze masterproef kan met behulp van de data tot de conclusie gekomen worden dat de relaties tussen nieuwe orders en omzet, en nieuwe orders en productie bestaan en verschillend zijn voor de opgenomen industrieën. De variabelen tonen in de eerste deelvraag wel de in de literatuur gevonden relaties, die onder andere terug komen in Zarnowitz (1973) en Rémond-Tiedrez en Schön (2007). Indien er meer nieuwe orders binnen komen in een industrie, heeft dit in de meeste gevallen ook een positief effect op de omzet en productie. De opmerkingen van Bachman (2011) zijn echte gegrond, aangezien de index van nieuwe orders niet differentieert tussen orders die werkelijk aangenomen worden maar nog geproduceerd dienen te worden, en de nieuwe orders waarvoor de productie niet opgestart wordt omwille van de reden dat een ander bedrijf de productie op zich neemt. Aangezien de index de volledige industrie vertegenwoordigt, zou dit echter geen invloed mogen hebben op de relatie.

De invloed van de financiële crisis verschilt van industrie tot industrie, en van land tot land. Zo bestaan er industrieën in bepaalde landen die geen tot weinig invloed ondervinden van de financiële crisis. Via welk kanaal deze invloed tot stand komt, is niet geheel duidelijk en vormt een punt van verder onderzoek. Het zou namelijk mogelijk zijn dat dit te wijten valt aan de kredietbeschikbaarheid, zoals gesuggereerd door Dell’Ariccia, Detragiache en Rajan (2008). Na het empirisch onderzoek blijkt tevens dat met behulp van de data slechts in enkele industrieën een zowel een relatie op korte als op lange termijn geschat kan worden. Dit impliceert niet dat deze relatie in andere industrieën in werkelijkheid niet bestaan, enkel dat dit patroon niet in de data terug te vinden is.

Indien voor de besproken Belgische industrieën een dergelijke relatie geschat wordt, is duidelijk dat dit model weinig tot geen voorspellingskracht heeft. De index van nieuwe orders heeft bijgevolg een zeer beperkte voorspellingskracht met betrekking tot de omzet- en productie-index, wat de conclusies van Bachman (2011) onderschrijft. Tevens bevestigt dit de reden van schrapping van de verzameling van data aangaande nieuwe orders door de Europese Commissie in mei 2012 (Europese Commissie, 2012).





## LIJST DER GERAADPLEEGDE WERKEN

- Alcidi, C., & Gros, D. (2010). The Crisis and the Real Economy. *Intereconomics*, 4-10.
- Apergis, N., & Payne, J. E. (2009). Energy Consumption and economic growth in Central America: Evidence from a panel cointegration and error correction model. *Energy Economics*, 211-216.
- Bachman, D. (2011). New Orders of Durable Goods Don't Forecast Shipments. *Business Economics*, 46, 88-98.
- Baliño, T., Enoch, C., Gulde, A. M., Lindgren, C. J., Quintyn, M., & Teo, L. (1999). *Financial sector crisis and restructuring: Lessons from Asia*. Occasional paper No. 188, IMF.
- Baltagi, B. H. (2008). Why should we use panel data? Their benefits and limitations. In B. H. Baltagi, *Econometric analysis of panel data* (pp. 6-11). Chichester: John Wiley & Sons.
- Banerjee, A. (1999). Panel data unit root tests and cointegration: an overview. *Oxford Bulletin of economics and statistics, special issue*, 607-629.
- Bank of England. (2007). *Quarterly Bulletin 2007 Q3*. London: Bank of England.
- Barret, L. (2001, mei 9). *Cisco's \$2.25 billion mea culpa*. Opgeroepen op februari 7, 2013, van cnet: <http://news.cnet.com/2100-1033-257278.html>
- Berenguer-Rico, V., & Carrion-i-Silvestre, J. L. (2006). Testing for Multicointegration in panel data with common factors. *Oxford bulletin of economics and statistics*, 68, 721-739.
- Berling, P. (2008). Holding cost determination: an activity-based cost approach. *International journal of production economics*, 829-840.
- Blackburne III, E. F., & Frank, M. W. (2007). Estimation of nonstationary heterogeneous panels. *The Stata Journal*, 197-208.
- Blanchard, O. (2009). The Crisis: Basic Mechanisms and Appropriate Policies. IMF.
- Blinder, A. S. (1986). Working paper No. 1257: Can the production smoothing model be saved? Cambridge: NBER.
- Blinder, A. S., & Maccini, L. J. (1991). Taking stock: a critical assessment of recent research on inventories. *Journal of economic perspectives*, 73-96.

- Breitung, J., & Pesaran, M. H. (2005). *Unit roots and cointegration in panels, discussion paper No 42/2005*. Frankfurt am Main: Deutsche Bundesbank.
- Brunnermeier, M. K. (2009). Deciphering the Liquidity and Credit Crunch 2007 - 2008. *Journal of Economic Perspectives*, 23, 77-100.
- Caprio, G., & Klingebiel, D. (2003). *Episodes of systemic and borderline financial crises*. Niet uitgegeven werk, The World Bank.
- Chikan, A. (1996). The volume and structure of inventories. *International Journal of Production Economics*, 45, 1-7.
- Ciarlone, A. (2012). *Wealth effects in emerging economies*. Rome: Banca D'Italia Eurosystema.
- Costantini, M., & Lupi, C. (2012). A simple Panel-CADF test for unit roots. *Oxford bulletin of economics and statistics*, 276-296.
- Costantini, V., & Martini, C. (2010). The causality between energy consumption and economic growth: a multi-sectoral analysis using non-stationary cointegrated panel data. *Energy Economics*, 591-603.
- Crandall, R. E., & Crandall, W. R. (2003). Managing excess inventories: A life-cycle approach. *Academy of Management Executive*, 2003, 99-113.
- De Blander, R., & Dhaene, G. (2012). Unit root tests for panel data with AR(1) errors and small T. *Econometrics Journal*, 101-124.
- Dell'Ariccia, G., Detragiache, E., & Rajan, R. (2008). The real effect of banking crises. *Journal of Financial Intermediation*, 17, 89-112.
- Demirgüç-Kunt, A., & Detragiache, E. (1998). The determinants of banking crises in developing and developed countries. *IMF Staff Papers*, 45, 81-109.
- Dolado, J. J., Gonzalo, J., & Marmol, F. (2003). Cointegration. In B. H. Baltagi, *A Companion to Theoretical Econometrics* (pp. 634-654). Oxford: Blackwell Publishing.
- Driscoll, J. C., & Kraay, A. C. (1998). Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data. *Review of Economics and Statistics*, 549-560.
- Drukker, D. M. (2003). Testing for serial correlation in linear panel-data models. *The Stata Journal*, 168-177.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, 251-276.

Engsted, T., & Johansen, S. (1997). *Granger's Representation Theorem and Multicointegration*. San Domenico: European University Institute.

Engsted, T., Gonzalo, J., & Haldrup, N. (1997). Testing for multicointegration. *Economic Letters*, 56, 259-266.

European Commission. (2006). *Methodology of short-term business statistics*. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.

Europese Commissie. (2012, mei 31). Commission Regulation (EU) No 461/2012. *Official Journal of the European Union*.

Eurostat. (2012, november 9). *Short-term Business Statistics*. Opgeroepen op november 13, 2012, van Eurostat: [http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/short\\_term\\_business\\_statistics/data/database](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/short_term_business_statistics/data/database)

Federal Reserve Bank of San Francisco. (2009). *Behavior of Libor in the Current Financial Crisis. FRBSF Economic letter 2009-04*. San Francisco: Federal Reserve Bank of San Francisco.

Federal Reserve Bank of St. Louis. (2012, november 9). *FRED: 3-month Treasury Bill*. Opgeroepen op november 13, 2012, van Economic Research: <http://research.stlouisfed.org/fred2/series/TB3MS/downloaddata?cid=116>

Federal Reserve Bank of St. Louis. (2012, november 9). *FRED: Libor Rates*. Opgeroepen op november 13, 2012, van Economic Research: <http://research.stlouisfed.org/fred2/categories/33003/downloaddata>

Fisher, R. A. (1932). *Statistical Methods for Research Workers* (4de ed.). Edinburgh: Oliver & Boyd.

Gorman, M. F., & Brannon, J. I. (2000). Seasonality and the production-smoothing model. *International journal of production economics*, 173-178.

Gorton, G. (2009). The Subprime Panic. *European Financial Management*, 15, 10-46.

Granger, C. W., & Lee, T. H. (1989). Investigation of Production, Sales and inventory relationships using multicointegration and non-symmetric error correction models. *Journal of Applied Econometrics*, 4, 145-159.

Groen, J. J., & Kleibergen, F. (2003). Likelihood-based cointegration analysis in panels of vector error-correction models. *Journal of business and economic statistics*, 21, 295-318.

- Hanck, C. (2008). *An intersection test for panel unit roots*. Dortmund: Universiteit Dortmund.
- Hanssens, D. M. (1998). Order Forecasts, Retail Sales and the Marketing Mix for Consumer Durables. *Journal of Forecasting*, 17, 327-346.
- Hendricks, K. B., & Singhal, V. R. (2009). Demand-Supply Mismatches and Stock Market Reaction: Evidence from Excess Inventory Announcements. *Manufacturing & Service Operations Management*, 11, 509-524.
- Hoechle, D. (2007). Robust Standard Errors for Panel Regressions with Cross-Sectional Dependence. *The Stata Journal*, 281-312.
- Hsiao, C. (2005). Why panel data? *The Singapore Economic Review*, 50, 143-154.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 53-74.
- Ioannidis, S., Kouikoglou, V. S., & Phillis, Y. A. (2004). Coordinating quality, production and sales in manufacturing systems. *International Journal of Production Research*, 42, 3947-3956.
- Ito, T. (2010). Global financial crisis and US interest rate swap spreads. *Applied Financial Economics*, 20, 37-43.
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90, 1-44.
- Kerkkänen, A., Korpela, J., & Huiskonen, J. (2009). Demand forecasting errors in industrial context: Measurement and impacts. *International Journal Production Economics*, 118, 43-48.
- Kwan, S. (2009). *Behavior of LIBOR in the Current Financial Crisis*. San Francisco: Federal Reserve Bank of San Francisco.
- Lee, H. L., Padmanabhan, V., & Whang, S. (2004). Information Distortion in a Supply Chain: The Bullwhip Effect. *Management Science*, 50, 1875-1886.
- Lee, T.-H., & Koray, F. (1994). Uncertainty in sales and inventory behaviour in the U.S. trade sectors. *Canadian Journal of Economics*, 129-142.
- Levin, A., Lin, C.-F., & Chu, C.-S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite sample properties. *Journal of econometrics*, 1-24.

- Li, Y., & Shukur, G. (2013). Testing unit roots in panel data using a wavelet ratio method. *Computational economics*, 59-69.
- Liu, X., Chu, F., Chu, C., & Wang, C. (2007). Lot sizing with bounded inventory and lost sales. *International Journal of Production Research*, 45, 5881-5894.
- Maddala, G. S., & Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of economics and statistics, special issue*, 631-651.
- McCoskey, S., & Kao, C. (1998). A residual-based test of the null of cointegration in panel data. *Econometric Reviews*, 17, 57-84.
- Niang, A.-A., Diagne, A., & Pichery, M.-C. (2011). Exploring the finance-real economy link in U.S.: empirical evidence from panel unit root and cointegration analysis. *Empirical Economics*, 253-268.
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford bulletin of economics and statistics, special issue*, 653-670.
- Persyn, D., & Westerlund, J. (2008). Error-correction-based cointegration tests for panel data. *The stata Journal*, 232-241.
- Pesaran, H. M. (2004). General Diagnostic tests for cross section dependence in panels. *CESifo Working paper No. 1229, Category 10: Empirical and theoretical methods*.
- Pesaran, H. M., & Smith, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 79-113.
- Pesaran, H. M., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled Mean Group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 621-634.
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence. *Journal of applied econometrics*, 265-312.
- Pesaran, M. H., Smith, L. V., & Yamagata, T. (2012). Panel unit root tests in the presence of a multifactor error structure.
- Rémond-Tiedrez, I., & Schön, I. (2007). Short-term statistics: focus on the links between new orders, turnover and production for industrial activities. *Statistics in focus 58/2007*, 1-8.
- Roos, J. (2011). *Relationship between Dutch orders and turnover*. Heerlen: Statistics Netherlands.

RPE solutions. (2006). *Order Forecast Collaboration: Benefits for the Entire Demand Chain*. Opgeroepen op april 12, 2012, van rpesolutions: [http://www.rpesolutions.com/RPE\\_White\\_Paper\\_Order\\_Forecast\\_Collaboration.pdf](http://www.rpesolutions.com/RPE_White_Paper_Order_Forecast_Collaboration.pdf)

Saltzman, S. (1967). An Econometric Model of a Firm. *The Review of Economics and Statistics*, 332-342.

Samuels, J. M., & Smyth, D. J. (1968). Statistical Evidence on the Relationship Between a Company's Sales and its Inventories. *International Journal of Production Research*, 6, 249-256.

*Securitisatie*. (sd). Opgehaald van Financiële Begrippen: <http://www.financielegebrippen.com/securitisatie>

Stock, J. H., & Watson, M. W. (2007). *Introduction to Econometrics*. London: Pearson Education.

Stock, J. H., & Watson, M. W. (2007). Linear Regression with Multiple Regressors. In J. H. Stock, & M. W. Watson, *Introduction to Econometrics* (pp. 186-219). London: Pearson Education.

Stock, J. H., & Watson, M. W. (2007). Regression with Panel data. In J. H. Stock, & M. W. Watson, *Introduction to econometrics* (pp. 349-382). London: Pearson Education.

Tatoglu, F. Y. (2011). The relationships between human capital investment and economic growth: a panel error correction model. *Journal of economic and social research*, 75-88.

Watson, M. W., & Stock, J. H. (2007). *Introduction to Econometrics*. London: Prentice Hall.

Westerlund, J. (2005). A Panel CUSUM test of the null of cointegration. *Oxford bulletin of economics and statistics*, 231-262.

Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford bulletin of economics and statistics*, 69, 709-748.

Westerlund, J., & Edgerton, D. L. (2008). A simple test for cointegration in dependent panels with structural breaks. *Oxford bulletin of economics and statistics*, 70, 665-704.

Westerlund, J., & Persyn, D. (2008). Error-correction-based cointegration tests for panel data. *The Stata Journal*, 8, 232-241.

Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. London: The MIT Press.

Xu, Y., Bisi, A., & Dada, M. (2010). A centralized ordering and allocation system with backorders and strategic lost sales. *IIE Transactions*, 42, 812-824.

Yasar, M., Nelson, C. H., & Rejesus, R. M. (2006). The dynamics of exports and productivity at the plant level: a panel data error correction model (ECM) approach. In B. Baltagi, *Contributions to economic analysis* (pp. 279-305). Amsterdam: Elsevier.

Zarnowitz, V. (1973). Orders, Production, and Inventory Investment. In V. Zarnowitz, *Orders, Production, and Inventory Investment: A Cyclical and Structural Analysis* (pp. 344-408). NBER.

Zarnowitz, V. (1973). The Role of Orders in Industrial Production. In V. Zarnowitz, *Orders, Production, and Investment: A Cyclical and Structural Analysis* (pp. 7-69). NBER.

Zarnowitz, V. (1973). Unfilled Orders and Industrial Activity. In V. Zarnowitz, *Orders, Production, and Investment: A Cyclical and Structural Analysis* (pp. 243-295). NBER.





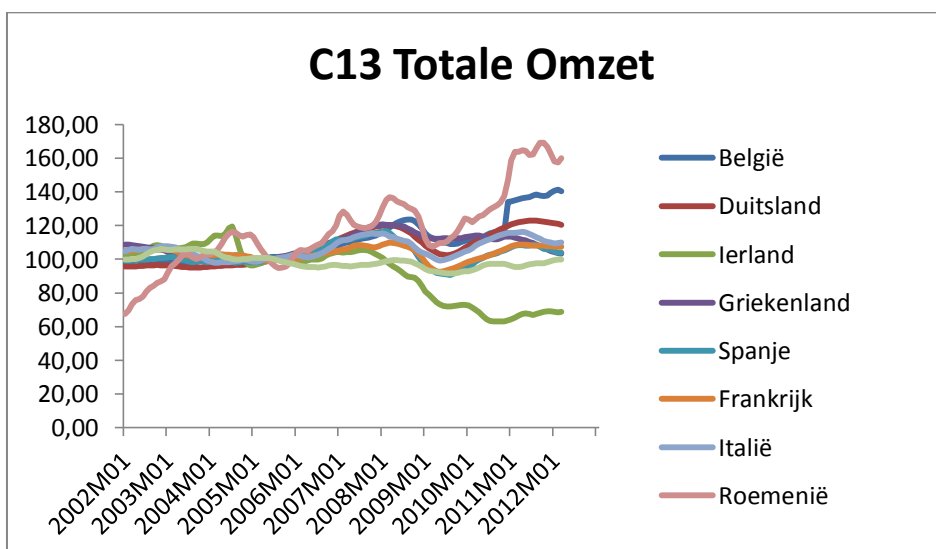
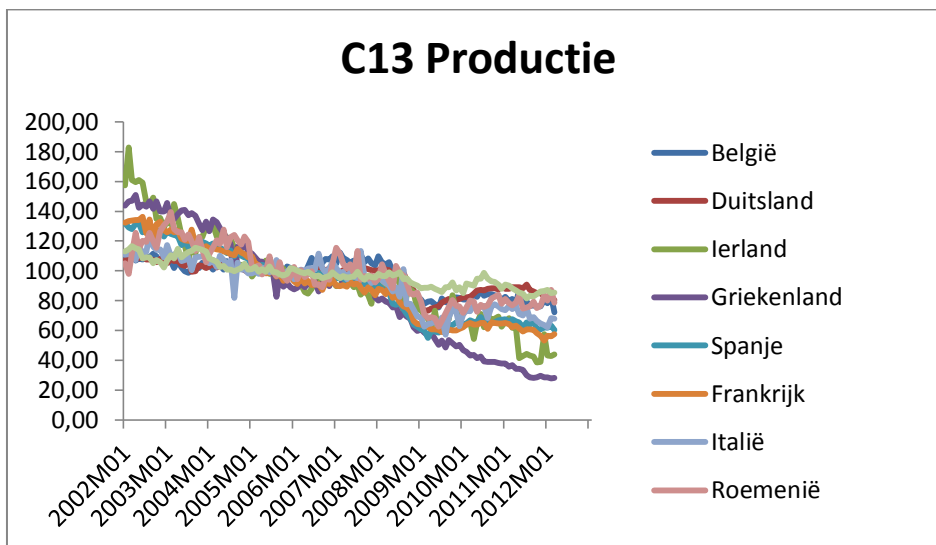
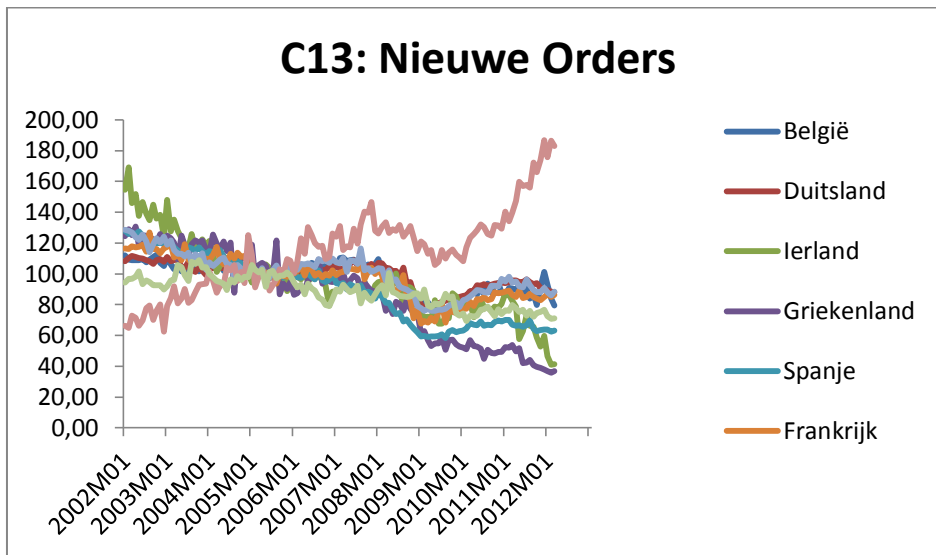
**BIJLAGEN**

## Bijlage 1

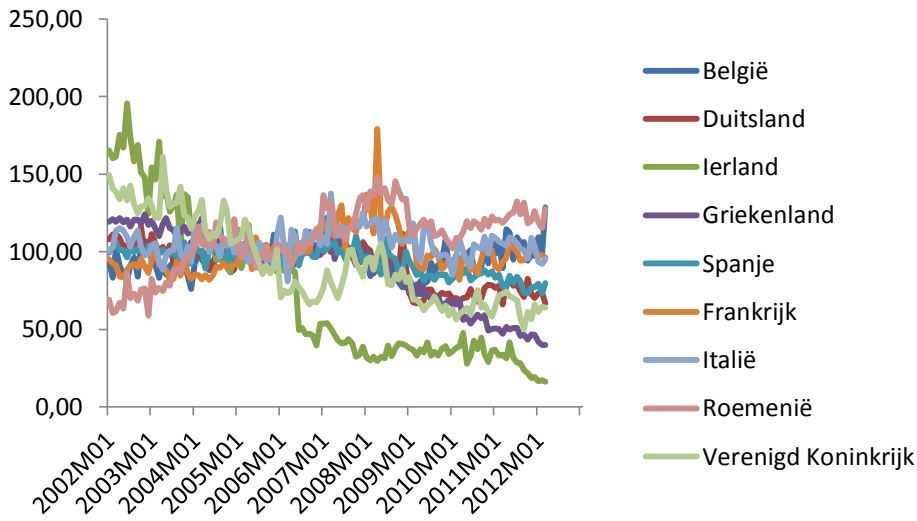
<b>Onderzochte industrieën</b>			
Industrie-code	NACE-code	Productie op bestelling	Verklaring
1	C13	Neen	Textiel
2	C14	Neen	Kleding
3	C17	Ja	Papier
4	C20	Neen	Chemische producten
5	C21	Ja	Farmaceutische grondstoffen en producten
6	C24	Ja	Vervaardiging van metalen in primaire vorm
7	C25	Neen	Vervaardiging van producten van metaal, exclusief machines en apparaten
8	C26	Neen	Vervaardiging van informaticaproducten en van elektronische en optische producten
9	C27	Ja	Vervaardiging van elektrische apparatuur
10	C28	Ja	Vervaardiging van machines, apparaten en werktuigen
11	C29	Ja	Vervaardiging en assemblage van motorvoertuigen, aanhangwagens en opleggers

<b>Onderzochte landen</b>	
Land-code (index I)	Land
1	België
2	Duitsland
3	Ierland
4	Griekenland
5	Spanje
6	Frankrijk
7	Italië
8	Roemenië
9	Verenigd Koninkrijk

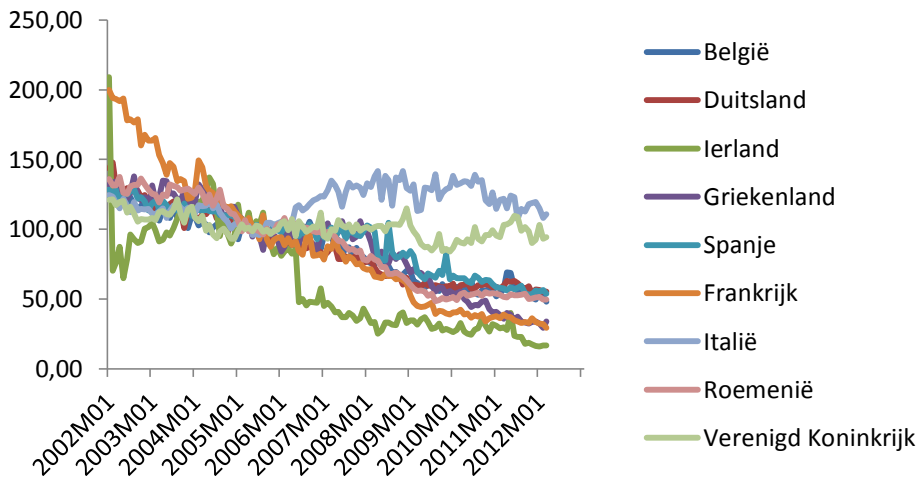
## Bijlage 2



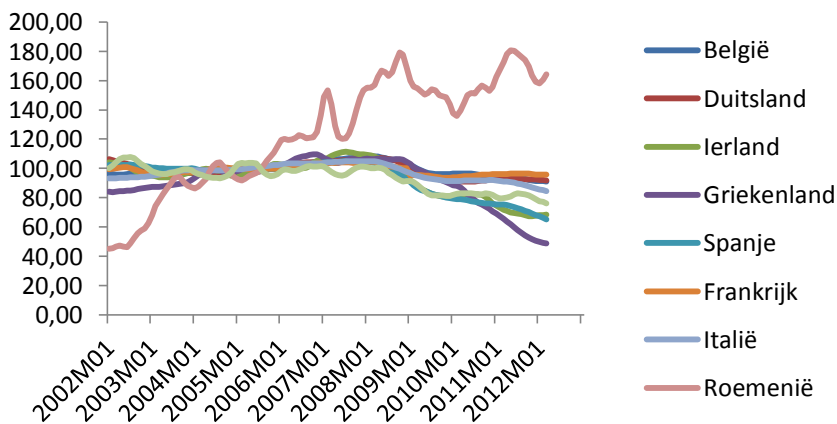
### C14 Nieuwe Orders

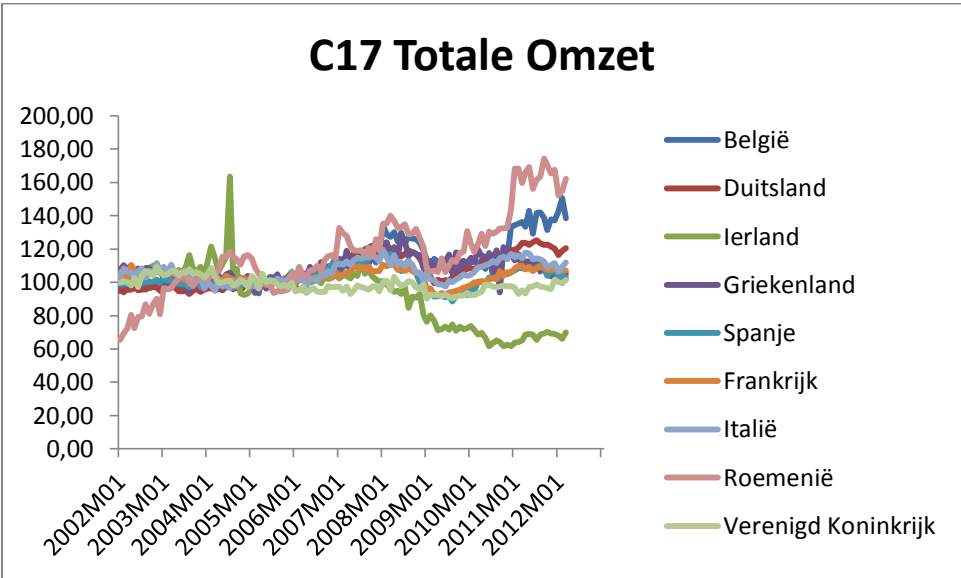
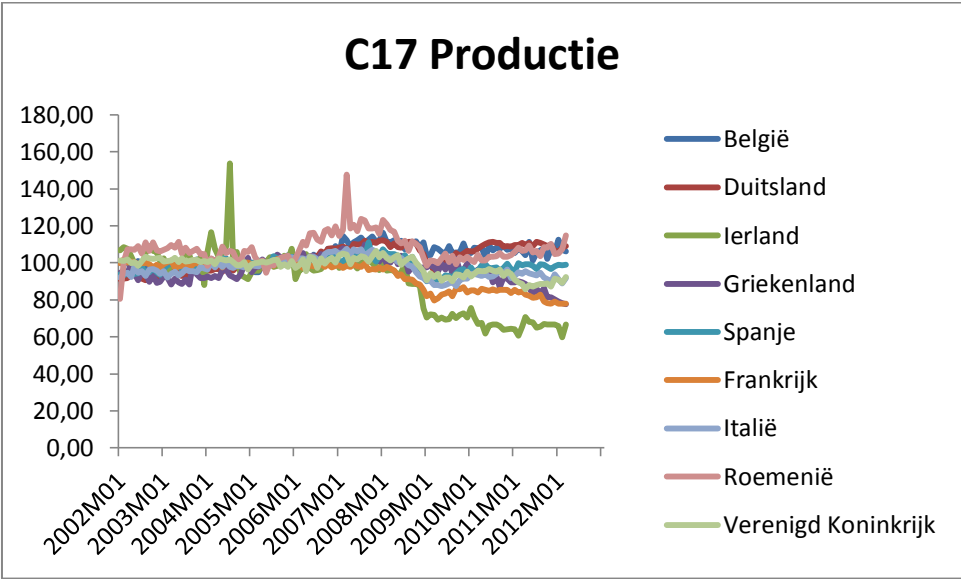
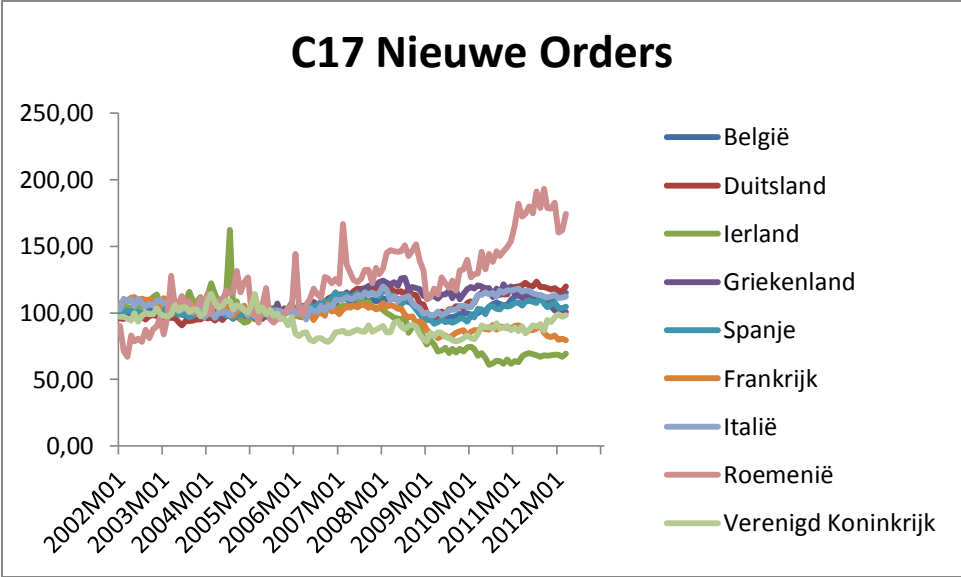


### C14 Productie

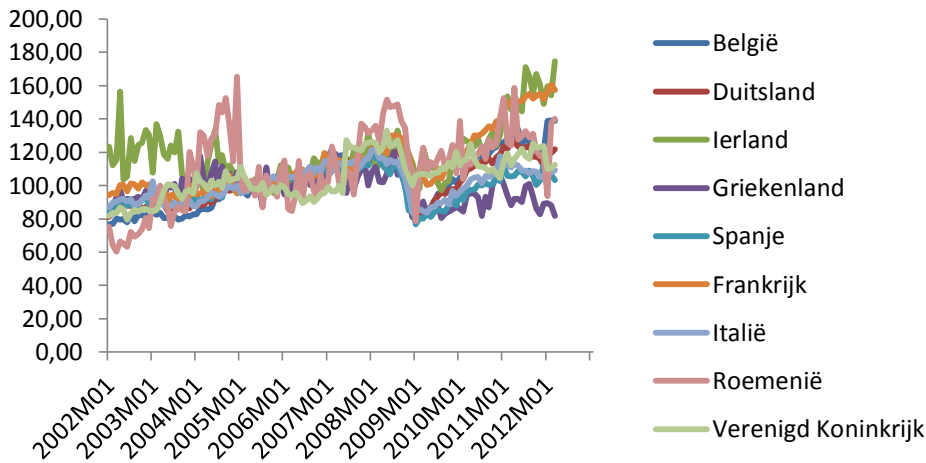


### C14 Totale Omzet

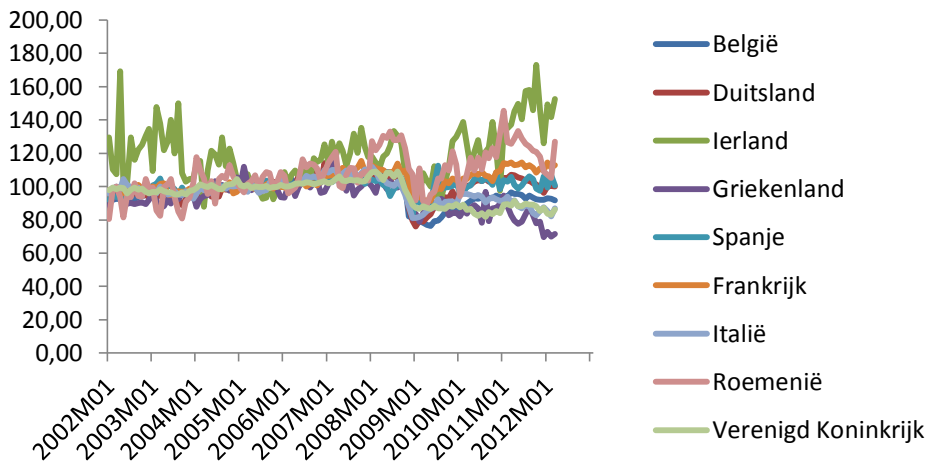




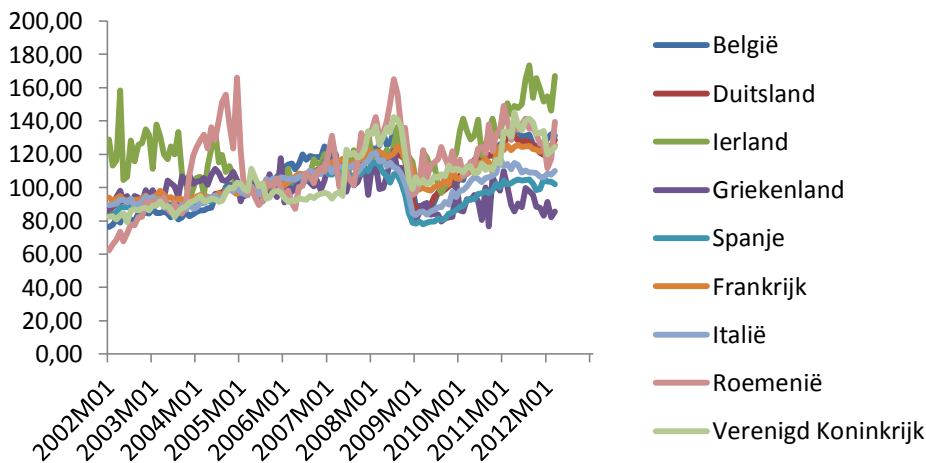
### C20 Nieuwe Orders



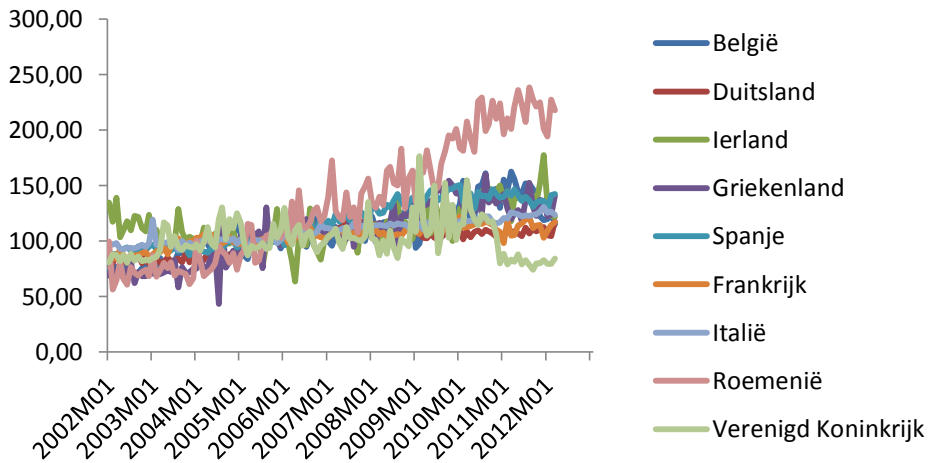
### C20 Productie



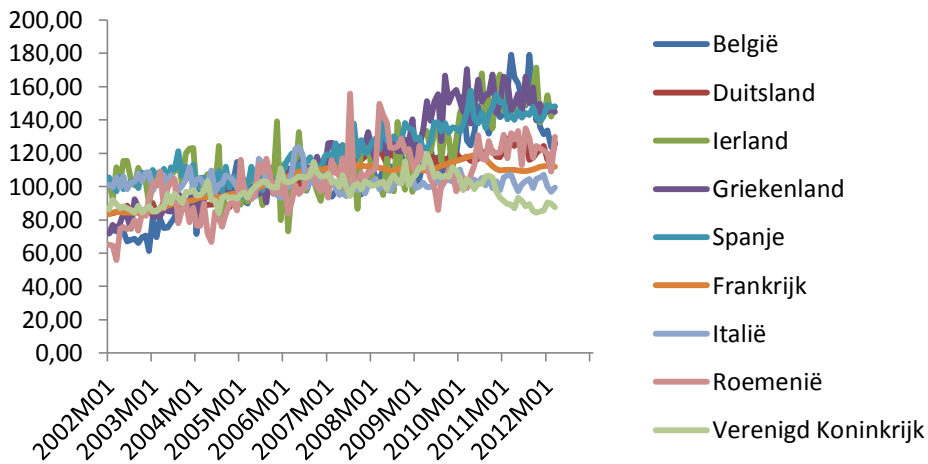
### C20 Totale Omzet



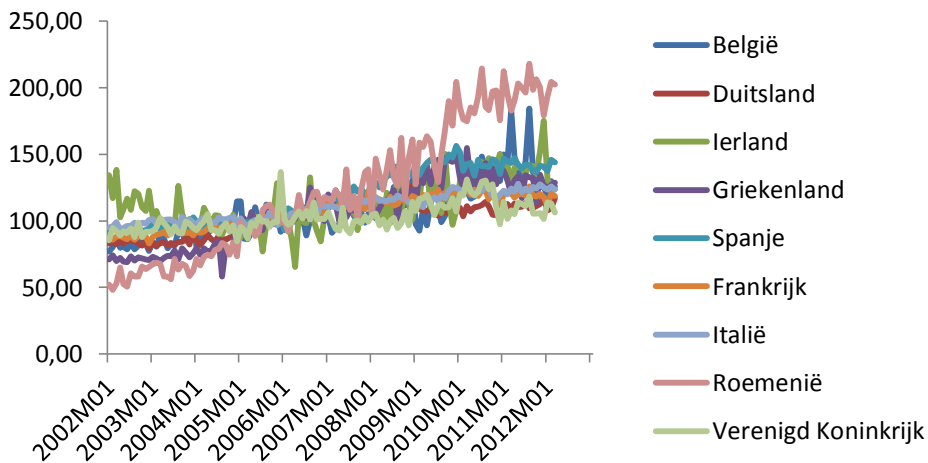
### C21 Nieuwe Orders



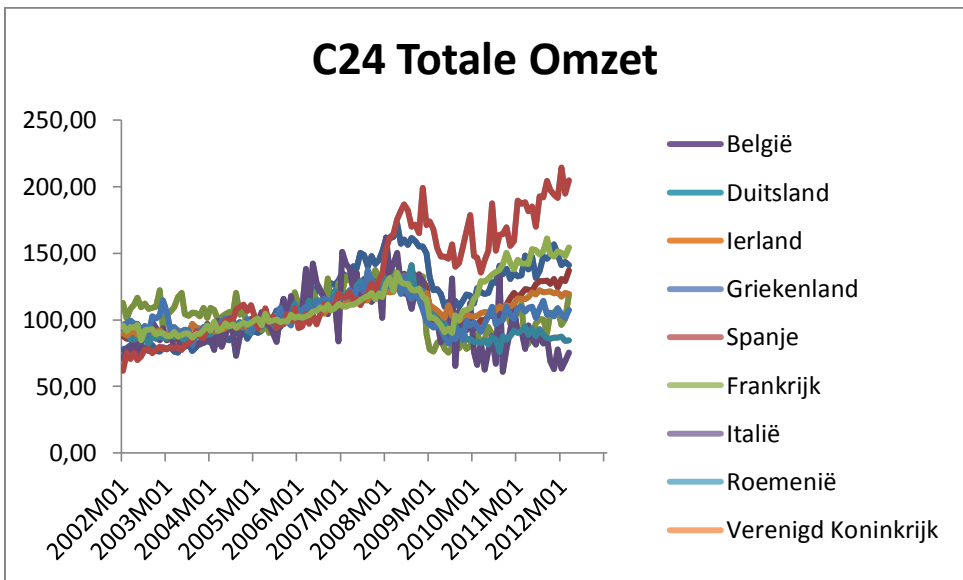
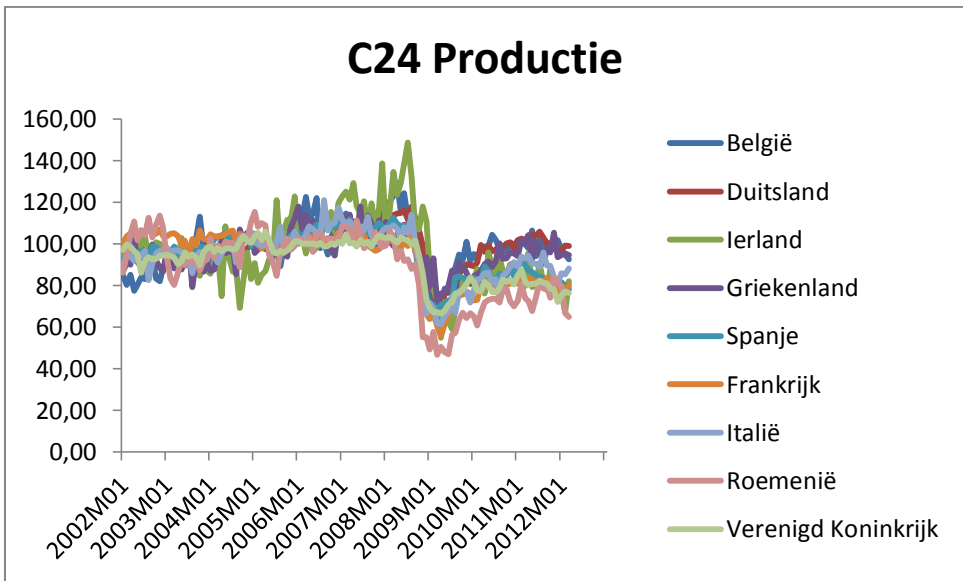
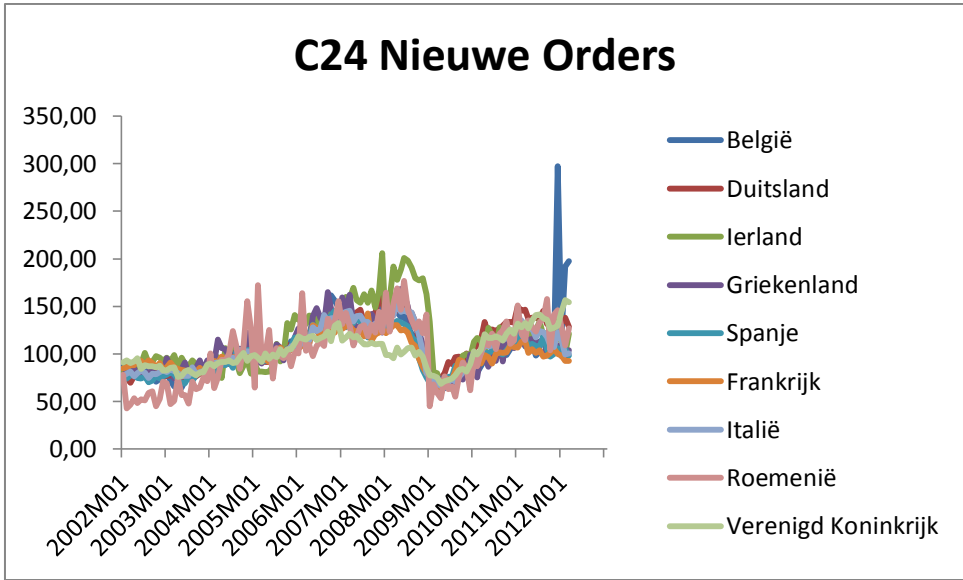
### C21 Productie



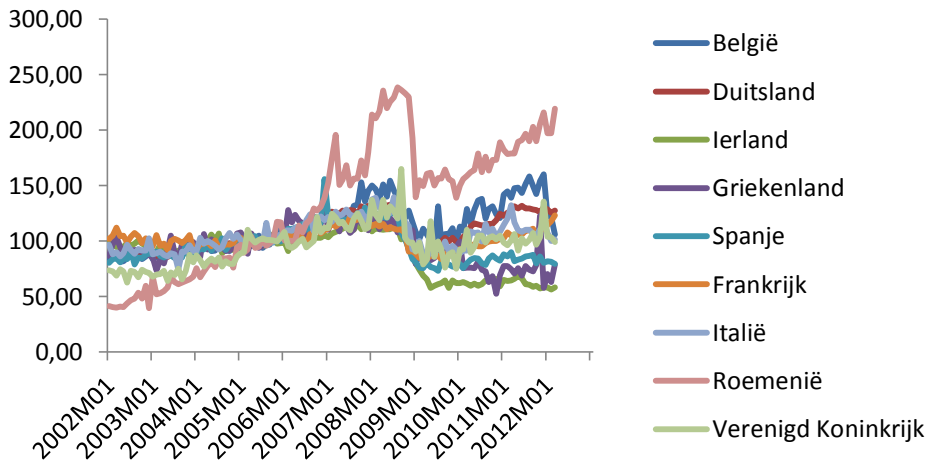
### C21 Totale Omzet



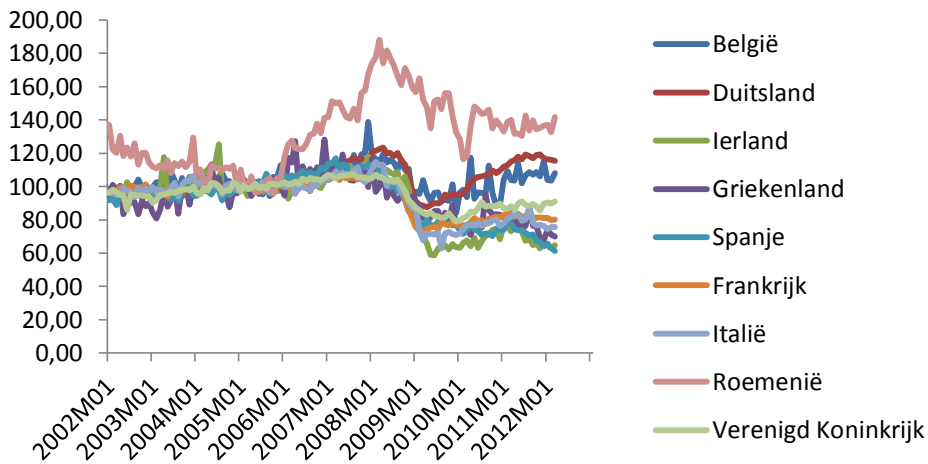




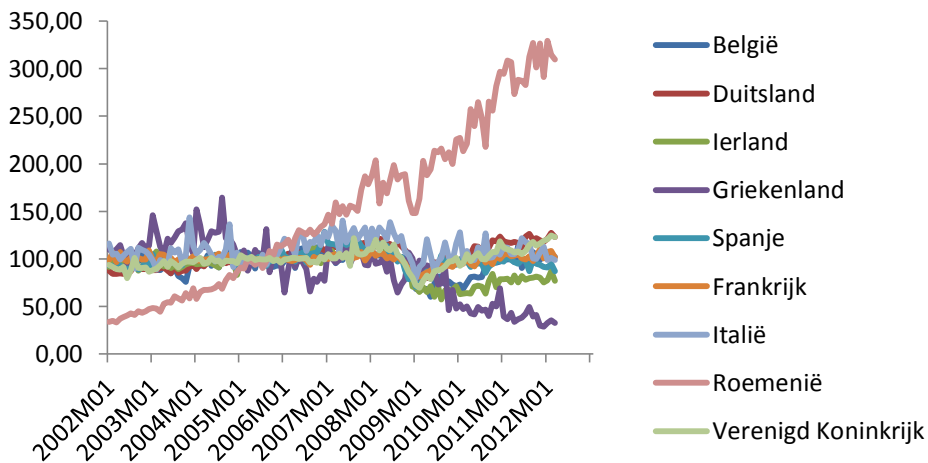
### C25 Nieuwe Orders

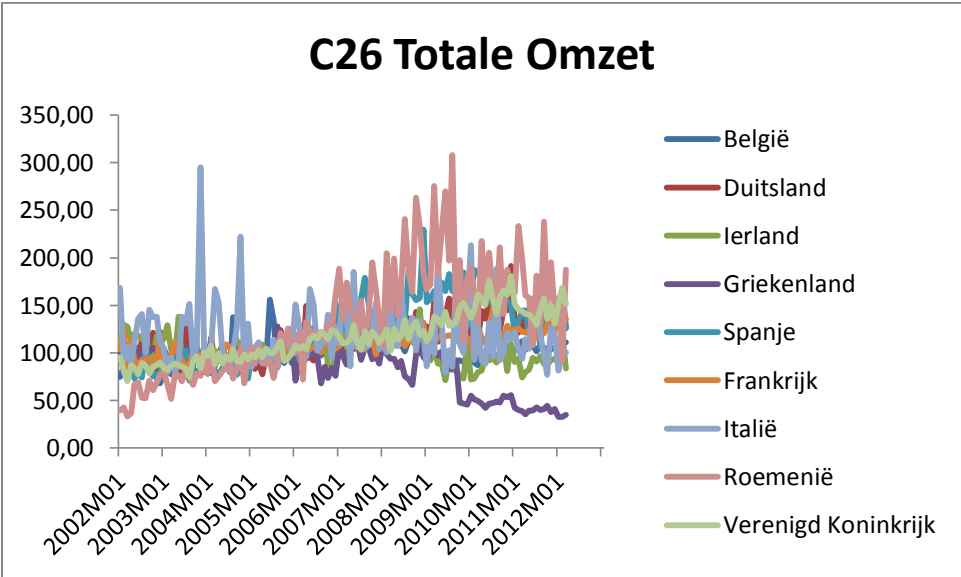
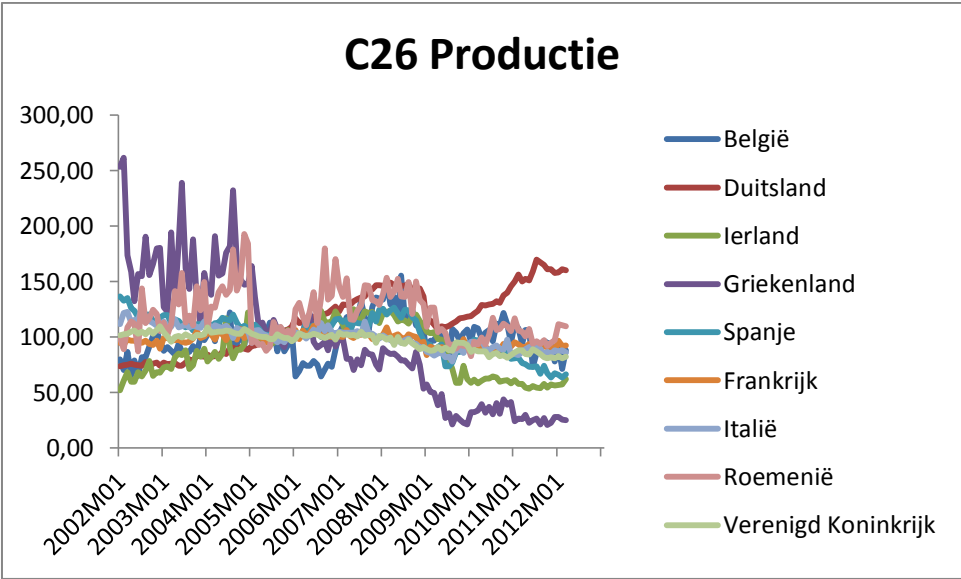
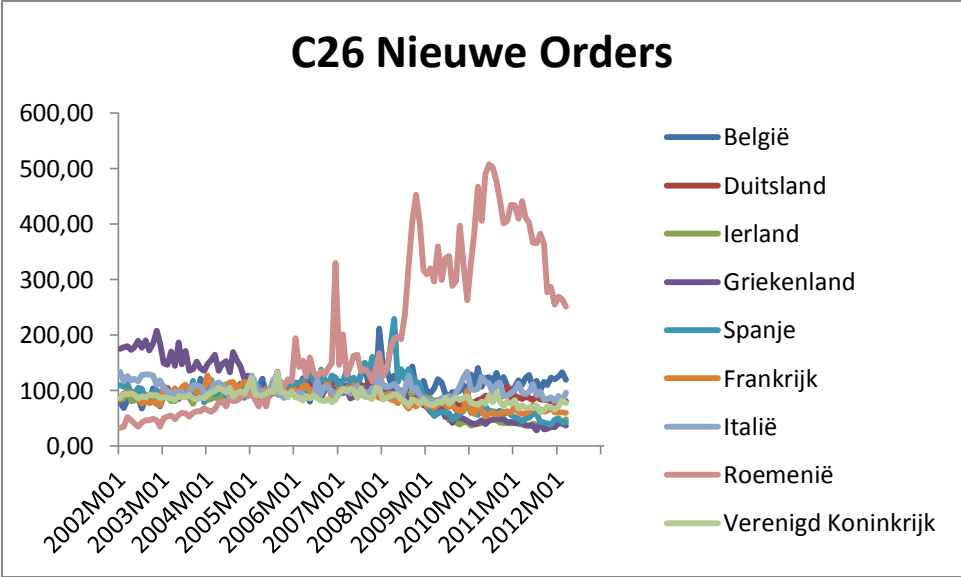


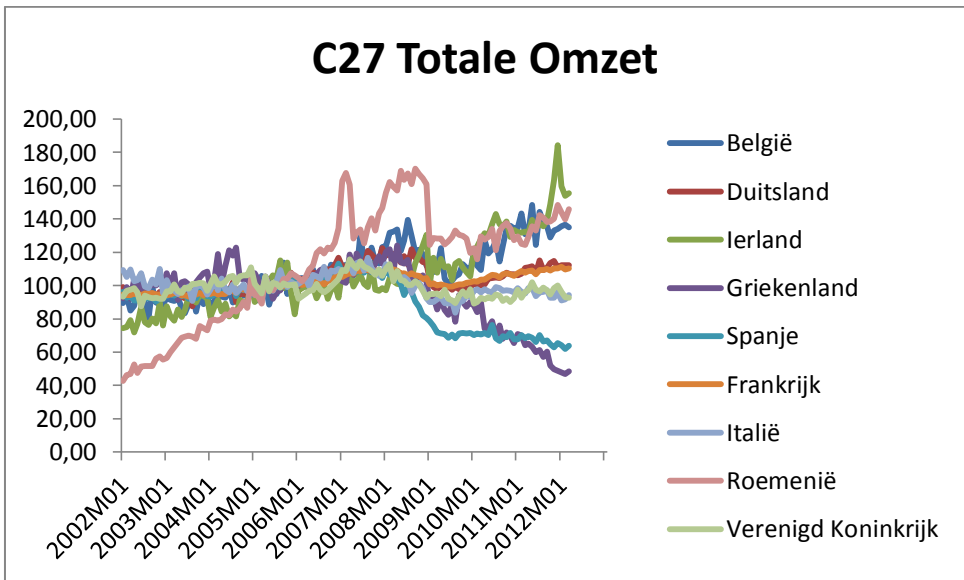
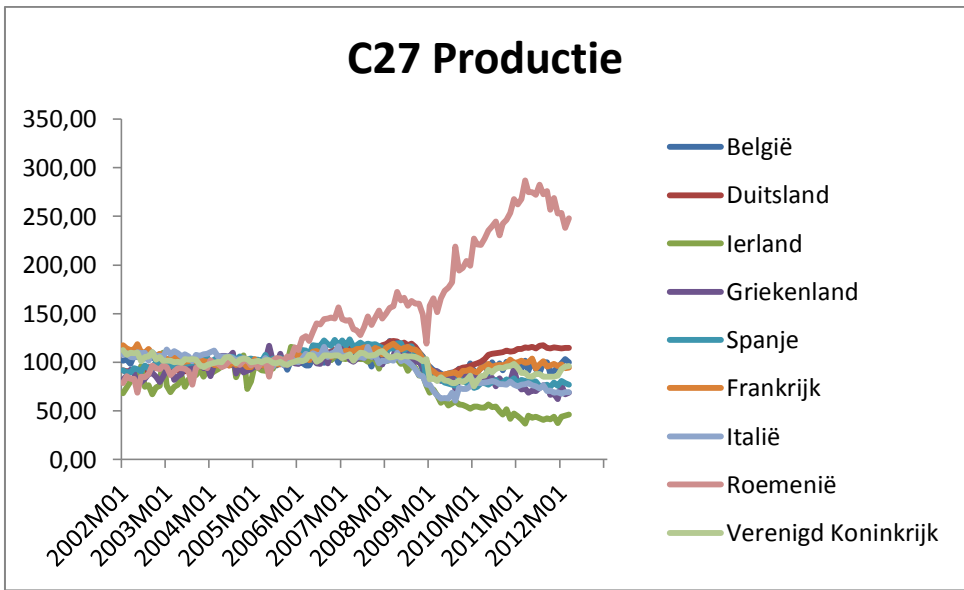
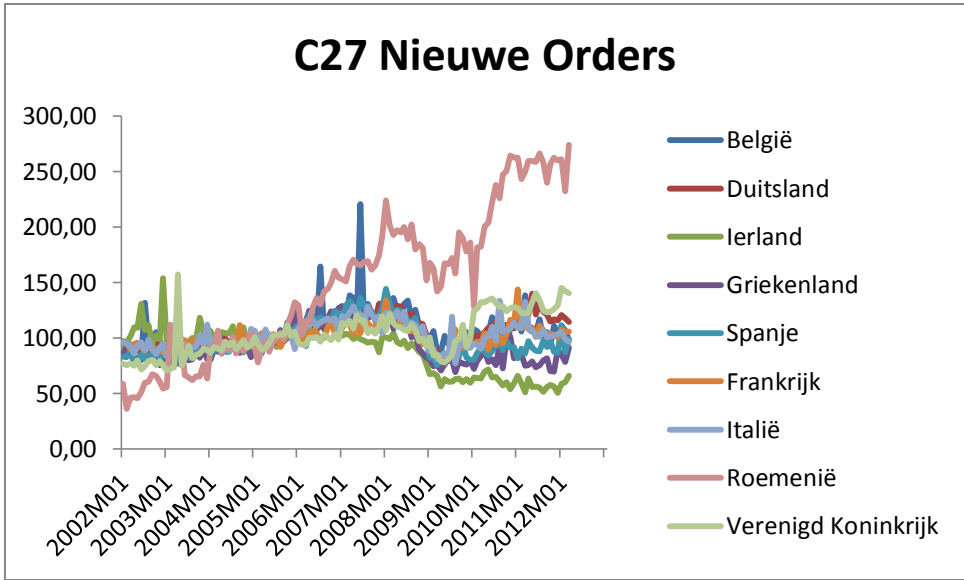
### C25 Productie

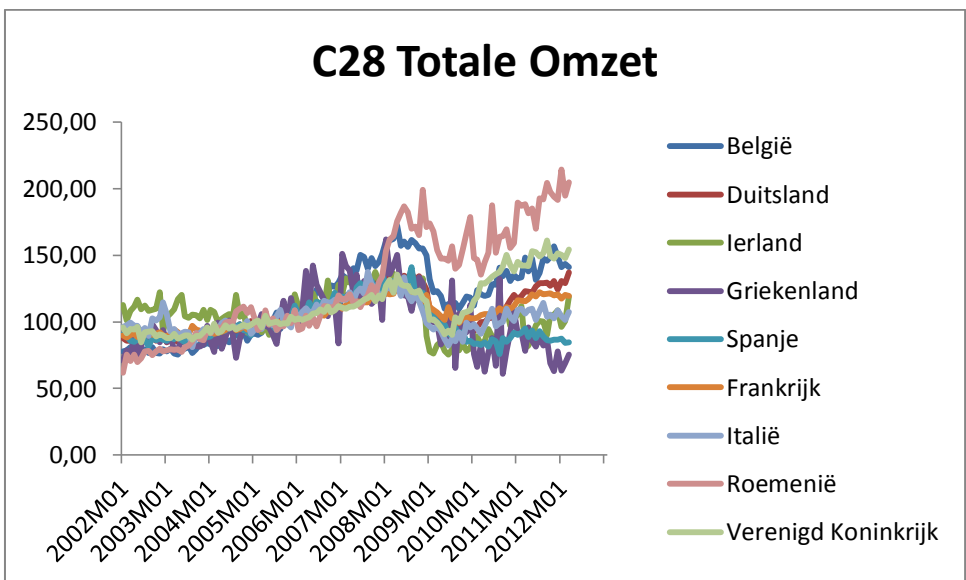
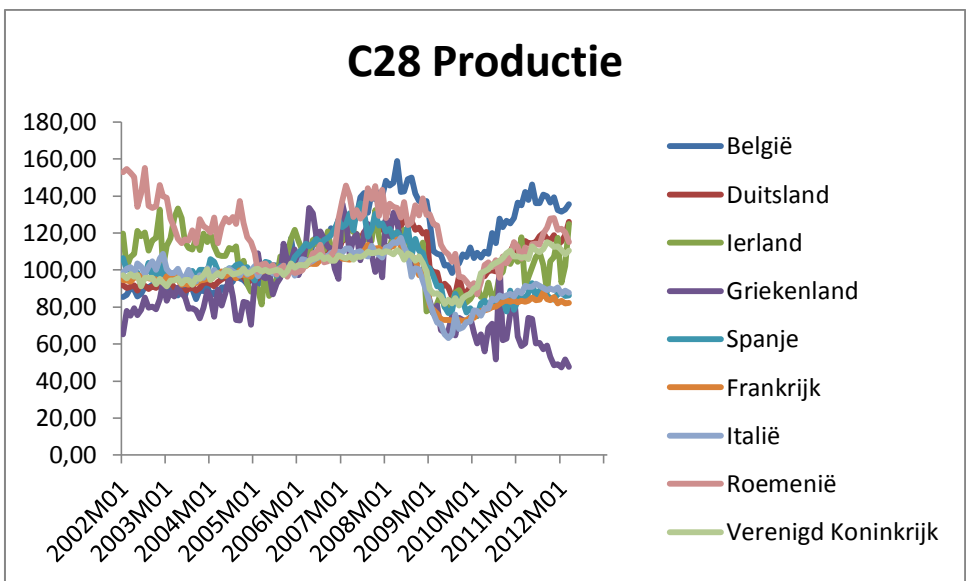
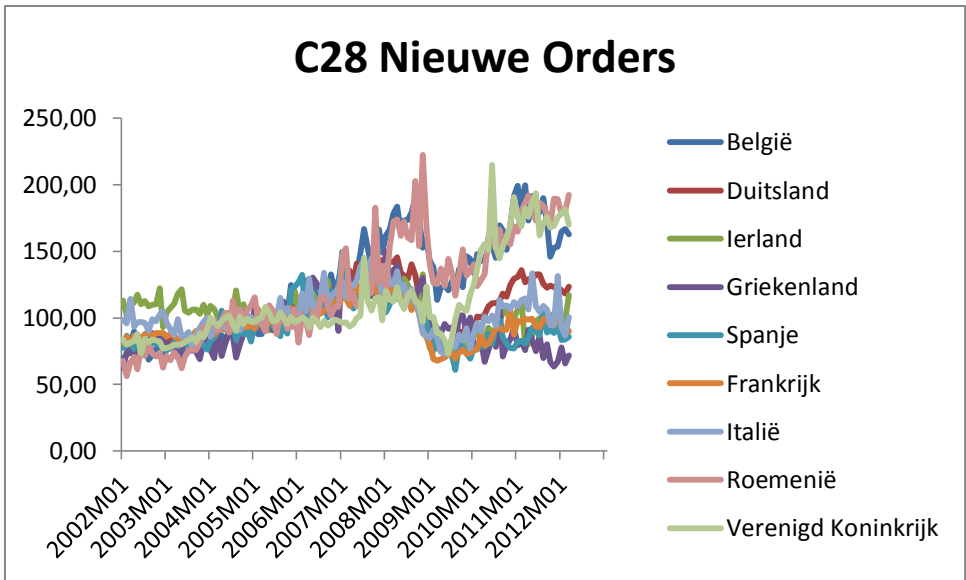


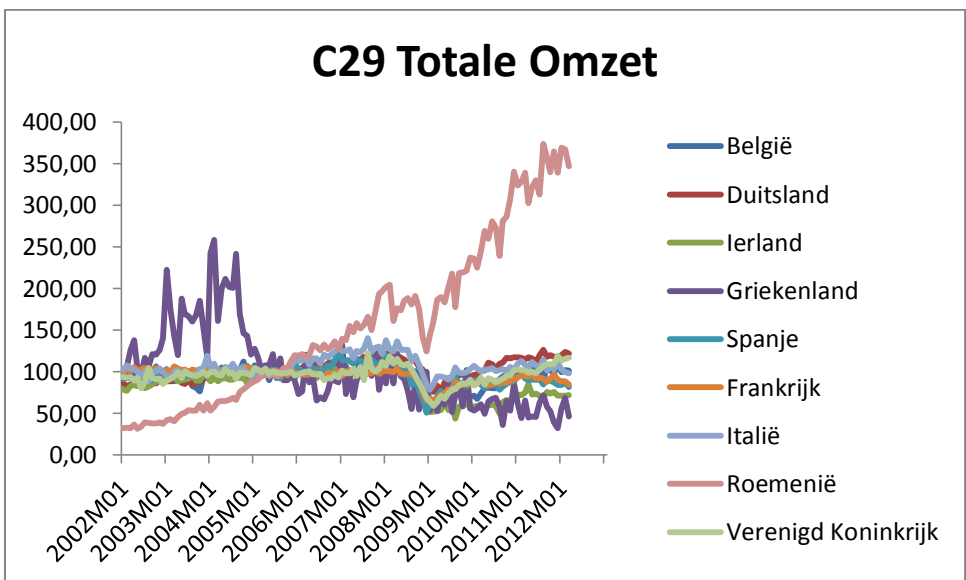
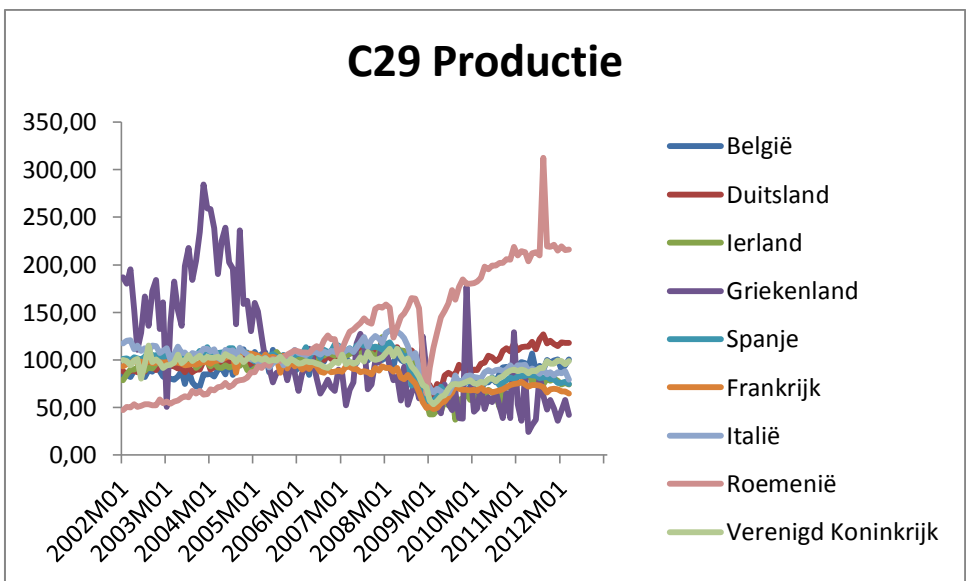
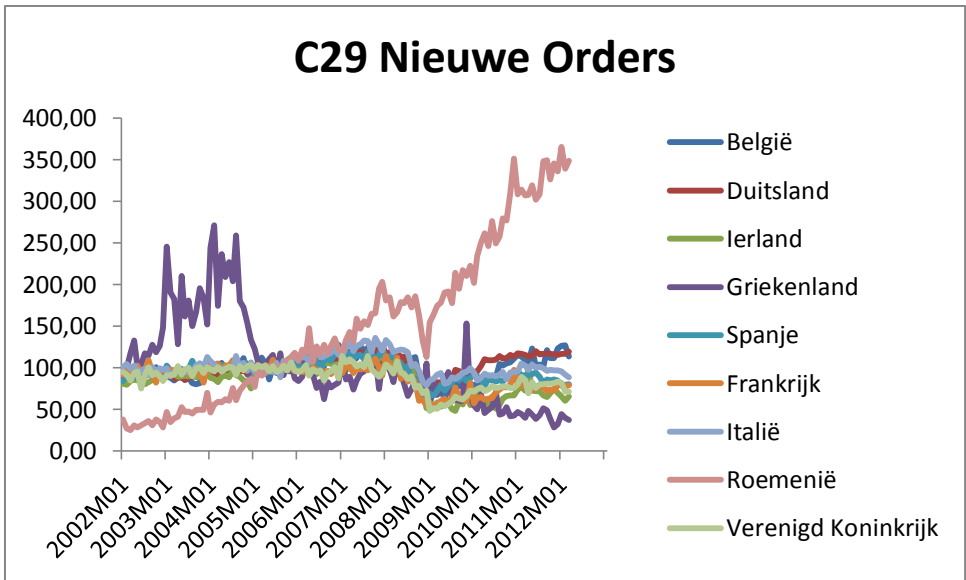
### C25 Totale Omzet











## Bijlage 3

<b>Cointegratie test Westerlund</b>				
H0: no cointegration				
Statistiek	Waarde	Z-waarde	P-waarde	Robuste P-waarde
<b>Industrie C13</b>				
<b>Gemiddeld aantal lags: 6.89</b>				
Gt	-1.696	2.465	0.993	<b>0.960</b>
Ga	-10.677	0.550	0.709	<b>0.950</b>
Pt	-6.456	-0.137	0.446	<b>0.860</b>
Pa	-12.369	-1.716	0.043	<b>0.760</b>
<b>Industrie C14</b>				
<b>Gemiddeld aantal lags: 7.78</b>				
Gt	-1.432	3.451	1.000	<b>0.990</b>
Ga	-8.745	1.422	0.923	<b>0.970</b>
Pt	-5.259	1.258	0.896	<b>0.920</b>
Pa	-10.894	-0.974	0.165	<b>0.830</b>
<b>Industrie C17</b>				
<b>Gemiddeld aantal lags: 5.44</b>				
Gt	-3.743	-5.180	0.000	<b>0.000*</b>
Ga	-47.107	-15.879	0.000	<b>0.000*</b>
Pt	-7.896	-1.815	0.035	<b>0.240</b>
Pa	-28.583	-9.859	0.000	<b>0.240</b>
<b>Industrie C20</b>				
<b>Gemiddeld aantal lags: 5</b>				
Gt	-3.645	-4.814	0.000	<b>0.000*</b>
Ga	-43.463	-14.236	0.000	<b>0.070***</b>
Pt	-8.728	-2.784	0.003	<b>0.060***</b>
Pa	-32.008	-11.579	0.000	<b>0.070***</b>
<b>Industrie C21</b>				
<b>Gemiddeld aantal lags: 5</b>				
Gt	-3.951	-5.958	0.000	<b>0.000*</b>
Ga	-51.354	-17.795	0.000	<b>0.060***</b>
Pt	-9.354	-3.159	0.001	<b>0.050***</b>
Pa	-44.416	-17.810	0.000	<b>0.030**</b>
<b>Industrie C24</b>				
<b>Gemiddeld aantal lags: 5.89</b>				
Gt	-3.267	-3.403	0.000	<b>0.000*</b>
Ga	-26.754	-6.700	0.000	<b>0.330</b>
Pt	-6.800	-0.538	0.295	<b>0.650</b>
Pa	-18.660	-4.875	0.000	<b>0.580</b>
<b>Industrie C25</b>				
<b>Gemiddeld aantal lags: 5.33</b>				
Gt	-3.487	-4.225	0.000	<b>0.010**</b>
Ga	-30.010	-8.169	0.000	<b>0.280</b>
Pt	-8.774	-2.837	0.002	<b>0.080***</b>
Pa	-26.144	-8.634	0.000	<b>0.180</b>
<b>Industrie C26</b>				
<b>Gemiddeld aantal lags: 4.11</b>				
Gt	-3.932	-5.887	0.000	<b>0.000*</b>
Ga	-41.406	-13.308	0.000	<b>0.160</b>
Pt	-8.716	-2.770	0.003	<b>0.210</b>
Pa	-32.397	-11.774	0.000	<b>0.380</b>
<b>Industrie C27</b>				
<b>Gemiddeld aantal lags: 4.89</b>				
Gt	-2.394	-0.143	0.443	<b>0.710</b>
Ga	-19.765	-3.548	0.000	<b>0.650</b>
Pt	-5.620	0.837	0.799	<b>0.880</b>
Pa	-10.666	-0.860	0.195	<b>0.830</b>
<b>Industrie C28</b>				
<b>Gemiddeld aantal lags: 6.33</b>				
Gt	-3.564	-4.513	0.000	<b>0.000*</b>
Ga	-45.422	-15.120	0.000	<b>0.020**</b>
Pt	-8.114	-2.068	0.019	<b>0.190</b>
Pa	-28.243	-9.688	0.000	<b>0.160</b>
<b>Industrie C29</b>				
<b>Gemiddeld aantal lags: 5.22</b>				
Gt	-3.786	-5.342	0.000	<b>0.000*</b>
Ga	-65.234	-24.055	0.000	<b>0.010**</b>
Pt	-10.827	-5.228	0.000	<b>0.000*</b>
Pa	-61.295	-26.288	0.000	<b>0.000*</b>

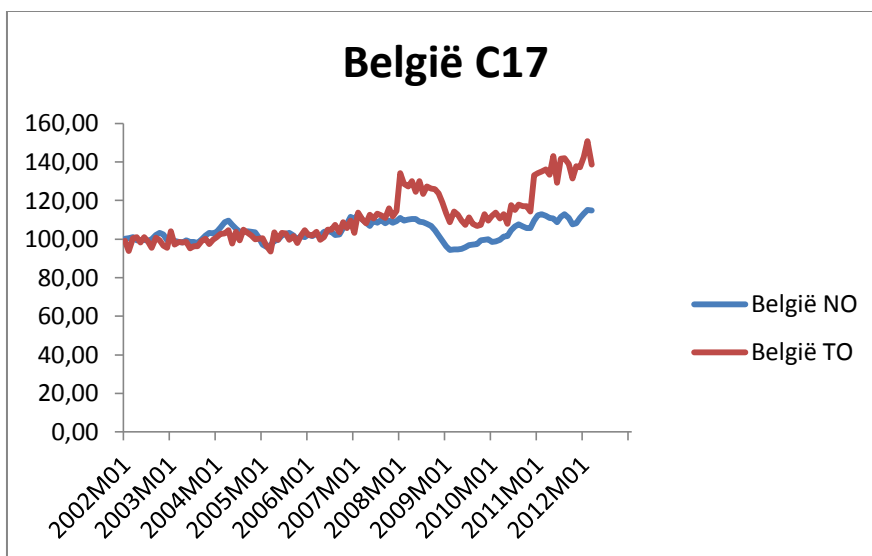
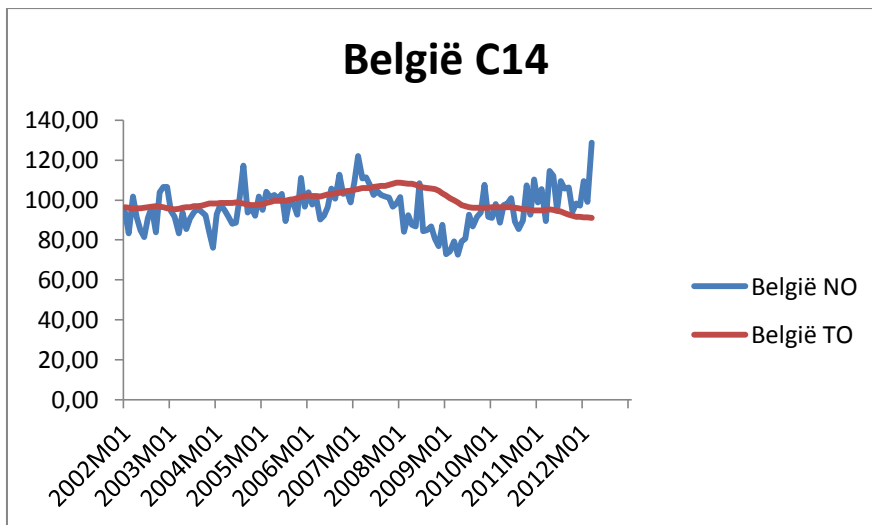
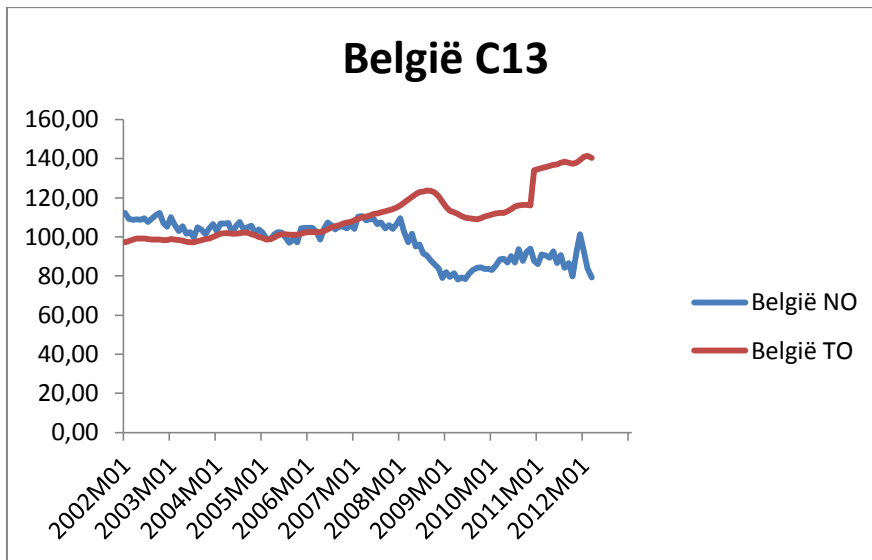
**Cointegratie test Westerland**

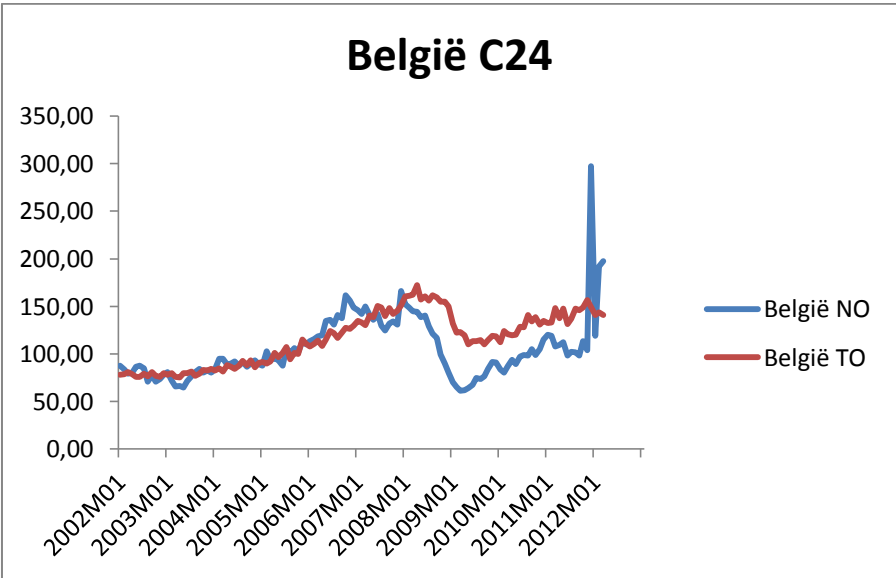
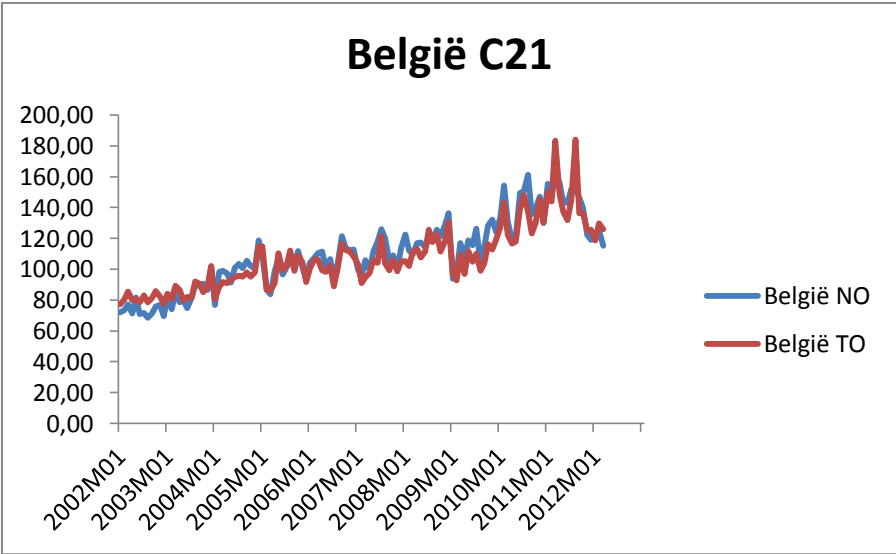
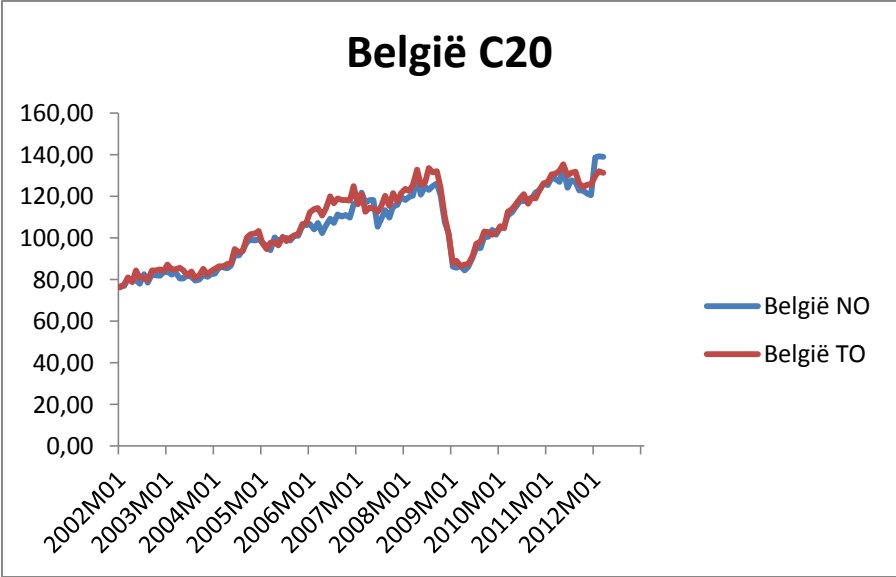
H0: no cointegration

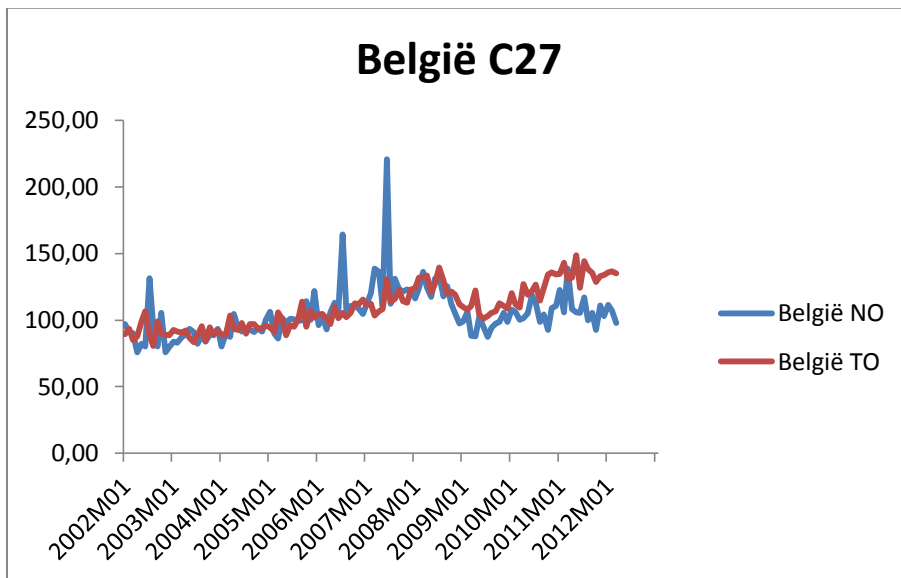
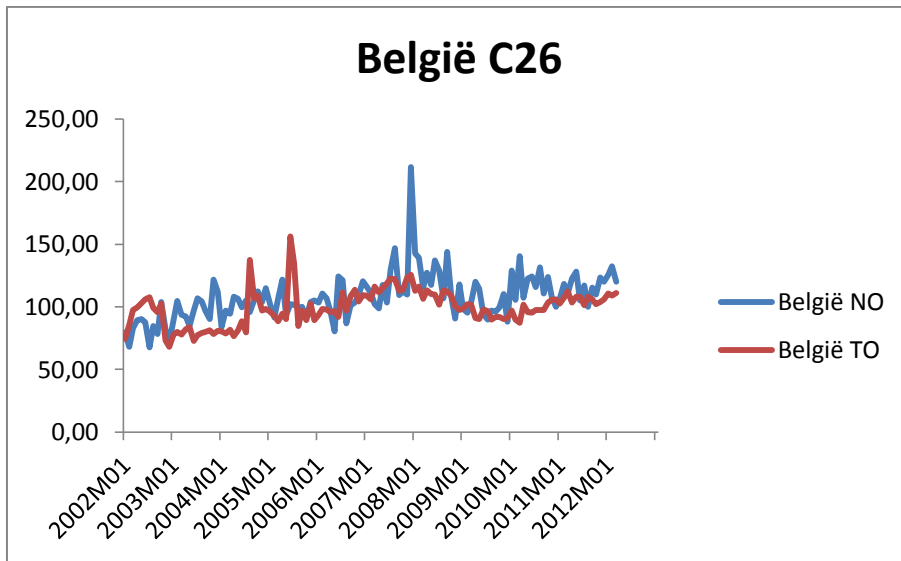
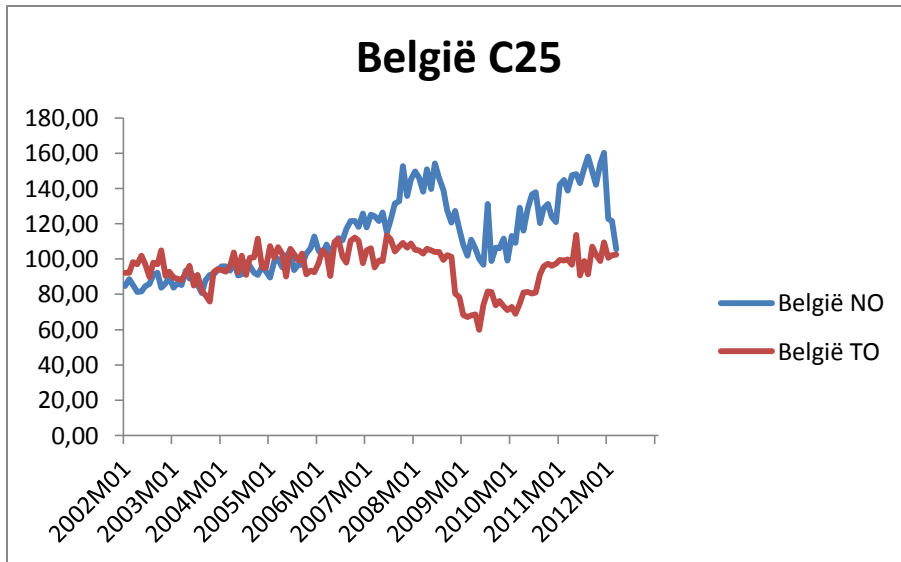
Statistiek	Waarde	Z-waarde	P-waarde	Robuste P-waarde
<b>Industrie C13</b>				
<b>Gemiddeld aantal lags: 6.56</b>				
Gt	-2.923	-2.117	0.017	<b>0.190</b>
Ga	-28.910	-7.673	0.000	<b>0.360</b>
Pt	-9.653	-3.861	0.000	<b>0.040**</b>
Pa	-31.306	-11.226	0.000	<b>0.030**</b>
<b>Industrie C14</b>				
<b>Gemiddeld aantal lags: 6.78</b>				
Gt	-2.890	-1.993	0.023	<b>0.180</b>
Ga	-25.249	-6.021	0.000	<b>0.570</b>
Pt	-7.204	-1.009	0.157	<b>0.760</b>
Pa	-14.266	-2.668	0.004	<b>0.910</b>
<b>Industrie C17</b>				
<b>Gemiddeld aantal lags: 5.67</b>				
Gt	-1.728	2.345	0.991	<b>0.990</b>
Ga	-10.221	0.756	0.775	<b>1.000</b>
Pt	-3.988	2.737	0.997	<b>0.990</b>
Pa	-6.963	1.000	0.841	<b>0.990</b>
<b>Industrie C20</b>				
<b>Gemiddeld aantal lags: 5.89</b>				
Gt	-2.879	-1.954	0.025	<b>0.250</b>
Ga	-28.781	-7.614	0.000	<b>0.280</b>
Pt	-9.182	-3.312	0.001	<b>0.060***</b>
Pa	-29.964	-10.552	0.000	<b>0.140</b>
<b>Industrie C21</b>				
<b>Gemiddeld aantal lags: 6.11</b>				
Gt	-2.796	-1.642	0.050	<b>0.210</b>
Ga	-34.483	-10.186	0.000	<b>0.200</b>
Pt	-8.117	-2.071	0.019	<b>0.210</b>
Pa	-30.331	-10.736	0.000	<b>0.090***</b>
<b>Industrie C24</b>				
<b>Gemiddeld aantal lags: 5.44</b>				
Gt	-3.560	-4.499	0.000	<b>0.010**</b>
Ga	-44.679	-14.784	0.000	<b>0.020**</b>
Pt	-8.828	-2.900	0.002	<b>0.050***</b>
Pa	-31.359	-11.253	0.000	<b>0.020**</b>
<b>Industrie C25</b>				
<b>Gemiddeld aantal lags: 7.44</b>				
Gt	-1.949	1.519	0.936	<b>0.970</b>
Ga	-19.713	-3.525	0.000	<b>0.810</b>
Pt	-7.003	-0.774	0.220	<b>0.600</b>
Pa	-19.743	-5.419	0.000	<b>0.540</b>
<b>Industrie C26</b>				
<b>Gemiddeld aantal lags: 6.78</b>				
Gt	-3.163	-3.015	0.001	<b>0.040**</b>
Ga	-29.221	-7.813	0.000	<b>0.370</b>
Pt	-9.475	-3.653	0.000	<b>0.160</b>
Pa	-28.956	-10.046	0.000	<b>0.150</b>
<b>Industrie C27</b>				
<b>Gemiddeld aantal lags: 6.67</b>				
Gt	-3.256	-3.362	0.000	<b>0.030**</b>
Ga	-33.236	-9.623	0.000	<b>0.120</b>
Pt	-6.419	-0.093	0.463	<b>0.740</b>
Pa	-12.400	-1.731	0.042	<b>0.730</b>
<b>Industrie C28</b>				
<b>Gemiddeld aantal lags: 5.89</b>				
Gt	-3.137	-2.918	0.002	<b>0.090***</b>
Ga	-36.350	-11.028	0.000	<b>0.050***</b>
Pt	-7.941	-1.866	0.031	<b>0.350</b>
Pa	-20.257	-5.677	0.000	<b>0.380</b>
<b>Industrie C29</b>				
<b>Gemiddeld aantal lags: 6</b>				
Gt	-3.308	-3.555	0.000	<b>0.050***</b>
Ga	-40.524	-12.911	0.000	<b>0.130</b>
Pt	-9.565	-3.758	0.000	<b>0.140</b>
Pa	-42.179	-16.687	0.000	<b>0.050***</b>

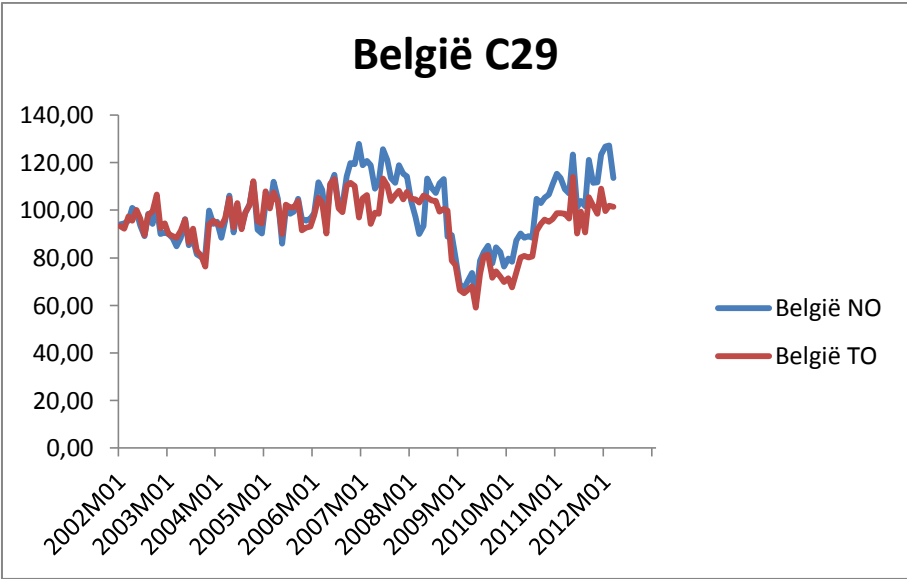
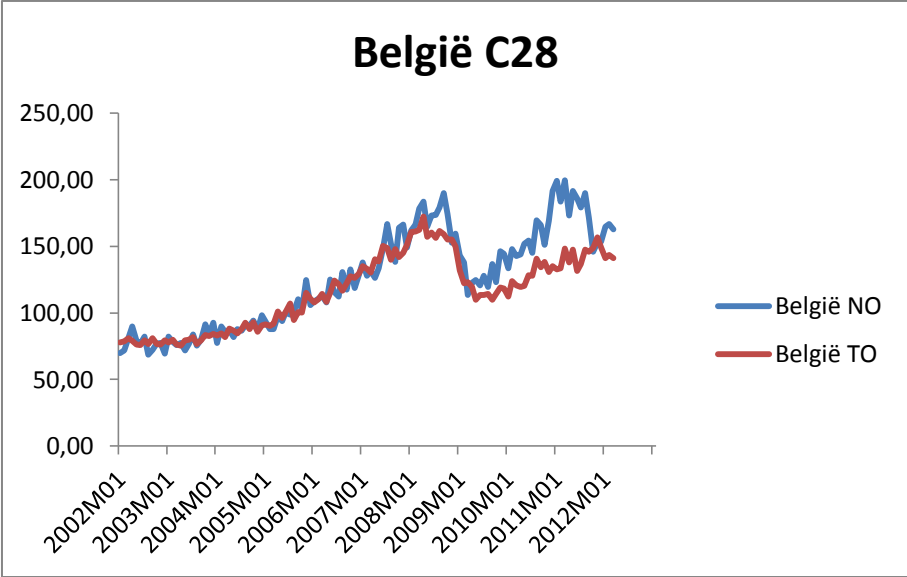


## Bijlage 4









## **Auteursrechtelijke overeenkomst**

Ik/wij verlenen het wereldwijde auteursrecht voor de ingediende eindverhandeling:

**Voorspellingen: omzet, bestellingen en de rol van de financiële crisis**

Richting: **master in de toegepaste economische wetenschappen:  
handelsingenieur-operationeel management en logistiek**

Jaar: **2013**

in alle mogelijke mediaformaten, - bestaande en in de toekomst te ontwikkelen - , aan de Universiteit Hasselt.

Niet tegenstaand deze toekenning van het auteursrecht aan de Universiteit Hasselt behoud ik als auteur het recht om de eindverhandeling, - in zijn geheel of gedeeltelijk -, vrij te reproduceren, (her)publiceren of distribueren zonder de toelating te moeten verkrijgen van de Universiteit Hasselt.

Ik bevestig dat de eindverhandeling mijn origineel werk is, en dat ik het recht heb om de rechten te verlenen die in deze overeenkomst worden beschreven. Ik verklaar tevens dat de eindverhandeling, naar mijn weten, het auteursrecht van anderen niet overtreedt.

Ik verklaar tevens dat ik voor het materiaal in de eindverhandeling dat beschermd wordt door het auteursrecht, de nodige toelatingen heb verkregen zodat ik deze ook aan de Universiteit Hasselt kan overdragen en dat dit duidelijk in de tekst en inhoud van de eindverhandeling werd genotificeerd.

Universiteit Hasselt zal mij als auteur(s) van de eindverhandeling identificeren en zal geen wijzigingen aanbrengen aan de eindverhandeling, uitgezonderd deze toegelaten door deze overeenkomst.

Voor akkoord,

**Terry, Nelis**

Datum: **2/06/2013**