

In de greep van de markt

De integratie van de regionale landbouwmarkten
in België, 1700-1850^(*)

GUY DEJONGH

BJÖRN VAN CAMPENHOUT

MICHEL CEUSTERS

Centrum voor Economische Studiën

INLEIDING

De mate waarin de boeren in het verleden gebruik maakten van de markt hing niet alleen af van de afstand van het landbouwbedrijf tot deze markt maar eveneens van de bereikbaarheid ervan. Was de markt via een verhard wegnnet goed ontsloten, dan konden boeren hun productiesurplussen relatief snel en goedkoop naar de markt vervoeren. De verbetering van de markttoegankelijkheid door de modernisering van het verkeersnet bracht een daling van de transportkosten met zich mee. De daling van de transactiekosten stimuleerde de boeren om hun productie meer op de markt te oriënteren, zeker in perioden van stijgende landbouwprijzen.

In dit artikel gaan wij na wat het effect was van de snelle uitbouw van de verkeersnet sinds het Oostenrijkse bestuur op de interactie tussen de regionale landbouwmarkten. De wisselwerking tussen deze markten wordt geëvalueerd op basis van het verloop van de stedelijke tarwe- en roggeprijzen. De onderliggende gedachte is dat de verruiming en integratie van de binnenlandse markt de groei en commercialisering van de landbouw versterkte.

Het artikel is als volgt opgeplitst. In het eerste punt beschouwen wij het conceptuele probleem, of het probleem van hoe het begrip marktintegratie te definiëren (1). Ten tweede bespreken wij de prijsreeksen die wij gebruikten om de interactie tussen de regionale landbouwmarkten te meten (2). Ten derde besteden wij aandacht aan de groei van het wegnnet tussen 1750 en 1850 (3). In het vierde punt onderzoeken wij of de regionale landbouwmarkten in de

^(*) Met dank aan Prof. Erik Buyst, Prof. Stefan Dercon, Prof. em. Herman van der Wee, Sven Geyssens, Bart Van Der Herten en alle medewerkers van de Leuvense *Workshop in Quantitative Economic History* (Henri Delanghe, Vincent Duchêne, Wim Haine, Reginald Loyen, Wim Peeters, Yves Seghers en Antoon Soete) voor hun medewerking en commentaren op vroegere versies van de paper.

beschouwde periode effectief geïntegreerd waren en hoe dit integratieproces precies verliep (4). Daarbij confronteren wij de klassieke methoden die economische-historici aanwenden (correlatie- en variantie-analyse) met meer verfijnde methoden uit de economische wetenschap (coïntegratietesten en berekening van structuurbreuken). In het vijfde punt onleden wij het verband tussen transportontwikkeling en marktintegratie (5). In welke mate beïnvloedde de expansie van het verkeersnet de commerciële betrekkingen tussen de markten? Om op deze vraag een antwoord te bieden, werken wij met een paneldata model. De kernhypothese luidt dat de perifere gebieden in het oosten en zuiden van België door de uitbouw van de transportinfrastructuur sinds de achttiende eeuw steeds meer in het georganiseerde handelsverkeer werden ingeschakeld.

1. CONCEPT MARKTINTEGRATIE

Onder het begrip marktintegratie verstaan wij een lange termijn economisch proces waarbij de prijzen van gelijke producten op geografische gescheiden markten ten gevolge van de uitbreiding en modernisering van het transport- en communicatienet een convergerend verloop kennen. Binnen een marktgeïntegreerde ruimte bewegen de prijzen van eenzelfde goed op diverse markten dus samen en in dezelfde richting (Barrett, 1996, 826).

Het proces van marktintegratie is op twee manieren te begrijpen. Enerzijds houdt marktintegratie verband met een daling van de transactiekosten. Infrastructuurverbeteringen leiden ertoe dat het commerciële verkeer doeltreffender verloopt. De handelscentra worden beter en sneller toegankelijk, zodat de transactiekosten dalen. Door de daling van de transportkosten bewegen de prijzen op de verschillende markten meer naar elkaar toe. Anderzijds kunnen wij marktintegratie koppelen aan een proces van arbitrage. Arbitrage houdt in dat men speculeert op het prijsverschil dat op eenzelfde tijdstip op twee markten heerst door op beiden een tegengestelde transactie af te sluiten. Een toename van marktintegratie betekent dus dat imperfecties in het prijsmechanisme door het optreden van arbitrage sneller worden gecorrigeerd. De markten gaan in feite efficiënter functioneren. Omdat arbitrage een kortetermijnbeweging is, die alleen te toetsen is op basis van zeer periodieke gegevens (wekelijkse of maandelijkse prijzen), en onze aandacht vooral uitgaat naar de ontwikkeling op lange termijn, meten wij de marktintegratie af aan het verloop van de transactiekosten.

Wat zijn de voordelen van marktintegratie? Ten eerste lokt de integratie van de lokale en regionale markten een grotere prijsconcurrentie uit. De beperktere mogelijkheden tot monopoliewinsten dienen vooral de belangen van de consument. Ten tweede zorgt de intensere interactie tussen markten er in crisistijden voor dat tekorten vlugger worden aangevuld en de prijsver-

storende effecten van speculaties en hamstervoorraden worden beknot. Ten derde opent de marktinteractie de weg voor een specialisatie en commercialisering van de rurale economie.

Literatuuronderzoek reveleert dat de studie van marktintegratie in de (pre-) industriële samenleving een toenemende internationale belangstelling geniet. Tekenend voor deze groeiende interesse is dat tijdens het Twaalfde Internationaal Economisch-Historisch Congres te Madrid (1998) een volledige B-sessie aan dit onderzoeksdomein werd gewijd (Nunez, 1998). Naar het oordeel van sommige Angelsaksische historici was de marktintegratie en de bereidheid van de boeren om in te spelen op nieuwe commerciële uitdagingen één van de drijfkrachten van de Agrarische Revolutie (Overton, 1996, 206-207). Ook in de Franse historiografie wordt de stuwende rol van de markt in de ontwikkeling van de agrarische economie steeds meer in de verf gezet (Chevet, 1994, 112-116; Moriceau, 1994, 59-60). In het geval van België werd nog weinig onderzoek verricht naar de functie van de markt in de relatie tussen stad en platteland.

2. GEBRUIKTE PRIJSREEKSEN

De analyse van de marktintegratie steunt op de gemiddelde jaarprijzen van de belangrijkste broodgranen – rogge en tarwe – voor zeven stedelijke markten in vijf provincies (Daelemans en Coenen, 1983, 126-142; Genicot, 1940, 273; Ladrier, 1966, 336-341; Peeters, 1936, 360-361; Vanhaute, 1989, 258-263; Verlinden, 1959-1973). Met betrekking tot rogge vergeleken wij de markten van Antwerpen, Brussel, Leuven, Gent en Turnhout met elkaar. Voor tarwe selecteerden wij de markten van Antwerpen, Brussel, Leuven, Brugge en Namen. In beide gevallen gaat het om vier centrale markten in een dicht bevolkt en progressief landbouwgebied en één perifere markt in een traditionele regio, met name Turnhout en Namen. Ofschoon wij in de literatuur ook graanprijzen aantreffen voor andere perifere markten, zoals Luxemburg, hebben wij ze niet in ons onderzoek betrokken (Helin, 1966, 187-280). De prijsreeksen lopen immers niet verder dan het einde van de achttiende eeuw. Het beschouwde stedenweb bespant ongeveer de helft van het Belgische grondgebied. In vogelvlucht bedraagt de afstand tussen Turnhout en Namen 96 km. De afstand tussen Namen en Brugge is gelijk aan 141 km. In totaal beslaat dit gebied dus een oppervlakte van 13.536 km², wat overeenstemt met 46% van het Belgische territorium in 1834 (29.455 km²). Dit gebied bracht tussen 1750 en 1850 zowat 55 à 60% van het nationale broodgraan voort (Dejongh, 1999, 163).

Om twee redenen gaan wij uit van de prijzen van rogge en tarwe. Ten eerste beschikken wij voor beide gewassen over consistente en continue prijsreeksen. Ten tweede zijn rogge en tarwe zeer homogene producten die, samen met aardappelen, tot diep in de negentiende eeuw de hoofdingrediënten vormden van de menselijke voeding. Omdat de Belgische economie tot de doorbraak van de Industriële Revolutie werd gedirigeerd door de wispelturige landbouw waren de prijzen van broodgranen de belangrijkste conjunctuurbarometer. De prijzen vingen als het ware alle schokken of trillingen op die zich in de maatschappelijke omgeving voordeden.

3. DE GROEI VAN HET BELGISCHE LANDWEGENNET (1700-1850)

De verbetering van de transportinfrastructuur bevordert de marktontwikkeling op twee manieren. Ten eerste leidt de aanleg van nieuwe en betere wegen ertoe dat traditioneel achtergestelde streken worden opengebroken voor het handelsverkeer. Ten tweede zorgt zij ervoor dat de markten vlotter bereikbaar zijn, wat de commerciële contacten tussen de stadsbewoners onderling en tussen de stadsbewoners en de producenten en consumenten van buiten het stedelijke gebied versterkt. Investerings in wegenbouw verlagen immers de kosten die aan transport verbonden zijn, zowel op directe wijze (lagere vrachtprijzen) als op indirecte wijze (kleinere voorraadvorming) (Van Der Herten en Horlings, 1997, 5).

Wij concentreren ons in dit punt op de ontwikkeling van het steenwegennet, omdat de geplaveide wegen de modus bij uitstek waren voor het regelmatige vervoer van lichte en bederfbare producten, zoals voedsel, op korte afstanden (Blondé, 1995, 221-224). Enkel voor de trafiek van zware en goed conserveerbare bulkgoederen, zoals brandstoffen en bouwmaterialen, over lange en middellange afstanden moest de weg het afleggen tegen het waterverkeer. De steenwegen waren in feite het meest wezenlijke bindmiddel tussen stad en platteland. De boeren maakten massaal gebruik van deze wegen om hun oogstoverschotten naar de markt te brengen.

Tijdens de achttiende en negentiende eeuw werd onder impuls van de centrale en lagere overheden het netwerk van landwegen in België spectaculair uitgebouwd. Naarmate de periode vorderde, verfijnde het steenwegennet en vonden steeds grotere delen van het rurale hinterland aansluiting op de interstedelijke verkeersassen. De troef van de landwegen was dat het vervoer veel sneller en flexibeler verliep dan langs kanalen en bevaarbare rivieren. Via landwegen was het mogelijk om relatief kleine hoeveelheden van een goed te vervoeren en goederen van huis tot huis te leveren, zonder al te veel tijd te verliezen met het in- en uitladen ervan. Omwille van het ruime aanbod van paarden en karren in agrarische kringen beschikte men bij het wegtransport

over een breder en elastischer aanbod van vervoersdiensten dan bij het watertransport. Een zeer specifiek voordeel van de kasseiwegen was dat zij minder gevoelig waren voor weers- en seizoensveranderingen dan de kronkelige zandwegen. Er ging haast geen jaar voorbij of de zandwegen waren ten gevolge van regen, sneeuw en dooi gedurende enkele maanden nauwelijks of niet berijdbaar (Blondé, 1995, 221-224; Blondé, 1997, 18-20).

Om een betere indruk te krijgen van de ontwikkeling van het Belgische landwegennet vermelden wij in tabel 1 het aantal kilometer steenweg dat ons land tussen 1700 en 1850 doorkruiste. De berekening van de lengte van het steenwegennet gebeurde als volgt. Voor de periode na 1830 baseerden wij ons op de berekeningen van Placq (Placq, 1951, 460-461). Volgens deze auteur bedroeg de lengte van het nationale steenwegennet in 1830 circa 3.254 km. De studie van Genicot wijst uit dat het rijkswegennet tijdens de Hollandse Periode vergrootte met 800 km en tijdens de Franse Periode met 231 km (Genicot, 1948, 38-43). Daaruit leiden wij af dat de lengte van dit net bij het begin van het Hollandse Bestuur 2.454 km en bij het begin van de Franse Overheersing 2.223 km was. In verband met de achttiende eeuw namen wij de gegevens over van Genicot (Genicot, 1946, 549). Het probleem is dat Genicot uitgaat van het grondgebied van de Oostenrijkse Nederlanden. Omdat dit grondgebied groter is dan dat van het Koninkrijk België dienden wij zijn cijfers te corrigeren. Wij besloten om de totalen die Genicot opgeeft te verminderen met 15%. Een vergelijking tussen Genicots schatting van het totale wegennet in Oostenrijks België omstreeks 1793 (2.841 km) en ons cijfer voor 1794 (2.223 km) wijst op een afwijking van 15%. Wij veronderstelden deze marge van verschil constant voor de rest van de achttiende eeuw.

TABEL 1: DE ONTWIKKELING VAN HET BELGISCHE STEENWEGENNENET, 1700-1850

jaar	lengte (km)	index 1704=100	Antwerpen, Brabant (%)	Oost-, West-Vlaanderen (%)	Andere provincies (%)
1704	196	100	41	39	20
1719	363	186	49	28	23
1734	632	324	37	28	35
1749	681	349	34	24	42
1764	954	489	32	28	40
1778	1.691	867	21	36	43
1793	2.223	1.140	?	?	?
1815	2.454	1.258	?	?	?
1830	3.254	1.669	23	31	46
1835	3.442	1.765	24	30	46
1840	4.176	2.142	22	28	40
1845	5.078	2.604	22	26	52
1850	6.235	3.197	21	25	54

Rond 1850 was de omvang van het Belgische steenwegennet haast 32 keer groter dan in het begin van de achttiende eeuw. Telde ons land rond 1704 196 km kasseiweg, dan was dit honderdvijftig jaar later 6.235 km. In relatieve termen groeide het wegennet sterker aan in de Oostenrijkse Periode dan in de eerste helft van de negentiende eeuw. Tussen 1700-1749 en 1750-1793 nam de totale lengte van de wegen respectievelijk toe met factor 3,5 en 3,3. In de daaropvolgende decennia (1794-1850) breidde zij uit met factor 2,8. Gerekend in absolute eenheden ontwikkelde het verkeersnet zich sterker in de negentiende dan in achttiende eeuw. Tegenover een expansie van 2.027 km in de achttiende eeuw stond een groei van 3.781 km in de eerste helft van de negentiende eeuw.

In de uitbreiding van de wegeninfrastructuur voltrok zich een belangrijke regionale verschuiving. In het eerste derde van de achttiende eeuw waren Antwerpen en Brabant de best ontsloten provincies van het land. Samen namen zij 37% tot 41% van het verharde wegennet voor hun rekening. Nadien viel hun belang terug, tot 21% in 1778. Sinds de jaren 1760 werden vooral in Oost- en West-Vlaanderen vele nieuwe wegen aangelegd. Op vijftien jaar tijd liep het aandeel van deze provincies in het totale net op van 28% tot 36%. De expansie was zo markant dat Vlaanderen op het einde van het Ancien Régime beschikte over het dichtste verkeersnet van het Europese vasteland (Soly, 1983, 152). De forse uitbreiding van de Vlaamse verkeersinfrastructuur na 1750 werd gevoed door de Oostenrijkse regeringspolitiek, die erop gericht was om zoveel mogelijk transitohandel te kanaliseren naar de haven van Oostende (Everaert, 1979, 188).

Zelfs in de Waalse gewesten werden tijdens de Gouden Jaren (1760-1790) ingrijpende verbeteringen aan het wegennet aangebracht (Scholliers en Vandenbroeke, 1980, 272). Deze ontwikkeling versterkte zich in de loop van de negentiende eeuw, vooral na de Onafhankelijkheid. Zo nam het gewicht van de overige provincies in het rijksnet toe van 46% in 1830 tot 54% in 1850! Ten gevolge van de doorbraak van het moderne industrialisatieproces ontstond in het Waalse bekken een grotere nood aan transportwegen voor de aan- en afvoer van grondstoffen en afgewerkte producten. Om deze nood te lenigen werd in een hoog tempo nieuwe wegen aangelegd. Omstreeks het midden van de negentiende eeuw was de gemiddelde wegenbezetting in het industriële epicentrum van het land bijna even hoog als in de beide Vlaanderens (Placq, 1951, 460-461). In verscheidene contemporaine bronnen werd de expansie van het Waalse wegennet na 1830 aangewezen als de oorzaak van de snelle toename van de landbouwproductie (Goossens, 1992, 208).

Dat de groei van het steenwegennet de mobiliteit van de bevolking aanzienlijk verhoogde, komt duidelijk naar voren als wij de densiteit van het net bekijken. De dichtheid wordt gedefinieerd als de ratio tussen de lengte van de wegen (in km) en de oppervlakte van het Belgische grondgebied (in km²).

TABEL 2: DICHTHEID VAN HET BELGISCHE STEENWEGENNET, 1700-1850

jaar	km ² gebied per km steenweg	jaar	km ² gebied per km steenweg
1704	150,3	1815	12,0
1719	81,1	1830	9,1
1734	46,6	1835	8,6
1749	43,3	1840	7,1
1764	30,9	1845	5,8
1778	17,4	1850	4,7
1793	13,3		

Bediende 1 km steenweg in het begin van de achttiende eeuw gemiddeld 150 km² grondgebied dan viel deze verhouding terug tot 1 km weg per 13 km² territorium aan de vooravond van de negentiende eeuw en 1 km per 5 km² rond 1750. Gemeten aan het bevolkingscijfer steeg de verhouding van 0,10 meter steenweg per inwoner in 1700 tot ongeveer 1 meter in 1850.

4. DE INTEGRATIE VAN DE REGIONALE LANDBOUWMARKTEN: EEN STATISTISCHE TOETSING

In wat volgt, evalueren wij de graad en het intertemporele verloop van marktintegratie in de periode 1750-1850. Ten eerste gaan wij na of de regionale landbouwmakten in de achttiende en eerste helft van de negentiende eeuw effectief geïntegreerd waren (4.1.). Ten tweede onderzoeken wij de ontwikkeling van het marktintegratieproces doorheen de tijd (4.2.). Ten derde vatten wij de belangrijkste bevindingen samen (4.3.).

4.1. Graad van marktintegratie

Om een uitspraak te doen over de graad van marktintegratie staan ons twee statistische technieken ter beschikking. De eerste en tevens meest klassieke benadering is de bivariate correlatie-analyse (a). Omwille van het niet-stationaire gedrag van onze graanprijsreeksen verdient het echter voorkeur om de coïntegratietest uit te voeren (b).

a) Traditionele methode: correlatie-analyse

Een eerste techniek waarmee historici de marktintegratie in vroegere tijden ontleden, is de bivariate correlatie-analyse (Gibson en Smout, 1995, 258-282). Hierbij wordt het verband tussen de onderzochte variabelen uitgedrukt door de correlatiecoëfficiënt (r). De correlatiecoëfficiënt – die in het geval van enkelvoudige regressies gelijk is aan de vierkantswortel van de determinatie- of bepaaldheidscoëfficiënt (r^2) – bekomt men door de covariantie van de variabelen te delen door het product van hun standaarddeviaties. Of,

$$r = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{\text{Var}(X)}\sqrt{\text{Var}(Y)}} = \frac{(X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sqrt{(X_i - \bar{X})^2}\sqrt{(Y_i - \bar{Y})^2}} \quad (1)$$

De correlatiecoëfficiënt ligt steeds tussen waarde -1 en +1. Bij $r = +1$ bestaat er een volkomen positief verband tussen de variabelen, omdat alle waarden in de puntenwolk dan op de regressielijn liggen. Bij $r = -1$ geldt het omgekeerde en spreekt men van een volkomen negatieve of anti-correlatie. Hoe hoger de absolute waarde van r , hoe meer de onderzochte variabelen in dezelfde zin evolueren. Toegepast op onze prijsreeksen geeft de correlatie-analyse de volgende coëfficiënten.

TABEL 3: CORRELATIE TUSSEN DE ROGGE- EN TARWEPRIJZEN IN VIJF STEDELIJKE MARKTEN, 1700-1850

Rogge	Antwerpen	Brussel	Leuven	Gent	Turnhout
Antwerpen	1,00				
Brussel	0,96	1,00			
Leuven	0,94	0,95	1,00		
Gent	0,97	0,96	0,94	1,00	
Turnhout	0,89	0,86	0,90	0,88	1,00
Tarwe	Antwerpen	Brussel	Leuven	Gent	Namen
Antwerpen	1,00				
Brussel	0,93	1,00			
Leuven	0,95	0,95	1,00		
Brugge	0,87	0,84	0,91	1,00	
Namen	0,92	0,94	0,91	0,79	1,00

Met uitzondering van Gent-Namen liggen de correlatiecoëfficiënten van alle stedenparen hoger dan 0,84, wat exceptioneel hoog is. Deze hoge waarden

suggereren dat de rogge- en tarweprijzen in de achttiende en de eerste helft van de negentiende eeuw zeer goed op elkaar waren afgestemd.

De kracht van de correlatie-analyse schuilt in de eenvoud van berekening en interpretatie. Toch moeten wij voor ogen houden dat de analyse uitsluitend toepasbaar is indien de reeksen stationair zijn. Wanneer één van de reeksen onbeperkt uitdijnt, zijn de correlatiecoëfficiënten betekenisloos. De meeste voorzichtigheid is geboden wanneer in de reeksen reeds een trend vervat zit. Deze trend kan zowel deterministisch als stochastisch van aard zijn. In het eerste geval is tijd de verklarende factor en onderliggende kracht van de trend. De trend versterkt zich met het voortschrijden in de tijd, vandaar ook de benaming tijdstrend (bijvoorbeeld: stijging van levensverwachting in Westerse wereld na WO II). In tegenstelling tot een trend-stationaire reeks, of reeks met een deterministische trend, volgt een niet-stationaire reeks een stochastische trend. In zulke reeks bestaat er geen constant verband tussen een toename in de tijd en toename van de trend maar tekent zich bij elke schok steeds een nieuwe trend af (bijvoorbeeld: ontwikkeling van openbare schuld, werkloosheid of BNP). Zijn de reeksen trendgestuurd dan levert de correlatie-analyse vaak hoge *r*-waarden op, zelfs al bestaat in realiteit geen logisch verband tussen de reeksen. Econometristen typeren zulke verbanden als *spurious relations* (Granger en Newbold, 1974, 111-120).

Zoals verder uit de tekst zal blijken, zijn ook onze graanprijsreeksen niet-stationair. Wegens het niet-stationair zijn van de reeksen biedt de correlatie-analyse geen legitieme basis voor de studie van de marktintegratie in de achttiende en negentiende eeuw. Bijgevolg mogen wij geen vertrouwen stellen in de resultaten van tabel 3. Een meer aangewezen techniek is de coïntegratietest.

b) Econometrische tijdreeksanalyse: coïntegratietesten

Een betere doch meer gesofisticeerde manier om de integratie van geografisch gescheiden markten te valoriseren, is te werken met een specifiek dynamisch tijdreeksmodel: de coïntegratietest. Deze test, ontworpen door financiële analisten, werd sinds het midden van de jaren 1980 in de economische wetenschap gebruikt om de langetermijnrelatie tussen macro-economische variabelen empirisch te toetsen (bijvoorbeeld: het verband tussen export en BNP, consumptie en inkomen of lonen en concurrentiekracht). In de landbouw- en ontwikkelingseconomie wordt de test vaak toegepast voor het bestuderen van marktintegratie (Dercon, 1995, 112-143; Goodwin en Schroeder, 1991, 452-464). Geleidelijk dringt de coïntegratietest ook door in het economisch-historisch onderzoek (Persson, 1996, 692-714).

Het basisprincipe van de coïntegratietoets is te berekenen of er op lange termijn een evenwichtsrelatie bestaat tussen niet-stationaire datareeksen. Is dit inderdaad het geval dan kunnen wij spreken van marktintegratie. De coïntegratie-analyse verloopt in twee stappen (Banerjee e.a., 1993; Holden en Perman, 1994, 47-112; Kunst en Neusser, 1990, 351-365; Thomas, 1997, 373-423). In een eerste stap gaan wij na of de prijsreeksen een stationair dan wel een niet-stationair karakter hebben. Met stationair bedoelen wij dat de reeksen tenderen naar hun gemiddelde en dat de fluctuaties rond dit gemiddelde binnen een min of meer constante marge blijven. Bij niet-stationaire reeksen daarentegen is het gemiddelde en de variantie in principe tijdsafhankelijk. Ten einde een uitspraak te kunnen doen over het (niet-)stationair zijn van de prijsreeksen moeten wij de integratie-orde ervan bepalen. Wij toetsen daarvoor de reeksen op hun stationariteit met behulp van een specifiek daartoe ontworpen test. Toont deze test aan dat de reeks niet stationair is, dan nemen wij eerste verschillen en beproeven wij deze reeks opnieuw op stationariteit. Wanneer blijkt dat deze reeks van eerste verschillen stationair is, dan besluiten wij dat de prijsreeksen geïntegreerd zijn van de eerste orde. Statistisch wordt dit aangeduid als I(1). Dus, is de reeks I(3) dan betekent dit dat men driemaal verschillen moet nemen om een stationaire reeks te bekomen.

Wij kunnen deze procedure als volgt formaliseren:

Stel de prijs op markt Y op tijdstip t:

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

met: α = geschatte constante

β = geschatte regressiecoëfficiënt

X_t = prijs op markt X

ε_t = normaal verdeelde storingsterm

en de prijs op tijdstip t-1:

$$Y_{t-1} = \alpha + \beta X_{t-1} + \varepsilon_{t-1} \quad (3)$$

Het nemen van de eerste verschillen (= (2) - (3)) geeft dan:

$$\Delta Y_t = \beta_2 \Delta X_t + v_t \quad (4)$$

waar: $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$, $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ en $v_t = \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}$

Er bestaan verschillende technieken om een reeks op stationariteit te testen. Van deze technieken – de zogenaamde *unit root tests* – zijn de Dickey-Fullertest (DF) en de Augmented Dickey-Fullertest (ADF) de meest bekenden (Dickey en Fuller, 1979, 427-431; Idem, 1981, 1057-1072). Het principe van de DF test is het best te begrijpen vanuit volgend autoregressief model:

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Indien de absolute waarde van in deze vergelijking gelijk is aan 1 (of: $|\rho| = 1$)

dan krijgen wij een zogeheten *random walk*, wat een voorbeeld is van een niet-stationaire reeks. Een *random walk* heeft als eigenschap dat schokken in het verloop van de tijdreeks oneindig bewaard blijven. Indien $|\rho| < 1$ dan heeft de reeks een eindig geheugen en deemstert het effect van schokken geleidelijk weg. De reeks convergeert naar zijn gemiddelde.

Een DF-test is in wezen een statistische test omtrent de waarde van ρ . De test neemt als nulhypothese (H_0) $|\rho| = 1$, wat dus overeenstemt met niet-stationariteit. De alternatieve hypothese (H_1) luidt dat $|\rho| < 1$, wat correspondeert met een toestand van stationariteit. Aangezien deze test niet-stationariteit als nulhypothese heeft en niet-stationaire reeksen geenszins de normaalverdelingen volgen, moeten wij de testresultaten vergelijken met de kritische waarden die Dickey en Fuller berekenden in plaats van met de standaard t- en F-tabellen. Wanneer de testresultaten in absolute waarde groter zijn dan de kritische DF-waarden, dan dienen wij de nulhypothese van niet-stationariteit te falsifiëren en zijn de reeksen dus stationair.

De DF-test is weliswaar het beste instrument om datareeksen op hun stationariteit te wegen, toch is ze niet vrij van kritiek. Diverse simulatiestudies wijzen uit dat de DF-test in sommige gevallen onvoldoende krachtig is om een toestand van stationariteit duidelijk te onderscheiden van niet-stationariteit. Vooral in het geval dat de ρ -waarde dicht bij 1 ligt, laat de DF-test niet altijd een degelijke hypothesetoetsing toe. De uitvoering van de DF-test op onze prijsgegevens geeft de volgende resultaten.

TABEL 4: UNIT ROOT TEST VOOR ALLE VARIABELEN					
1. Rogge			2. Tarwe		
(a) Niveaus			(a) Niveaus		
	DF	ADF (4)		DF	ADF (4)
Antwerpen	-1,71	-0,60	Antwerpen	-1,36	-0,31
Brussel	-1,58	-0,44	Brussel	-1,35	-0,26
Leuven	-1,71	-0,62	Leuven	-1,27	-0,33
Gent	-1,68	-0,44	Brugge	-1,71	-0,45
Turnhout	-1,72	-0,50	Namen	-1,51	-0,40

(b) Eerste verschillen			(b) Eerste verschillen		
	DF	ADF (4)		DF	ADF (4)
Antwerpen	-14,97	-8,16	Antwerpen	-14,40	-7,29
Brussel	-14,16	-7,94	Brussel	-14,27	-7,96
Leuven	-13,37	-7,86	Leuven	-12,78	-7,14
Gent	-13,93	-7,43	Brugge	-13,87	-7,82
Turnhout	-14,73	-7,77	Namen	-12,26	-8,07
Kritische waarde: 2,89			Kritische waarde: 2,89		

De tabel demonstreert dat de absolute DF-waarden van de prijsniveaus (a) onder de kritische grens van 2,89 liggen. Zodra wij eerste verschillen tussen de individuele reeksen (b) nemen, overstijgen de DF-waarden wel deze kritische marge. Dit bewijst dat H_0 , of de hypothese van niet-stationariteit, in geval van (a) statistisch niet wordt verworpen, terwijl ze in geval (b) wel wordt verworpen. Wij concluderen hieruit dat de prijsniveaus niet-stationair zijn (ze hebben een *unit root*) maar dat de jaarlijkse prijsfluctuaties wel stationair zijn. Onze reeksen van stedelijke rogge- en tarweprijzen zijn geïntegreerd van de eerste orde.

Nadat wij de orde van integratie hebben vastgelegd, onderzoeken wij in een tweede stap of het relatieve verschil tussen de marktprijzen stationair is. Wij bekijken de relatieve in plaats van de absolute prijsverschillen omdat de waarden in het laatste geval minder normaal verdeeld zijn (cfr. infra). De centrale vraagstelling luidt of de factor die de niet-stationariteit van beide prijsreeksen veroorzaakt gemeenschappelijk is. Als dit zo is, moeten wij besluiten dat de prijsreeksen samen bewegen en er dus co-integratie is. De relatie die wij schatten, is dus:

$$\frac{|X_t - Y_t|}{\left[\frac{(X_t + Y_t)}{2} \right]} = \alpha + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\text{of: } \varepsilon_t = \alpha - \frac{|X_t - Y_t|}{\left[\frac{(X_t + Y_t)}{2} \right]} \quad (7)$$

waarbij: X_t en Y_t = prijzen in markten X en Y op tijdstip t
 α = geschatte constante (transactiekost)
 ε_t = normaal verdeelde restterm

In feite toetsen wij dus de tijdreeks van restwaarden op stationariteit. Wij voeren daarvoor opnieuw een DF-test uit. Blijkt uit deze test dat de tijdreeks van resttermen stationair is, dan wil dit zeggen dat het prijsverschil tussen de markten niet ongelimiteerd kan afwijken van de transactiekost (α). De restterm kunnen wij immers interpreteren als de afwijking op de langetermijnrelatie tussen de prijzen. Of, als het verschil tussen de niet-stationaire prijsreeksen van twee markten wel stationair is, bestaat er tussen deze markten een zodanig sterke band dat de prijzen een analoge koers volgen. De uitkomsten van de DF-test op de resttermen zijn te vinden in tabel 5.

Tabel 5 laat zien dat de absolute waarden van de DF-test voor alle onderzochte markten groter zijn dan de drempelwaarde van 2,89. De nulhypothese van niet-stationariteit wordt verworpen, wat impliceert dat de tijdreeks van resttermen wel degelijk stationair is. Daarmee wordt op statistisch valabele wijze aangetoond dat de regionale landbouwmarkten in de achttiende en negentiende eeuw sterk geïntegreerd waren.

TABEL 5: UNIT ROOT TEST VOOR DE RESTTERMEN

Rogge					Tarwe				
DF	Antwerpen	Leuven	Gent	Brussel	DF	Antwerpen	Leuven	Brugge	Namen
Brussel	-11,21	-10,37	-9,22		Brussel	-10,44	-8,42	-10,05	-9,52
Leuven	-11,27		-9,95		Leuven	-8,55		-9,56	
Gent	-8,31				Brugge	-11,33			
Turnhout	-8,87	-9,33	-9,97	-9,49	Namen	-10,00	-9,11	-9,64	
kritische waarde	2,89				kritische waarde	2,89			
α	Antwerpen	Leuven	Gent	Brussel	α	Antwerpen	Leuven	Brugge	Namen
Brussel	0,08 (0,07)	0,10 (0,09)	0,08 (0,08)		Brussel	0,07 (0,08)	0,08 (0,09)	0,14 (0,14)	0,09 (0,08)
Leuven	0,10 (0,10)		0,11 (0,10)		Leuven	0,09 (0,08)		0,11 (0,11)	
Gent	0,07 (0,08)				Brugge	0,13 (0,13)			
Turnhout	0,15 (0,15)	0,15 (0,14)	0,16 (0,15)	0,19 (0,16)	Namen	0,10 (0,10)	0,11 (0,11)	0,15 (0,16)	

Noot: waarden tussen () = standaardfout

4.2. Intertemporeel verloop van marktintegratie

Nu blijkt dat de regionale landbouwmarkten in de betrokken periode wel degelijk op elkaar afgestemd waren, stelt zich het probleem van hoe de marktintegratie doorheen de tijd evolueerde. Dit kunnen wij nagaan door de berekening van de variantie van de prijzen op de onderzochte markten (a). Een meer geraffineerde methode om de veranderingen in de marktverhoudingen te onderzoeken, is te kijken naar structurele breuken in de prijsreeksen (via de zogenaamde Chow-test) (b).

a) Traditionele methode: variantie-analyse

De eerste en tevens meest eenvoudige benadering is te kijken naar de spreiding van de stedelijke marktprijzen rond het gemiddelde van alle reeksen (gedefinieerd als de gemiddelde prijzen over alle steden heen) (Chevet en Saint-Amour, 1992, 152-175). De achterliggende argumentatie is dat als de prijzen op de verschillende markten sterk afwijken van het globale gemiddelde deze markten commercieel zwak op elkaar zijn georiënteerd.

De kengetallen bij uitstek om de prijsvolatiliteit te meten, zijn de varianties en de variatiecoëfficiënten. Gegeven het feit dat de observaties standaard normaal verdeeld zijn, definieert men de variantie (σ^2) als het gemiddelde van de kwadratische verschillen van elke waarde uit een verzameling (X_i) tot het gemiddelde van deze verzameling ($\bar{X}$). De vierkantswortel uit de variantie is de standaarddeviatie (σ). Formeel wordt de variantie dus als volgt uitgedrukt:

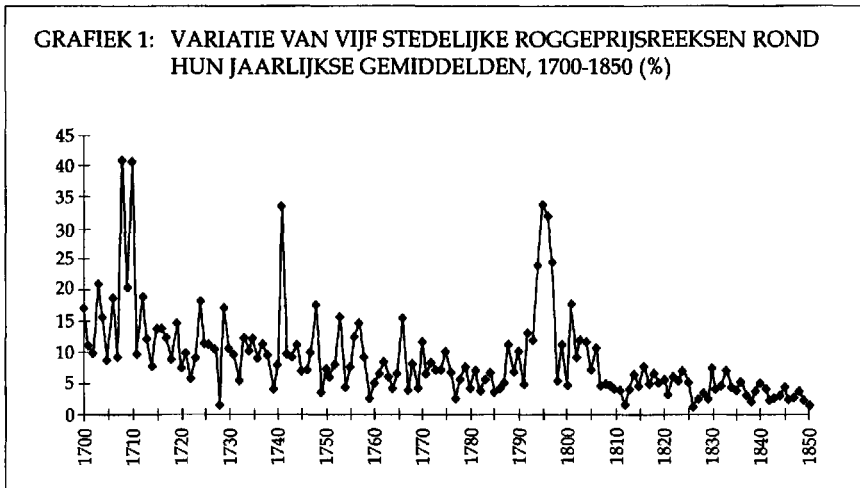
$$\sigma^2 = \frac{\sum (X_i - \bar{X})^2}{n} \quad (8)$$

Voor de berekening van de variatiecoëfficiënt (CV) moeten wij de standaarddeviatie delen door het rekenkundig gemiddelde van de reeks. Vermenigvuldigd met 100 geeft de variatiecoëfficiënt de procentuele afwijking van elke observatie tot het reeksgemiddelde. Dus,

$$CV = \frac{\sigma}{\mu} \quad (9)$$

Binnen de context van ons onderzoek laat deze methode toe om na te gaan of de onderlinge afwijkingen tussen de prijzen in de loop van de tijd toe- of afnemen. Daar genoemde spreidingsmaten de verschillen tussen de observaties en hun gemiddelden kwadrateren, lichten ze ons niet in over de richting van de afwijkingen.

Bij wijze van illustratie berekenden wij voor de markten van Antwerpen, Brussel, Gent, Leuven en Turnhout de variatie van de jaarlijkse roggeprijsen rond hun gemiddelde. De uitkomsten van deze toets zijn afgebeeld in grafiek 1. Zoals wij zien, vertonen de variatiecoëfficiënten een licht dalend verloop, wat erop duidt dat de onderlinge prijsverschillen in de loop van de periode afnemen. Uit de grafiek is echter onmogelijk af te leiden of de stedelijke roggeprijsen ook in dezelfde zin evolueren, wat uiteindelijk toch de essentie is van markt-integratie. Bovendien namen wij aan dat de observaties standaard normaal verdeeld zijn. Omdat de onderliggende prijsreeksen niet stationair zijn en dus niet standaard normaal verdeeld, is de variantie-analyse geen goede basis voor de meting van marktintegratie.



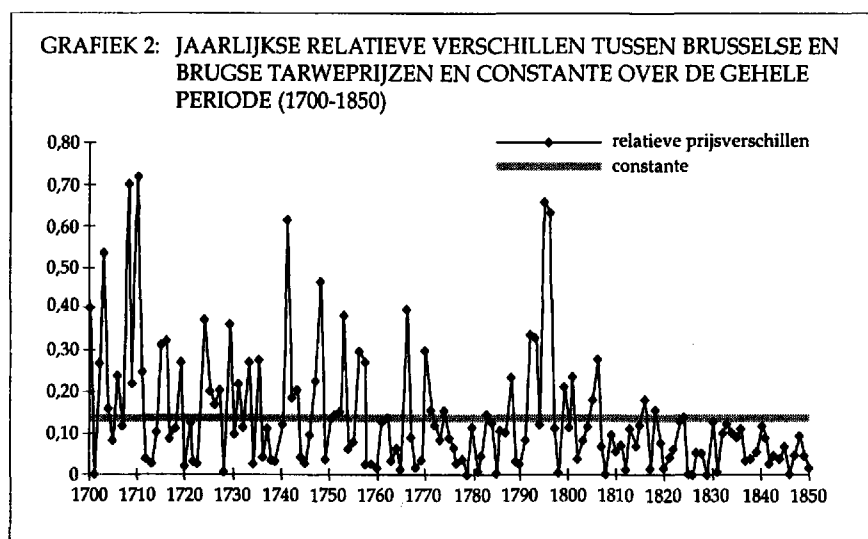
b) Tijdreeksanalyse met berekende structurele breuken

De methode die wij gebruikten om het verloop van de marktintegratie over de tijd te meten, sluit aan bij de coïntegratie-analyse, zoals beschreven in het vorige punt. Aan de hand van deze tijdreeksanalyse ontdekten wij dat er een langetermijnrelatie bestond tussen de markten. In dit deel onderwerpen wij de evolutie van de marktelaties aan een diepgaandere analyse.

Tot nog toe namen wij enkel het relatieve prijsverschil tussen twee markten in ogenschouw, begrepen als:

$$\frac{|X_t - Y_t|}{\left[\frac{(X_t + Y_t)}{2} \right]} = \alpha + \varepsilon_t (7).$$

De basisregressie is er dus één met enkel een constante term (α). Deze constante komt overeen met het gemiddelde relatieve prijsverschil (in absolute waarde) over de ganse periode. Voor de tarweprijzen van Brussel en Brugge geeft deze regressie het volgende beeld (grafiek 2).



Gezien het feit dat het prijsverschil tussen de markten niet constant bleef over honderdvijftig jaar besloten wij om in de basisvergelijking een wissel of dummyvariabele in te voeren bij structurele breuken. Om deze breuken te vinden, maken wij gebruik van de 'One-step' Chow-test (Chow, 1960, 591-605). Naderhand voegen wij in de vergelijking ook een deterministische trend of tijdstrend toe.

Bij de eerste analyse vertrekken wij van de relatieve verschillen tussen de prijzen van twee steden. Aan de hand van deze datareeks schatten wij de basisregressie met één constante - zoals in (7) - op de prijsverschillen van de

eerste vijftien jaren (1700-1715). Op basis van deze eerste regressie voorspellen wij recursief het prijsverschil in het daaropvolgende jaar (1716) en trekken dit af van het effectieve prijsverschil in dat jaar. Ligt de voorspellingsfout volgens de F-statistiek binnen het betrouwbaarheidsinterval dan herschatten wij de regressie maar ditmaal met de nieuwe observatie erbij, zijnde het jaar 1716. Wij herhalen deze procedure totdat de voorspellingsfout buiten het interval ligt en ons model niet langer houdbaar is. Voor zulke breukjaren voegen wij aan de vergelijking een wissel of dummyvariabele toe.² Vanaf deze breuk is de waarde van de wissel gelijk aan 1. De vergelijking wordt dan:

$$\frac{|X_t - Y_t|}{\left[\frac{(X_t + Y_t)}{2} \right]} = \alpha + \alpha_1 D_1 + \dots \alpha_x D_x + \varepsilon_t \quad (10)$$

met: α_1, α_x = geschatte coëfficiënten van de dummyvariabelen
 D_1, D_x = dummyvariabelen

Dit iteratief proces laten wij doorlopen tot het einde van de periode (1850).

Hoe moet vergelijking (10) concreet worden geïnterpreteerd? Stel dat de Chow-test uitwijst dat $t=63$ niet behoort tot het voorspelde model dat gebaseerd is op de eerste 62 observaties. In zulk geval voeren wij in de vergelijking een dummyvariabele in die de waarde 0 heeft voor $t = \{1..62\}$ en waarde 1 voor $t = \{63..151\}$. Voor de eerste deelperiode is het gemiddelde relatieve verschil tussen de prijzen gelijk aan α , terwijl ze voor de tweede deelperiode gelijk is aan $\alpha + \alpha_1$. Als $\alpha_1 < 0$ dan is er een afname van het prijsverschil en zodoende een verbetering van de markrelatie.

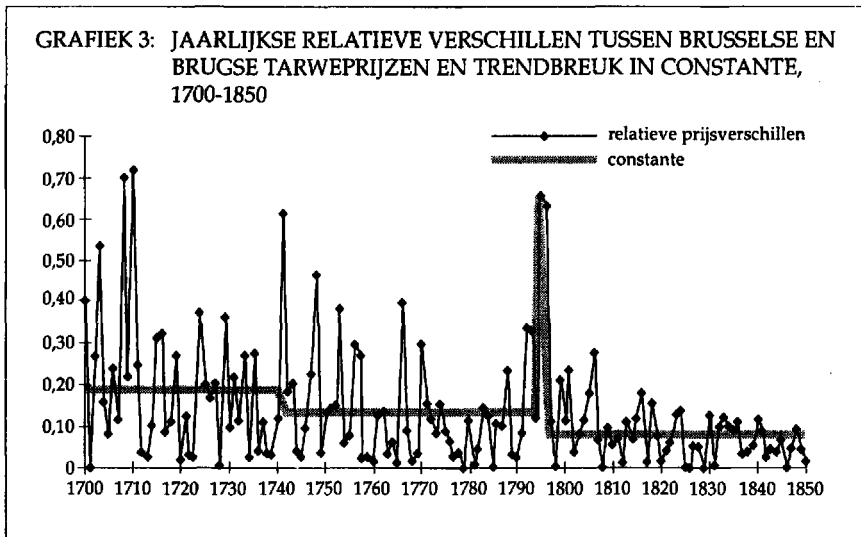
Met betrekking tot de tarweprijzen van Brussel en Brugge vinden wij drie structuurbreuken. De breekpunten liggen volgens de Chow-test in de jaren 1741, 1795 en 1797.

² Een dummyvariabele is een binaire variabele of veranderlijke die zich slechts in twee elkaar uitsluitende toestanden kan bevinden en dus ook maar twee waarden kan hebben (0 of 1).

De uiteindelijke specificatie is dus:³

$$\frac{|X_t - Y_t|}{\left[\frac{(X_t + Y_t)}{2} \right]} = \alpha + \alpha_1 \cdot D_1 + \alpha_2 \cdot D_2 + \alpha_3 \cdot D_3 \varepsilon_t$$

met: D_1 = eerste dummy (1741)
 D_2 = tweede dummy (1795)
 D_3 = derde dummy (1797)



³. De dummy-variabelen hebben in dit voorbeeld de volgende waarden:

D_1 : 0 (1700-1741), 1 (1741-1795), 1 (1795-1797), 1 (1797-1850)

D_2 : 0 (1700-1741), 0 (1741-1795), 1 (1795-1797), 1 (1797-1850)

D_3 : 0 (1700-1741), 0 (1741-1795), 0 (1795-1797), 1 (1797-1850)

De tweede analyse die wij uitvoeren, heeft een constante en een deterministische trend als verklarende variabelen. Formeel drukken wij dit uit als:

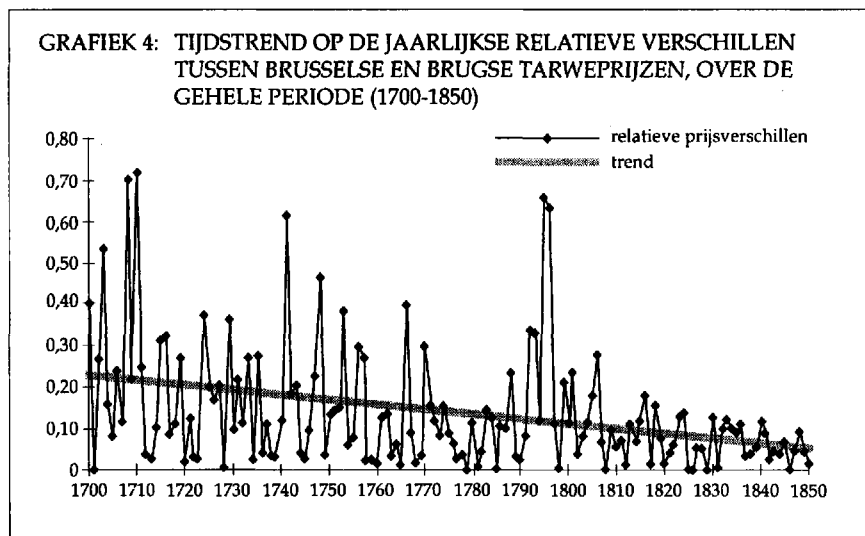
$$\frac{|X_t - Y_t|}{\left[\frac{(X_t + Y_t)}{2} \right]} = \alpha + \beta t + \varepsilon_t \quad (11)$$

met: β = geschatte coëfficiënt van trend

De interpretatie van de constante (α) is dan als intercept, of als snijpunt met de Y-as. De coëfficiënt van de trend (β) stemt overeen met de hellingscoëfficiënt van de rechte door het intercept. De coëfficiënt van de trend geeft in feite het additionele verschil tussen twee prijzen weer indien de reeks met één jaar voortschrijdt. Dus,

$$\beta = \frac{\Delta |Y_t - X_t|}{\Delta t} = \frac{|Y_t - X_t| - |Y_{t-1} - X_{t-1}|}{t - (t-1)}$$

De toegepaste regressie (11) bestaat met andere woorden uit één constante en één trend die geldt voor de gehele periode. Uitgevoerd op de tarweprijzen van Brussel en Brugse ziet het beeld er als volgt uit (grafiek 4).

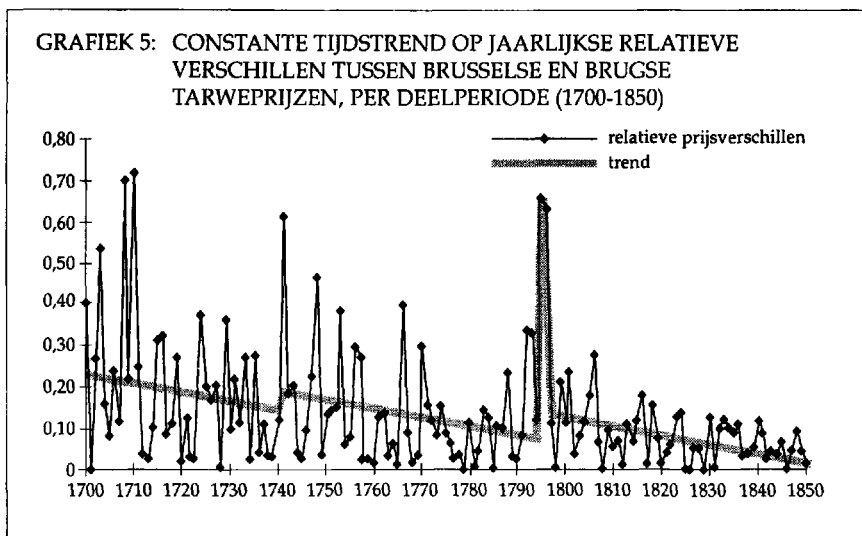


De resultaten van deze regressie voor de totale dataset zijn opgenomen in appendix (Appendix 1). Wat ons het meeste treft, is dat de gevonden trendwaarden statistisch zeer significant zijn. Zowel voor rogge als voor tarwe worden de waarden bevestigd met een betrouwbaarheid van 99%. Verder blijkt dat de tijdstrend voor alle stedenparen een negatief teken heeft, wat erop duidt dat het relatieve verschil tussen de graanprijzen in de beschouwde steden gradueel verminderde. Al bij al blijven de trendwaarden aan de lage kant, van 0,0004-0,0017. Per toename van één eenheid tijd verkleint de relatieve afwijking tussen de stedelijke prijzen met 0,0004 tot 0,0017 stuiver.

Ter verfijning van ons onderzoek maken wij vervolgens een combinatie van de eerste twee analyses, zijnde een combinatie van de trend- en breukanalyse. Wij vertrekken daarbij van een vergelijking met één constante en één tijdstrend (11) en zoeken via de hiervoor besproken methode opnieuw naar structurele breuken (10). Uit de samenvoeging van (10) en (11) volgt:

$$\frac{|X_t - Y_t|}{\left[\frac{(X_t + Y_t)}{2} \right]} = \alpha + \beta t + \alpha_1 D_1 + \dots + \alpha_x D_x + \varepsilon_t \quad (12)$$

Zodra wij een breekpunt vinden, plaatsen wij voor dat jaar een wissel in de vergelijking. De interpretatie van de constante en wissels is identiek als in de recursieve analyse zonder de tijdstrend (10). Ook de betekenis van de tijdstrend moet op dezelfde manier worden opgevat. Ongeacht de periode – wij schatten immers maar één coëfficiënt voor de gehele periode – drukt de coëfficiënt van de tijdstrend het bijkomende effect van de tijd uit op het relatieve prijsverschil tussen de steden. Grafisch verkrijgen wij aldus (grafiek 5).



De uitkomsten van deze analyse zijn terug te vinden in appendix (Appendix 2). Afgaande op deze tabel levert de regressie met interactie tussen constante en tijdstrend betere resultaten op dan de regressie met één constante en één tijdstrend over de gehele periode. Ook al zijn de bekomen trends vanuit statistisch oogpunt even valabel, toch hebben ze een hogere waarde dan in de regressie met één constante en één tijdstrend. De waarden schommelen namelijk tussen 0,0004 tot 0,0025 voor rogge en tussen 0,0010 tot 0,0025 voor tarwe. De gecombineerde trend- en breukanalyse vindt een sterkere tendens tot prijsnivellering.

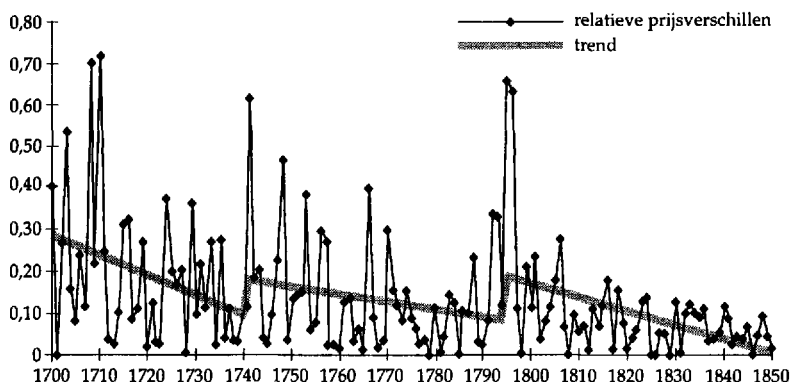
Voorts reveleert de Chow-test dat de stedelijke graanprijzen slechts in één geval een perfect uniform verloop kenden. Het gaat daarbij om het stedenpaar Brussel-Gent (tarwe). Binnen een bestek van honderdvijftig jaar bleef het marktevenwicht tussen deze steden gehandhaafd. De prijsverhoudingen werden niet structureel verstoord.

De laatste regressie die wij uitvoeren, is de meest flexibele, daar wij een afzonderlijke trend en intercept voor elke deelperiode berekenen. Wij gaan dus uit van de volgende vergelijking:

$$\frac{|X_t - Y_t|}{\left[\frac{(X_t + Y_t)}{2} \right]} = \alpha_0 + \alpha_1 D_1 + \beta_1 t D_1 + \alpha_2 D_2 + \beta_2 t D_2 + \dots \alpha_x D_x + \beta_x t D_x + \varepsilon_t \quad (13)$$

In feite vertrekken wij opnieuw van een vergelijking met een constante en een tijdstrend. Als de Chow-test de nulhypothese, die stelt dat de observatie op $t + 1$ tot dezelfde regressie behoort, statistisch verwerpt, introduceren wij een dummyvariabele in de reeks en vermenigvuldigen die met de tijdstrend (t). De oorspronkelijke tijdstrend wordt vanaf dat ogenblik op waarde 0 gezet. Op deze manier bepalen wij voor elke deelperiode een hellingscoëfficiënt van de trend en een intercept. De originele constante (α_0) blijft weliswaar in het model, zodat de waarde van het intercept in de periode gelijk is aan de som van deze constante en de dummy van die periode. Grafisch ziet deze regressie er als volgt uit (grafiek 6).

GRAFIEK 6: SPECIFIEKE TIJDSTREND OP DE JAARLIJKSE RELATIEVE VERSCHILLEN TUSSEN DE BRUSSELSE EN BRUGSE TARWEPRIJZEN, PER DEELPERIODE (1700-1850)



De resultaten van deze regressie (Appendix 3) zijn eerder teleurstellend. Wij stellen vast dat de prijstrends per deelperiode maar voor zes van de twintig stedenparen statistisch relevant zijn: Brussel-Leuven, Brussel-Gent, Leuven-Gent, Gent-Turnhout (rogge) en Brussel-Namen (tarwe). De data wijzen niet op een gelijk ontwikkelingspatroon. Te oordelen naar de roggeprijzen van Brussel-Leuven en Gent-Turnhout nam de marktintegratie sneller toe tijdens de Eeuw van de Verlichting dan in de eerste helft van de negentiende eeuw. De tarweprijzen van Brussel-Namen suggereren net het omgekeerde. Gezien het *niet* eenduidige karakter van de regressieresultaten blijft het twijfelachtig in welke subperioden het tempo van marktintegratie het meest versnelde of vertraagde.

4.3. Naar een meer geïntegreerde landbouwmarkt

Een cointegratietoets bevestigt dat de stedelijke graanmarkten in Vlaanderen, Brabant en Namen tussen 1700 en 1850 sterk geïntegreerd waren. Voorts toont een regressie-analyse aan dat het proces van integratie zich doorheen de periode versterkte. De tendens tot prijsconvergentie lag voor beide broodgranen in dezelfde grootorde. Jaarlijks vlakten de relatieve verschillen tussen de stedelijke graanprijzen af met gemiddeld 0,0004 tot 0,0025 stuiver per liter.

Dat de regionale markten afhankelijker van elkaar opereerden werd reeds vastgesteld door Buyst, Dercon en Van Campenhout (Buyst, Dercon en Van

Camphenhout, 1998, 37-41). Hun studie onthult dat de prijzen op de Vlaamse en Brabantse markten vooral na 1770 naar elkaar toe bewogen. Toch bleef de integratie op korte termijn eerder beperkt. Bij een prijsschok duurde het gemiddeld één tot twee maanden alvorens de verhoudingen op de markt opnieuw in evenwicht waren. De snelheid waarmee imperfecties in het marktprijsverloop door arbitrage werden gecorrigeerd, nam in de betrokken periode niet toe. Er zijn dus geen bewijzen dat de markten tijdens de Oostenrijkse Periode ook efficiënter gingen functioneren.

Voorts kwamen wij tot de bevinding dat het marktmechanisme in onze gewesten grondig werd ontwricht tijdens het Franse Tijdvak. Voor bijna alle stedenparen detecteert de Chow-test in deze jaren belangrijke structuurbreken in de marktprijsverhoudingen. Vooral in de roerige periode na de machtsovername (1794-1798) en het begin van het Napoleontische Bewind (1801-1804) functioneerden de stedelijke graanmarkten weinig afhankelijk van elkaar. Kennelijk bracht de wilde Franse veroveringspolitiek zware klappen toe aan het binnenlandse handelsverkeer. In tijden van mislukte of tegenvallende oogsten (1740, 1766, 1779) volgden de graanprijzen op de verschillende markten eveneens een eigenzinnige koers. De prijzen van broodgraan schoten toen op alle markten omhoog, weliswaar niet in dezelfde mate.

Blijkens de roggeprijzen bestond er een intense wisselwerking tussen de markten op de as Leuven-Brussel-Gent. Hetzelfde geldt voor de markten op de as Antwerpen-Gent. Uit het feit dat de prijsverhoudingen maar in drie jaren (1738, 1780, 1803) compleet uit evenwicht geraakten, leiden wij af dat de genoemde markten sterk met elkaar in contact stonden. Het zou van weinig historisch inzicht getuigen om de marktintegratie in dit economische centrumgebied af te schilderen als een zuiver achttiende- en negentiende-eeuws fenomeen. Verschillende studies bekrachtigen dat deze ontwikkeling zich al in de late Middeleeuwen manifesteerde. Zo voerde van der Wee in zijn befaamde *The growth of the Antwerp market* aan dat grote delen van Vlaanderen en Brabant reeds in de tweede helft van de vijftiende eeuw een homogeen marktgebied vormden (Van der Wee, 1963, vol. 1, 22-24).

Vanuit geografisch oogpunt was de prijsdivergentie het grootste in de meer afgelegen steden zonder degelijke toegangswegen, zoals Turnhout. Dat deze stad in de uithoek van de Antwerpse Kempen maar zwak georiënteerd was op de andere markten vertaalt zich in het feit dat de graanprijzen er zelfs in normale jaren een heterogeen verloop kenden (zoals in 1723, 1725, 1756, 1765, 1774 en 1786). Ondanks haar geïsoleerde positie zouden de betrekkingen tussen de markt van Turnhout en de andere Brabantse markten in de loop van de achttiende en negentiende eeuw aanzienlijk verbeteren. Waar de relatieve afwijkingen tussen de roggeprijzen van Antwerpen, Brussel en Leuven jaarlijks met gemiddeld 0,0006 tot 0,0016 stuivers per liter verminderten, verbeterden de prijsverhoudingen met Turnhout met maar liefst 0,0020 tot 0,0025 stuivers per liter!

Hoogst opmerkelijk is dat de Naamse markt zeer goed interageerde met de overige stedelijke centra. Volgens onze analyse werd de relatie tussen de graanmarkt van Namen, Antwerpen, Brussel en Leuven enkel op het einde van het Ancien Régime tijdelijk verstoord (1794, 1796-1798). Een mogelijke verklaring voor deze grote prijsconvergentie was dat de streek ten noorden van Namen een vruchtbaar gebied vormde, dat mee instond voor de bevoorrading van steden als Leuven en Brussel. Vermoedelijk groeide de Naamse markt in de loop van de achttiende eeuw uit tot een draaischijf in de graanhandel tussen de dicht bevolkte en sterk geurbaniseerde westelijke provincies (Brabant, Oost-, West-Vlaanderen en Henegouwen) en de dun bevolkte en zwak verstedelijkte zuidelijke provincies (Namen en Luxemburg).

5. STEENWEGEN: ONMISBARE SCHAKELS IN HET MARKTINTEGRATIEPROCES

Onze tijdreeksanalyse beaamt dat de integratie van de regionale landbouwmarkten in de loop van de achttiende en eerste helft van de negentiende eeuw toenam. Nu rijst de vraag in welke mate de groei van het transportnet daarvoor verantwoordelijk was. Wij trachten deze vraag te beantwoorden door het schatten van een paneldata model.

Wij spreken van paneldata als wij beschikken over cross-sectie data die gevolgd worden over de tijd. Paneldata combineren in feite verschillende secties en dit voor telkens eenzelfde tijdsperiode per sectie. In ons onderzoek zijn deze secties de verschillende stedenparen. De beschouwde tijdshorizon beslaat de periode 1700-1850. Het voordeel van een paneldata model is dat zij toelaat om algemene conclusies te trekken over de verschillende stedenparen heen, terwijl de tijdreeksanalyse uitsluitend informatie geeft per stedenpaar.

Een paneldata model kan op uiteenlopende wijzen worden geschat (Greene, 1993, 612-664). Een algemene formulering van het vaste effectenmodel (*fixed effects*) veronderstelt dat verschillen doorheen de secties kunnen gevat worden in een constante term. In ons geval willen wij deze verschillen doorheen de secties gaan verklaren aan de hand van bepaalde variabelen. De constante wordt met andere woorden gelijk gehouden voor de verschillende stedenparen. Door deze methode biedt de kleinste kwadratenschatter consistente en onvertekende schattingen op van zowel de α als de β 's. In wat volgt, zullen wij daarom een vergelijking schatten van de volgende vorm:

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta^1 X^1_{i,t} + \beta^2 X^2_{i,t} + \beta^3 X^3_{i,t} + \dots + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

waarbij: i = alle mogelijke stedenparen
 $Y_{i,t}$ = relatieve prijsverschillen van alle stedenparen

In ons geval zijn de relatieve prijsverschillen van alle mogelijke stedenparen de afhankelijke variabelen. In wezen zijn de afhankelijke variabelen dus dezelfde als bij de tijdreeksanalyse. Toch, in tegenstelling tot deze laatste analyse worden de prijsverschillen nu gezamenlijk genomen. Als onafhankelijke grootheden selecteren wij een aantal variabelen die betrekking hebben op de ligging en de bereikbaarheid van de onderzochte steden. Door deze variabelen in het model te implementeren, kunnen wij nagaan in hoeverre de relatieve graanprijverschillen bepaald worden door de afstand tussen de steden, de centraliteit van de steden of het al dan niet voorkomen van verharde landwegen.

Een eerste onafhankelijke variabele is de huidige *wegenafstand* tussen de betrokken steden in kilometers. Wij gaan er dus van uit dat de steenwegen, die de verschillende steden in de loop van de achttiende en eerste helft van de negentiende eeuw met elkaar verbonden, vrijwel hetzelfde traject volgden en dezelfde lengte hadden als de huidige wegen. De verwachting is dat de afstand direkt en lineair gerelateerd is aan de transportkosten.

Een tweede verklarende variabele houdt rekening met de *positie* van elke stad binnen het urbane netwerk. Concreet maken wij een onderscheid tussen centrum- en perifere steden. Tot de centrumsteden rekenen wij Antwerpen, Brussel, Leuven en Gent, omdat deze steden al bij het begin van de achttiende eeuw via landwegen met elkaar verbonden waren. De perifere steden (Brugge, Namen en Turnhout) vonden in een later stadium aansluiting op dit commerciële kerngebied. Zo kwam pas in de jaren 1750 een wegverbinding tot stand tussen Brugge en Gent. Deze weg liep langs Kortrijk. Hetzelfde geldt voor Namen en Leuven. Ofschoon de kasseiweg tussen Namen en Brussel dateerde van 1725 werd de Naamse markt maar echt ontsloten met de aanleg van de Leuvense steenweg (1753-1754). Turnhout bleef gedurende lange tijd een moeilijk bereikbare stad. Het duurde tot 1819 alvorens de steenweg tussen Turnhout en Antwerpen in gebruik werd genomen (Vanhaute, 1992, 35). Wij gaan uit van de veronderstelling dat de perifere markten niet deelnamen aan de interstedelijke handel in landbouwproducten tot het moment dat een verharde landweg zorgde voor een vlotte verbinding met de centrale markten. Vertaald naar ons model betekent dit dat de stedenparen waarbij tenminste één stad tot de periferie behoort, dummywaarde 1 krijgen. De paren waarbij beide steden tot het centrum behoren, krijgen dummywaarde 0.

Een derde onafhankelijke betreft het tijdstip waarop een *steenweg* tussen de steden werd voltooid. Wanneer de markten niet met een landweg in onderling contact staan, geven wij aan de stedenparen dummywaarde 0. De dummywaarde wordt 1 vanaf het ogenblik dat de markten via steenwegen bereikbaar zijn.

Naast de drie genoemde variabelen bevat het model nog een tijdstrendvariabele en constante term (α). De tijdstrend neemt moeilijk meetbare effecten op, waaronder wijzigingen in het tolsysteem of technische verbeteringen van de vervoersmiddelen. De constante term tenslotte meet de gemeenschappelijke

vaste transportkosten. De te schatten regressievergelijking is dus als volgt opgebouwd:

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta_1 \text{Trend}_{i,t} + \beta_2 \text{Afstand}_{i,t} + \beta_3 \text{Centrum-Periferie}_{i,t} + \beta_4 \text{Steenweg}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

Wij voeren telkens twee regressies uit. In de eerste regressie nemen wij de variabele steenweg niet op. In de tweede regressie daarentegen nemen wij deze variabele wel in ogenschouw. De regressies geven volgende resultaten (tabel 6):

TABEL 6: PANEL-DATA REGRESSIE OP RELATIEVE VERSCHILLEN TUSSEN DE GRAANPRIJZEN VAN ALLE STEDENPAREN (1700-1850)				
Gewas Variabele	regressie zonder steenweg	t-waarde	regressie met steenweg	t-waarde
1. Rogge				
Constante (α)	0,1541	15,25 **	0,2203	16,08 **
Tijdstrend	-0,0010	-16,26 **	-0,0008	-11,62 **
Afstand (km)	0,0003	1,75	0,0003	1,78
Centrum-Periferie	0,0671	10,31 **	0,0017	0,14
Steenweg			-0,0830	-7,03 **
R ²	0,22		0,25	
Durbin-Watson	1,72		1,78	
2. Tarwe				
Constante (α)	0,1294	16,25 **	0,1450	14,31**
Tijdstrend	-0,0009	-14,20 **	-0,0008	-9,48**
Afstand (km)	0,0004	4,48 **	0,0004	3,86 **
Centrum-Periferie	0,0149	1,92	0,0108	1,36
Steenweg			-0,0229	-2,68**
R ²	0,15		0,15	
Durbin-Watson	1,75		1,76	
* significant bij betrouwbaarheid van 95% (kritische waarde: 1,96)				
** significant bij betrouwbaarheid van 99% (kritische waarde: 2,58)				

De resultaten van het paneldata model werpen een nieuw licht op de bijdrage die de steenwegen leverden tot de integratie van de regionale landbouwmarkten. Enerzijds blijkt dat de relatieve graanprijverschillen maar in beperkte mate worden verklaard door de afstand tussen de steden. Naarmate de wegenafstand tussen de steden met 1 km toeneemt, stijgt het relatieve prijsverschil met gemiddeld 0,0003 stuivers per liter rogge en 0,0004 stuivers per liter tarwe. Interpretatief mogen wij aan de factor afstand niet te veel belang hechten. Zo is de variabele enkel significant voor tarwe. Bovendien nemen de transactiekosten bij een vergroting van de afstand maar op zeer bescheiden schaal toe. Klaarblijkelijk had het transport in de achttiende en eerste helft van de negentiende eeuw een zeer hoge vaste kost (hoge waarde van de constante) en slechts een kleine variabele kost.

Anderzijds zien wij dat in de eerste regressie, of de regressie *zonder* steenwegvariabele, de waarden van de variabele 'centrum-periferie' zeer hoog ligt. In de paren met minstens één perifere stad is het relatieve prijsverschil gemiddeld 0,0671 stuiver per liter rogge en 0,0149 stuiver per liter tarwe groter dan in de paren met uitsluitend centrumsteden. De bekomen waarden zijn weliswaar alleen betrouwbaar voor rogge. Zodra wij de steenwegvariabele in de vergelijking invoeren, neemt de waarde van de variabele 'centrum-periferie' sterk af. Het effect van de perifere ligging van de markt valt haast volledig weg op het moment dat een steenweg zulke markt openbreekt. Of, zodra de perifere steden door een steenweg met de centrumsteden verbonden worden, kennen de marktprijzen van beiden een snelle convergentie. In het geval van rogge groeien de prijzen van de kern- en randsteden na de aanleg van een steenweg met gemiddeld 0,0830 stuiver per liter naar elkaar toe. In het geval van tarwe is dit minder (0,0229). Door de aanleg van nieuwe verkeersassen werden de perifere markten steeds meer opgenomen in de florissante handelsruimte die zich reeds tussen de belangrijkste Vlaamse en Brabantse centra had gevormd.

Dat de uitbouw van het landwegennet in de achttiende en negentiende eeuw vooral de integratie van de perifere markten versterkte, komt het meeste tot uitdrukking in het voorbeeld van de roggeprijzen. In dit voorbeeld stonden vier van de vijf steden (Antwerpen, Brussel, Leuven en Gent) reeds vanaf het begin van de achttiende eeuw via steenwegen met elkaar in contact. Slechts één stad, met name Turnhout, bleef tot het derde decennium van de negentiende eeuw verstoken van degelijke toegangswegen. Om het effect van de aanleg van een steenweg op de ontsluiting van de Turnhoutse markt te meten, introduceren wij in de vergelijking een dummyvariabele die de waarde 1 aanneemt in het jaar dat Turnhout door een verharde landweg met de Antwerpse metropool werd verbonden (1819). Voor de overige steden bevat de regressie geen steenwegdummy. Alzo bekomen wij:

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta_1 \text{Trend}_{i,t} + \beta_2 \text{Afstand}_{i,t} + \beta_3 \text{Centrum-Periferie}_{i,t} + \beta_4 \text{DT}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (15)$$

waarbij: DT = dummy voor de steenweg Antwerpen-Turnhout.

Bovenstaande vergelijking geeft volgende uitkomsten (tabel 7).

TABEL 7: PANELDATA REGRESSIE OP RELATIEVE VERSCHILLEN TUSSEN DE ROGGEPRIJZEN VAN ALLE STEDENPAREN (1700-1850)		
Variabele	$Y_{i,t}$	t-waarde
Constante	0,1381	12,32 **
Tijdstrend	-0,0009	-9,56 **
Afstand (km)	0,0003	1,62
Centrum-Periferie	0,0855	11,82 **
DT		
Antwerpen-Turnhout	-0,0773	-3,65 **
Brussel-Turnhout	-0,0735	-3,54 **
Gent-Turnhout	-0,0956	-4,56 **
Leuven-Turnhout	-0,0750	-3,63 **
Antwerpen-Brussel	-0,0019	-0,09
Antwerpen-Gent	0,0130	0,63
Antwerpen-Leuven	-0,0031	-0,15
Brussel-Gent	0,0172	0,84
Brussel-Leuven	0,0026	0,12
Leuven-Gent	0,0144	0,69
R ²	0,25	
Durbin-Watson	1,78	
* significant bij betrouwbaarheid van 95%(kritische waarde: 1,96)		
** significant bij betrouwbaarheid van 99%(kritische waarde: 2,58)		

Afgaande op tabel 8 kennen de relatieve prijsverschillen enkel een sterke en statistisch significante daling voor de stedenparen waarvan Turnhout deel uitmaakt. De bouw van de steenweg Antwerpen-Turnhout leidde tot een sterke afname van de relatieve verschillen tussen de graanprijzen van Turnhout en de andere steden in Vlaanderen en Brabant. De integratiebeweging was meer oost-west dan noord-zuid georiënteerd. Zo zouden de Turnhoutse graanprijzen na de voltooiing van de steenweg beter convergeren

met de prijzen van Antwerpen en Gent dan met de prijzen van Brussel en Leuven. Verminderde de prijsdiscrepantie met Antwerpen en Gent tussen 1819-1850 met 0,077-0,096 stuivers per liter (ten opzichte van de vorige periode), dan zwakte het prijsverschil met Brussel en Leuven af met 0,073-0,075 stuivers per liter.

De statistische analyse brengt ons tot volgend besluit. De grotere prijsconvergentie en sterkere wisselwerking tussen de regionale landbouwmarkten was toe te schrijven aan de uitbreiding en modernisering van het landwegennet. Ten gevolge van de expansie van het steenwegennet tijdens de achttiende en negentiende eeuw werden de perifere markten in het oosten en zuiden van het land steeds meer ingekapseld in het interstedelijke handelscircuit dat zich reeds sinds de Middeleeuwen in Vlaanderen en Brabant had ontwikkeld. Pas na 1850, toen het steenwegennet op aansturen van de overheid op meer planmatige wijze werd uitgebouwd en de geplaveide wegen beter op de spoorlijnen werden aangesloten, mondde deze integratiebeweging uit in de creatie van een homogene nationale markt (Van Der Hert, 1995, 41-47).

BESLUIT

Aan de hand van econometrische technieken, zoals de coïntegratietest en de analyse van structuurbreuken in tijdreeksen, ontleedden wij in dit artikel de integratie van de stedelijke graanmarkten in België tijdens de 18de en eerste helft van de 19de eeuw. Wij stelden vast dat de stedelijke markten in het gebied tussen Turhout, Namen en Brugge sterk interageerden. De broodgraanprijzen vertoonden er een langetermijnevenwicht, dit wil zeggen zij bewogen samen en in dezelfde richting. Bovendien nam het integratieproces in de beschouwde periode trendmatig toe. De prijzen liepen naar elkaar toe, wat erop wijst dat de markten afhankelijker van elkaar opereerden. De tendens tot prijsconvergentie werd wel grondig verstoord tijdens het Franse Tijdvak (1794-1815).

De grotere prijsconvergentie en sterkere interactie tussen de stedelijke markten was toe te schrijven aan de uitbreiding en modernisering van het landwegennet. Een paneldata model toont aan dat door de aanleg van nieuwe steenwegen de perifere steden (Namen en Turnhout) meer en meer in het interregionale marktverkeer werden opgenomen. De perifere markten in het oosten en zuiden van het land werden geleidelijk ingekapseld in het interstedelijke handelscircuit dat zich reeds sinds de Middeleeuwen in Vlaanderen en Brabant had ontwikkeld. Het zou duren tot de tweede helft van de negentiende eeuw alvorens deze integratiebeweging resulteerde in de creatie van een homogene nationale markt.

APPENDIX 1: REGRESSIE MET ÉÉN CONSTATE EN ÉÉN TIJDSTREND
OVER DE GEHELE PERIODE

$$\text{vergelijking: } \frac{|X_t - Y_t|}{\left[\frac{(X_t + Y_t)}{2} \right]} = \alpha + \beta_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

a) roggeprijsen

markt	periode	α	t-waarde	β	t-waarde
Antwerpen-Turnhout	1700-1850	0,2571	11,51 **	-0,0013	-5,39 **
Antwerpen-Brussel	1700-1850	0,1160	11,44 **	-0,0005	-4,55 **
Antwerpen-Leuven	1700-1850	0,1785	11,70 **	-0,0017	-5,89 **
Antwerpen-Gent	1700-1850	0,1246	10,69 **	-0,0007	-5,28 **
Brussel-Turnhout	1700-1850	0,3041	12,78 **	-0,0015	-5,64 **
Brussel-Leuven	1700-1850	0,1855	14,13 **	-0,0011	-7,30 **
Brussel-Gent	1700-1850	0,1082	9,02 **	-0,0004	-2,91 **
Leuven-Turnhout	1700-1850	0,2326	11,05 **	-0,0010	-4,30 **
Leuven-Gent	1700-1850	0,1945	13,69 **	-0,0011	-6,94 **
Gent-Turnhout	1700-1850	0,2733	11,99 **	-0,0015	-5,92 **

b) tarweprijzen

markten	periode	α	t-waarde	β	t-waarde
Antwerpen-Brussel	1700-1850	0,1249	9,72 **	-0,0007	-4,58 **
Antwerpen-Leuven	1700-1850	0,1416	11,52 **	-0,0007	-5,22 **
Antwerpen-Brugge	1700-1850	0,2065	10,46 **	-0,0011	-4,66 **
Antwerpen-Namen	1700-1850	0,1568	10,28 **	-0,0008	-4,52 **
Brussel-Leuven	1700-1850	0,1343	10,17 **	-0,0007	-4,57 **
Brussel-Brugge	1700-1850	0,2235	10,10 **	-0,0011	-4,44 **
Brussel-Namen	1700-1850	0,1293	10,19 **	-0,0006	-3,98 **
Leuven-Brugge	1700-1850	0,1801	11,07 **	-0,0009	-4,65 **
Leuven-Namen	1700-1850	0,1810	10,80 **	-0,0009	-4,61 **
Brugge-Namen	1700-1850	0,2604	10,71 **	-0,0014	-5,10 **

* significant bij betrouwbaarheid van 95% (kritische waarde: 1,96)

** significant bij betrouwbaarheid van 99% (kritische waarde: 2,58)

APPENDIX 2: REGRESSIE MET CONSTATE TIJDSTREND
PER DEELPERIODE

$$\text{vergelijking: } \frac{|X_t - Y_t|}{\left[\frac{(X_t + Y_t)}{2} \right]} = \alpha + \beta_t + \alpha_1 D_1 + \dots \alpha_x D_x + \varepsilon_t \quad (7)$$

a) roggeprijzen

markt	periode	α	t-waarde	β	t-waarde
Antwerpen-Turnhout	1700-1723	0,2207	9,95 **	-0,0025	-3,26 **
	1723-1725	0,4596	6,40 **		
	1725-1734	-0,4562	-6,04 **		
	1734-1735	0,3637	3,58 **		
	1735-1756	-0,2764	-2,79 **		
	1756-1757	0,3816	3,85 **		
	1757-1765	-0,4299	-4,20 **		
	1765-1774	0,0880	1,86		
	1774-1775	0,3916	3,85 **		
	1775-1780	-0,4542	-4,30 **		
	1780-1781	0,4671	4,42 **		
	1781-1795	-0,3631	-3,63 **		
	1795-1797	0,4481	6,12 **		
	1797-1850	-0,4605	-6,33 **		
Antwerpen-Brussel	1700-1794	0,1163	10,55 **	-0,0006	-2,94 **
	1794-1795	0,2607	4,62 **		
	1795-1803	-0,2588	-4,41 **		
	1803-1804	0,2480	4,22 **		
	1804-1850	-0,2483	-4,42 **		
Antwerpen-Leuven	1700-1780	0,1946	10,72 **	-0,0016	-4,22 **
	1780-1803	0,0490	1,73		
	1803-1804	0,4098	4,62 **		
	1804-1850	-0,4040	-4,59 **		
Antwerpen-Gent	1700-1803	0,1413	10,84 **	-0,0011	-5,33 **
	1803-1804	0,2535	3,67 **		
	1804-1850	-0,2043	-2,97 **		
Brussel-Turnhout	1700-1756	0,3010	11,82 **	-0,0020	-2,83 **
	1756-1757	0,5207	4,32 **		
	1757-1765	-0,5750	-4,60 **		
	1765-1767	0,3476	3,73 **		
	1767-1774	-0,3183	-3,37 **		
	1774-1775	0,5205	4,13 **		
	1775-1780	-0,4769	-3,70 **		
	1780-1795	0,0837	1,37		
	1795-1797	0,4151	4,67 **		
	1797-1850	-0,4787	-5,50 **		

markt	periode	α	t-waarde	β	t-waarde
Brussel-Leuven	1700-1780	0,2002	13,44 **	-0,0016	-5,46 **
	1780-1850	0,0522	2,02 *		
Brussel-Gent	1700-1850	0,1082	9,02 **	-0,0004	-2,91 **
Leuven-Turnhout	1700-1731	0,2023	9,05 **	-0,0020	-2,67 **
	1731-1732	0,3782	3,54 **		
	1732-1738	-0,2712	-2,40 *		
	1738-1742	0,2049	3,03 **		
	1742-1766	-0,2509	-4,37 **		
	1766-1795	0,0632	1,80		
	1795-1797	0,4817	6,23 **		
	1797-1850	-0,4680	-5,99 **		
Leuven-Gent	1700-1738	0,1983	13,31 **	-0,0010	-3,93 **
	1738-1850	-0,0212	-0,86		
Gent-Turnhout	1700-1795	0,2576	10,19 **	-0,0012	-2,69 **
	1795-1797	0,4198	4,40 **		
	1797-1850	-0,4635	-4,91 **		

b) tarweprijzen

markt	periode	α	t-waarde	β	t-waarde
Antwerpen-Brussel	1700-1766	0,1538	13,52 **	-0,0019	-6,88 **
	1766-1767	0,3668	6,58 **		
	1767-1795	-0,3066	-5,50 **		
	1795-1796	0,5902	10,60 **		
	1796-1850	-0,5255	-9,45 **		
Antwerpen-Leuven	1700-1795	0,1501	11,65 **	-0,0010	-4,57 **
	1795-1798	0,2850	7,16 **		
	1798-1803	-0,2535	-5,33 **		
	1803-1850	-0,0035	-0,11		
Antwerpen-Brugge	1700-1741	0,2261	10,27 **	-0,0022	-3,44 **
	1741-1796	0,0450	1,18		
	1796-1797	0,5458	4,73 **		
	1797-1850	-0,4682	-4,06 **		
Antwerpen-Namen	1700-1794	0,1739	11,75 **	-0,0014	-5,16 **
	1794-1796	0,4892	8,76 **		
	1796-1850	-0,4339	-7,85 **		
	1700-1729	0,1256	9,53 **	-0,0014	-3,15 **
Brussel-Leuven	1729-1766	0,0503	2,39 *		
	1766-1767	0,2720	4,33 **		
	1767-1790	-0,2812	-4,46 **		
	1790-1795	0,0586	1,89		
Brussel-Brugge	1795-1798	0,3003	6,68 **	-0,0022	-3,29 **
	1798-1850	-0,3163	-8,22 **		
	1700-1741	0,2391	10,16 **		
	1741-1795	0,0480	1,18		
	1795-1797	0,5723	6,45 **		
	1797-1850	-0,5029	-5,67 **		

markt	periode	α	t-waarde	β	t-waarde
Brussel-Namen	1700-1794	0,1469	10,69 **	-0,0011	-4,53 **
	1794-1795	0,3872	5,36 **		
	1795-1850	-0,3325	-4,63 **		
Leuven-Brugge	1700-1733	0,2193	11,57 **	-0,0025	-4,64 **
	1733-1741	-0,0021	-0,05		
	1741-1795	0,0483	1,22		
	1795-1850	0,1362	3,91 **		
Leuven-Namen	1700-1794	0,1910	11,08 **	-0,0013	-4,19 **
	1794-1798	0,3442	7,26 **		
	1798-1850	-0,3098	6,66 **		
Brugge-Namen	1700-1741	0,2779	10,65 **	-0,0025	-3,16 **
	1741-1794	0,0352	0,77		
	1794-1797	0,0549	6,81 **		
	1797-1801	-0,5253	-5,26 **		
	1801-1850	0,0487	0,68		

* significant bij betrouwbaarheid van 95%(kritische waarde: 1,96)

** significant bij betrouwbaarheid van 99%(kritische waarde: 2,58)

APPENDIX 3: REGRESSIE MET SPECIFIEKE TIJDSTREND
PER DEELPERIODE

$$\text{verg: } \frac{|X_t - Y_t|}{\left[\frac{(X_t + Y_t)}{2} \right]} = \alpha_0 + \alpha_1 D_1 + \beta_1 t D_1 + \alpha_2 D_2 + \beta_2 t D_2 + \dots + \alpha_x D_x + \beta_x t D_x + \varepsilon_t \quad (8)$$

a) roggeprijzen

markt	periode	α	t-waarde	β	t-waarde
Antwerpen-Turnhout	1700-1723	0,2829	6,37 **	-0,0077	-2,39 *
	1723-1733	1,6396	5,00 **	-0,0595	-5,25 **
	1733-1735	-6,8311	-1,36	0,2013	1,38
	1735-1742	-2,1037	-2,76 **	0,0542	2,78 **
	1742-1747	-3,1061	-2,12 *	0,0674	2,07 *
	1747-1756	-0,2675	-0,39	0,0018	0,14
	1756-1760	9,0518	3,36 **	-0,1563	-3,39 **
	1760-1774	0,4374	0,94	-0,0083	-1,22
	1774-1780	5,4424	2,85 **	-0,0717	-2,91 **
	1780-1786	5,6325	2,74 **	-0,0685	-2,78 **
	1786-1795	-0,1622	-0,13	0,0008	0,06
	1795-1802	10,5486	5,47 **	-0,1073	-5,51 **
	1802-1850	0,0876	0,62	-0,0024	-2,31 *
	1700-1794	0,1148	9,90 **	-0,0006	-2,60 **
Antwerpen-Brussel	1794-1797	15,2943	4,04 **	-0,1591	-4,04 **
	1797-1803	1,4472	1,08	-0,0149	-1,12
	1803-1805	31,2134	3,79 **	-0,2983	-3,78 **
	1805-1850	0,0565	0,70	-0,0010	-1,60
Antwerpen-Leuven	1700-1780	0,2010	9,58 **	-0,0018	-3,90 **
	1780-1803	0,2679	0,99	-0,0040	-1,38
	1803-1850	0,0632	0,50	-0,0016	-1,70
Antwerpen-Gent	1700-1803	0,1495	10,87 **	-0,0013	-5,68 **
	1803-1850	-0,0882	-0,94	-0,0001	-0,14
Brussel-Turnhout	1700-1756	0,2964	7,77 **	-0,0018	-1,57
	1756-1765	1,8568	1,67	-0,0322	-1,77
	1765-1774	2,1208	1,66	-0,0316	-1,74
	1774-1780	5,8773	2,25 *	-0,0765	-2,27 *
	1780-1795	-0,0383	0,05	-0,0003	-0,04
Brussel-Leuven	1795-1850	0,3093	2,06 *	-0,0040	-3,44 *
	1700-1780	0,1968	10,94 **	-0,0015	-3,96 **
	1780-1850	0,0694	1,21	-0,0017	-3,75 **
Brussel-Gent	1700-1850	0,1082	9,02 **	-0,0004	-2,91 **
Leuven-Gent	1700-1738	0,2613	9,43 **	-0,0042	-3,39 **
	1738-1741	5,9974	2,53 *	-0,1521	-2,57 *
	1741-1850	-0,1036	-2,75 **	-0,0008	-3,08 **

markt	periode	α	t-waarde	β	t-waarde
Leuven-Turnhout	1700-1731	0,1761	4,40 **	-0,0004	-0,18
	1731-1733	15,0339	3,00 **	-0,4592	-2,98 **
	1733-1738	2,1699	1,75	-0,0576	-1,67
	1738-1756	0,8393	3,50 **	-0,0169	-3,42 **
	1756-1795	0,0419	0,33	-0,0007	-0,48
	1895-1802	10,7274	5,26 **	-0,1079	-5,24 **
Gent-Turnhout	1802-1850	0,3738	2,56 *	-0,0036	-3,30 **
	1700-1795	0,2527	8,81 **	-0,0011	-2,12 *
	1795-1850	0,2509	1,72	-0,0034	-2,98 **

b) tarweprijzen

markt	periode	α	t-waarde	β	t-waarde
Antwerpen-Brussel	1700-1766	0,1601	11,79 **	-0,0021	-5,88 **
	1766-1768	26,1595	5,02 **	-0,3869	-5,01 **
	1768-1795	0,0093	0,08	-0,0013	-0,97 *
	1795-1797	57,5614	7,73 **	-0,5948	-7,71 **
	1797-1850	0,1141	1,86	-0,0018	-3,86 **
Antwerpen-Leuven	1700-1795	0,1478	11,01 **	-0,0010	-4,12 **
	1795-1798	-5,4866	-1,23	0,0585	1,27
	1798-1850	0,0703	0,94	-0,0014	-2,34 *
Antwerpen-Brugge	1700-1741	0,2930	7,80 **	-0,0053	-3,43 **
	1741-1796	-0,0208	-0,26	-0,0022	-2,16 *
	1796-1850	0,0114	0,09	-0,0017	-1,72
Antwerpen-Namen	1700-1794	0,1765	11,29 **	-0,0014	-4,96 **
	1794-1796	-23,2765	-2,29*	0,2475	2,33 *
	1796-1850	0,0202	0,25	-0,0011	-1,72
Brussel-Leuven	1700-1729	0,1625	6,60 **	-0,0038	-2,68 **
	1729-1766	0,0657	1,20	-0,0025	-2,49 *
	1766-1795	-0,0677	-0,57	-0,0002	-0,17
	1795-1798	-8,0289	-1,81	0,0851	1,87
	1798-1850	-0,0205	-0,27	-0,0008	-1,45
Brussel-Brugge	1700-1741	0,2943	6,98 **	-0,0048	-2,77 **
	1741-1795	-0,0327	-0,36	-0,0018	-1,59
	1795-1850	0,2234	1,56	-0,0034	-3,08 **
Brussel-Namen	1700-1794	0,1382	9,36 **	-0,0009	-3,43 **
	1794-1798	12,5236	4,08 **	-0,1300	-4,09 **
	1798-1850	0,2601	3,19 **	-0,0026	-4,15 **
Leuven-Brugge	1700-1733	0,3149	9,65 **	-0,0081	-4,86 **
	1733-1741	0,9074	1,70	-0,0293	-2,07 *
	1741-1795	-0,1861	-2,86 **	-0,0004	-0,52
	1795-1880	0,0632	0,63	-0,0023	-3,08 **
Leuven-Namen	1700-1794	0,1835	10,01 **	-0,0011	-3,39 **
	1794-1798	-2,1811	-0,57	0,0250	0,63
	1798-1850	0,1538	1,52	-0,0022	-2,76 **
Brugge-Namen	1700-1741	0,3286	7,73 **	-0,0049	-2,76 **
	1741-1794	-0,0567	-0,60	-0,0018	-1,54

markt	periode	α	t-waarde	β	t-waarde
	1794-1801	11,3244	4,57 **	-0,1156	-4,58 **
	1801-1850	-0,0206	-0,12	-0,0018	-1,40

* significant bij betrouwbaarheid van 95% (kritische waarde: 1,96)

** significant bij betrouwbaarheid van 99% (kritische waarde: 2,58)

BIBLIOGRAFIE

BANERJEE, A., DOLADO, J.J., GALBRAITH, J.W. en HENDRY, D.F., *Co-integration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data*, Oxford, 1993.

BARRETT, C.B., Market analysis methods: are our enriched toolkits well suited to enlivened markets?, in: *American Journal of Agricultural Economics*, 78 (1996), pp. 825-829.

BLONDE, B., *Een economie met verschillende snelheden. Ongelijkheden in de opbouw en de ontwikkeling van het Brabantse stedelijke netwerk (ca. 1750-ca. 1790)*, doctoraal proefschrift, Departement Geschiedenis KU Leuven, Leuven, 1995.

BLONDE, B., Steenwegen, transportkosten, tijdsbesef, economische ontwikkeling en verkeercongestie in de eeuw van de Verlichting. Het voorbeeld van de Brabantse steenwegen, in: *Tijdschrift voor Ecologische Geschiedenis*, 2 (1997), pp. 18-26.

BUYST, E., DERCON, S. en VAN CAMPENHOUT, B., Market integration in the Southern Low Countries in the second half of the 18th century, in: NUNEZ, C.E. ed., *Integration of commodity markets in history* (Twelfth International Economic History Congress, Madrid 1998, Session B4), Sevilla, 1998, pp. 31-42.

CHEVET, J.M., Production et productivité: un modèle de développement économique des campagnes de la région parisienne aux XVIIIe et XIXe siècles, in: *Histoire et Mesure*, 9 (1994), pp. 101-145.

CHEVET, J.M. en SAINT-AMOUR, P., L'intégration des marchés du blé en France aux XVIIIe et XIXe siècles, in: *Cahiers d'Economie et Sociologie Rurales*, 22 (1992), pp. 152-175.

CHOW, G.C., Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions, in: *Econometrica*, 28 (1960), pp. 591-605.

CRAEYBECKX, J., De prijzen van graan en van brood te Brussel (1501-1795), in: VERLINDEN, C. e.a. eds., *Dokumenten voor de geschiedenis van prijzen en lonen in Vlaanderen en Brabant (XVe-XVIIIe eeuw)*, vol. 1, Brugge, 1959, pp. 481-503.

CRAEYBECKX, J., De prijzen van graan en van brood te Antwerpen (1608-1817), in: VERLINDEN, C. e.a. eds., *Dokumenten voor de geschiedenis van prijzen en lonen in Vlaanderen en Brabant (XVe-XVIIIe eeuw)*, vol. 1, Brugge, 1959, pp. 504-522.

DAELEMANS, F. en COENEN, H., Graanprijzen te Leuven (1579-1794) aan de hand van de spijkerboeken, in: CRAEYBECKX, J. ed., *Bijdragen tot de geschiedenis van Vlaanderen en Brabant. Sociaal en economisch*, vol. 1, Brussel, 1983, pp. 86-146.

DEJONGH, G., New estimates of land productivity in Belgium, 1750-1850, in: *Agricultural History Review*, 47 (1999), pp. 7-28.

DEJONGH, G., *Tussen immobiliteit en revolutie. De economische ontwikkeling van de Belgische landbouw in een periode van transitie (1750-1850)*, doctoraal proefschrift, Departement Geschiedenis KU Leuven, Leuven, 1999.

DEPREZ, P., Graanprijzen te Gent en te Deinze (1555-1795), in: VERLINDEN, C. e.a. eds., *Dokumenten voor de geschiedenis van prijzen en lonen in Vlaanderen en Brabant (XVe-XVIIIe eeuw)*, vol. 1, Brugge, 1959, pp. 62-66.

DERCON, S., On market integration and liberalisation: method and application to Ethiopia, in: *Journal of Development Studies*, 32 (1995), pp. 112-143.

DICKEY, D.A. en FULLER, W.A., Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, in: *Journal of the American Statistical Association*, 74 (1979), pp. 427-431.

DICKEY, D.A. en FULLER, W.A., Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root, in: *Econometrica*, 49 (1981), pp. 1057-1072.

EVERAERT, J., Handel in de Zuidelijke Nederlanden 1650-1795, in: BLOK, D.P. e.a. eds., *Algemene Geschiedenis der Nederlanden*, vol. 8, Haarlem, 1979, pp. 185-202.

GENICOT, L., Etudes sur la construction des routes en Belgique, in: *Bulletin de l'Institut de Recherches Economiques et Sociales*, 10 (1939), pp. 421-451 en 12 (1946), pp. 495-559.

GENICOT, L., Le prix du froment à Namur de 1773 à 1840, in: *Annales de la Société Archéologique de Namur*, 40 (1940), pp. 239-274.

GENICOT, L., *Histoire des routes belges depuis 1704*, Bruxelles, 1948.

GIBSON, A.J.S. en SMOUT, T.S., Regional prices and market regions: the evolution of early Scottish grain markets, in: *Economic History Review*, 48 (1995), pp. 258-282.

GOODWIN, B. en SCHROEDER, T., Cointegration tests and spatial price linkages in regional cattle markets, in: *American Journal of Agricultural Economics*, 73 (1991), pp. 452-464.

GOOSSENS, M., *The economic development of Belgian agriculture 1812-1846. A regional perspective* (Koninklijke Academie voor Wetenschappen, Letteren en Schone Kunsten van België. Studies in Belgian Economic History, 2), Brussel, 1992.

GRANGER, C.W.J. en NEWBOLD, P., Spurious regressions in econometrics, in: *Journal of Econometrics*, 2 (1974), pp. 111-120.

GREENE, W.H., *Econometric analysis*, New Jersey, 1993.

HELIN, E., Prix des céréales à Luxembourg XVIIe-XVIIIe siècles, in: RUWET, J., LADRIER, F., HELIN, E. en VAN BUYTEN, L., *Marché des céréales à Ruremonde, Luxembourg, Namur et Diest aux XVIIe et XVIIIe siècles* (Université de Louvain. Recueil de Travaux d'Histoire et de Philologie, 4e série, fascicule 33), Louvain, 1966, pp. 187-280.

HOLDEN, D. en PERMAN, R., Unit roots and cointegration for the economist, in: RAO, B.B. ed., *Cointegration for the applied economist*, New York, 1994, pp. 47-112.

KUNST, R. en NEUSSER, K., Cointegration in a macroeconomic system, in: *Journal of Applied Econometrics*, 5 (1990), pp. 351-365.

LADRIER, F., Prix des céréales à Namur XVIIe-XVIIIe siècles, in: RUWET, J., LADRIER, F., HELIN, E. en VAN BUYTEN, L., *Marché des céréales à Ruremonde, Luxembourg, Namur et Diest aux XVIIe et XVIIIe siècles* (Université de Louvain. Recueil de travaux d'histoire et de philologie, 4e série, fascicule 33), Louvain, 1966, pp. 283-341.

MORICEAU, J.M., Au rendez-vous de la "Révolution Agricole" dans la France au XVIIIe siècle. A propos des régions de grande culture, in: *Annales. Histoire. Sciences Sociales*, 49 (1994), pp. 27-63.

OVERTON, M., *Agricultural Revolution in England. The transformation of the agrarian economy 1500-1850*, Cambridge, 1996.

PEETERS, M., Les prix et les rendements de l'agriculture belge de 1791 à 1935, in: *Bulletin de l'Institut de Recherches Economiques et Sociales*, 7 (1935-1936), pp. 343-363.

PERSSON, K.G., The seven lean years, elasticity traps, and intervention in grain markets

in pre-industrial Europe, in: *Economic History Review*, 49 (1996), pp. 692-714.

PLACQ, G., Le développement du réseau routier belge de 1830 à 1940, in: *Bulletin de l'Institut de Recherches Economiques et Sociales*, 17 (1951), pp. 425-469.

SCHOLLIERS, E., Antwerpse merkuriële van granen, brood, aardappelen, boter en vlees in de 19de eeuw, in: VERLINDEN, C. e.a. eds., *Dokumenten voor de geschiedenis van prijzen en lonen in Vlaanderen en Brabant (XVe-XVIIIe eeuw)*, vol. 2, Brugge, 1965, pp. 941-961.

SCHOLLIERS, E. en VANDENBROEKE, C., Structuren en conjuncturen in de Zuidelijke Nederlanden 1480-1800, in: BLOK, D.P. e.a. eds., *Algemene Geschiedenis der Nederlanden*, vol. 5, Haarlem, 1980, pp. 252-310.

SOLY, H., De dominantie van het handelskapitalisme: stad en platteland (XVIde-XVIIIde eeuw), in: WITTE, E. ed., *Geschiedenis van Vlaanderen van de oorsprong tot heden*, Brussel, 1983, pp. 105-180.

STEWART, J., *Econometrics*, New York, 1991.

THOMAS, R.L., *Modern econometrics. An introduction*, Harlow, 1997.

VANDENBROEKE, C., Brusselse merkuriële van granen, aardappelen, hooi, stro, boter, vlees, koolzaad, boskool en steenkool (1800-1912), in: VERLINDEN, C. e.a. eds., *Dokumenten voor de geschiedenis van prijzen en lonen in Vlaanderen en Brabant (XVe-XVIIIe eeuw)*, vol. 3, Brugge, 1972, pp. 289-347.

VANDENBROEKE, C. en VANDERPIJPEN, W., Gentse merkuriële van granen, brood, aardappelen, hooi, stro, boter, vlees, jenever, olie en oliehoudende zaden (1800-1914), in: VERLINDEN, C. e.a. eds., *Dokumenten voor de geschiedenis van prijzen en lonen in Vlaanderen en Brabant (XVe-XVIIIe eeuw)*, vol. 3, Brugge, 1972, pp. 95-188.

VAN DER HERTEN, B., De Industriële Revolutie gedragen door een transportrevolutie, in: VAN DER HERTEN, B., ORIS, M. en ROEGIERS, J. eds., *Nijver België. Het industriële landschap omstreeks 1850*, Antwerpen en Brussel, 1995, pp. 41-47.

VAN DER HERTEN, B. en HORLINGS, E., Transport in België, 1830-1990. Reconstructie van een databank, in: *Het Tijdschrift van het Gemeentekrediet*, 51 (1997), p. 5-21.

VAN DER WEE, H., *The growth of the Antwerp market and the European economy (fourteenth-sixteenth centuries)*, 3 vols., The Hague, 1963.

VANHAUTE, E., *De dynamiek en de ontmanteling van de rurale inkomens- en overlevingsstructuur. De Antwerpse Kempen tussen 1750 en 1810*, doctoraal proefschrift, Departement Geschiedenis UG, Gent, 1989.

VANHAUTE, E., *Heiboeren. Bevolking, arbeid en inkomen in de 19de eeuwse Kempen* (Belgisch Centrum voor Landelijke Geschiedenis. Publikatie 102), Brussel, 1992.

VERLINDEN, C. e.a. eds., *Dokumenten voor de geschiedenis van prijzen en lonen in Vlaanderen en Brabant (XVe-XVIIIe eeuw)*, 4 vols., Brugge, 1959-1973.

**Sous l'emprise du marché.
L'intégration des marchés agricoles en Belgique, 1700-1850**

GUY DEJONGH, BJÖRN VAN CAMPENHOUT, MICHEL CEUSTERS

RÉSUMÉ

Notre article se centre sur le développement du marché intérieur dans les Pays-Bas méridionaux et la Belgique au cours du XVIII^e siècle et dans la première moitié du XIX^e siècle. L'intégration des marchés régionaux y est particulièrement prise en compte. Nous analysons, dans ce contexte, les rapports entre les prix du blé dans les villes, ainsi que la relation entre le mouvement de ces prix et le développement du réseau de transport. À l'aide de diverses techniques économétriques (tels les tests de cointégration, les tests Chow et les panel data), nous tentons d'apporter une réponse neuve à la question suivante : depuis le régime autrichien, l'expansion du réseau de transport a-t-elle favorisé l'intégration du marché ?

Le concept d'"intégration du marché" peut être compris de deux manières. D'une part, il renvoie au processus par lequel le mouvement des prix de produits analogues, sur des marchés séparés dans l'espace, est le même à long terme. L'intégration du marché à long terme doit, en fait, être mise en rapport avec la diminution du coût de transaction. D'autre part, ce même concept indique que les marchés fonctionnent mieux, en ce sens que la transmission de l'information gagne en efficacité. L'intégration du marché à court terme signifie donc que les écarts de prix entre les marchés peuvent être mieux corrigés suite à l'intervention plus rapide de l'arbitrage. Dans notre article, nous mesurons l'intégration du marché à l'évolution des coûts de transaction. Le processus d'intégration du marché a été étudié dans quasi la moitié du territoire belge : des séries cohérentes de prix annuels du seigle et du froment ont été comparées sur cinq marchés occupant une situation centrale (Anvers, Bruges, Bruxelles, Gand et Louvain) et sur deux marchés périphériques (Namur et Turnhout).

Dans l'historiographie, la question de l'intégration du marché est souvent appréhendée à l'aide de coefficients de corrélations bivariées. Cette technique présente cependant une limite importante. Elle ne peut, en effet, s'appliquer que si les séries inférieures de chiffres ont un caractère stationnaire. Puisque maintes séries de prix – également celles que nous utilisons dans notre article – sont instables, il vaut mieux travailler avec les régressions de cointégration. Un test de cointégration montre que les marchés sont solidement intégrés à long terme. Les séries des prix du blé évoluent en parallèle et dans la même direction. Un test-Chow, c'est-à-dire un test qui détecte les fractures struc-

turelles dans les séries chronologiques, prouve que l'équilibre des prix a été fortement perturbé dans les années de mauvaises récoltes (1740, 1766, 1779) et d'occupation militaire (1794-1804). En général, l'écart des prix est le plus net dans les centres urbains plus isolés, comme Turnhout.

Quel a été l'impact du développement des voies de communication sur le processus d'intégration des marchés ? Depuis le milieu du XVIII^e siècle, les autorités se donnent beaucoup de peine pour améliorer le réseau routier. En 1750, la Belgique ne possède que 680 km de chaussées. Un siècle plus tard, ce chiffre s'élève à 6.200 km. L'expansion de l'infrastructure de transport encourage l'intégration et le développement du marché intérieur : elle diminue le coût de transaction et améliore les relations entre les villes et leur hinterland rural. L'intégration des marchés favorise indubitablement la spécialisation et la commercialisation de l'économie rurale. Dans un espace où le marché est fortement intégré, les ruraux disposent, en effet, d'opportunités plus nombreuses de produire pour le marché urbain que dans une économie faiblement intégrée. Un modèle de panel data révèle que l'aménagement de nouvelles routes a une répercussion importante sur l'intégration des marchés périphériques. Ceux-ci ont été englobés petit à petit dans le circuit interrégional du commerce qui se développait déjà en Flandre et dans le Brabant au bas Moyen Âge. Dans la seconde moitié du XIX^e siècle, le mouvement d'intégration conduit à la formation d'un marché national homogène. L'unification économique de la Belgique après 1850 est rendue possible par la suppression des droits d'octroi urbains (1860), par la forte expansion du réseau ferroviaire et par une meilleure intégration de l'infrastructure de transport et de communication.

Gripped by the market.
The integration of regional agricultural markets in Belgium. 1700-1850

GUY DEJONGH, BJÖRN VAN CAMPENHOUT, MICHEL CEUSTERS

SUMMARY

This article focuses on the development of the domestic market in the Southern Netherlands/Belgium during the eighteenth and the first half of the nineteenth centuries. In particular the integration of regional markets is studied by analysing the relationship between urban grain prices and by linking the price movement to the growth of the transport network. Using various econometric techniques (like cointegration tests, Chow-tests and panel data), a new answer is given to the question whether the expansion of the transport network since the Austrian Regime resulted in increased market integration.

Market integration can be understood in two ways. On the one hand it refers to a process whereby prices of similar commodities in spatially separated markets are moving together in the long term. Long-run market integration is closely related to the idea of decreasing transaction costs. On the other hand it can be interpreted as an improved functioning of markets, in the sense that more efficient transmission of information takes place. Short-run integration means that price differentials between markets are corrected faster by the increases in the speed of arbitrage. To test market integration we concentrate fully on the evolution of transaction costs. By comparing consistent series of mean annual rye and wheat prices of five central urban markets (Antwerp, Bruges, Brussels, Ghent, Leuven) and two peripheral markets (Namur and Turnhout) we studied the market interaction for half of the actual Belgian territory.

In historical literature it is common to analyse the problem of market integration by means of bivariate correlation coefficients. A crucial drawback of this technique is that it can only be applied if the underlying series are stationary. Since many price series – including those in the present article – are non-stationary it is more appropriate to estimate a cointegration regression. A cointegration test reveals that in the long run the markets were integrated. The grain price series were not drifting apart in different directions. A Chow-test, i.e. a test designed to detect structural breaks in time series, makes clear that the comovement of prices was heavily disturbed in years of bad harvests (1740, 1766, 1779) and military occupation (1794-1804). In general the price divergence was most outspoken in isolated urban centres, like Turnhout.

What was the impact of the expansion of the transport network on the process of market integration? Since the middle of the eighteenth century the central authorities made great efforts to improve the paved road system. In

1750 the Belgian territory counted only 680 km of paved road. A century later this figure has risen to 6.200 km. The extension of the transport infrastructure stimulated the integration and expansion of the domestic market by reducing the transaction costs and improving the trade relations between the towns and their rural hinterlands. It is beyond doubt that market integration stimulated the specialisation and commercialisation of the rural economy. In a strong interconnected market rural inhabitants have more opportunities to produce for the urban market than in a poorly integrated economy. A panel data model shows that the construction of new roads had a major effect on the integration of peripheral markets. These markets were gradually integrated in the interregional commercial network that had been developing in Flanders and Brabant since the late Middle Ages. In the second half of the nineteenth century the market integration lead to the creation of a homogeneous national market. The economic unification of Belgium after 1850 was made possible by the abolition of the indirect taxes on consumer goods or *octrois* (1860), the impressive expansion of the railroad network and the better integration of transport and communication infrastructure.