

De inflatiepersistentie in België

M. Collin⁽¹⁾

Inleiding

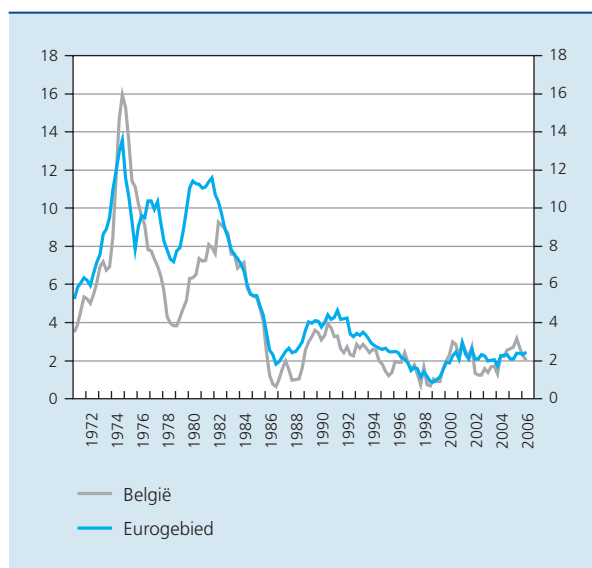
Dit artikel verdiept zich in de dynamiek van de inflatie in België, en in het bijzonder in haar persistentiegraad. In het algemeen refereert de inflatiepersistentie aan de snelheid waarmee de inflatie, na een schok, terugkeert naar haar evenwichtswaarde, die wordt bepaald door de inflatiedoelstelling die de monetaire autoriteiten nastreven. Daarnaast beoogt deze studie te bepalen of de inflatiedynamiek in de afgelopen dertig jaar belangrijke wijzigingen heeft ondergaan. Zo stelt dit artikel de Belgische resultaten voor die werden verkregen in het kader van het

Eurosystem Inflation Persistence Network (IPN). Binnen dit tijdelijke netwerk, dat was samengesteld uit onderzoekers van de nationale centrale banken (NCB's) uit het Eurosysteem, van de Europese Centrale Bank (ECB) en van de academische wereld, werden talrijke werkzaamheden verricht en gepubliceerd. Een algemene synthese van deze werkzaamheden wordt gegeven in een recente publicatie van de Bank⁽²⁾.

De rest van dit artikel is als volgt ingedeeld. Het eerste deel definieert de begrippen en het analytische kader. Het tweede deel licht de resultaten van de aan België gewijde studie toe. De resultaten voor België worden bovendien vergeleken met die voor het eurogebied. In een derde deel worden verscheidene factoren naar voren geschoven die aan de basis kunnen hebben gelegen van de structurele veranderingen in de inflatiedynamiek in België tijdens de afgelopen dertig jaar. Het laatste deel, ten slotte, bevat de conclusies.

GRAFIEK 1 INFLATIE IN BELGIË EN IN HET EUROGEBIED

(veranderingspercentages t.o.v. het overeenstemmende kwartaal van het voorgaande jaar)



Bronnen: ECB; FOD Economie, KMO, Middenstand en Energie; NBB.

1. Begrippen, definities en methodologische keuzes

De door het IPN gehanteerde definitie van persistentie refereert aan *de neiging van de inflatie om na een schok langzaam te convergeren naar haar lange-termijnwaarde*, die wordt bepaald door de – impliciete of expliciete – inflatiedoelstelling die de monetaire autoriteiten nastreven. Traditioneel wordt de inflatiepersistentie geanalyseerd aan de hand van een univariate vergelijking, in het econometrische jargon een « autoregressief » model genoemd,

(1) De auteur dankt L. Aucremanne voor zijn bijdrage aan dit artikel.

(2) Dhyne E. (2005), « Inflatiepersistentie en prijszetting in het eurogebied: resultaten van het Eurosystem Inflation Persistence Network », Economisch Tijdschrift van de Nationale Bank van België, 4e kwartaal.

die de inflatie beschrijft in termen van haar eigen vroegere waarden. Meer in concreto:

$$\pi_t = c + \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t-2} + \dots + \alpha_p \pi_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

De inflatie waargenomen op tijdstip t , π_t ⁽¹⁾, wordt aldus geregresseerd over een constante, c , en over haar vroegere waarden, π_{t-i} . Het aantal vertragingen, p , bepaalt de orde van het autoregressieve proces⁽²⁾. De op tijdstip t waargenomen inflatie wordt bovendien beïnvloed door toevallige schokken, ε_t , waarvan wordt verondersteld dat ze gemiddeld nul zijn, een constante variantie hebben, en onafhankelijk zijn van de vroegere waarden van de schokken.

Ter vereenvoudiging kan de vergelijking (1) als volgt worden geschreven:

$$\pi_t = c + \rho \pi_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta \pi_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

De persistentiegraad van de inflatie wordt geraamd met de parameter ρ , die overeenstemt met de som van de coëfficiënten gekoppeld aan alle vroegere waarden van de inflatie⁽³⁾. De parameter ρ kan, algemeen gesproken, waarden aannemen die gaan van 0 tot 1. Als de geraamde coëfficiënt ρ in de buurt van 1 ligt, wordt de inflatie als persistent beschouwd, hetgeen impliceert dat na een schok ε_t de inflatie slechts zeer langzaam zal terugkeren naar haar evenwichtswaarde, die, uitgaande van vergelijking (2), overeenstemt met $c/(1-\rho)$. In het extreme geval waarin de coëfficiënt ρ gelijk is aan 1, is de evenwichtswaarde van de inflatie niet gedefinieerd en in dit geval vertoont de inflatie een *unit root*. In het kader van deze analyse is het van essentieel belang econometrisch te testen of de *unit-root* hypothesen kan worden verworpen, met andere woorden te bepalen of de inflatie terugkeert naar haar evenwichtswaarde. Als de coëfficiënt ρ daarentegen een waarde in de buurt van 0 aanneemt, is de impact van ε_t op de inflatie eerder tijdelijk en keert de inflatie relatief snel terug naar haar lange-termijnwaarde.

Het artikel bestudeert tevens de wijzigingen in de inflatiedynamiek in de loop van de tijd. Hiertoe wordt vergelijking (2) geraamd over een reeks glijdende periodes van 48 kwartalen (12 jaar). Zo bestrijkt de eerste raming de periode gaande van het tweede kwartaal van 1978 tot het eerste kwartaal van 1990, terwijl de laatste raming betrekking heeft op de periode van het eerste kwartaal van 1993 tot het laatste kwartaal van 2004. Behalve door het dynamische aspect van deze analyse, is die keuze eveneens ingegeven door theoretische overwegingen. Uit diverse studies⁽⁴⁾ is immers gebleken dat het negeren van een eventuele breuk in het inflatiepeil kan leiden tot

een belangrijke overschatting van de inflatiepersistentie. Gezien het inflatieverloop in België tijdens de voorbije drie decennia, en meer bepaald in het midden van de jaren tachtig, is het zeer waarschijnlijk dat een raming uitgevoerd over het geheel van de periode gaande van het tweede kwartaal van 1978 tot het laatste kwartaal van 2004 – zonder de eventuele breuken in de lange-termijnwaarde van de inflatie in aanmerking te nemen – eveneens uitmondt in een overschatting van de persistentie. Bovendien verwijst de definitie van de persistentie, zoals hierboven opgemerkt, naar de terugkeer van de inflatie naar haar lange-termijnwaarde, die wordt bepaald door de impliciete of expliciete doelstelling van de monetaire autoriteiten. In de praktijk kan dit evenwel problemen opleveren, aangezien die doelstelling, enerzijds, in het verleden niet bekend was, en, anderzijds, zeer waarschijnlijk is geëvolueerd in de loop van de tijd.

De nationale consumptieprijsindex (CPI) doet dienst als referentie-index in het kader van deze studie. Vanuit het oogpunt van het monetaire beleid zou het evenwel meer aangewezen zijn geweest, gebruik te maken van de HICP, maar deze index is niet beschikbaar over een lange periode. Wanneer men echter een recente periode beschouwt waarvoor de twee indexcijfers beschikbaar zijn, geeft de analyse grotendeels analoge resultaten te zien, ongeacht de gehanteerde consumptieprijsindex (zie deel 2). De in deze studie gebruikte tijdreeksen zijn gedefinieerd op kwartaalbasis en werden gezuiverd om rekening te houden met seizoenschommelingen. Die gegevens hebben betrekking op de ramingsperiode gaande van het tweede kwartaal van 1978 tot het laatste kwartaal van 2004. Nadere informatie over de gegevens en de statistische methodes wordt gegeven in het werkdokument waarop dit artikel berust (Aucremanne en Collin, 2006).

Deze empirische oefening wordt uitgevoerd voor de totale inflatie, alsook voor zes grote categorieën die traditioneel worden gehanteerd in het kader van de inflatieanalyse: de niet-bewerkte levensmiddelen, de energiedragers, de onderliggende inflatietendens⁽⁵⁾, de bewerkte levensmiddelen, de niet-energetische industriële goederen en de diensten. Bovendien is de analyse gebaseerd op 60 sub-indexcijfers van de nationale CPI. Zoals werd geopperd door Bilke (2005) en door Cecchetti en Debelle (2006),

(1) $\pi_t = \ln(p_t) - \ln(p_{t-1})$

(2) In de econometrische raming werd het aantal vertragingen p bepaald door het informatiecriterium van Akaike (Akaike, 1973).

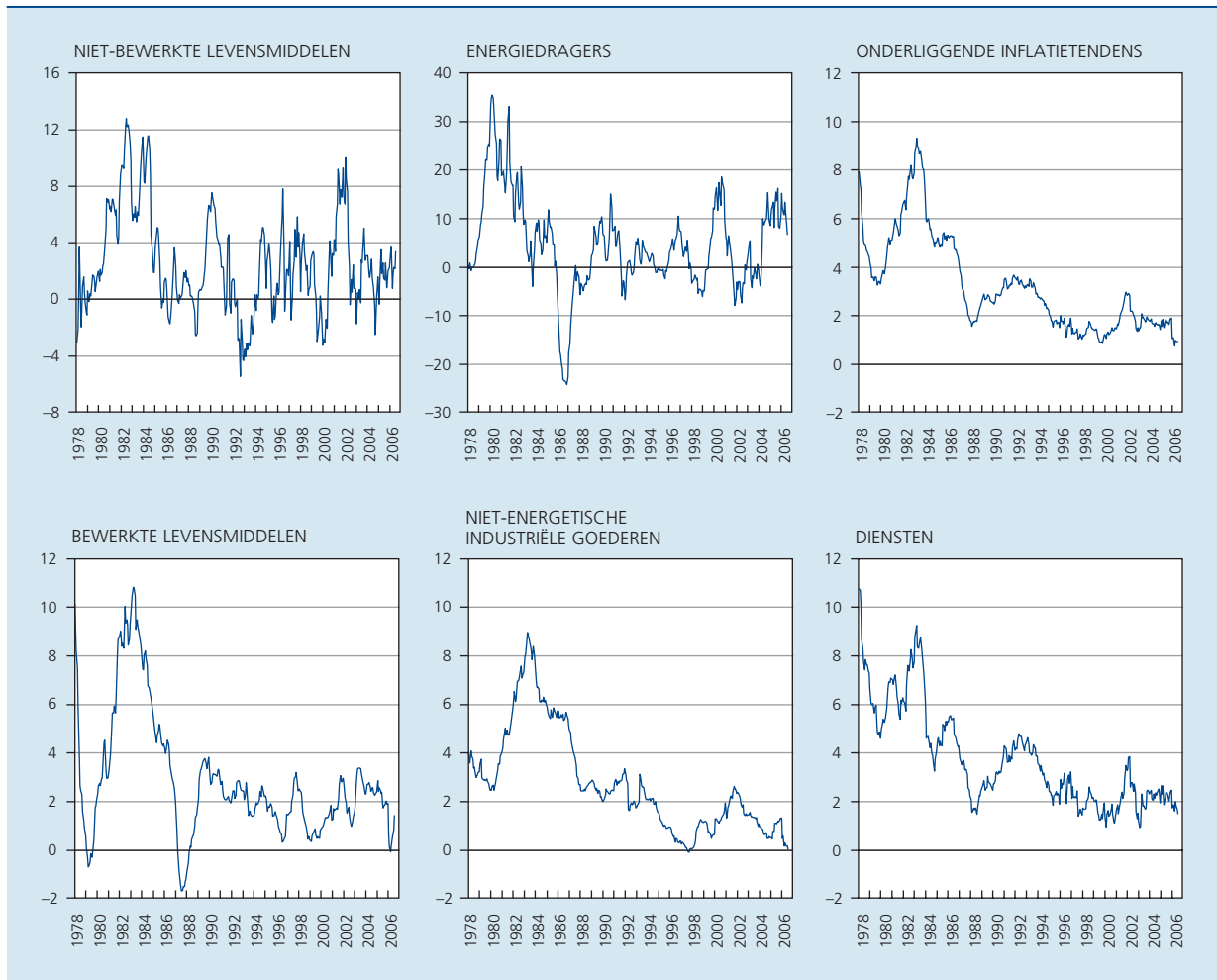
(3) Rekening houdend met het feit dat de ramingen van vergelijking (2) die berusten op de methode van de gewone kleinste kwadraten (OLS) vertekend zijn, wordt vergelijking (2) geraamd aan de hand van een door Hansen (1999) uitgewerkte procedure.

(4) Zie onder meer Perron (1990) of Altissimo *et al.* (2006).

(5) De onderliggende inflatietendens wordt gemeten aan de hand van de nationale CPI ongerekend niet-bewerkte levensmiddelen en energiedragers.

GRAFIEK 2 INFLATIE : COMPONENTEN VAN DE CPI

(veranderingspercentages t.o.v. de overeenstemmende maand van het voorgaande jaar)



Bronnen : FOD Economie, KMO, Middenstand en Energie; NBB.

maakt het gebruik van sectorale gegevens het makkelijker de factoren te bepalen die structurele veranderingen in de inflatiedynamiek kunnen teweegbrengen.

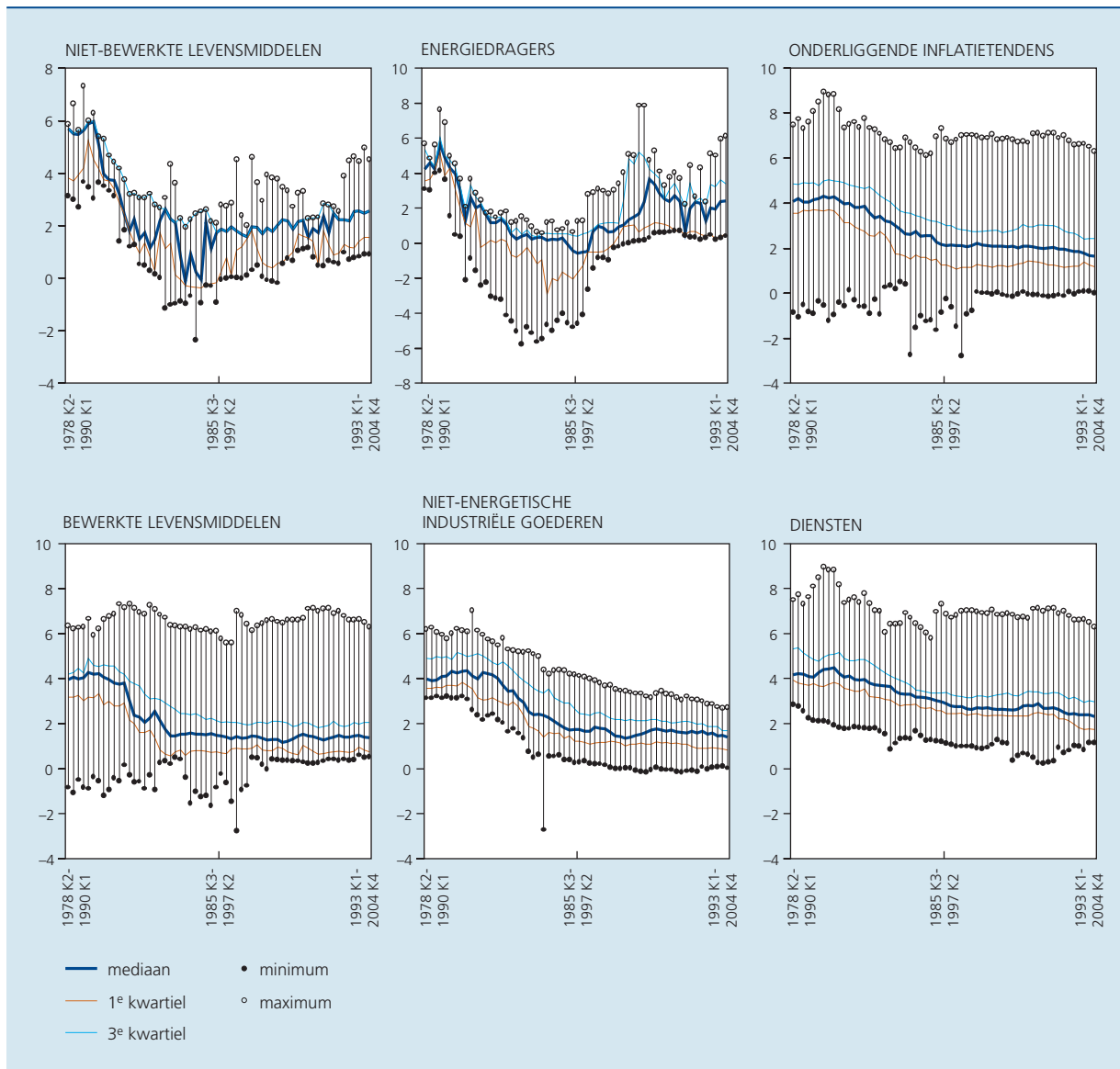
Wanneer macro-economische factoren van binnenlandse oorsprong, zoals bijvoorbeeld de loonvorming of het economische beleid, meer bepaald het monetaire beleid, verantwoordelijk zijn voor eventuele structurele veranderingen in het gemiddelde inflatiepeil of in de inflatiepersistentie, zou een relatief homogene en synchrone wijziging in de statistische eigenschappen van de inflatie moeten worden vastgesteld in alle componenten van de CPI. Indien daarentegen externe of exogene factoren aan die veranderingen ten grondslag liggen, zouden de prijzen van de internationaal verhandelde goederen, met name in hoofdzaak de energiedragers en de niet-energetische industriële goederen, als eerste moeten worden beïnvloed.

2. Resultaten van de analyse

2.1 Het gemiddelde inflatiepeil

Uit de resultaten op basis van de dynamische analyse blijkt dat het inflatiepeil tijdens de jongste dertig jaar aanzienlijk veranderd is. De totale inflatie is sterk verminderd tussen, enerzijds, de ramingsperiode gaande van het tweede kwartaal van 1979 tot het eerste kwartaal van 1991 en, anderzijds, die van het eerste kwartaal van 1983 tot het vierde kwartaal van 1994. Tussen die twee periodes is het gemiddelde van de geaggregeerde inflatie teruggelopen van 4,5 tot 2,2 pct., waarna het zich stabiliseerde tot net onder de 2 pct. Een zo goed als identieke ontwikkeling is merkbaar voor de grote componenten van de nationale CPI, met als opvallende uitzondering de diensten

GRAFIEK 3 GLIJDEND GEMIDDELDE VAN DE INFLATIE: SECTORALE GEGEVENS⁽¹⁾
(jaarlijkse veranderingspercentages t.o.v. het voorgaande kwartaal)



Bron: Aucremanne en Collin (2006).

(1) Glijdende gemiddelden overeenstemmend met de geraamde autoregressieve modellen.

en de onderliggende inflatietendens, die gemiddeld voor 45 pct. uit diensten bestaat. De daling van het gemiddelde inflatiepeil in de diensten begint iets later en verloopt bovendien veel geleidelijker dan voor de overige componenten van de CPI. In de studies van het IPN die ook zo'n analyse bevatten, werden zeer gelijksoortige resultaten voor de dienstensector geobserveerd in Frankrijk (Bilke, 2005).

Op sectoraal vlak worden grotendeels vergelijkbare resultaten opgetekend. De informatie wordt samengevat in een grafiek, «doosdiagram» (*box plot*) genoemd, die aanwijzingen verschaft over de centrale tendens, de symmetrie en de spreiding van de gegevens. Die grafiek geeft aldus een samenvatting van de volledige verdeling van het gemiddelde inflatiepeil in de 60 subsectoren. Meer bepaald wordt in de grafiek, voor elke ramingsperiode, de mediaan, het 1e en het 3e kwartiel, het minimum en het maximum weergegeven van het gemiddelde inflatiepeil van de 60 onderzochte productcategorieën. Het centrale gedeelte van de verdeling, namelijk het

gemiddelde van de inflatie voor de productcategorieën begrepen tussen het 1e en het 3e kwartiel, is in de verschillende sectoren sterk neerwaarts gericht, en dit ongeveer vanaf de ramingsperiode van het tweede kwartaal van 1979 tot het eerste kwartaal van 1991. Die neerwaartse beweging houdt daarbij aan tot zowat de ramingsperiode van het eerste kwartaal van 1983 tot het vierde kwartaal van 1994. Die neerwaartse verschuiving van het centrale gedeelte van de verdeling weerspiegelt aldus een relatief homogene en synchrone verandering in het gemiddelde inflatiepeil van een meerderheid van de onderzochte productcategorieën. Voor de diensten alsook voor de onderliggende inflatietendens verloopt de daling duidelijk opnieuw veel geleidelijker.

Over het geheel genomen wijzen die resultaten op een belangrijke daling van de gemiddelde inflatie in België in het midden van de jaren tachtig. Behalve voor de diensten verloopt die ontwikkeling bovendien grotendeels gelijklopend en synchroon in de verschillende sectoren, wat derhalve doet vermoeden dat die neerwaartse beweging voornamelijk toe te schrijven is aan een gemeenschappelijke factor. Gelet op de datum waarop die breuk merkbaar is – dat de gegevens na 1983 in aanmerking worden genomen, lijkt in dat verband van cruciaal belang – blijkt het monetaire beleid een belangrijke rol te vervullen in die ontwikkeling (zie deel 3).

2.2 De inflatiepersistentie

Uit de resultaten van de analyse blijkt dat, in het huidige monetaire-beleidsstelsel, de inflatiepersistentie in België relatief gematigd is. De persistentiegraad van de totale inflatie, geraamd over de laatste ramingsperiode die loopt van het eerste kwartaal van 1993 tot het laatste kwartaal van 2004, bedraagt 0,51, met evenwel een relatief ruim betrouwbaarheidsinterval gaande van 0,11 tot 0,92. De *unit-roothypothese* wordt niettemin verworpen op een significantieniveau van 5 pct. Daarbij valt tevens op te merken dat de graad van inflatiepersistentie gemeten aan de hand van de HICP over de meest recente periode gelijk is aan 0,42 en aldus grotendeels overeenstemt met de inflatiepersistentie zoals gemeten aan de hand van de nationale CPI. In het verleden was de persistentiegraad van de geaggregeerde inflatie daarentegen veel hoger; uit de ramingen blijkt immers dat de persistentiegraad van de totale inflatie gemiddeld 0,97 bedroeg over de eerste vijf glijdende reeksen, en dat bovendien de *unit-roothypothese* niet kon worden verworpen.

Die resultaten staven zodoende de analyses van de Bank in haar jaarverslagen. Aldus stelt het jaarverslag 1976 het volgende: «Een van de zwakheden van de Belgische economie is haar vatbaarheid voor de inflatoire kettingreacties»... «de inflatie wordt onderhouden door diep ingewortelde gedragingen»⁽¹⁾. Deze vaststelling wijst dus op een hoge inflatiepersistentie en steekt schril af tegen de recente analyses van de Bank, die aangeven dat het inflatieverloop de afgelopen jaren doorgaans werd beïnvloed door ongunstige aanbodfactoren, en meer bepaald door de aanzienlijke prijsstijgingen voor olieproducten en niet-bewerkte levensmiddelen, waarvan echter wordt aangenomen dat ze slechts een tijdelijke invloed zullen hebben⁽²⁾.

Een grotendeels gelijksoortig profiel wordt eveneens opgetekend voor de niet-energetische industriële goederen en de bewerkte levensmiddelen, waarvoor de persistentiegraad tussen de eerste en de laatste ramingsperiode respectievelijk is gedaald van 1 tot 0,78 en van 0,87 tot 0,24. De niet-bewerkte levensmiddelen en de energiedragers⁽³⁾, van hun kant, vertoonden reeds vanaf het begin een relatief gematigde persistentiegraad, zodat de daling hier beperkter is dan voor de totale inflatie. De voornaamste uitzondering is opnieuw de dienstensector, waar de persistentie hoog bleef (ze schommelde rond de 0,80) tot de ramingsperiode gaande van het tweede kwartaal van 1989 tot het eerste kwartaal van 2001. Vervolgens is de persistentiegraad van de inflatie in de diensten enigszins teruggelopen, tot 0,69 tijdens de periode van het eerste kwartaal van 1993 tot het laatste kwartaal van 2004. Aan het einde van de periode kan de *unit-roothypothese* worden verworpen. Het verloop van de persistentiegraad van de onderliggende inflatietendens is grotendeels vergelijkbaar met dat voor de diensten. Zo is de persistentie, na gedurende lange tijd zeer hoog te zijn geweest, over de laatste glijdende periodes enigszins teruggelopen, tot 0,79 over de laatste ramingsperiode; de *unit-roothypothese* kan overigens eveneens worden verworpen.

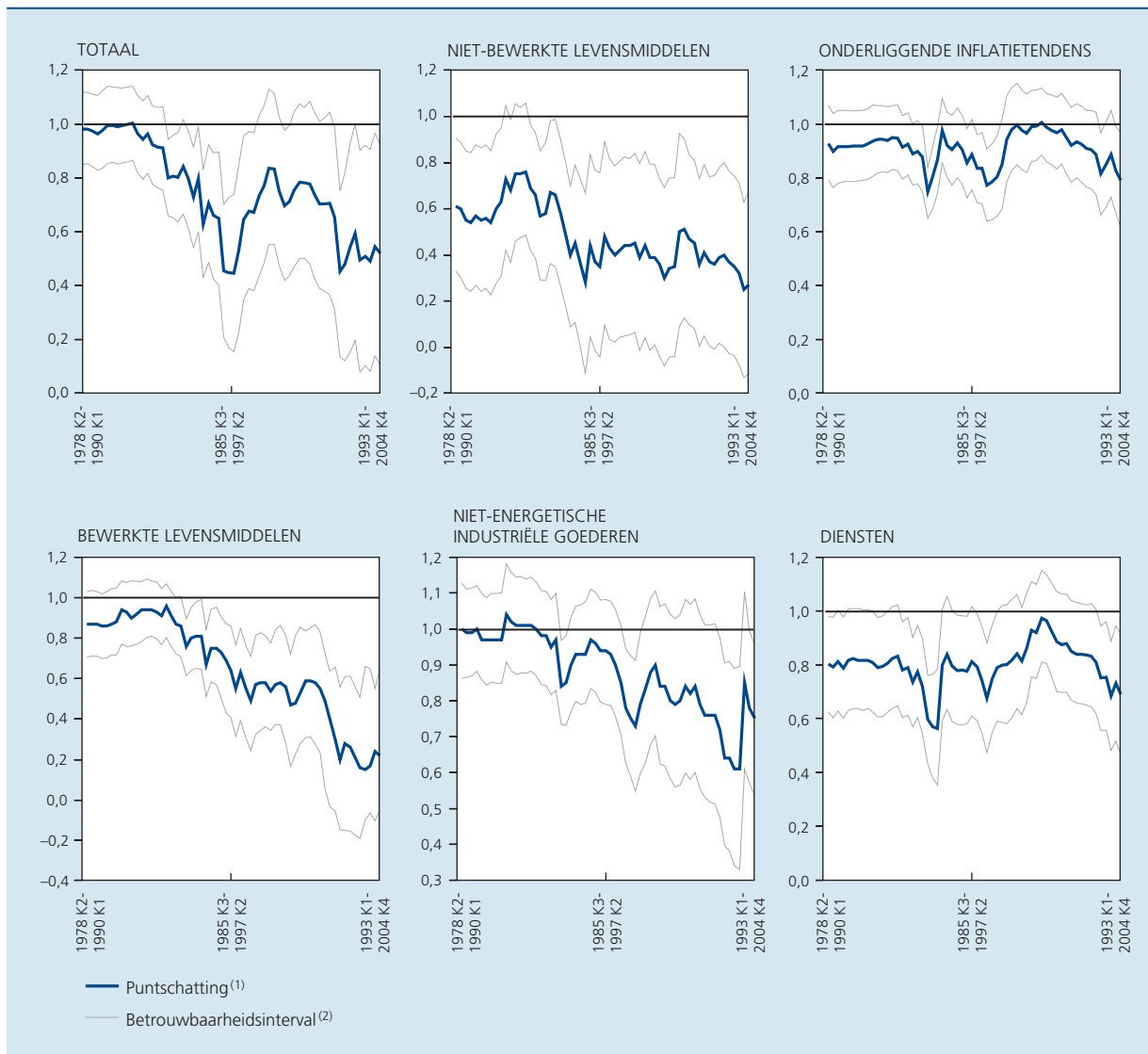
Het is echter belangrijk te vermelden dat moeilijk met zekerheid kan worden bevestigd of de graad van inflatiepersistentie in België tijdens de laatste drie decennia daadwerkelijk is verminderd. De methode die erin bestaat de ontwikkeling over een opeenvolging van glijdende periodes te bestuderen, is onvolmaakt, omdat ze niet de mogelijkheid biedt de weerslag van een breuk in het gemiddelde inflatiepeil op de persistentiegraad volledig te neutraliseren. Indien de breuk zich voordoet binnen een glijdende reeks, zou de persistentiegraad over die specifieke periode immers opwaarts vertekend moeten zijn. Gelet op de in het begin van de ramingsperiode opgetekende instabiliteit van het gemiddelde inflatiepeil

(1) Nationale Bank van België (1976), Jaarverslag, p. XXIV-XXV.

(2) Zie onder meer Nationale Bank van België (2004), Jaarverslag, p. 88.

(3) Voor deze producten zijn de resultaten niet in de grafiek weergegeven.

GRAFIEK 4 INFLATIEPERSISTENTIE
(som van de autoregressieve coëfficiënten)



Bron: Aucremanne en Collin (2006).

(1) De persistentie wordt gemeten aan de hand van de som van de coëfficiënten van een autoregressief model: ze wordt verkregen op basis van de door Hansen (1999) uitgewerkte methodologie.

(2) De betrouwbaarheidsintervallen worden berekend voor een significantieniveau van 5 pct., wat betekent dat ze 95 pct. van de waarnemingen omvatten. Ze worden verkregen op basis van de door Hansen (1999) uitgewerkte methodologie.

is het derhalve waarschijnlijk dat de persistentieramingen over die periodes overschat zijn. Het mag dan ook niet worden uitgesloten dat de daling van de persistentie eenvoudigweg het feit weerspiegelt dat die overschatting geleidelijk is afgenomen, gelijktijdig met de verschuiving naar een stabiel gemiddeld inflatiepeil.

De analyse op basis van sectorale gegevens bevestigt de resultaten die werden verkregen voor het hogere aggregatieniveau. Terwijl de *unit-root*hypothese slechts kon worden verworpen voor een derde van de

60 subindexcijfers in de loop van de eerste glijdende periode die gaat van het tweede kwartaal van 1978 tot het eerste kwartaal van 1990, neemt dat percentage systematisch toe naarmate in de raming recentere periodes in aanmerking worden genomen. Aldus is het percentage van de producten waarvoor de *unit-root*hypothese kan worden verworpen, vrijwel verdubbeld tijdens de ramingsperiode gaande van het eerste kwartaal van 1988 tot het vierde kwartaal van 1999 en is het bijna verdrievoudigd voor de laatste glijdende periode (eerste kwartaal van 1993 tot vierde kwartaal van 2004).

TABEL 1 VERWERPING VAN DE *UNIT-ROOT*HYPOTHESE
(percentage van de producten waarvoor de *unit-root*hypothese kan worden verworpen)

	1978 K2 – 1990 K1	1983 K1 – 1994 K4	1988 K1 – 1999 K4	1993 K1 – 2004 K4
Totale inflatie	33,9	46,4	64,3	89,3
Energie	40,0	40,0	60,0	100,0
Niet-bewerkte levensmiddelen	50,0	50,0	83,3	100,0
Onderliggende inflatietendens	31,1	46,7	62,2	86,7
Bewerkte levensmiddelen	22,2	33,3	55,6	88,9
Niet-energetische industriële goederen	0,0	41,8	55,6	77,8
Diensten	57,6	57,6	72,2	94,4

Bron: Aucremanne en Collin (2006).

Een soortgelijke ontwikkeling is merkbaar voor de verschillende componenten van de nationale CPI. In dat verband dient te worden opgemerkt dat het percentage van de producten waarvoor de *unit-root*hypothese kan worden verworpen, systematisch blijft toenemen tussen de ramingsperiode die gaat van het eerste kwartaal van 1988 tot het vierde kwartaal van 1999 en de laatste ramingsperiode, terwijl het gemiddelde inflatiepeil tussen beide periodes nochtans relatief stabiel bleef. Derhalve lijken die resultaten erop te wijzen dat de inflatiepersistentie daadwerkelijk is teruggelopen in België en dat de gemeten daling niet enkel wordt veroorzaakt door een zekere tekortkoming in de ramingsmethode tijdens de vroegere periodes waarin het gemiddelde inflatiepeil veel minder stabiel was.

Hoewel de analyse aan het licht heeft gebracht dat de persistentiegraad in België momenteel relatief gematigd is, tekent zich achter die resultaten een zekere heterogeniteit tussen de verschillende componenten van de CPI af. De inflatiepersistentie in de dienstensector en de niet-energetische industriële goederen ligt immers doorgaans veel hoger dan die van de andere componenten van de CPI, namelijk de levensmiddelen en de energiedragers. Bovendien wijzen de resultaten, overeenkomstig de literatuur (zie onder meer Granger, 1980), op een aggregatie-effect, wat betekent dat de persistentie voor de aggregaten hoger is dan het gemiddelde van de samenstellende reeksen. Voorts is gebleken dat de componenten van de CPI met een hogere geweging ook een grotere persistentiegraad vertonen.

TABEL 2 PERSISTENTIEGRAAD VAN DE INFLATIE⁽¹⁾

	Eurogebied			België		
	Consumptieprijs-index	Onderliggende inflatietendens	Bbp-deflator	Consumptieprijs-index	Onderliggende inflatietendens	Bbp-deflator
Dossche en Everaert (2005) ⁽²⁾			0,4			
Lünnemann en Mathä (2004) ⁽³⁾	0,4			-0,3		
Gadzinski en Orlandi (2004) ⁽⁴⁾	0,6	0,8	0,6	0,3	0,9	0,3
Robalo Marques (2004) ⁽⁵⁾	0,3					
Aucremanne en Collin (2006) ⁽⁶⁾				0,5	0,8	0,6

(1) De persistentie wordt gemeten aan de hand van de som van de coëfficiënten van een autoregressief model van de orde p . De vet gedrukte schattingen wijzen erop dat de hypothese dat de som van de coëfficiënten gelijk is aan één (*unit-root*hypothese) kan worden verworpen. De ramingen houden rekening met een eventuele breuk in de gemiddelde inflatie.

(2) Ramingen voor de periode gaande van het 2^e kwartaal 1971 tot het 4^e kwartaal 2003, aangenomen dat de inflatiedoelstelling variabel is in de tijd.

(3) Ramingen op basis van het verloop van de HICP voor de periode gaande van het 2^e kwartaal 1995 tot het 4^e kwartaal 2000.

(4) Ramingen voor de periode gaande van het 2^e kwartaal 1970 tot het 3^e kwartaal 2003, ervan uitgaande dat er voor het eurogebied een breuk is in het gemiddelde inflatiepeil in 1993 voor de drie prijsindicatoren en voor België een breuk, in 1994, voor de bbp-deflator.

(5) Ramingen voor de periode gaande van het 1^e kwartaal 1986 tot het 4^e kwartaal 2002.

(6) Ramingen voor de periode gaande van het 1^e kwartaal 1993 tot het 4^e kwartaal 2004.

TABEL 3 INFLATIEPERSISTENTIE PER COMPONENT VAN DE CPI⁽¹⁾

	Eurogebied	België
Niet-bewerkte levensmiddelen	0,55	0,27
Energiedragers	0,44	0,43
Bewerkte levensmiddelen	0,61	0,22
Niet-energetische industriële goederen	0,68	0,75
Diensten	0,53	0,69

Bronnen : Aucremanne en Collin (2006), Altissimo *et al.* (2006).

(1) De persistentie wordt gemeten aan de hand van de som van de coëfficiënten van een autoregressief model van de orde p.

Binnen het IPN werden vergelijkbare resultaten verkregen voor het eurogebied als geheel. Wanneer rekening wordt gehouden met de veranderingen in het gemiddelde inflatiepeil, blijkt uit alle studies voor het eurogebied dat de inflatiepersistentie relatief gematigd is. Naargelang van de studie schommelt de persistentiegraad van de totale inflatie in het eurogebied tussen 0,3 en 0,6 en kan in elk van de gevallen de *unit-root*hypothese worden verworpen. Die resultaten sluiten dus nauw aan bij die voor België (0,5). Het is bovendien interessant vast te stellen dat de resultaten op basis van de consumptieprijsindex en de bbp-deflator zeer goed overeenstemmen. Net als in België is de persistentiegraad van de onderliggende inflatietendens in het eurogebied hoger dan die van de totale inflatie.

De verschillende analysewerkzaamheden van het IPN wijzen ook op een aanzienlijke heterogeniteit tussen de verschillende componenten van de CPI voor het eurogebied. Zo is de persistentiegraad voor de niet-energetische industriële goederen significant hoger dan die voor de energiedragers en de bewerkte en niet-bewerkte levensmiddelen.

3. Mogelijke verklarende factoren voor de structurele veranderingen in de inflatiedynamiek

De in deel 2 voorgestelde resultaten tonen aan dat er tijdens de voorbije dertig jaar belangrijke wijzigingen hebben plaatsgevonden in de inflatiedynamiek in België. In een eerste fase bleek uit de analyse een aanzienlijke daling van het gemiddelde inflatiepeil in het midden van de jaren tachtig. Diverse elementen wijzen erop dat die veranderingen werden veroorzaakt door een ingrijpende

wijziging in het monetaire-beleidsstelsel. Ten eerste gaf de studie aan dat de daling van het gemiddelde inflatiepeil vrij homogeen en synchroon was in de grote CPI-componenten, alsook wat de 60 geanalyseerde productcategorieën betreft. Ten tweede valt het tijdstip waarop de breuk kan worden waargenomen – namelijk medio de jaren tachtig – grotendeels samen met de wijzigingen in het monetaire-beleidsstelsel. Als gevolg van de aanzienlijke verslechtering van de Belgische economische situatie, en meer bepaald van het concurrentievermogen, tijdens de jaren zeventig en aan het begin van de jaren tachtig, besloot de overheid immers in 1982 de Belgische frank met 8,5 pct. te devalueren. Die datum betekende de aanvang van een monetair-beleidsstelsel dat meer gericht was op prijsstabiliteit via de handhaving van de pariteit van de Belgische frank ten opzichte van de Duitse mark en maakte aldus een einde aan een periode die werd gekenmerkt door een vrij accommoderend monetair beleid – zoals blijkt uit de lange periode van negatieve reële rente in het midden van de jaren zeventig. Vervolgens verbeterde de geloofwaardigheid van het monetaire beleid geleidelijk in de tweede helft van de jaren tachtig, wat met name tot uiting kwam in de aanzienlijke vermindering van het positieve renteverskil tussen België en Duitsland, en in juni 1990 kondigden de monetaire instanties officieel de verankering van de Belgische frank aan de Duitse mark aan. Die wijziging in de monetaire-beleidsvoering en in het bijzonder de expliciete doelstelling om de wisselkoers te handhaven, heeft het mogelijk gemaakt het inflatiepeil duurzaam terug te dringen.

Talrijke studies in het IPN hebben bovendien aangetoond dat de ingrijpende veranderingen in de inflatiedynamiek, meer precies de bewegingen van het gemiddelde inflatiepeil, in de geïndustrialiseerde landen mogelijk werden gemaakt door een drastische wijziging in de monetaire-beleidsvoering. Zo tonen Corvoisier en Mojon (2005) in hun analyse aan dat de drie golven van breuken in de gemiddelde inflatie in de geïndustrialiseerde landen, die respectievelijk werden opgetekend aan het begin van de jaren zeventig, medio de jaren tachtig en aan het begin van de jaren negentig, eveneens verband houden met breuken in het gemiddelde van de nominale variabelen, in tegenstelling tot de reële variabelen waarvoor dergelijke veranderingen niet worden waargenomen.

Het monetaire beleid heeft er bijgevolg toe bijgedragen het gemiddelde inflatiepeil te verminderen en te stabiliseren en daardoor de gemeten persistentie terug te dringen, via het verdwijnen van de vertekening die de eerste ramingsperiodes kon beïnvloeden. Sommige resultaten hebben echter aangetoond dat het niet uitgesloten was dat een meer fundamentele vermindering van de persistentie heeft plaatsgevonden. Die zou, in België, kunnen te

maken hebben met de veranderingen in de loonvorming. In dat opzicht hebben twee bijzondere maatregelen zeer waarschijnlijk een rol gespeeld.

In een eerste fase heeft de invoering van de gezondheidsindex in 1994, als referentie-index voor de koppeling van de inkomens aan de inflatie, het automatische opduiken van tweederonde-effecten als gevolg van een wijziging in de prijs van de olieproducten of in de indirecte belastingen aanzienlijk verminderd, doordat de gezondheidsindex sommige energiedragers, zoals de motorbrandstoffen (benzine en diesel), alsook tabak en alcoholische dranken, waarop accijnzen worden geheven, uit de nationale consumptieprijsindex weert.

In een tweede fase hebben de wijzigingen die in 1996 in het stelsel van de loonvorming werden aangebracht bij de wet tot bevordering van de werkgelegenheid en tot preventieve vrijwaring van het concurrentievermogen, eveneens ertoe bijgedragen het gevaar van tweederonde-effecten te verminderen en de loonvorming prospectiever te maken. De sociale partners moeten immers bij de onderhandelingen over de beschikbare ruimte voor de reële verhogingen rekening houden met het verwachte verloop van de inflatie tijdens de eerstvolgende twee jaren. Gelet op de automatische loonindexering kan de ex-poststijging van de nominale lonen evenwel afwijken van de oorspronkelijk voorziene toename, indien de inflatie in werkelijkheid verschilt van de verwachte inflatie. In de praktijk wordt de afgelopen jaren echter geconstateerd dat steeds meer sectoren kiezen voor zogenoemde *all-in*-akkoorden, die tot doel hebben een onderhandelde reële groei te bepalen die kan worden terugschroefd bij een eventuele overschrijding van de oorspronkelijk verwachte indexverhoging. Een dergelijk systeem biedt de mogelijkheid om het verrassings-effect te compenseren dat voortvloeit uit het feit dat de inflatie hoger uitvalt dan verwacht op het moment van de onderhandelingen, zij het slechts ten dele indien de prognosefout omvangrijk is. In het tegenovergestelde geval – wanneer de inflatie in werkelijkheid lager uitvalt dan verwacht – impliceren de *all-in*-akkoorden dat de oorspronkelijk verwachte verhoging van de nominale lonen daadwerkelijk wordt toegekend; de ex-poststijging van de reële lonen komt dan uit boven de toename die tijdens de onderhandelingen werd overeengekomen. Een en ander impliceert dat in de praktijk de loononderhandelingen in toenemende mate slaan op de nominale lonen.

Het is belangrijk te weten dat die wijzigingen zeer waarschijnlijk een endogene reactie waren op de veranderingen in het monetaire-beleidsstelsel⁽¹⁾. De wet van 1996 verwijst immers uitdrukkelijk naar de EMU. De sociale partners en de economische subjecten hebben geleidelijk het standpunt aangenomen dat het in een stelsel van vaste wisselkoersen essentieel is de binnenlandse kosten te beheersen teneinde een verlies aan concurrentievermogen te vermijden. Dat geheel van maatregelen is noodzakelijk gebleken om te zorgen voor het handhaven van de pariteit van de Belgische frank ten opzichte van de Duitse mark en nadien voor de toetreding van de Belgische economie tot de EMU.

De belangrijke veranderingen van de afgelopen dertig jaar in de loondynamiek kunnen worden geïllustreerd aan de hand van de resultaten van Granger-causaliteitstests, waarbij wordt onderzocht in welke mate de vroegere waarden van de inflatie (of van de onderliggende inflatietendens) medebepalend zijn voor de huidige groei van de nominale lonen. Teneinde te onderzoeken of de causaliteitsrelaties in de loop der jaren veranderd zijn, werd deze empirische methode eveneens toegepast op een glijdende reeks periodes van twaalf jaar.

Terwijl de vroegere waarden van de inflatie voordien in aanzienlijke mate de groei van de nominale lonen bepaalden, vermindert die causaliteitsrelatie aanzienlijk wanneer de jaren zeventig en tachtig uit de ramingsperiode worden geweerd. Hoewel de conclusies voor arbeiders zeer duidelijk zijn, is dat iets minder het geval voor bedienden. De tweederonde-effecten zijn altijd significant, hoewel ze aan het einde van de periode geringer lijken dan in het verleden.

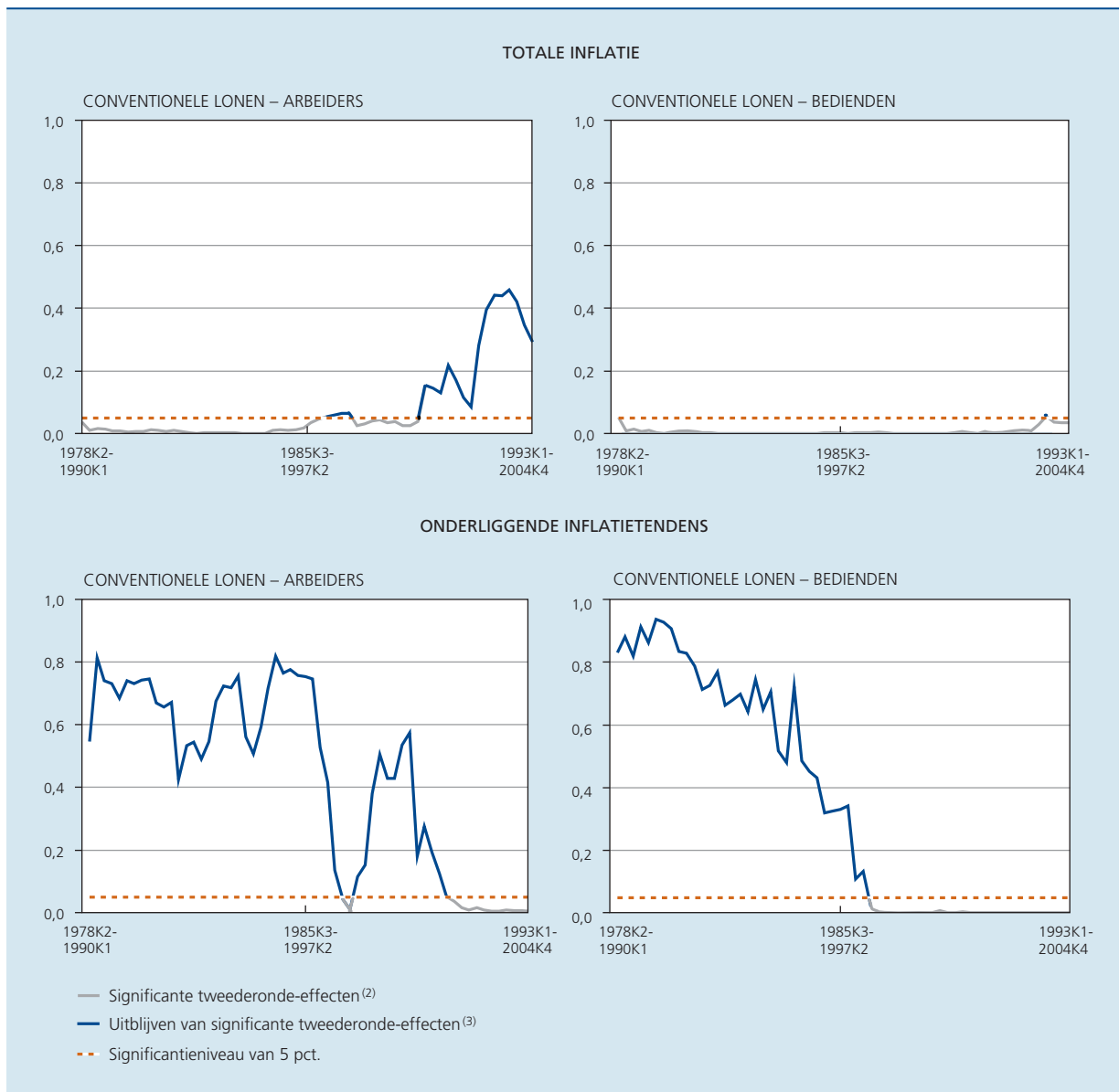
Wanneer de causale relatie tussen de groei van de nominale lonen en de onderliggende inflatietendens wordt onderzocht, blijken de resultaten verschillend. Zo is die relatie significant geworden zodra de periode van het midden van de jaren negentig in aanmerking wordt genomen, terwijl de vroegere waarden van de onderliggende inflatie voordien geen significante invloed uitoefenden op de groei van de lonen. Dergelijke resultaten lijken vooral te stroken met de invoering van de gezondheidsindex als referentie-index voor de koppeling van de lonen aan de inflatie. Zij doen tevens vermoeden dat de praktijk van de *all-in*-akkoorden die is voortgevloeid uit de toepassing van de wet van 1996, slechts partieel is of van een te recente datum om door de gebruikte ramingsmethode te worden aangetoond. Voorts lijken die resultaten ook een verklaring te kunnen bieden voor de relatief hogere persistentiegraad die de onderliggende inflatietendens blijft kenmerken.

(1) Bernanke (2004) bracht dit punt onlangs in herinnering, namelijk door er op te wijzen dat veranderingen in de economische structuur op hun beurt het resultaat kunnen zijn van wijzigingen in de monetaire-beleidsvoering.

GRAFIEK 5

CAUSALE RELATIE TUSSEN DE TOTALE INFLATIE (OF ONDERLIGGENDE INFLATIETENDENS) EN DE CONVENTIONELE LONEN

(waarschijnlijkheid dat tweederonde-effecten uitblijven⁽¹⁾)



Bronnen: FOD WASO; FOD Economie, KMO, Middenstand en Energie; NBB.

- (1) Berekend op basis van de Granger-causaliteitstest waarbij, binnen een biviaat systeem, de causale relatie tussen twee variabelen wordt bepaald. In het hier beschouwde geval wordt enkel de waarschijnlijkheid van de causale relatie weergegeven tussen de inflatie (of de onderliggende inflatietendens) en het verloop van de lonen.
- (2) Het bestaan van significante tweederonde-effecten vloeit voort uit de verwerping van de nulhypothese op grond waarvan de inflatie (of de onderliggende inflatietendens) niet de oorzaak is van het loonverloop. De nulhypothese wordt verworpen indien de waarschijnlijkheid kleiner is dan 5 pct.
- (3) Het uitblijven van significante tweederonde-effecten vloeit voort uit de niet-verwerping van de nulhypothese op grond waarvan de inflatie (of de onderliggende inflatietendens) niet de oorzaak is van het loonverloop. De nulhypothese wordt niet verworpen indien de waarschijnlijkheid groter is dan 5 pct.

Al bij al is gebleken dat de wijzigingen in de loonvorming, die in belangrijke mate hun oorsprong vinden in de duidelijke keuze voor een op prijsstabiliteit gericht monetair beleid, een belangrijke weerslag hebben gehad op respectievelijk de loon- en inflatiedynamiek, alsook op hun onderlinge interactie. Deze wijzigingen in de loonvorming liggen ten grondslag aan de daling van de

persistentie van de totale inflatie tijdens de meest recente schattingsperiodes, als gevolg van het verdwijnen van tweederonde-effecten. De aard van die wijzigingen verklaart bovendien waarom de daling in de persistentie voor de onderliggende inflatietendens minder uitgesproken is. Conform de huidige modaliteiten van de indexerings, werd immers gevonden dat ontwikkelingen in de onderliggende

inflatietendens aan het einde van de periode (nog) een impact hebben op het loonkostenverloop, wat uiteraard een bron van persistentie is.

Conclusie

De inflatiedynamiek in België is de voorbije drie decennia grondig veranderd. Uit dit artikel blijkt met name dat het gemiddelde inflatiepeil medio de jaren tachtig aanzienlijk gedaald is. Een relatief homogeen en synchroon verloop werd opgetekend in het geheel van de componenten van de nationale CPI, met uitzondering van de diensten, waar de daling van de inflatie veel geleidelijker was. Zo geven die resultaten aan dat de verandering in het monetaire-beleidsstelsel, die plaatsvond in 1982 en meer gericht was op wisselkoersstabiliteit, in ruime mate heeft bijgedragen tot die structurele breuk in de gemiddelde inflatie.

Voorts hebben de resultaten aangetoond dat de persistentiegraad van de inflatie relatief gematigd is in het huidige monetaire-beleidsstelsel, wat betekent dat de

inflatie, na een schok, de neiging vertoont vrij snel terug te keren naar haar evenwichtswaarde. De persistentie van de geaggregeerde inflatie in België lijkt ook ietwat te zijn gedaald ten opzichte van de situatie in de jaren zeventig en tachtig, wellicht als gevolg van de wijzigingen die aangebracht werden in de loonvorming.

De resultaten die in deze studie naar voren zijn gebracht, komen sterk overeen met die welke bij de diverse werkzaamheden van het IPN werden bereikt voor het eurogebied. De persistentiegraad van de totale inflatie alsook die van de onderliggende inflatietendens in België zijn vergelijkbaar met die in het eurogebied. Wat de grote categorieën van de CPI betreft, zijn de sectorale verschillen eveneens zeer analoog. Die resultaten bevestigen de eerdere analyses van de Bank, die aangaven dat er geen sprake is van een persistent inflatieverschil tussen België en het eurogebied. Al met al wijst dat er dan ook op dat het monetaire beleid van het Eurosysteem passend is voor de economische situatie in België en dat de kans op asymmetrie in de transmissie van de monetaire-beleidsimpuls relatief beperkt is.

Bibliografie

Akaike H. (1973), « Information theory and an extension of the maximum likelihood principle », in 2nd International Symposium on Information Theory by B.N. Petrov and F. Csaki (eds), *Akademiai Kiado*, Budapest.

Altissimo F., L. Bilke, A. Levin, T. Mathä en B. Mojon (2006), « Sectoral and Aggregate Inflation Dynamics in the Euro Area », *forthcoming in Journal of the European Economic Association*.

Aucremanne L. en M. Collin (2006), « Has inflation persistence changed over time? Evidence from aggregate and sectoral Belgian CPI data », Nationale Bank van België, mimeo.

Bernanke B. (2004), « The Great Moderation », opmerkingen tijdens de conferentie van de « Eastern Economic Association », Washington DC, 20 februari 2004.

Bilke L. (2005), *Break in the Mean and Persistence of Inflation: A Sectoral Analysis of French CPI*, ECB, working paper 463.

Cecchetti S. en G. Debelle (2006), « Has the inflation process changed? », *Economic Policy*, 46, 311-352.

Corvoisier S. en B. Mojon (2005), *Breaks in the Mean of Inflation: How they happen and what to do with them*, ECB, working paper 451.

Dhyne E. (2005), « Inflatiepersistentie en prijszetting in het eurogebied: resultaten van het Eurosystem Inflation Persistence Network », *Economisch Tijdschrift van de Nationale Bank van België*, 4e kwartaal.

Dossche M. en G. Everaert (2005), *Measuring Inflation Persistence: A Structural Time Series Approach*, ECB, working paper 495, or NBB, working paper 70.

Gadzinski G. en F. Orlandi (2004), *Inflation Persistence for the EU countries, the euro area and the US*, ECB, working paper 414.

Granger C. W. J. (1980), « Long memory relationship and the aggregation of dynamic models », *Journal of Econometrics*, 14-2, 227-238.

Hansen B. (1999), « The grid bootstrap and the autoregressive model », *The Review of Economics and Statistics*, 81, 594-607.

Lünnemann P. en T. Mathä (2004), *How persistent is disaggregate inflation? An analysis across EU15 countries and HICP subindices*, ECB, working paper 415.

Perron P. (1990), « Testing for a unit root in a time series with a changing mean », *Journal of Business and Economic Statistics* 8, 153-162.

Robalo Marques C. (2004), *Inflation persistence: facts or artefacts?*, ECB, working paper 371.