

WORKING PAPER

14-03

**Een macro-economische
evaluatie van de
werkgeversbijdrage-
verminderingen
in 1995-2000**



**Federaal
Planbureau**

Economische analyses en vooruitzichten

Kunstlaan 47-49

B-1000 Brussel

Tel.: (02)507.73.11

Fax: (02)507.73.73

E-mail: contact@plan.be

URL: <http://www.plan.be>

C. Joyeux
P. Stockman

Augustus 2003



**Een macro-economische
evaluatie van de
werkgeversbijdrage-
verminderingen
in 1995-2000**

C. Joyeux
P. Stockman

Augustus 2003



Federaal Planbureau

Het Federaal Planbureau (FPB) is een instelling van openbaar nut.

Het FPB voert beleidsrelevant onderzoek uit op economisch, sociaal-economisch vlak en op het vlak van leefmilieu.

Hiertoe verzamelt en analyseert het FPB gegevens, onderzoekt het aanneembare toekomstscenario's, identificeert het alternatieven, beoordeelt het de gevolgen van beleidsbeslissingen en formuleert het voorstellen.

Het stelt zijn wetenschappelijke expertise onder meer ter beschikking van de regering, het Parlement, de sociale gesprekspartners, nationale en internationale instellingen.

Het FPB zorgt voor een ruime verspreiding van zijn werkzaamheden. De resultaten van zijn onderzoek worden ter kennis gebracht van de gemeenschap en dragen zo bij tot het democratisch debat.

Internet

URL: <http://www.plan.be>

E-mail: contact@plan.be

Publicaties

Terugkerende publicaties:

De economische vooruitzichten
De economische begroting
De "Short Term Update"

Planning Papers (de laatste nummers)

Het doel van de "Planning Papers" is de analyse- en onderzoekswerkzaamheden van het Federaal Planbureau te verspreiden.

92 *De administratieve lasten in België voor het jaar 2000 - Eindrapport*
Greet De Vil, Chantal Kegels - Januari 2002

93 *De Belgische Milieurekeningen*
Guy Vandille, Bruno Van Zeebroeck - Juni 2003

Working Papers (de laatste nummers)

11-03 *The AGIR project: Ageing, Health and Retirement in Europe - Use of health care and nursing care by the elderly: Data for Belgium*
J. Mestdagh, M. Lambrecht - Juli 2003

12-03 *An assessment of the risks to the medium-term outlook of the Belgian international economic environment - Simulations with the NIME model*
E. Meyermans, P. Van Brusselen - Augustus 2003

13-03 *Een nieuw macro-econometrisch arbeidsmarktmodel: schatting, basissimulatie en arbeidsmarktbeleids-simulaties*
K. Hendrickx, C. Joyeux, M. Lopez-Novella, L. Masure, P. Stockman - Augustus 2003

Overname wordt toegestaan, behalve voor handelsdoeleinden, mits bronvermelding.

Verantwoordelijke uitgever: Henri Bogaert

Wettelijk Depot: D/2003/7433/25



Inhoudstafel

	Samenvatting	1
I	Probleemstelling, methodologisch kader en samenvatting	3
II	Model, gegevensbestand, econometrie en basissimulaties	7
	A. Model	7
	B. Gegevensbestand	8
	C. Econometrie	8
	1. Drie stappen	8
	2. Model 1	9
	3. Model 2	11
	4. Loonkostvorming	12
III	Nul-bijdrageverminderingen vanaf 1995 tot 2000	15
	A. De effecten van een hogere werkgeversbijdragevoet a priori	15
	B. De effecten volgens model 1	16
	C. De effecten volgens model 2	18
	D. Conclusie	20
IV	Bibliografie	21
V	Annex	23
	A. Diagonistische tests voor de simulatienauwkeurigheid binnen steekproef	23
	B. Basissimulatie binnen (1975-2000) en buiten steekproef (tot 2030)	24
	1. Model 1 ('right to manage')	24
	2. Model 2 ('job search')	28
	C. Niet-toekenning van werkgeversbijdrageverminderingen (1995-2000)	33



Samenvatting

This paper assesses to which extent the policy of reducing employers' social security contributions has increased market sector employment in 1995-2000. The analytical framework is a macroeconomic labour market model of the market sector that models added value, the employment of labour and capital, the setting of wages and prices, the matching of supply and demand on the labour market, and the dynamics that tie short-run behaviour to the steady state. The real wage cost depends on the wage gap, labour productivity, the replacement rate of unemployment benefits to the take home wage, and tensions on the labour market. The model comes in two versions. The 'right-to-manage' version links the wage cost to the unemployment rate; the 'job-search' version ties the wage cost to the unemployment-vacancy-ratio.

We obtain similar results with the two model versions: according to the 'right-to-manage' model ('job-search' model), 12,200 (12,700) and 35,700 (38,700) jobs were created in 1995 and 2000 by the reductions in employers' social security contributions.



Probleemstelling, methodologisch kader en samenvatting

Werkgeversbijdrageverminderingen: brutoloonverhogend of banenscheppend?

Een terugkerend punt van discussie in België is in welke mate de werkgeversbijdrageverminderingprogramma's uit het verleden werden omgezet in brutoloonverhogingen en/of bijkomende tewerkstelling. Ook de economische literatuur is niet eensgezind over de invloed van de fiscale en parafiscale lasten op de loonkost. Terwijl er wel een consensus is dat op korte termijn of op tijdelijke basis een verlaging van deze lasten een tastbare daling van de loonkost veroorzaakt, zijn de meningen over de invloed ervan op lange termijn verdeeld. Sommige auteurs schatten die langetermijneffecten in als nul. Dit zou betekenen dat elke verhoging (verlaging) van de fiscale en parafiscale lasten volledig gecompenseerd wordt door een verlaging (verhoging) van de brutoloonvoet en dus volledig door de werknemer gedragen worden (de werknemer ten goede komt). Deze visie steunt op zowel theoretische argumenten (cfr. Jackman et al., 1991 - op basis van een model van collectieve loononderhandelingen) als op empirische studies voor een aantal OESO-landen (Jackman et al., 1991). Andere auteurs daarentegen stellen dat de fiscale en parafiscale lasten slechts gedeeltelijk door de werknemer gedragen worden en dat bijgevolg een vermindering van die lasten de loonkost vermindert. Ook zij halen theoretische argumenten, via veralgemeningen van het overlegmodel (Graafland et Huizinga, 1999), en empirische steun (Graafland et Huizinga, 1999, aan hand van de schatting van het overlegmodel voor Nederland; Tyrväinen, aan hand van loonvergelijkingen voor 10 OESO-landen¹) aan voor hun visie.

Van een partiële analyse van de loonkost...

Een eerste, partieel, onderzoek naar de relatie tussen werkgeversbijdragevermindering en loonvorming in het verleden werd uitgevoerd in opdracht van de Centrale Raad voor het Bedrijfsleven (Joyeux & Stockman, 2002). In die studie werd berekend hoeveel hoger de loonkost zou geweest zijn indien in 1995-2000 geen beleid van werkgeversbijdrageverminderingen was gevoerd. De berekening was gebaseerd op voorlopige econometrische schattingen van het langetermijn- en kortetermijngedrag van de loonkostvoet en hield geen rekening met de macro-economische terugkoppelingseffecten via de werkloosheidsgraad en spanningen op de arbeidsmarkt. Het resultaat van die partiële analyse kon zowel als een bovengrens als een ondergrens geïnterpreteerd worden. Enerzijds impliceerde de geïnduceerde stijging van de werkloosheidsgraad dat de stijging van de loonvoet overschat werd. Anderzijds suggereerde de geïnduceerde stijging van de arbeidsproductiviteit dat de stijging van de loonvoet onderschat werd.

1. Geciteerd in Jackman et al. (1999).

... naar een analyse met macro-economische terugkoppelingseffecten ...

Nu het FPB in samenwerking met de Federale Overheidsdienst 'Werkgelegenheid, Arbeid en Sociaal Overleg' en de Federale Overheidsdienst 'Economie, KMO, Middenstand en Energie' een nieuw macro-economisch arbeidsmarktmodel voor de marktsector op punt gesteld heeft, is een meer omvattende evaluatie a posteriori wel mogelijk (Joyeux et al, 2003)¹.

... voor de marktsector ...

Alleen het gedrag van de marktsector is endogeen. Fiscale variabelen of overheidsuitgaven komen voor als exogenen voorzover zij relevant geacht worden voor het gedrag van de marktsector. De analyse is beperkt in die zin dat de marktsector geen rekening houdt met macro-economische randvoorwaarden zoals het evenwicht op de betalingsbalans of de langetermijnfinancierbaarheid van de overheidsschuld².

... aan hand van een referentie- en beleidssimulatie ...

De beoordeling van de effectiviteit van de werknemersbijdrageverminderingen is gebaseerd op enerzijds een basissimulatie binnen steekproef die de historische economische omgeving (inclusief werkgeversbijdrageverminderingen) reproduceert (1975-2000) en anderzijds een beleidssimulatie die de werkgeversbijdrageverminderingen in 1995-2000 op nul stelt. De impact van die beleidsschok op productie, prijzen, lonen en tewerkstelling wordt gemeten aan hand van het verschil met de basissimulatie. De beleidssimulaties gaan ervan uit dat het beleid van loonnormen de facto niet bindend is en dat via omwegen de loonkost toch sneller kan groeien dan de norm indien de marktomstandigheden dat eisen. Zelfs indien die hypothese niet met de werkelijkheid strookt, leggen de beleidssimulaties onevenwichten bloot die het loonnormbeleid op langere termijn onhoudbaar maken.

... van een nieuw macro-economisch arbeidsmarktmodel voor de marktsector...

Van het nieuwe macro-economisch arbeidsmarktmodel werden twee versies ontwikkeld (zie verder). Beide versies beschrijven het gedrag van de marktsector, veronderstellen dat arbeid homogeen is (m.a.w. het onderscheid tussen verschillende types van arbeid, bijvoorbeeld laag- en hooggeschoolde arbeid, wordt niet gemaakt) en specificeren het productieproces, de loon- en prijsvorming, de inzet van arbeid en kapitaal, een arbeidsbemiddelingsproces dat gepaard gaat met een bijkomende arbeidskost, en de snelheid waarmee de economie na een beleids- of omgevingsschok naar een nieuw langetermijnevenwicht beweegt.

... met een langetermijnoplossing en kortetermijndynamica ...

Op lange termijn hangt de productie af van de beschikbaarheid van kapitaal en de inzetbaarheid van arbeid gegeven de relatieve factorprijzen. Op korte termijn is de economische activiteit eerder vraagbepaald. Het kortetermijngedrag wordt gedictieerd door de eis dat de economie na een beleids- of omgevingsschok van het oude naar het nieuwe langetermijnevenwicht beweegt. Bij gebrek aan een gedetailleerde overheidsrekening is het ook niet mogelijk om de budgettaire kost van de maatregel per werknemer of als fractie van het bbp te berekenen³.

1. HERMES, het traditionele macro-sectorale instrument van het FPB voor middellangetermijnanalyses, leent zich in principe ook tot a posteriori evaluaties, maar werd tot nu toe praktisch-technische redenen alleen gebruikt voor macro-economische vooruitzichten (i.e. voorspellingen in de veronderstelling van ongewijzigd overheidsbeleid) en de evaluatie van toekomstige beleidswijzigingen. Het nieuw ontwikkelde arbeidsmarktmodel is nog niet getest op zijn bruikbaarheid voor voorspellingen.
2. Ook HERMES neemt die nevenvoorwaarden niet in rekening.
3. Met HERMES is een adequate meting van de invloed op de overheidsfinanciën wel mogelijk.

... met twee modelleringen van de loonvorming ...

Twee modelversies worden gebruikt. Het verschil tussen de twee modelversies schuilt in de arbeidsmarktspanningmeter. In de ene modelversie heeft de werkloosheidsgraad een negatief effect op de reële loonkost ('model 1'). In de andere modelversie is de werkloosheid-vacature-verhouding en niet de werkloosheidsgraad medebepalend voor de reële loonkostvoet ('model 2'). Gelet dat econometrische testen niet eenduidig kunnen bepalen welke modelversie het best de werkelijkheid benadert, worden beide modelversies gebruikt, zonder een voorkeur voor de ene of de andere uit te spreken.

... die a posteriori kwantitatief gelijkaardige conclusies geven ...

Volgens model 1 (model 2) zou de niet-toekenning van werkgeversbijdrageverminderingen in 1995-2000 de gemiddelde groeivoet van de nominale loonkost met +0,52 (+0,58) procentpunt en de consumptieprijsinflatie met +0,10 (+0,11) procentpunt verhoogd hebben. De economische groei zou volgens beide modellen gemiddeld -0,11 procentpunt lager geweest zijn. De werkgelegenheidsvernietiging zou tot 35600 (38700) eenheden in 2000 opgelopen zijn.

... ondanks verschillen in langetermijngedrag.

Theoretische simulaties hebben echter ook aangetoond dat werkgeversbijdrageverminderingen op middellange en lange termijn in model 2 meer kostenverlagend, meer werkgelegenheidsscheppend en meer outputstimulerend zijn dan in model 1. In een omgeving van relatief grote jaar-op-jaar veranderingen in de werkgeversbijdragevoet zoals in 1995-2000, kunnen de middellange en langetermijnverschillen tussen de twee modeconomieën zich echter niet manifesteren en produceren de twee modellen kwantitatief gelijkaardige effecten. Daarom moeten de simulatieresultaten begrepen worden als een evaluatie van de kortetermijneffectiviteit van het werkgeversbijdrageverminderingenbeleid.

Structuur:

In deel II worden de twee modelversies met hun modelspecifieke loonvergelijkingen toegelicht. In deel III wordt het beleid van werkgeversbijdrageverminderingen in 1995-2000 beoordeeld. De statistische betrouwbaarheid van de twee modelversies binnen steekproef wordt in annex geëvalueerd.



Model, gegevensbestand, econometrie en basissimulaties

A. Model

Voor een gedetailleerde beschrijving van de theoretische fundamenten van het model verwijzen we naar Joyeux et al. (2003). Hier beperken we ons tot de hoofdmechanismen van het model.

Productie en vraag

Op lange termijn bepaalt een Cobb-Douglas-productietechnologie met constante schaalopbrengsten de optimale inzet van arbeid en kapitaal. De optimale prijs van de toegevoegde waarde in de privé sector wordt bepaald in een monopolistisch-concurrentiële omgeving. Technologische vooruitgang, benaderd via een tijdsvariabele, verhoogt de productiviteit van arbeid. Het langetermijnproductieniveau hangt af van de productiecapaciteit i.e. de productie die mogelijk is gegeven de factorbeschikbaarheid. De kortetermijnoutput wordt bepaald door de binnenlandse vraag, die gevoelig is voor investeringen en loon- en vervangingsinkomen (als benadering voor gezinsverbruik), de buitenlandse vraag, en de internationale prijscompetitiviteit.

Goederen- en factorprijzenblok

De prijs van arbeid bestaat uit twee componenten: de loonkostvoet en de arbeidsbemiddelingskost ('matching'-kost). De optimale loonkostvoet volgt de prijs van de toegevoegde waarde, de gemiddelde arbeidsproductiviteit, de arbeidsmarktspanningen, de loonwage en de vervangingsratio tussen de werkloosheidsvergoedingen en het nettoloon (vanaf nu 'vervangingsratio' tout court). Aangezien de loonwage rechtstreeks medebepalend is voor de langetermijnloonvorming, geldt langetermijnequivalentie tussen de sociale zekerheidsbijdragevoeten van werknemers en werkgevers. De kapitaalprijs is een verdisconteerde waarde van de investeringsprijsindex en functie van de verwachte investerings- en consumptieprijsinflatie. De optimale consumenten- en de investeringsprijzen zijn gewogen gemiddelden van de prijs van de toegevoegde waarde en de buitenlandse prijsindices. De inflatieverwachtingen worden adaptief gevormd.

Arbeidsbemiddeling

De idee is dat vacatures worden uitgeschreven om zowel bijkomende werkplaatsen in te vullen als om verschuivingen binnen de bestaande tewerkstelling op te vangen. De invulling van de vacatures hangt af van de voorraad werklozen waaruit kan worden geput. Ten gevolge van de heterogeniteit van werkgevers en werknemers (inzake geboden en gevraagde kwalificaties, geografie) is de zoektocht van werkgevers en werknemers naar een geschikte werknemer resp. baan niet kostenvrij. Die arbeidsbemiddelingskost weerspiegelt de moeilijkheden om - gegeven de werkloosheid - vacatures om te zetten in aanwervingen en is dus afhankelijk van spanningen op de arbeidsmarkt.

Loonvorming en theoretische coherentie

De loonvorming in model 1 is gebaseerd op een 'right-to-manage'-model van collectieve loononderhandelingen (cfr. Jackman et al., 1991), terwijl in model 2 surplusverdeling in een 'job-search'-kader (cfr. Pissarides, 1998) ten grondslag ligt aan de loonvorming. Die rente spruit voort uit het informatievoordeel die werknemers en werkgevers hebben tegenover kandidaat-werknemers (op zoek naar een job) en kandidaat-werkgevers (op zoek naar geschikte werknemers om vacatures in te vullen). Met het oog op een betere vergelijkbaarheid met model 2, werd model 1 ad hoc verrijkt met een arbeidsbemiddelingsblok. Een specifiek probleem stelt zich met de statistische kwaliteit van de gegevens m.b.t. de vacatures en ingevulde vacatures. Weliswaar is model 2 (met de werkloosheid-vacature-ratio in de loonvergelijking) theoretisch het meest coherent, maar wegens de mindere statistische kwaliteit van de werkloosheid-vacature-verhouding als graadmeter voor de spanningen op de arbeidsmarkt in vergelijking met de werkloosheidsgraad is de loonvergelijking van model 2 a priori empirisch problematisch.

Kortetermijndynamica

Het kortetermijngedrag van de toegevoegde waarde, de toegevoegde waardeprijs, de kapitaalstock, de tewerkstelling en de nominale loonkost wordt bepaald door een error-correction-mechanisme. De groeivoet van deze grootheden wordt bepaald door de jaar-op-jaar schokken in de determinanten van die variabelen en door de afwijking tussen de kortetermijn- en de langetermijnoplossing. Als alternatief voor een expliciete modellering van consumptie en netto-uitvoer werd de vraagzijde en dus het kortetermijngedrag van de toegevoegde waarde gemodelleerd als een functie van het beschikbaar inkomen, de wereldvraag en relatieve prijzen. In die zin is het kortetermijngedrag van de toegevoegde waarde gemodelleerd via een gereduceerde vormvergelijking.

B. Gegevensbestand

ESER95

De databank bestrijkt 1970-2000 en is een selectie uit de databank van het macrosectorale model HERMES gebruikt voor de middellangetermijnvoorzichten van april 2002, aangevuld met gegevens uit de databank van het internationaal model NIME en RVA-gegevens. De gegevens zijn in ESER95 en werden indien nodig gerescaleerd op basis van hun equivalent in ESER79. De variabelen hebben betrekking op de marktsector, d.w.z. de bedrijfstakken van de nomenclatuur NACE-BEL zonder de sectoren L (openbare administratie) en M (onderwijs). De tewerkstellingsgegevens dateren van vóór de methodologische herziening anno 2003 door het INR. Voor een gedetailleerde beschrijving verwijzen we naar Joyeux et al (2003).

C. Econometrie

1. Drie stappen

Drie stappen:

De methodologie bestaat uit drie stappen: (1) de schatting van de langetermijnvergelijkingen en stationariteitstesten, (2) de schatting van de kortetermijnvergelijkingen en (3) de simulatie van de basisoplossing en de beleidsscenario's. In de vergelijkingen hieronder is y_t de left-hand-side-endogene

(met evenwichtsooplossing \bar{y}_i), y_j de set van endogene verklarende variabelen en x_k de set van exogene verklarende variabelen. De variabelen zijn in natuurlijke logaritmen. De kortetermijngroei van y_i wordt verklaard door twee effecten: (1) de (al of niet vertraagde) groei van de onmiddellijke verklarende exogene x_k en de endogene variabelen y_j en (2) de kloof tussen de kortetermijn- en langetermijnoplossing van y_i . Dit laatste effect, het error-correction-term-effect, zorgt ervoor dat y_i stijgt (daalt) indien in het verleden de optimale waarde van y_i groter (kleiner) was dan de gerealiseerde y_i . Noteer ook dat in de langetermijnvergelijking de waarde van de left-hand-side-endogene functie is van de kortetermijnoplossing van de right-hand-side endogenen.

Schatting van langetermijnrelaties

$$(1) y_i = f(y_j, x_k) \text{ met } \tilde{y}_i \text{ als fit}$$

Schatting van kortetermijnrelaties

$$(2) \nabla y_{i,t} = \sum_{i \neq j} \sum_m \beta_{ijm} \nabla y_{j,t-m} + \sum_m \beta_{im} \nabla y_{i,t-m-1} + \sum_k \sum_m \gamma_{ikm} \nabla x_{k,t-m} + \lambda_i (\bar{y}_{i,t-n} - y_{i,t-n})$$

met $\bar{y}_j = \tilde{y}_j$ uit (1), $m=0,1,\dots$ en $n=1,2,\dots$

Simulatie

$$(3a) \bar{y}_i = f(y_j, x_k)$$

$$(3b) \nabla y_{i,t} = \sum_{i \neq j} \sum_m \beta_{ijm} \nabla y_{j,t-m} + \sum_m \beta_{im} \nabla y_{i,t-m-1} + \sum_k \sum_m \gamma_{ikm} \nabla x_{k,t-m} + \lambda_i (\bar{y}_{i,t-n} - y_{i,t-n})$$

Voor de concrete schattingen verwijzen we naar Joyeux et al. (2003). De kwaliteit van de basissimulaties worden in annex besproken. We gaan wel nader in op de loonvorming in de twee modelversies om twee redenen. Ten eerste is de loonvorming het kanaal waarlangs fiscale en parafiscale bijdragevoeten de economie beïnvloeden. Ten tweede verschillen de twee modelversies vooral in de loonvergelijkingen. Voor een gedetailleerde bespreking van de twee modellen verwijzen we naar Joyeux et al (2003).

2. Model 1

a. De langetermijnloonvorming

De loonwrigvariabelen *WEDGE* en *T* worden gedefinieerd door de parafiscale werkgeversvoet in termen van de directe loonkost (*TPC*), de parafiscale-cum-fiscale werknemersvoet in termen van de directe loonkost (*TWC*) en de relatieve prijs van consumptiegoederen (*Pc*) t.o.v. de toegevoegde waardeprijsindex (*P*). De aanslagvoeten in termen van de directe loonkost (*TPC* en *TWC*) bepalen de patronale aanslagvoet (*TPB*) en de werknemersaanslagvoet (*TWB*) in termen van de brutoloonvoet:

$$WEDGE = \frac{1}{1 - TPC - TWC} \cdot \frac{Pc}{P}; T = \frac{WEDGE - 1}{WEDGE}; TPB = \frac{TPC}{1 - TPC}; TWB = \frac{TWC}{1 - TPC}$$

In vergelijking (1), afgeleid van een 'right-to-manage' collectief loononderhandelingsmodel, hangt de nominale langetermijnloonvoet per uur (*WCH*) af van de prijsindex van de toegevoegde waarde (*P*) en de arbeidsproductiviteit per uur (gedefinieerd als de toegevoegde waarde *Y* per gepresteerde arbeidsuren *LH*) met elasticiteit 1. Verder zijn ook de loonwrig (*T*- positief teken), de vervangings-

ratio gedefinieerd als de verhouding tussen werkloosheidsvergoedingen en inkomen uit arbeid (Rp - positief teken) en de werkloosheidsgraad (Ur - negatief teken) van belang. De parameters C_T , C_{Rp} en C_{Ur} moeten geschat worden. Belangrijk is dat op lange termijn de werkgevers- en werknemersbijdragevoeten via T de loonkostvoet op identieke manier beïnvloeden. De restrictie op de P -coëfficiënt sluit langetermijngeldillusie uit. De GKK-schatting is weergegeven in Tabel 1.

$$(4a) \ln \overline{WCH} = \ln P + \ln \frac{Y}{LH} + c_T \ln T + c_{Rp} \ln Rp + c_{Ur} Ur$$

TABEL 1 - GKK-schatting van de langetermijnvergelijking voor de loonkostvoet (1971-2000)

endogene:	$\ln(\overline{WCH})$						
verklarende variabelen	$\ln(P)$	$\ln(Y/LH)$	$\ln(T)$	$\ln(Rp)$	Ur_{t-1}	adj R ²	DF
coëfficiënten			c_T	c_{Rp}	c_{Ur}		
schatting	1,0000	1,0000	0,2727	0,3810	-0,8874	0,9981	-3,9501
standaardfout	-	-	0,0334	0,0442	0,1943		

vergelijking (4a): \overline{WCH} = langetermijnloonkostvoet, P = deflator van de toegevoegde waarde van de marktsector, Rp = vervangingsratio, Ur = werkloosheidsgraad, T = loonwig = (WEDGE-1)/WEDGE, WEDGE = (PC/P)/(1-TP-TWC), TP = patronale bijdragevoet (als fractie van loonkostvoet), TWC = directe aanslagvoet + werknemersbijdragevoet (als fractie van loonkostvoet); PC = consumptieprijsindex, DF = Dickey-Fuller-test.

b. De kortetermijnloonvorming

De kortetermijndynamiek wordt ingebracht via een error-correction-specificatie (zie de analytische uitdrukking 4b en de schattingsresultaten in tabel 2). In tegenstelling met de langetermijnimpact wordt niet opgelegd dat de werknemers- en de werkgeversbijdragevoet dezelfde kortetermijneffecten op de loonvoet hebben. De groei van de loonvoet is functie van:

- (1) schokken in de verklarende variabelen (de patronale bijdragevoet als een fractie van de loonkost (TPC - positief teken), de fiscale en parafiscale bijdragevoet voor werknemers als een fractie van het brutoloon (TWB - positief teken), de prijsindex waaraan de lonen gekoppeld zijn (ZF - opgelegde elasticiteit gelijk aan 1), de macro-economische productiviteit (positief teken), de werkloosheid (Ur - negatief teken));
- (2) de error-correction-term nl. de kloof tussen het kortetermijnevenwicht WCH en het langetermijnevenwicht \overline{WCH} in de voorgaande periode (negatief teken): indien WCH groter is dan \overline{WCH} , dan vertraagt (versnelt) de loonvoetgroei in de volgende periode;
- (3) de groei van de loonvoet in de voorgaande periode.

$$(4b) \Delta \ln WCH = \Delta \ln ZF + c_1 \Delta \ln WCH_{-1} + c_2 \Delta \ln \frac{Y}{LH} + c_3 \Delta Ur_{-2} + c_4 \Delta \ln TPC + c_5 \Delta \ln TWB + c_6 (\ln WCH - \ln \overline{WCH})_{-1}$$

TABEL 2 - GKK-schatting van de kortetermijnvergelijking voor de loonkostvoet (1973-2000)

endogene:	$\Delta \ln WCH$									
verklarende variabelen	D74	D80	$\Delta \ln WCH_{-1}$	ΔUr_{-2}	$\Delta \ln Y/(LH)$	$\Delta \ln ZF$	$\Delta \ln TPC$	$\Delta \ln TWB$	ECT_{-1}	
coëfficiënten			c_1	c_3	c_2			c_4	c_5	c_6
schatting	0,0291	0,0356	0,1079	-0,2424	0,5834	1,0000	0,2214	0,1717	-0,4271	
standaardfout	0,0134	0,0148	0,0760	0,3228	0,1773	-	0,0862	0,0894	0,1177	
adj R ² = 0,9393										
DW = 1,9559										

vergelijking (4b): WCH = kortetermijnloonkostvoet, \overline{WCH} = langetermijnloonkostvoet, Ur = werkloosheidsgraad, TPC = patronale bijdragevoet (als fractie van loonkostvoet), TWB = directe aanslagvoet + werknemersbijdragevoet (als fractie van bruto-loonvoet), ZF = prijs-index voor lonen, ECT = error-correction term = $\ln(WCH) - \ln(\overline{WCH})$, D74 en D80: wisselvariabelen voor 1974 en 1980.

3. Model 2

a. De langetermijnloonvorming

De analytische uitdrukking (5a) - zie tabel 3 voor de schattingsresultaten - modelleert het langetermijngedrag van de loonvoet in een job-search-theoretisch kader. Essentieel is dat de loonvoet een negatieve functie is van de verhouding tussen de kans dat een vacature ingevuld wordt enerzijds en de kans dat een individu een baan vindt anderzijds. Die relatieve kans is gelijk aan de verhouding tussen de stock werklozen ($ULCP$) en het aantal vacatures gedurende een kalenderjaar ($VFAJ$). Voor het overige gelden dezelfde restricties op de prijsindex van de toegevoegde waarde (P) en de arbeidsproductiviteit per uur (Y/LH) als in model 1:

$$(5a) \quad \ln \overline{WCH} = \ln P + \ln \frac{Y}{LH} + c_T \ln T + c_{Rp} \ln Rp + c_{UrVr} \frac{ULCP}{VFAJ}$$

TABEL 3 - GKK-schatting van de langetermijnvergelijking voor de loonkostvoet (1971-2000)

endogene:	$\ln(\overline{WCH})$						
verklarende variabelen	$\ln(P)$	$\ln(Y/LH)$	$\ln(T)$	$\ln(Rp)$	$(ULCP/VFAJ)_{-1}$	adj R ²	DF
coëfficiënten			c_T	c_{Rp}	c_{UrVr}		
schatting	1,0000	1,0000	0,1835	0,5232	-0,0016	0,9974	-4,8591
standaardfout	-	-	0,0326	0,0321	0,0007		

vergelijking (5a): \overline{WCH} = langetermijnloonkostvoet, P = deflator van de toegevoegde waarde van de marktsector, Rp = vervangingsratio, $ULCP$ = werkloosheid, $VFAJ$ = vacatures, T = loonwage = $(WEDGE-1)/WEDGE$, $WEDGE$ = $(PC/P)/(1-TP-TWC)$, TP = patronale bijdragevoet (als fractie van loonkostvoet), TWC = directe aanslagvoet + werknemersbijdragevoet (als fractie van loonkostvoet); PC = consumptieprijsindex, DF = Dickey-Fuller-test.

b. De kortetermijnloonvorming

Een andere langetermijnvergelijking impliceert ook een andere error-correction-regressie (uitdrukking 5b; tabel 4), in dit geval zonder de arbeidsmarktspanningen, maar wel met de wijziging in de vervangingsratio als verklarende variabele:

$$(5b) \Delta \ln WCH = \Delta \ln ZF + c_1 \Delta \ln Rp + c_2 \Delta \ln \frac{Y}{LH} + c_4 \Delta \ln TWB + c_5 \Delta \ln TPC + c_6 (\ln WCH - \ln \overline{WCH})_{-1}$$

TABEL 4 - GKK-schattingen van kortetermijnvergelijking voor de loonkostvoet (1973-2000)

endogene:	$\Delta \ln WCH$								
verklarende variabelen	$\Delta \ln ZF$	D74	$\Delta \ln RP_{-1}$	$\Delta \ln Y/(LH)$	$\Delta \ln TWB$	$\Delta \ln TPC$	ECT ₋₁	adj R ²	DW
coëfficiënten			c ₁	c ₂	c ₄	c ₅	c ₆		
schatting	1,0000	0,0374	0,0350	0,8360	0,1524	0,2249	-0,2795	0,9025	1,6420
standaardfout	-	0,0171	0,0576	0,0981	0,0884	0,1048	0,1271		

vergelijking (5b): WCH = kortetermijnloonkostvoet, \overline{WCH} = langetermijnloonkostvoet, Rp = vervangingsratio, TPC = patronale bijdragevoet (als fractie van loonkostvoet), TWB = directe aanslagvoet + werknemersbijdragevoet (als fractie van brutoloonvoet), ZF = prijs-index voor lonen, ECT = error-correction term = $\ln(WCH) - \ln(\overline{WCH})$, D74 = wisselvariabele voor 1974.

4. Loonkostvorming

Tabel 5 toont de kortetermijn- en langetermijnelasticiteiten van de loonkostvoet. Van belang voor de effectiviteit van bijdrageverminderingen is dat de elasticiteit m.b.t. de bijdragevoeten op lange termijn kleiner is dan 1 (nl. 0,30 in model 1; 0,20 in model 2). Indien gelijk aan 1 (perfecte passthrough), dan wordt een bijdragevermindering maximaal ingepalmd door de werkgevers en maximaal omgezet in de schepping van werkplaatsen; indien gelijk aan 0 (geen passthrough), dan wordt een bijdragevermindering maximaal ingepalmd door de werknemers en minimaal omgezet in de schepping van werkplaatsen¹.

Opvallend is dat de kortetermijnelasticiteit m.b.t. de werkgeversbijdragevoet (0,78 in beide modelversies) beduidend groter is dan de langetermijnelasticiteit (0,30 in model 1; 0,20 in model 2): een wijziging van de werkgeversbijdragevoet wordt op korte termijn vooral doorgegeven naar de loonkost, terwijl op lange termijn vooral het nettoloon verandert.

Voor de werknemersbijdragevoet is er nauwelijks een verschil tussen de kortetermijnelasticiteiten (model 1: 0,34; model 2: 0,30) en de langetermijnelasticiteiten (model 1: 0,30; model 2: 0,20). Dat de loonkost op korte termijn gevoeliger is voor de werkgeversbijdragevoet dan voor de werknemersbijdragevoet wordt ver-

1. De elasticiteit van de loonvoet m.b.t. de loonwage is gelijk aan $(dWCH/WCH)/(dT/(1-T))$. Deze definitie laat toe om het effect van bijdragen gemakkelijk te interpreteren en na te gaan in welke mate de bijdragelast door de werknemer of de werkgever gedragen wordt. Differentiatie van de nettoloonvergelijking $WN=(1-T)WCH$ geeft: $dWN=(1-T)dWCH-WCH dT$. Indien de bijdragelast gedragen wordt door de werkgever is er geen effect op het nettoloon (WN) en is de elasticiteit bijgevolg 1. Indien de bijdragelast echter gedragen wordt door de werknemer, is het effect op de loonkost (WCH) nul en is de elasticiteit bijgevolg 0.

klaard door de Belgische praktijk om in looncontracten akkoorden over de brutoloonvoet af te sluiten.

De gevoeligheid van de loonkost m.b.t. de werkloosheidsgraad (model 1), de werkloosheid-vacature-verhouding (model 2), de vervangingsratio en de macro-economische arbeidsproductiviteit is door de band kleiner op korte termijn dan op lange termijn.

TABEL 5 - Korte- en langetermijnelasticiteiten van de loonkostvoet

verklarende variabele	Arbeidsmarktmodel (gemiddelde elasticiteiten) ****				Graafland & Huizinga (1999)	
	model 1 (‘right to manage’)		model 2 (‘job search’)		korte termijn	lange termijn
	korte termijn	lange termijn	korte termijn	lange termijn		
vervangingsratio (Rp)	0	0,38	0,04	0,52	0,17	0,35
werkloosheidsgraad (Ur) *	-0,24	-0,89	-	-	0	-2,04
werkloosheid-vacature-ratio (ULCP/VFAJ) *	-	-	0	-0,02	-	-
arbeidsproductiviteit (Y/LH)	0,58	1,00	0,84	1,00	0,19	1,00
werkgeversbijdragevoet (t.o.v. loonkost) (TPC) **	0,78	0,30	0,78	0,20	0,61	0,40 ***
werknemersbijdragevoet (** en ****)	0,34	0,30	0,30	0,20	0,33	0,40 ***

* semi-elasticiteit: $(d WCH/WCH) / d UR$ of $(d WCH/WCH) / d (ULCP/VFAJ)$;

** zie ook de voetnoot op deze pagina; $(d WCH/WCH) / (dT/(1-T))$;

*** som van elasticiteiten m.b.t. marginale en gemiddelde bijdragevoet;

**** De elasticiteit van de loonvoet tot de bijdragevoeten is gevoelig voor de hoogte van de bijdragevoeten (hoe hoger de bijdragevoeten, des te kleiner de elasticiteit);

***** op korte termijn t.o.v. brutoloonvoet (TWB), op lange termijn t.o.v. loonkostvoet (TWC).



Nul-bijdrageverminderingen vanaf 1995 tot 2000

Eerst bespreken we de theoretische mechanismen van werkgeversbijdrageverminderingen. Vervolgens worden de concrete resultaten met model 1 (tabel 6) en model 2 (tabel 7) geanalyseerd. Vergelijkende grafieken (5 tot 7) vindt men in annex.

A. De effecten van een hogere werkgeversbijdragevoet a priori

Wat indien geen bijdrageverminderingen waren toegekend? Lange termijneffecten ...

Tabellen 8 en 9 tonen de werkgeversbijdrageverminderingen die in 1995-2000 aan de marktsector werden toegekend, de geobserveerde werkgeversbijdragevoet (basisscenario), en de werkgeversbijdragevoet indien geen bijdrageverminderingen waren toegekend (beleidsscenario). In de beleidssimulatie geldt dus een hogere patronale bijdragevoet (tussen 2,30 en 4,74 procentpunt hoger dan in de basissimulatie) en dus ook een hogere loonwage. Op lange termijn verwachten we dus een hogere reële loonkostvoet, lagere tewerkstelling, een hogere werkloosheidsgraad, een lager outputniveau en hogere prijsniveaus. Ondanks de hogere loonkostvoet impliceert de grotere loonwage per saldo een lagere reële nettoloonvoet. Door de hogere werkloosheid is de arbeidsbemiddelingskost lager en moet daarom de stijging van de totale arbeidskost minder scherp zijn dan de stijging van de loonkost. Een andere complicatie is het gedrag van de vervangingsratio en haar terugkoppelingseffecten¹. Ten gevolge van de exogeniteit van de reële werkloosheidsvergoeding impliceert de neerwaartse druk op de reële nettoloonvoet een hogere vervangingsratio, waardoor de opwaartse druk op de loonkostvoet en dus de werkgelegenheidsvernietiging verscherpt worden. In principe gaan de korte en middellangetermijnaanpassingen in dezelfde richting als de langetermijneffecten.

... en grillige dynamica van de werkgeversbijdragevoet...

De langetermijneffecten zullen we niet kwantificeren. Het kortetermijngedrag van de dynamische variabelen (bijvoorbeeld outputgroei, consumenten- en producentenprijsinflatie, groeivoet van de loonkost) wordt gecompliceerd door de timing en relatieve omvang van de schokken in de werkgeversbijdragevoet. In het basisscenario worden jaar-op-jaar-stijgingen van de bijdragevoet (1996, 1998)

1. In deze studie is de vervangingsratio endogeen (zie Figuur 7). Zowel in model 1 als in model 2 wordt verondersteld dat de gemiddelde reële werkloosheidsvergoeding exogeen is. Bijgevolg wordt de vervangingsratio beïnvloed door de evolutie van de reële nettoloonvoet. Ten gevolge van minimumdrempels en de koppeling van de werkloosheidsvergoeding aan het laatst verdiende loon tot een bovengrens, is de Belgische realiteit wellicht complexer dan dat. Nochtans is de hypothese van een exogene gemiddelde reële werkloosheidsvergoeding realistischer dan de idee dat de reële werkloosheidsvergoeding automatisch geïndexeerd is aan de reële nettoloonvoet.

afgewisseld met jaar-op-jaar-dalingen (1995, 1997, 1999, 2000). Omdat de grootte van de bijdrageverminderingen ongelijk verdeeld is over 1995-2000, heeft de annulatie van de bijdrageverminderingen in het beleidsscenario wisselende effecten op het tijdsverloop van de bijdragevoet. De jaar-op-jaar-stijgingen uit het basisscenario (1996, 1998) worden sterker; sommige jaar-op-jaar-dalingen uit het basisscenario worden echter groter in omvang (1997, 1999), terwijl andere jaar-op-jaar-dalingen worden omgezet in jaar-op-jaar-stijgingen (1995, 2000).

... en de loonvoet ...

Dit heeft gevolgen voor de kortetermijndynamica. De jaar-op-jaar stijgingen in (dalingen) van de werkgeversbijdragevoet zorgen rechtsreeks voor een opwaartse (neerwaartse) druk op de groeivoet van de loonkost. Daarenboven impliceert het error-correction-term-effect dat elke jaar-op-jaar stijging (daling) van de werkgeversbijdragevoet ook een jaar-op-jaar stijging (daling) van de langetermijnloonvoet en dus een versnelling (vertraging) van de loonvoetgroei meebrengt indien de actuele loonvoet lager (hoger) is dan de nieuwe langetermijnloonvoet. Het gevolg is dat de loonvoetgroei zowel kan versnellen als tijdelijk vertragen in vergelijking met het basisscenario, zelfs indien de loonvoet in het beleidsscenario op elk moment hoger ligt dan in het basisscenario.

... en de aggregatieve vraag.

Daarenboven wordt op korte termijn de outputgroei bepaald door fluctuaties in de groei van de aggregatieve vraag, meer bepaald door wijzigingen in het beschikbaar inkomen van de gezinnen (als gevolg van veranderende parafiscale last en de geïnduceerde daling van de loonmassa), fluctuaties in de investeringsvraag (als gevolg van de substitutie van arbeid voor kapitaal en het negatief volume-effect van de gedaalde output) en de dalende netto-uitvoer (ten gevolge van relatieve prijsstijging van het binnenlands goed).

B. De effecten volgens model 1

Productie- en tewerkstellingsverlies.

Tabel 8 rapporteert de effecten volgens model 1. In 2000 zou de niet-toekenning van de bijdrageverminderingen de werkgelegenheid met -1,51 % (met -35669 eenheden), de vaste kapitaalstock met -0,22 % en de toegevoegde waarde in de marktsector met -0,75 % verminderd hebben. De factorinzet wordt ook kapitaal-intenser (+1,29 %) omdat het banenverlies groter is dan de afbouw van de kapitaalstock. Oorzaak is de stijging van de reële arbeidskost (de nominale arbeidskost gecorrigeerd met de producentenprijs) met +2,64 %. De economische groeivertraging in 1995-2000 in vergelijking met de basis fluctueert tussen -0,02 en -0,22 procentpunt; het gecumuleerd toegevoegde waardeverlies tussen 1995 en 2000 komt neer op een jaarlijkse groeivertraging van -0,11 procentpunt; de verdisconteerde waarde van het gecumuleerde productieverlies bedraagt -2,49 %¹.

1. Als verdisconteringsvoet werd een nominale rente van 0,05 procentpunt, verminderd met de verwachte consumentenprijsinflatie (een endogeen adaptief mechanisme) uit de basisoplossing, gebruikt.

TABEL 6 - Effecten van de afschaffing van de werkgeversbijdrageverminderingen (model 1, 1995-2000)

	1995	1996	1997	1998	1999	2000
werkgeversbijdragen^a						
- bijdrageverminderingen voor de marktsector (miljoenen euro)	1035	1306	1195	1595	1532	2612
- werkgeversbijdragevoet in het basisscenario	34,12%	34,58%	34,31%	34,72%	33,64%	32,58%
- jaarlijkse wijziging van de werkgeversbijdragevoet in het basisscenario	-1,30%	0,47%	-0,27%	0,41%	-1,08%	-1,06%
- werkgeversbijdragevoet in het beleidsscenario (verschil met basisscenario) ^b	2,30%	2,87%	2,50%	3,24%	3,00%	4,74%
- jaarlijkse wijziging van de werkgeversbijdragevoet in het beleidsscenario	1,00%	1,03%	-0,64%	1,15%	-1,32%	0,68%
effecten van nul-bijdrageverminderingen						
productie en factorinzet^c						
- toegevoegde waarde (volume) ^d	-0,19%	-0,33%	-0,40%	-0,51%	-0,53%	-0,75%
- vaste kapitaalvoorraad	-0,04%	-0,10%	-0,14%	-0,17%	-0,18%	-0,22%
- tewerkstelling	-0,53%	-0,78%	-0,78%	-0,98%	-1,03%	-1,51%
goederen- en factorprijsniveaus^e						
- producentenprijsdeflator ^f	0,00%	0,30%	0,56%	0,68%	0,86%	0,99%
- consumptieprijnsindex ^g	0,00%	0,16%	0,32%	0,42%	0,54%	0,64%
- totale nominale arbeidskost ^h	1,54%	2,12%	1,90%	2,33%	2,43%	3,63%
- nominale loonkost ⁱ	1,56%	2,15%	1,93%	2,37%	2,47%	3,70%
- nominale nettoloonvoet	-1,08%	-1,15%	-0,93%	-1,34%	-0,97%	-1,78%
vervangingsratio	0,43%	0,53%	0,50%	0,69%	0,60%	0,94%
macro-economische indicatoren^j						
- consumptieprijsinflatie	0,00%	0,16%	0,16%	0,09%	0,12%	0,10%
- groei van de toegevoegde waarde	-0,19%	-0,14%	-0,07%	-0,12%	-0,02%	-0,22%
- werkloosheidsgraad	0,30%	0,43%	0,43%	0,54%	0,58%	0,86%
- tewerkstelling	-12228	-17704	-17616	-22365	-23994	-35669
- nominale loonkostgroei ^k	1,56%	0,59%	-0,22%	0,44%	0,10%	1,22%
gecumuleerd outputverandering ^k	-0,19%	-0,51%	-0,88%	-1,33%	-1,80%	-2,49%

a. in procent van het brutoloon, tenzij anders vermeld.

b. De afschaffing van de bijdragevermindering wordt toegerekend aan de werkgeversbijdragevoet aan hand van de basisoplossing van de loonmassa en niet aan hand van de geobserveerde loonmassa. Daarom zijn kleine verschillen in de bijdragevoet tussen model 1 en 2 mogelijk.

c. procentueel verschil tussen beleidsscenario en basisscenario.

d. het gecumuleerde outputverlies in 1995-2000 komt neer op een gemiddelde jaarlijkse groeivertraging met 0,11 %.

e. procentueel verschil tussen beleidsscenario en basisscenario.

f. de procentuele verandering in de toegevoegde waardeprijs meet ook de relatieve prijs van binnenlandse output tot buitenlandse goederen.

g. de gecumuleerde consumptieprijsstijging in 1995-2000 komt neer op een gemiddelde jaarlijkse consumptieprijnsinflatieversnelling met 0,10 %.

h. inclusief arbeidsbemiddelingskost; de totale arbeidsloonkost stijgt minder dan de loonkost omdat de hogere werkloosheid de arbeidsbemiddeling vergemakkelijkt.

i. de gecumuleerde loonkoststijging in 1995-2000 komt neer op een gemiddelde jaarlijkse loongroeiversnelling met 0,39 %.

j. absoluut verschil tussen beleidsscenario en basisscenario.

k. som van verdisconteerde procentuele verschillen tussen beleidsscenario en basisscenario; als verdisconteringsvoet werd 0,05 %, verminderd met de basisoplossing voor de verwachte consumentenprijsinflatie (een endogeen, adaptief mechanisme), gebruikt.

*Loonkost: niveau en
groei.*

De nominale loonkost is gedurende 1995-2000 tussen +1,56 % en +3,70 % hoger dan in het basisscenario, hetgeen gemiddeld neerkomt op een jaarlijkse versnelling van de loonvoetgroei met +0,52 procentpunt. Toch vinden we voor de groei van de nominale loonkost in één jaar (1997) een vertraging in vergelijking met het basisscenario. Niet toevallig vinden we de grootste versnelling van de groei van de nominale loonkost in 1995 (het eerste jaar dat de bijdragevermindering op nul wordt gezet) en 2000 (het jaar dat de grootste bijdragevermindering geannuleerd wordt). De nominale loonkost wordt omhoog geduwd door de stijging van de outputprijsindex (+0,99 % in 2000), de arbeidsproductiviteit (+0,76 % in 2000), de vervangingsratio (+0,94 procentpunt in 2000) en de loonwage, terwijl de gestegen werkloosheidsgraad (+0,86 procentpunt in 2000) de loonkoststijging mildert.

Vraaguitval.

Het spiegelbeeld van de gedaalde productie is de vraaguitval. Dit gebeurt via de investeringen (als gevolg van de dalende kapitaalstock), de netto-uitvoer (de relatieve prijs van de binnenlandse goederen is +0,99 % hoger) en het gezinsverbruik. Het gezinsinkomen en dus het gezinsverbruik komen onder druk door de daling van de tewerkstelling met -1,51 % en van het reëel nettoloon (het nominaal nettoloon gecorrigeerd met de consumptieprijsindex) met -2,42 %.

Consumptieprijsinflatie.

De verhoging van de consumptieprijsinflatie varieert tussen +0,09 en +0,16 procentpunt. De gecumuleerde consumptieprijsindexverhoging tussen 1995 en 2000 is goed voor een jaarlijkse versnelling van de inflatie met +0,10 procentpunt.

C. De effecten volgens model 2

*Model 2 versus model 1:
Zelfde productieverlies,
hoger tewerkstellingsverlies.*

Tabel 9 rapporteert de effecten volgens model 2. De Figuren 5 en 6 in de annex geven een visuele vergelijking tussen de resultaten van model 1 en 2. Weliswaar vindt model 2 in vergelijking met model 1 voor 2000 gelijkaardige niveau-effecten op productie (-0,75 % in beide gevallen) en de kapitaalstock (-0,20 % i.p.v. -0,22 %), maar toch is model 2 pessimistischer qua effecten op de reële arbeidskost (+3,04 % i.p.v. +2,64 %), de tewerkstelling (-38746 i.p.v. -35669 eenheden; -1,66 % i.p.v. -1,51 %) en de werkloosheidsgraad (+0,93 procentpunt i.p.v. +0,86 procentpunt). De stijging van de vervangingsratio is minder groot (+0,74 procentpunt i.p.v. +0,94 procentpunt). De stijging van de kapitaalintensiteit is meer uitgesproken dan in model 1 (+1,46 % i.p.v. +1,29 %). Net zoals in model 1 komt het gecumuleerd toegevoegde waardeverlies tussen 1995 en 2000 neer op een jaarlijkse groeivertraging met -0,11 procentpunt; de verdisconteerde waarde van het gecumuleerde productieverlies is lager (-2,26 % i.p.v. -2,49 %).

*Loonkost- en
consumptieprijsinflatie.*

Gemiddeld is de groei van nominale loonkost +0,58 procentpunt hoger dan in de basis (+0,52 procentpunt volgens model 1). De extra consumptieprijsinflatie voor 1995-2000 zou +0,11 procentpunt geweest zijn (+0,10 procentpunt volgens model 1).

TABEL 7 - Effecten van de afschaffing van de werkgeversbijdrageverminderingen (model 2, 1995-2000)

	1995	1996	1997	1998	1999	2000
werkgeversbijdragen^a						
- bijdrageverminderingen voor de marktsector (miljoenen euro)	1035	1306	1195	1595	1532	2612
- werkgeversbijdragevoet in het basisscenario	34,12%	34,58%	34,31%	34,72%	33,64%	32,58%
- jaarlijkse wijziging van de werkgeversbijdragevoet in het basisscenario	-1,30%	0,47%	-0,27%	0,41%	-1,08%	-1,06%
- werkgeversbijdragevoet in het beleidsscenario (verschil met basisscenario) ^b	2,30%	2,85%	2,46%	3,22%	2,98%	4,67%
- jaarlijkse wijziging van de werkgeversbijdragevoet in het beleidsscenario	1,00%	1,02%	-0,66%	1,16%	-1,32%	0,63%
effecten van nul-bijdrageverminderingen						
productie en factorinzet^c						
- toegevoegde waarde (volume) ^d	-0,18%	-0,35%	-0,38%	-0,49%	-0,53%	-0,75%
- vaste kapitaalvoorraad	-0,04%	-0,10%	-0,14%	-0,17%	-0,18%	-0,20%
- tewerkstelling	-0,56%	-0,78%	-0,81%	-1,06%	-1,14%	-1,66%
goederen- en factorprijsniveaus^e						
- producentenprijsdeflator ^f	0,00%	0,31%	0,55%	0,70%	0,93%	1,09%
- consumptieprijnsindex ^g	0,00%	0,17%	0,32%	0,43%	0,58%	0,70%
- totale nominale arbeidskost ^h	1,65%	2,03%	2,01%	2,65%	2,75%	4,13%
- nominale loonkost ⁱ	1,67%	2,05%	2,02%	2,68%	2,77%	4,17%
- nominale nettoloonvoet	-0,97%	-1,23%	-0,81%	-1,02%	-0,66%	-1,23%
vervangingsratio	0,38%	0,56%	0,44%	0,56%	0,48%	0,74%
macro-economische indicatoren^j						
- consumptieprijnsinflatie	0,00%	0,17%	0,15%	0,11%	0,15%	0,12%
- groei van de toegevoegde waarde	-0,18%	-0,17%	-0,03%	-0,11%	-0,05%	-0,21%
- werkloosheidsgraad	0,31%	0,43%	0,44%	0,58%	0,63%	0,93%
- tewerkstelling	-12744	-17530	-18110	-24067	-26137	-38746
- nominale loonkostgroei ^k	1,67%	0,38%	-0,03%	0,65%	0,09%	1,40%
gecumuleerd outputverandering ^k	-0,16%	-0,47%	-0,80%	-1,17%	-1,60%	-2,26%

a. in procent van het brutoloon, tenzij anders vermeld.

b. De afschaffing van de bijdragevermindering wordt toegerekend aan de werkgeversbijdragevoet aan hand van de basisoplossing van de loonmassa en niet aan hand van de geobserveerde loonmassa. Daarom zijn kleine verschillen in de bijdragevoet tussen model 1 en 2 mogelijk.

c. procentueel verschil tussen beleidsscenario en basisscenario.

d. het gecumuleerde outputverlies in 1995-2000 komt neer op een gemiddelde jaarlijkse groeivertraging met 0,11 %.

e. procentueel verschil tussen beleidsscenario en basisscenario.

f. de procentuele verandering in de toegevoegde waardeprijs meet ook de relatieve prijs van binnenlandse output tot buitenlandse goederen.

g. de gecumuleerde consumptieprijsstijging in 1995-2000 komt neer op een gemiddelde jaarlijkse consumptieprijnsinflatieversnelling met 0,11 %.

h. inclusief arbeidsbemiddelingskost; de totale arbeidsloonkost stijgt minder dan de loonkost omdat de hogere werkloosheid de arbeidsbemiddeling vergemakkelijkt.

i. de gecumuleerde loonkoststijging in 1995-2000 komt neer op een gemiddelde jaarlijkse loongroeiversnelling met 0,58 %.

j. absoluut verschil tussen beleidsscenario en basisscenario.

k. som van verdisconteerde procentuele verschillen tussen beleidsscenario en basisscenario; als verdisconteringsvoet werd 0,05 %, verminderd met de basisoplossing voor de verwachte consumentenprijnsinflatie (een endogeen, adaptief mechanisme), gebruikt.

Oorzaken van de vraaguitval.

Er zijn kleine verschillen tussen model 2 en model 1 qua onderliggende redenen voor de vraaguitval. De vraaguitval via de investeringen is gelijkaardig wegens dezelfde afbouw van de kapitaalstock. Wegens de hogere relatieve prijsstijging (+1,09 % i.p.v. +0,99 % in 2000) komt de netto-uitvoer wat meer onder druk. In vergelijking met model 1 komt volgens model 2 de neerwaartse druk op het gezinsinkomen in meerdere mate van de tewerkstellingsdaling (-1,66 % i.p.v. -1,51 %) en in mindere mate van de reële nettoloonvoetdaling (-1,93 % i.p.v. -2,42 %).

D. Conclusie

Uit de voorgaande analyse blijkt dat de macro-economische effecten van de werkgeversbijdrageverminderingen in 1995-2000 volgens modellen 1 en 2 van vergelijkbare orde grootte geweest zijn voor de productie. Zoals Joyeux et al. (2003) echter aantoonde, betekent dit helemaal niet dat een stabiel, aangehouden beleid van werkgeversbijdrageverminderingen, d.w.z. een initiële verlaging in de werkgeversbijdragevoet zonder verdere jaar-op-jaar veranderingen, op lange termijn dezelfde effecten zou gehad hebben. Integendeel, werkgeversbijdrageverminderingen zijn op middellange en lange termijn in model 2 meer kostenverlagend, meer werkgelegenheidsscheppend en meer outputstimulerend dan in model 1. Maar, in een omgeving van relatief grote jaar-op-jaar veranderingen in de werkgeversbijdragevoet zoals in het basis- én het beleidsscenario in 1995-2000, moet de economie zich voortdurend aanpassen aan wijzigingen in het impliciete langetermijnevenwicht en wordt elk jaar opnieuw een nieuw proces van kortetermijnaanpassingen ingezet. In zo'n omgeving kunnen de middellange en langetermijnverschillen tussen de twee modeleconomieën zich niet manifesteren en produceren de twee modellen kwantitatief gelijkaardige effecten.

Concreet hebben we aangetoond dat het beleid van werkgeversbijdrageverminderingen in 1995-2000 volgens model 1 (model 2) tussen 12200 (12700) banen in 1995 en 35700 (38700) banen in 2000 heeft geschapen. De gecumuleerde productietoename als gevolg van dat loonlastenverlagingsbeleid in 1995-2000 bedroeg 2,49 % (model 1) of 2,26 % (model 2).



Bibliografie

Graafland J.J., Huizinga F.H. (1999), *Taxes and Benefits in a non-linear wage equation*, Centraal Planbureau Research Memorandum, n°125.

Jackman R., Layard R., Nickell S. (1991), *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford University Press.

Jackman R., Layard R., Nickell S. (1999), *Combating Unemployment: Is Flexibility Enough?*, in *Tackling Unemployment*, MacMillan Eds, London.

Joyeux C., Stockman P. (2002), *Patronale bijdrageverminderingen en loonkostvoet: een partiële analyse voor 1995-2000*, Federaal Planbureau, Rapport REPO981.

Joyeux C., Hendrickx K., Masure L., Stockman P. (2003), *Een nieuw macro-econometrisch arbeidsmarktmodel: schatting, basissimulatie en arbeidsmarktbeleidsimulaties*, Federaal Planbureau, Working Paper 13-03.

Pissarides C.A. (1998), *The Impact of Employment Tax Cuts on Unemployment and Wages*, *European Economic Review*, n°42.



Annex

A. Diagonistische tests voor de simulatienauwkeurigheid binnen steekproef

In deze annex definiëren we de indicatoren aan hand waarvan de statistische kwaliteit van de twee modelversie binnen steekproef beoordeeld wordt.

De analytische uitdrukkingen voor de RMSPE (root mean square percentage error) en de RMSE (root mean square error) zijn:

$$RMSPE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\frac{Y_t^s - Y_t^o}{Y_t^o} \right)^2} ; \quad RMSE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^s - Y_t^o)^2} \quad (1)$$

où: Y_t^s de simulatie-oplossing van die variabele in t;
 Y_t^o de observatie van die variabele in t;
 T de lengte van de simulatieperiode.

De mean absolute error (MAE) wordt gedefinieerd door:

$$MAE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |Y_t^s - Y_t^o| \quad (2)$$

Theil's inequality coefficient (TIC), begrensd door het interval [0; 1], is:

$$TIC = \frac{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^s - Y_t^o)^2}}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^s)^2 + \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^o)^2}} \quad (3)$$

en kan in drie stukken opgedeeld worden:

$$TIC^M = \frac{(\bar{Y}^s - \bar{Y}^o)^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^s - Y_t^o)^2} ; \quad TIC^S = \frac{(\sigma_s - \sigma_o)^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^s - Y_t^o)^2} ; \quad TIC^A = \frac{2(1-\rho)\sigma_s\sigma_o}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^s - Y_t^o)^2} \quad (4)$$

met:

- σ_o et σ_s de standaarddeviaties van de geobserveerde en gesimuleerde tijdreeksen;
- \bar{Y}^o et \bar{Y}^s de rekenkundige gemiddelden van de geobserveerde en gesimuleerde tijdreeksen;
- ρ de correlatiecoëfficiënt tussen die twee tijdreeksen.

Het aandeel TIC^M meet het verschil tussen de gemiddelden van de geobserveerde en gesimuleerde tijdreeksen en is dus een indicator voor de aanwezigheid van een systematische simulatiefout. Het aandeel TIC^S meet de mate van overeenstemming van de variabiliteit van de twee reeksen. TIC^A weerspiegelt de simulatiefout ($TIC^M + TIC^S + TIC^A = 1$). Voor een ideale simulatie geldt de volgende verdeling van die drie componenten: $TIC^M = 0$, $TIC^S = 0$, $TIC^A = 1$.

B. Basissimulatie binnen (1975-2000) en buiten steekproef (tot 2030)

1. Model 1 ('right to manage')

Het model wordt binnen steekproef (1975-2000) en aansluitend buiten steekproef (2001-2030) gesimuleerd. Tot 2000 worden de geobserveerde exogene variabelen gebruikt; vanaf 2001 worden de exogene variabelen (inclusief de tijdsvariabele t , d.w.z. geen technologische verandering na 2000) vastgeprikt op de observaties van 2000. De basissimulatie tot 2000 test de ex post betrouwbaarheid van het model; de basissimulatie na 2000 controleert de dynamische stabiliteit van het model (zie bijlage).

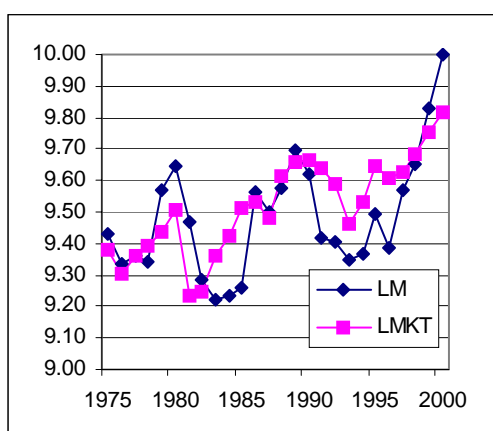
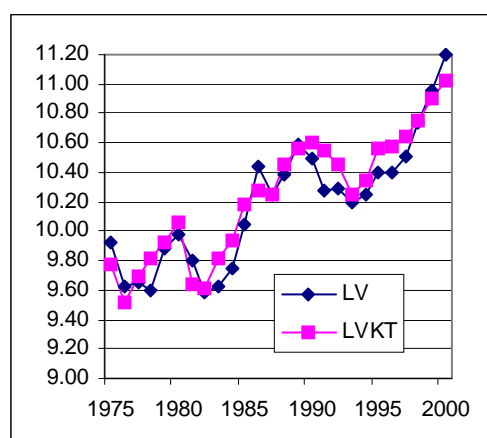
Tabel 8 evalueert de betrouwbaarheid binnen steekproef a.h.v. de Theil-coëfficiënten, de RMSPE's (voor de niveauvariabelen), de RMSE's (voor de groeivoetvariabelen) en de MAE's. Een visuele indruk wordt gegeven in Figuren 1 en 4.

Figuur 1 toont het gedrag binnen steekproef en vergelijkt de kortetermijnoplossing (variabelen met suffix 'KT') met de observatie. Behalve de werkloosheidsgraad zijn de reeksen in logaritmen afgebeeld zodat het verschil tussen de geobserveerde en de gesimuleerde reeks meteen een beeld geeft van de procentuele simulatiefout.

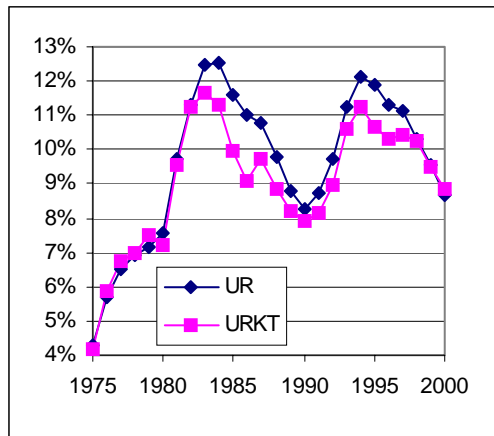
TABEL 8 - Basissimulatie binnen steekproef - model 1 (1975-2000)

niveauvariabelen	RMSPE	MAE*	TIC	TIC ^M	TIC ^S	TIC ^A
nominale loonkostvoet	0,0293	0,0209	0,0122	0,4972	0,0213	0,4816
gepresteerde uren	0,0145	0,0109	0,0069	0,4546	0,2475	0,2979
kapitaalstock	0,0179	0,0139	0,0095	0,0824	0,1640	0,7536
toegevoegde waardeprijsindex	0,0277	0,0203	0,0118	0,6838	0,0013	0,3149
toegevoegde waarde	0,0098	0,0080	0,0050	0,2021	0,1913	0,6065
ingevulde vacatures	0,1405	0,1098	0,0655	0,0428	0,1172	0,8400
vacatures	0,1435	0,1164	0,0660	0,0845	0,0814	0,8341
werkloosheidsgraad	0,0741	0,0655	0,0423	0,4555	0,1956	0,3489
investeringsgoederenprijsindex	0,0244	0,0195	0,0116	0,4706	0,0078	0,5216
consumptieprijsindex	0,0217	0,0198	0,0105	0,8173	0,0489	0,1339
kapitaalprijsindex	0,0736	0,0630	0,0375	0,1414	0,0347	0,8239
groeiervoetvariabelen	RMSE	MAE	TIC	TIC ^M	TIC ^S	TIC ^A
groeivoet van de nominale loonvoet	0,0159	0,0138	0,1032	0,0048	0,0181	0,9771
groeivoet van de gepresteerde uren	0,0066	0,0055	0,1546	0,0004	0,0371	0,9625
groeivoet van de kapitaalstock	0,0075	0,0063	0,1345	0,0353	0,2631	0,7015
toegevoegde waardeprijsinflatie	0,0085	0,0066	0,0922	0,0091	0,0484	0,9425
groeivoet van de toegevoegde waarde	0,0069	0,0053	0,1129	0,0016	0,0536	0,9449
investeringsgoederenprijsinflatie	0,0089	0,0069	0,1051	0,0017	0,0068	0,9915
consumptieprijsinflatie	0,0071	0,0057	0,0722	0,0246	0,0200	0,9555

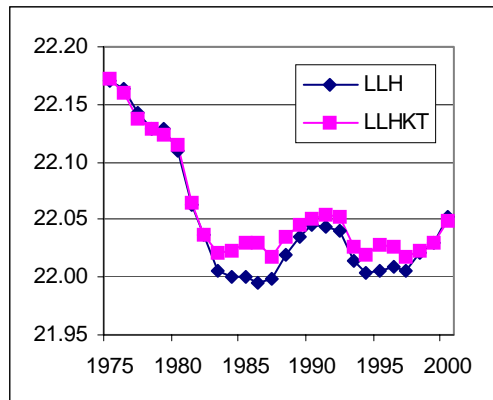
zie annex voor een definitie van RMSPE = root mean square percentage error, RMSE = root mean square error, MAE = mean absolute error, MAE* = verhouding van MAE tot het steekproefgemiddelde; TIC = Theil's inequality coefficient (versie 1961); TIC^M = weerspiegelt het aandeel van het verschil in gemiddelde tussen de gesimuleerde en geobserveerde reeks in de simulatiefout; TIC^S = weerspiegelt het aandeel van het verschil in standaarddeviaties tussen de gesimuleerde en geobserveerde reeks in de simulatiefout; TIC^A = weerspiegelt het aandeel van residuele variatie in de simulatiefout. Per definitie geldt dat TIC^M+TIC^S+TIC^A=1. Bij voorkeur geldt TIC^M=0, TIC^S=0 en TIC^A=1.

FIGUUR 1 - Ex post simulatie - model 1 (1975-2000)**Ingevulde vacatures (LM = ln M)****Vacatures (LV = ln V)**

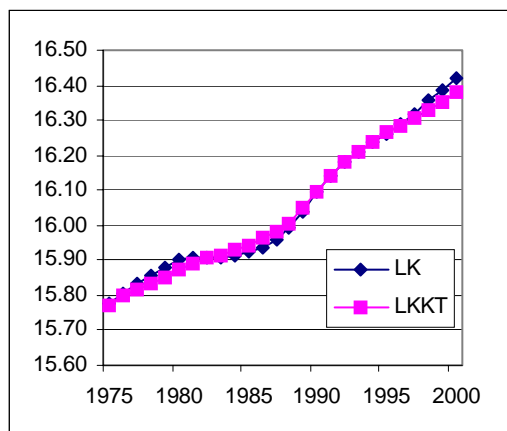
Werkloosheidsgraad (UR = Ur)



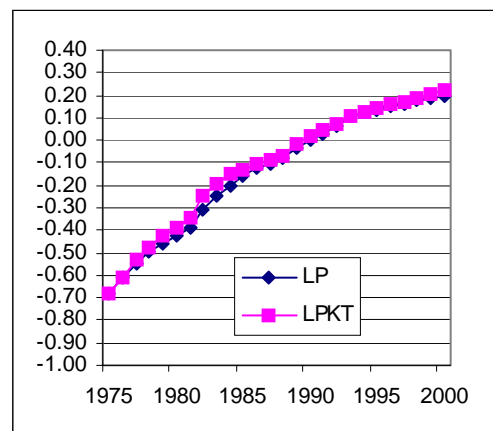
Gepresteerde uren (LLH = In LH)



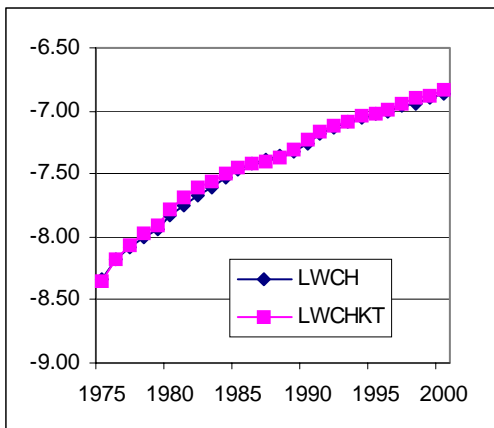
Kapitaalstock (LK = In K)



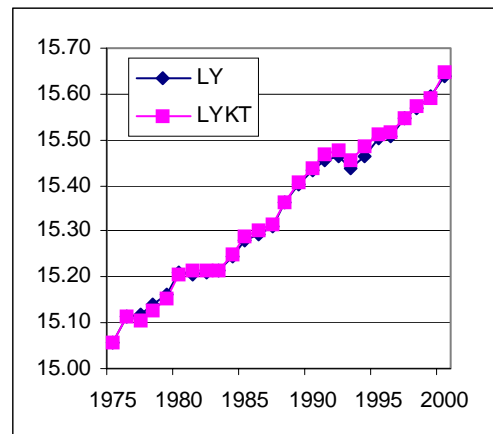
Prijsindex van de toegevoegde waarde (LP = In P)



Loonkostvoet (LWCH = In WCH)



Toegevoegde waarde (LY = In Y)



Het suffix 'KT' verwijst naar de gesimuleerde oplossing; de niveauvariabelen zijn weergegeven in logaritmen omdat het verschil tussen de observatie en de simulatie meteen de procentuele simulatiefout meet.

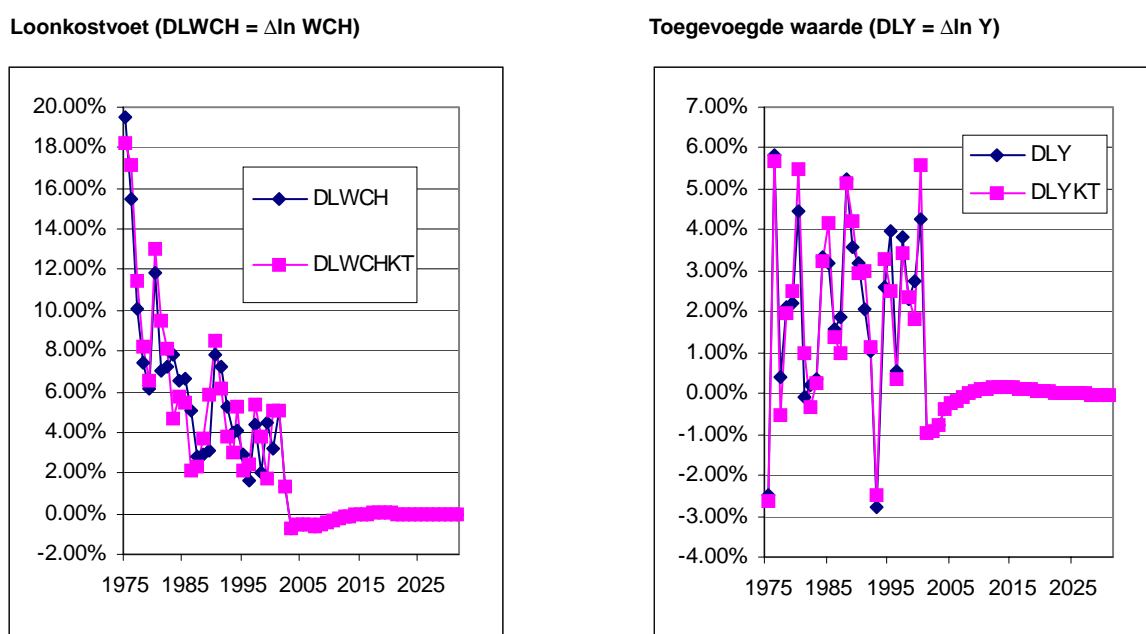
De simulatie binnen steekproef is enerzijds het minst precies voor de matching-blokvariabelen (RMSPE's rond 0,14 voor de uitstaande vacatures en de ingevulde vacatures), de werkloosheidsgraad en de kapitaalprijsindex (RMSPE's rond 0,07) en anderzijds het meest precies voor de andere niveauvariabelen (RMSPE's van minder dan 0,03). Gelet op de relatief lage TIC^M (tussen 4 % en 8 %) is de syste-

matische vertekening klein voor de matchingblokvariabelen en de kapitaalstock. Gelet op de hoge TIC^M 's is de systematische vertekening echter vrij groot voor de de arbeidsmarktvariabelen (rond 45 %-50 % voor de werkgelegenheid, de werkloosheidsgraad, de nominale loonvoet; rond 20 % voor output). Dit beeld wordt bevestigd door de systematische overschatting door de gesimuleerde werkgelegenheid ($LLHKT$) van de geobserveerde werkgelegenheid (LLH) in Figuur 1 midden jaren '80 en '90. Naar het einde toe van de observatieperiode convergeert $LLHKT$ wel naar LLH . De oplossingen van de consumptie- en investeringsprijsvariabelen zijn ook in grote mate vertekend (TIC^M 's tussen 45 % en 80 %).

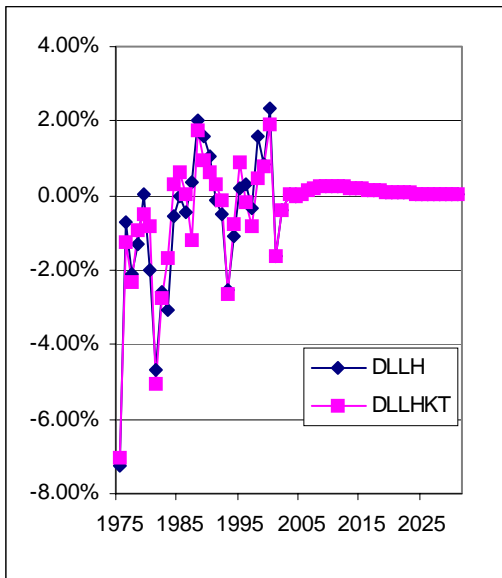
De groeivoeten worden minder precies gesimuleerd (met TIC 's rond 10 %) dan de niveauvariabelen (met de meeste TIC 's tussen 1 % en 4 %), maar de vertekeningen in hun simulatiefouten zijn in het algemeen kleiner dan bij de niveauvariabelen (cfr. de TIC^M 's gelijk aan 3 % of kleiner).

Figuur 2 controleert of de dynamische variabelen (de groeivoeten) geleidelijk naar nul evolueren indien de exogene variabelen vanaf 2000 constant gehouden worden. In 2005 lijkt de grootste aanpassing achter de rug voor de groei in de werkgelegenheid ($DLLHKT$), de loonkostvoet ($DLWCHKT$), de prijs van de toegevoegde waarde ($DLPKT$), en de outputgroei ($DLYKT$). Vanaf 2005 gebeurt de convergentie met licht oscillerend gedrag.

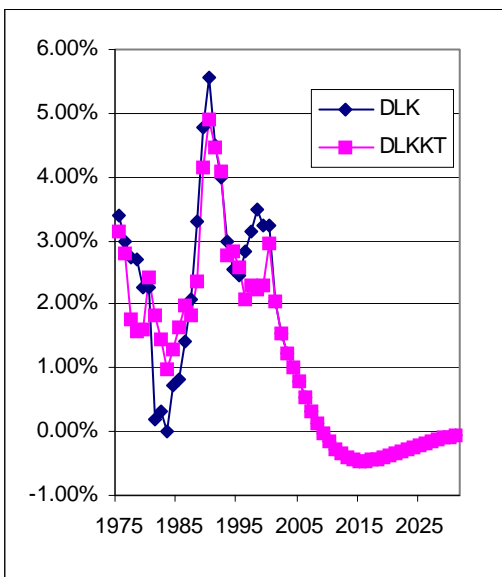
FIGUUR 2 - Stabiliteitstest binnen steekproef (1975-2000) en buiten steekproef (2001-2030)



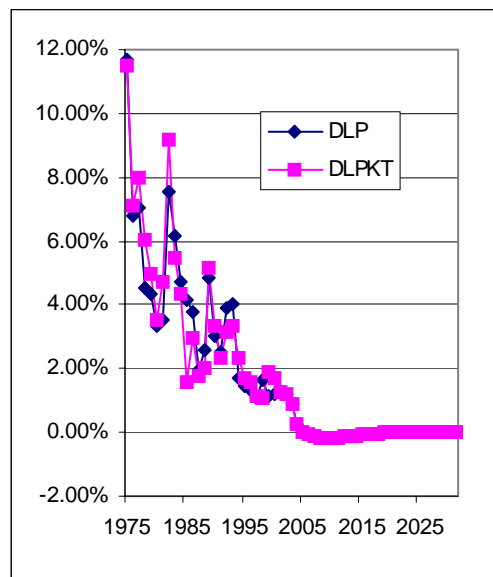
Gepresteerde uren (DLLH = $\Delta \ln LH$)



Kapitaalstock (DLK = $\Delta \ln K$)



Prijsindex van de toegevoegde waarde (DLP = $\Delta \ln P$)



Buiten steekproef zijn de exogene variabelen vastgeprikt op de observatie in 2000; het suffix 'KT' verwijst naar de gesimuleerde oplossing.

2. Model 2 ('job search')

Tabel 9 evalueert de betrouwbaarheid binnen steekproef (1975-2000); Figuur 3 geeft een visuele indruk; de dynamica binnen en buiten steekproef (1975-2030 - met constante exogenen vanaf 2000) wordt weergegeven in Figuur 4.

Gelet op de Theil-coëfficiënten en de RMSPE's worden de niveauvariabelen door de tweede modelversie enigszins preciezer gesimuleerd dan door de eerste modelversie. Ook nu is er een systematische vertekening van de werkgelegenheid (overschatting) en de werkloosheid (onderschatting) medio jaren '80 en medio jaren '90, die ongeveer even groot als in de eerste modelversie (met TIC^M's van

ongeveer 47 % i.p.v. 45 % voor de werkgelegenheid en de werkloosheidsgraad. De vertekening in de outputsimulatie is kleiner (TIC^M van ongeveer 8 % i.p.v. 20 %). Anderzijds is de systematische vertekening hoger dan in de eerste modelversie in het geval van de kapitaalstock (TIC^M van ongeveer 20 % i.p.v. 8 %). Wat de groeivoetvariabelen aangaat, geeft de tweede modelversie vergelijkbare TIC's en RMSE's als de eerste modelversie.

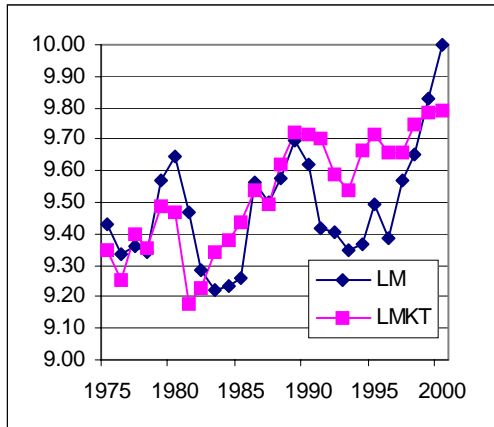
TABEL 9 - Basissimulatie binnen steekproef - model 2 (1975-2000)

niveauvariabelen	RMSPE	MAE*	TIC	TIC^M	TIC^S	TIC^A
nominale loonkostvoet	0,0307	0,02345	0,0131	0,1095	0,0273	0,8632
gepresteerde uren	0,0124	0,00922	0,0059	0,4735	0,1424	0,3840
kapitaalstock	0,0199	0,01595	0,0112	0,1984	0,2333	0,5683
toegevoegde waardeprijsindex	0,0240	0,01620	0,0102	0,5186	0,0324	0,4489
toegevoegde waarde	0,0086	0,00713	0,0042	0,0808	0,1096	0,8096
ingevulde vacatures	0,1383	0,10902	0,0654	0,0233	0,0974	0,8793
vacatures	0,1309	0,10849	0,0644	0,0301	0,0955	0,8744
werkloosheidsgraad	0,0601	0,05336	0,0346	0,4735	0,1975	0,3290
investeringsgoederenprijsindex	0,0241	0,01994	0,0118	0,2922	0,0225	0,6852
consumptieprijsindex	0,0184	0,01622	0,0088	0,7766	0,0255	0,1979
kapitaalsprijsindex	0,0733	0,06299	0,0374	0,1102	0,0279	0,8619
groeivoetvariabelen	RMSE	MAE	TIC	TIC^M	TIC^S	TIC^A
groeivoet van de nominale loonvoet	0,0210	0,0179	0,1372	0,0013	0,0011	0,9976
groeivoet van de gepresteerde uren	0,0070	0,0057	0,1623	0,0003	0,0300	0,9697
groeivoet van de kapitaalstock	0,0077	0,0063	0,1378	0,0511	0,2591	0,6898
toegevoegde waardeprijsinflatie	0,0078	0,0059	0,0850	0,0024	0,0536	0,9440
groeivoet van de toegevoegde waarde	0,0077	0,0061	0,1263	0,0012	0,0456	0,9531
investeringsgoederenprijsinflatie	0,0092	0,0073	0,1088	0,0051	0,0035	0,9914
consumptieprijsinflatie	0,0069	0,0058	0,0707	0,0131	0,0168	0,9701

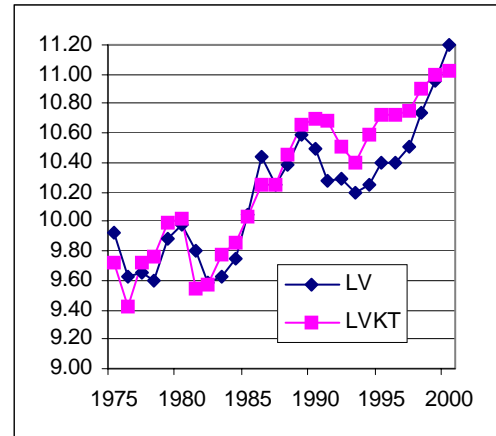
zie annex voor een definitie van RMSPE = root mean square percentage error, RMSE = root mean square error, MAE = mean absolute error, MAE* = verhouding van MAE tot het steekproefgemiddelde; TIC = Theil's inequality coefficient (versie 1961); TIC^M = weerspiegelt het aandeel van het verschil in gemiddelde tussen de gesimuleerde en geobserveerde reeks in de simulatiefout; TIC^S = weerspiegelt het aandeel van het verschil in standaarddeviaties tussen de gesimuleerde en geobserveerde reeks in de simulatiefout; TIC^A = weerspiegelt het aandeel van residuele variatie in de simulatiefout. Per definitie geldt dat $TIC^M + TIC^S + TIC^A = 1$. Bij voorkeur geldt $TIC^M = 0$, $TIC^S = 0$ en $TIC^A = 1$.

FIGUUR 3 - Ex post simulatie - model 2 (1975-2000)

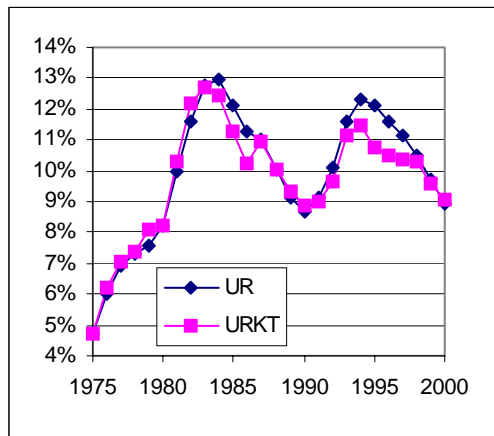
Ingevulde vacatures (LM = In M)



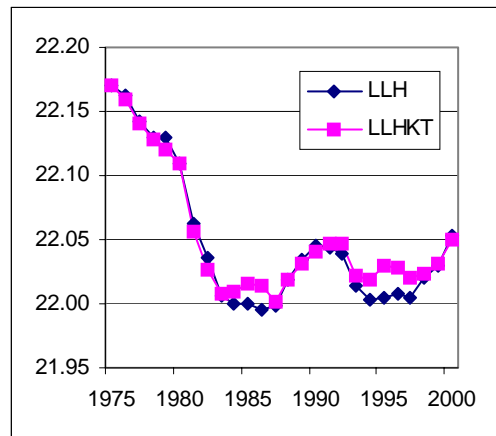
Vacatures (LV = In V)



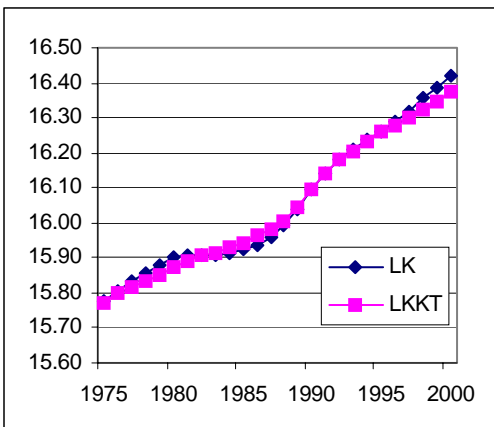
Werkloosheidsgraad (UR = Ur)



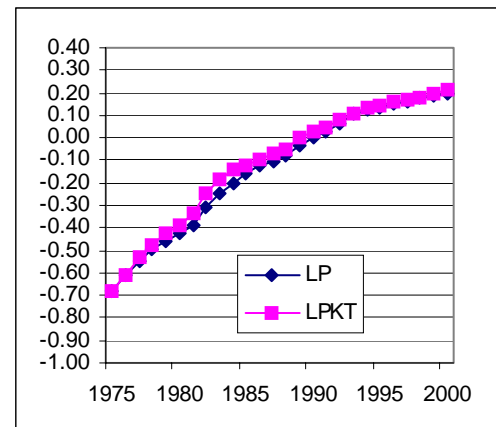
Gepresteerde uren (LLH = In LH)



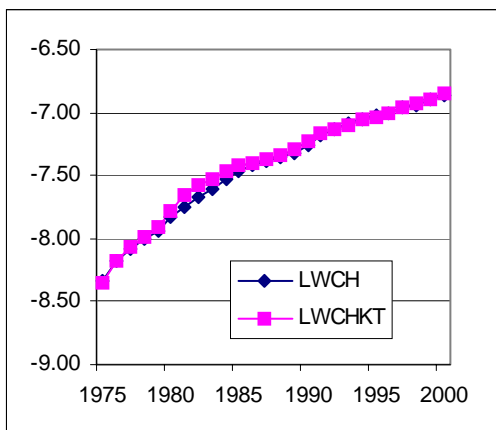
Kapitaalstock (LK = In K)



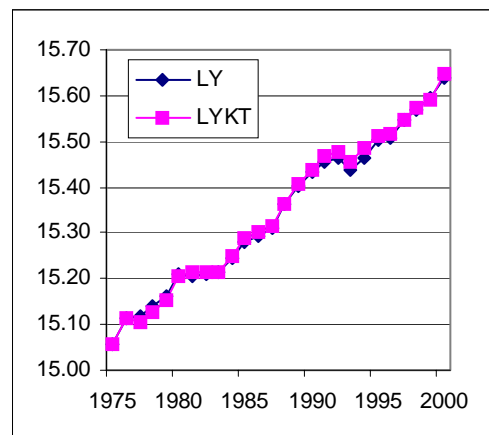
Prijsindex van de toegevoegde waarde (LP = In P)



Loonkostvoet (LWCH = $\ln WCH$)



Toegevoegde waarde (LY = $\ln Y$)

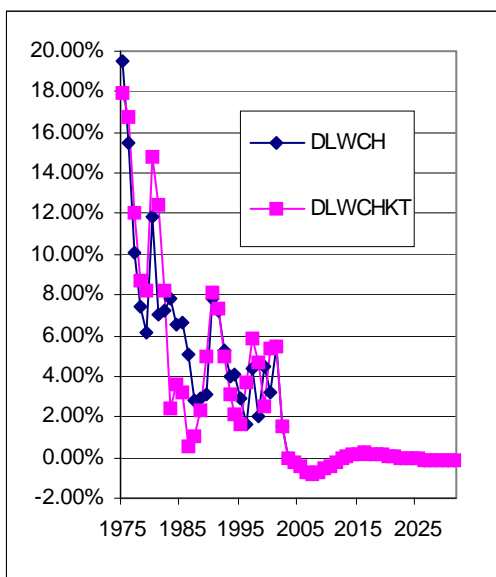


Het suffix 'KT' verwijst naar de gesimuleerde oplossing; de niveauvariabelen worden in logaritmen getoond omdat het verschil tussen de geobserveerde en de gesimuleerde curve de procentuele simulatiefout geeft.

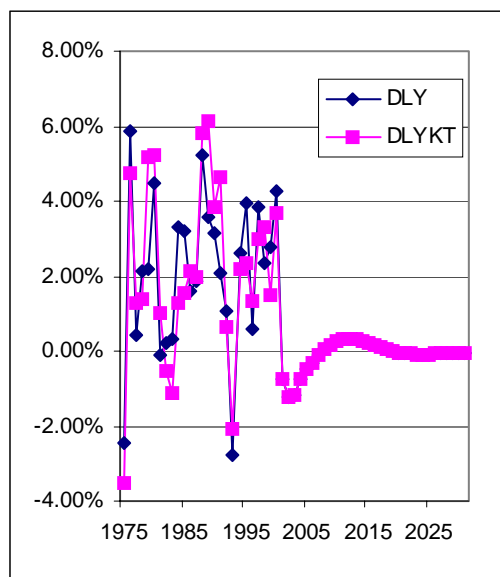
Figuur 4 controleert of de dynamische variabelen (de groeivoeten) geleidelijk naar nul evolueren indien de exogene variabelen vanaf 2000 constant gehouden worden. Net zoals voor Model I constateren we dat de economie reeds in 2005 in grote mate naar de langetermijnoplossing is geconvergeerd.

FIGUUR 4 - Stabiliteitstest binnen steekproef (1975-2000) en buiten steekproef (2001-2030)

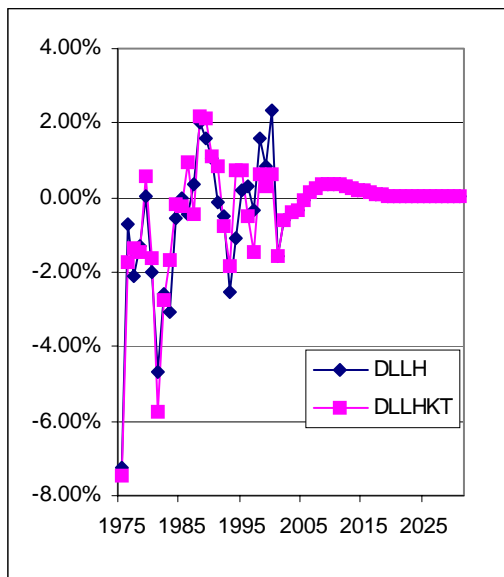
Loonkostvoet (DLWCH = $\Delta \ln WCH$)



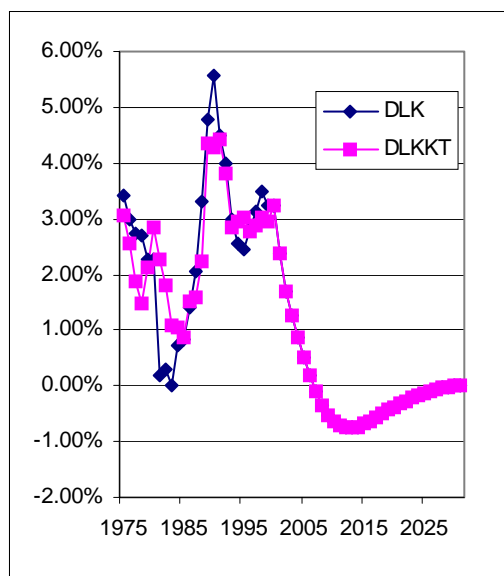
Toegevoegde waarde (DLY = $\Delta \ln Y$)



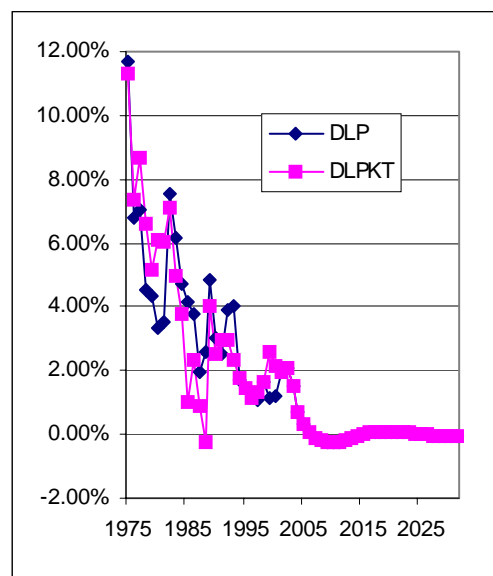
Gepresteerde uren (DLLH = $\Delta \ln LH$)



Kapitaalstock (DLK = $\Delta \ln K$)



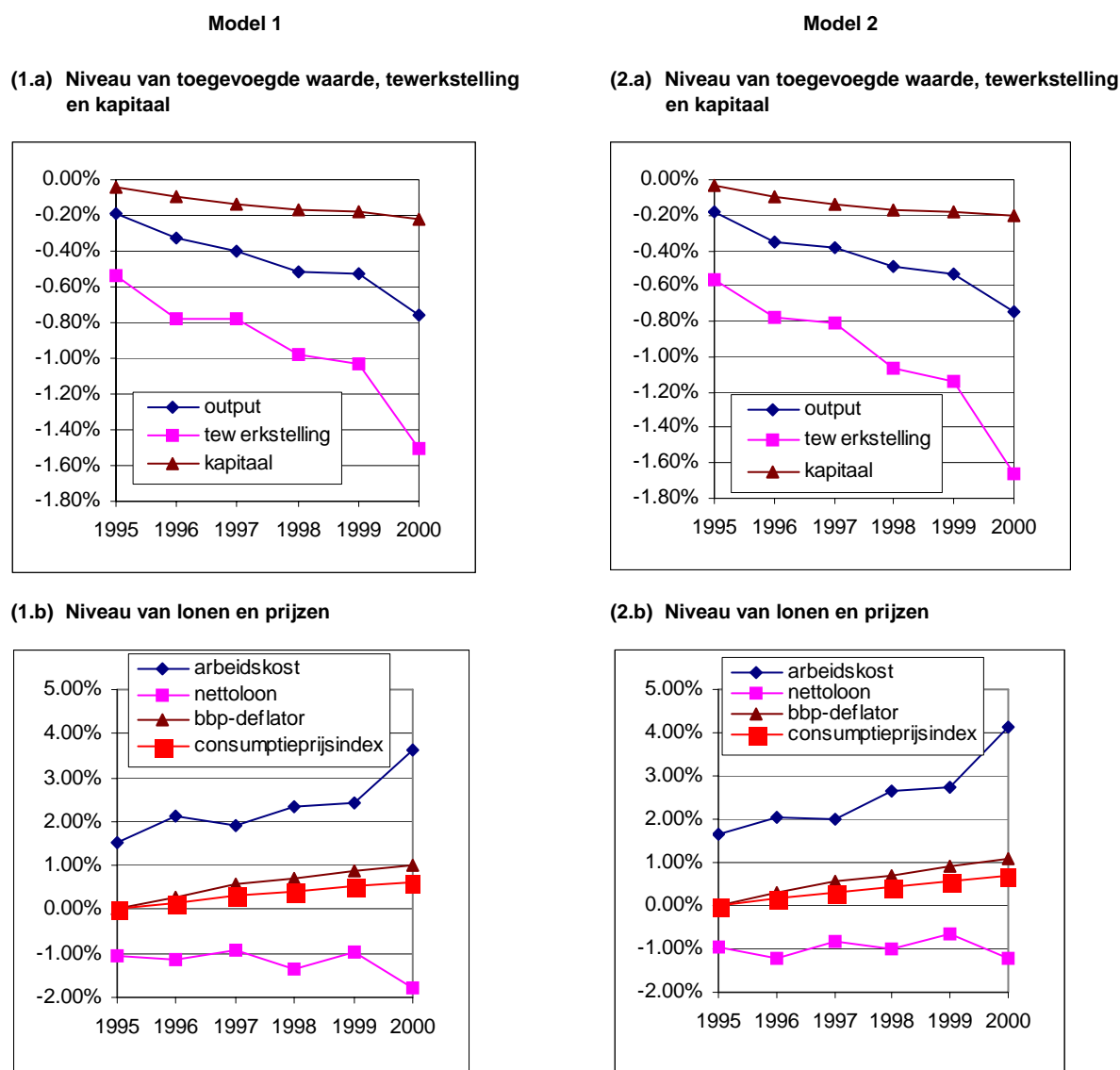
Prijsindex van de toegevoegde waarde (DLP = $\Delta \ln P$)



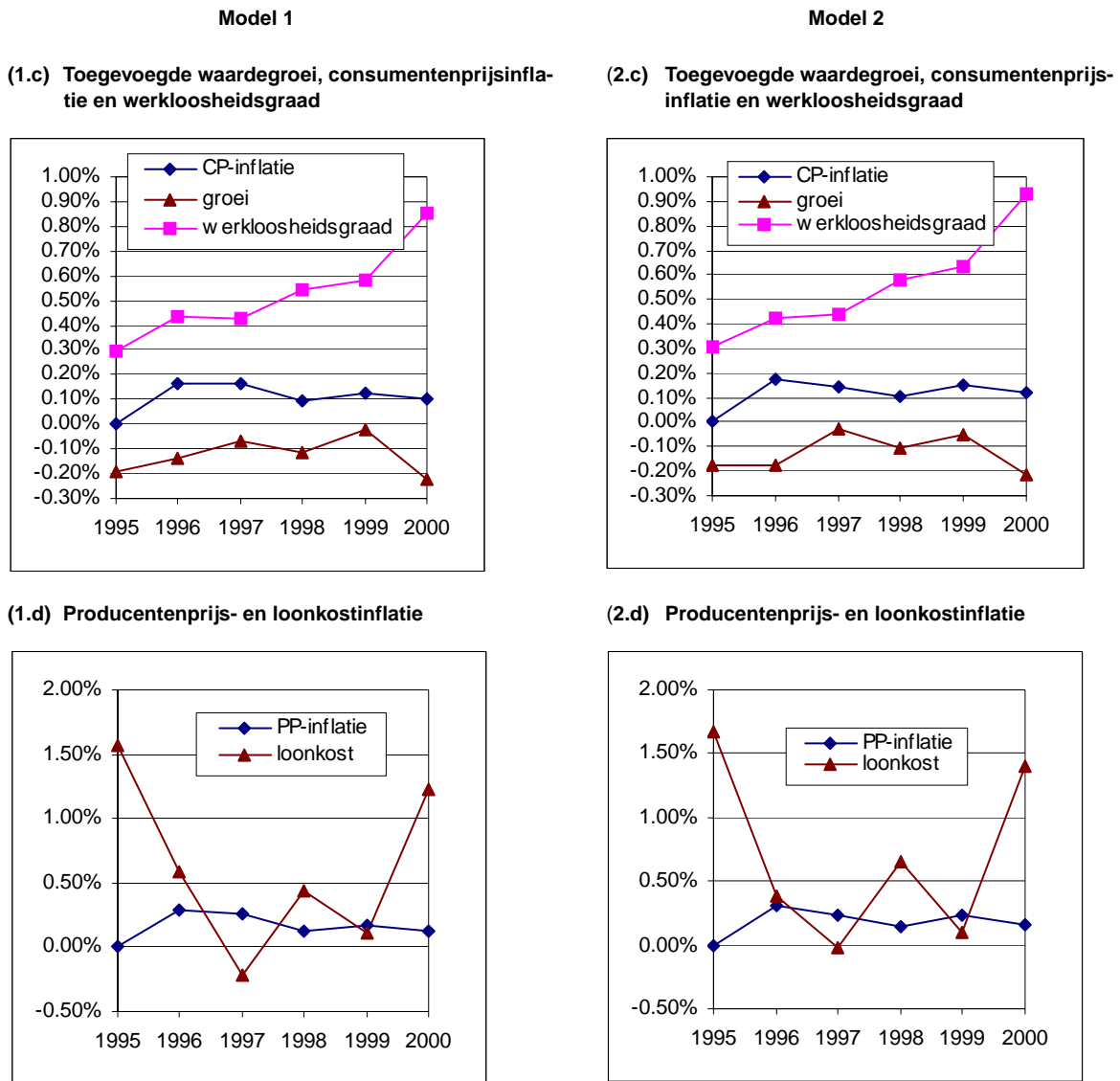
Buiten steekproef zijn de exogene variabelen vastgeprik op de observatie in 2000; het suffix 'KT' verwijst naar de gesimuleerde oplossing.

C. Niet-toekenning van werkgeversbijdrageverminderingen (1995-2000)

FIGUUR 5 - Niveauvariabelen: procentueel verschil tussen beleidsscenario (zonder bijdrageverminderingen) versus basisscenario (met bijdrageverminderingen) (1995-2000)



FIGUUR 6 - Groeivariabelen en werkloosheidsgraad: absoluut verschil tussen beleidsscenario (zonder bijdrageverminderingen) versus basisscenario (met bijdrageverminderingen) (1995-2000)



FIGUUR 7 - Vervangingsratio: absoluut verschil in procentpunt tussen beleidsscenario (geen bijdrageverminderingen) versus basisscenario (geobserveerde bijdrageverminderingen) (1995-2000)

