

CPB Document

No 99

Oktober 2005

De conjunctuurgevoeligheid van ziekteverzuim

Hans Stegeman

Centraal Planbureau
Van Stolkweg 14
Postbus 80510
2508 GM Den Haag

Telefoon (070) 338 33 80
Telefax (070) 338 33 50
Internet www.cpb.nl

ISBN 90-5833-239-X

Korte samenvatting

Dit document onderzoekt empirisch het verband tussen conjunctuur en ziekteverzuim in Nederland. Net als uit de meeste eerdere empirische onderzoeken, blijkt ook uit deze studie een procyclisch verband tussen conjunctuur en ziekteverzuim. Afgemeten aan een aantal conjunctuurindicatoren, zoals de werkloosheidsgraad, de CPB-werkgelegenheidsbarometer, de BBP-groei en de vacaturegraad gaat een gunstige economische ontwikkeling gepaard met meer ziekmeldingen. Zowel op basis van een foutencorrectiemodel voor de periode 1980-2003 als op basis van een fixed-effects model geschat met kwartaaldata voor de periode 1995-2003 blijkt dit procyclische verband. Daarnaast hebben enkele beleidsmaatregelen sinds de jaren tachtig een neerwaarts effect gehad op het ziekteverzuim en leiden samenstellingseffecten van de beroepsbevolking tot verschuivingen in het ziekteverzuim. Per saldo is het structurele ziekteverzuim op een lager niveau terechtgekomen dan tien tot twintig jaar geleden.

Steekwoorden: conjunctuur, ziekteverzuim, arbeidsmarkt

Abstract

This document empirically investigates the relation between the economic situation and sickness leave in the Netherlands. Like previous research, we find a procyclical relation. Measured by unemployment, the CPB employment barometer or the degree of vacancies, economic upswings go together with more absence due to illness. We estimate the effects with both an error correction model for times series (1980-2003) as well as a fixed-effects model on quarterly industry data for the period 1995-2003. We also show that some policy measures have led to a decrease in sickness absence and that changes in the composition of the workforce tended to raise sickness leave. On balance, the structural level of sickness leave decreased in the last ten to twenty years.

Key words: Sickness absence, labour market

A comprehensive summary is available from www.cpb.nl.

Inhoud

Ten geleide	7
Samenvatting	9
1 Inleiding	11
2 Conjunctuur en ziekteverzuim: procyclisch of anticyclisch?	15
2.1 Theoretische verklaringen	15
2.2 Empirisch onderzoek	16
3 Andere determinanten van ziekteverzuim	19
3.1 Effecten van beleid	19
3.2 Samenstellingseffecten	21
4 Beschikbare gegevens	23
5 Schattingsmethode en resultaten	25
5.1 Foutencorrectiemodel	25
5.2 Fixed-effects model op kwartaaldata	32
6 Conclusies	35
Literatuur	37
Bijlage A Variabelen en bedrijfstakindeling	39
Bijlage B Schattingsresultaten	41
Bijlage C Conjunctuur en ziekteverzuim bij verschillende modelspecificaties	43

Ten geleide

In dit onderzoek staat de vraag centraal of conjuncturele schommelingen leiden tot veranderingen in het ziekteverzuim van werknemers. Daarbij wordt zo goed mogelijk rekening gehouden met andere factoren die het ziekteverzuim van werknemers beïnvloeden, zoals beleidsmaatregelen, demografische ontwikkelingen en veranderingen in de structuur van de werkgelegenheid.

Dit onderzoek is in eerste instantie opgestart door Dammis van 't Zelfde en Hil Ying Tse, studenten van de Erasmus Universiteit, in het kader van een kort project. Hun bevindingen zijn als startpunt voor dit onderzoek gebruikt. Het onderzoek is uitgevoerd door Hans Stegeman. Dank gaat uit naar de CPB-collega's Rocus van Opstal, Frans Suijker en Arie ten Cate voor hun commentaar en bereidheid tot meedenken.

F.J.H. Don, directeur

Samenvatting

De conjunctuur heeft invloed op het ziekteverzuim in Nederland. Een gunstige economische ontwikkeling draagt ertoe bij dat meer werknemers zich ziek melden en vice versa. Naast de conjunctuur zorgen ook beleidsmaatregelen en de samenstelling van de beroepsbevolking voor veranderingen in het ziekteverzuim.

Het ziekteverzuim is vanaf 1980 trendmatig gedaald. In 1980 werd ruim 9% van de beschikbare werkdagen verzuimd. Medio jaren negentig was dit percentage nagenoeg gehalveerd. Daarna is het verzuimpercentage echter weer wat opgelopen door de gunstige conjunctuur.

Het ziekteverzuim vormt een kostenpost voor werkgevers. Zo betalen bedrijfsleven en overheid in 2005 circa 6 mld euro loon door aan zieke werknemers, ongeveer 3% van de totale loonsom. In dit document wordt onderzocht welke factoren van invloed zijn geweest op het verloop van het ziekteverzuim in Nederland in de afgelopen 20 jaar.

Conjunctuur en ziekteverzuim: waarom een verband?

Verschillende auteurs hebben zich de afgelopen jaren gebogen over de vraag wat het mogelijke verband zou kunnen zijn tussen conjunctuur en ziekteverzuim. Het kan bijvoorbeeld zo zijn dat werkgevers minder streng controleren op verzuim in laagconjunctuur, omdat ze op dat moment een capaciteitsoverschot hebben. Dit argument duidt op een anticyclisch verband. Argumenten voor een positief verband tussen conjunctuur en ziekteverzuim voeren echter de boventoon. Vermindering van de werkdruk door laagconjunctuur kan bijvoorbeeld leiden tot een betere gezondheid en daarmee tot minder ziektegevallen. Daarnaast kan de werkinstelling van werknemers een rol spelen: een grotere kans op ontslag kan resulteren in minder verzuim. Ook het aanname- en ontslagbeleid van werkgevers kan van invloed zijn. Werknemers die in het verleden relatief vaak ziek zijn geweest zullen misschien minder snel een baan krijgen of bij reorganisaties eerder worden ontslagen. Hierdoor is vooral het relatief gezonde personeel werkzaam bij laagconjunctuur.

Uit empirisch onderzoek blijkt over het algemeen een procyclisch verband tussen conjunctuur en ziekteverzuim.

Ziekteverzuim: effecten van beleid en veranderingen in werkgelegenheidsstructuur

De omvang van het totale ziekteverzuim wordt niet alleen beïnvloed door de conjunctuur. De samenstelling van de beroepsbevolking heeft, evenals beleidsmaatregelen, ook effect op het verzuimpercentage.

Het ziekteverzuim verschilt aanzienlijk tussen groepen werknemers. Zo lag het ziekteverzuim onder vrouwen in 2003 ruim 1%-punt hoger dan onder mannen. Ook ouderen verzuimen aanzienlijk meer dan jongeren. Verschillen in verzuimcijfers per bedrijfstak zijn ook opmerkelijk. In 2003 was het verzuim in de landbouw met 2,3% het laagst. Werknemers in de

gezondheids- en welzijnszorg verzuimden de meeste werktijd, namelijk 6,2%. Al deze verschillen in verzuim tussen groepen op de arbeidsmarkt blijken constant over een langere periode. Een toenemend aandeel van vrouwen of ouderen zal dan ook leiden tot een stijging van het gemiddelde verzuim, zonder dat het verzuimgedrag naar leeftijd of geslacht verandert. Ook verschuivingen in de werkgelegenheid per sector kunnen leiden tot een verandering van het gemiddelde verzuimpercentage.

In de afgelopen twintig jaar hebben beleidsmakers getracht het ziekteverzuim en het arbeidsongeschiktheidspercentage terug te dringen. Dit gebeurde deels door maatregelen gericht op terugdringing van het verzuim in de ziekteperiode door middel van sterkere financiële prikkels (bijvoorbeeld Wet Terugdringing Ziekteverzuim uit 1994 en de Wet Uitbreiding Loondoorbetalingsverplichting Bij Ziekte uit 1996 waarbij de loondoorbetalingsplicht van werkgevers eerst tot zes weken werd verlengd en later tot een jaar) of door intensivering van begeleiding en controle van zieken (bijvoorbeeld de Wet Verbetering Poortwachter uit 2002). Daarnaast werd ook getracht het verzuim en de arbeidsongeschiktheid terug te dringen door maatregelen te treffen die de toegang tot of het verblijf in de WAO minder aantrekkelijk maakten voor werkgever of werknemer. Bij dit laatste valt te denken aan het invoeren van premiedifferentiatie in de WAO in 1998 (wet PEMBA) en aanscherping van de toelatingscriteria voor de WAO (wet TBA uit 1993).

De uitkomst: conjunctuur, samenstelling beroepsbevolking en beleid bepalen het niveau van het ziekteverzuim

Bij hoogconjunctuur melden werknemers zich eerder ziek. Dit blijkt zowel uit de tijdreeksanalyse met jaargegevens op macroniveau als uit een analyse van bedrijfstakgegevens op kwartaalbasis. Een stijging van de werkloosheid met 1%-punt leidt tot een daling van het ziekteverzuim met 0,25%-punt. Deze conclusie ligt in lijn met eerder onderzoek, waarbij veelal alleen naar de werkloosheid gekeken is als conjunctuurindicator. Over de periode 1980-2003 wordt een significant procyclisch verband gevonden tussen conjunctuur en ziekteverzuim in Nederland. Voor de andere conjunctuurindicatoren, zoals vacaturegraad, werkgelegenheidsbarometer, CPB conjunctuurindicator en groei van het BBP, gaat eenzelfde soort verband op.

Naast conjunctuur hebben ook beleidsmaatregelen een effect op de ontwikkeling van het ziekteverzuim. De verlaging van de replacement rate (verhouding tussen netto uitkering en nettoloon) in de jaren tachtig en tal van instroombeperkende maatregelen in WAO en ziekteverzuim hebben er direct of indirect aan bijgedragen dat het verzuimpercentage in Nederland nu structureel lager ligt dan tien tot twintig jaar geleden. Dit ondanks demografische ontwikkelingen, zoals de toegenomen arbeidsparticipatie van vrouwen, die leidden tot een stijging van het ziekteverzuim.

1 Inleiding

Is economische groei ongezond? Dit lijkt een vreemde vraag, maar de hypothese dat er een verband bestaat tussen conjunctuur en ziekteverzuim is al vaker opgeworpen en empirisch onderzocht (zie bijvoorbeeld Ruhm, 2000). Theoretisch kan zowel een positief als een negatief verband tussen conjunctuur en ziekteverzuim bestaan. Het kan bijvoorbeeld zo zijn dat werkgevers minder streng controleren op verzuim in laagconjunctuur, omdat ze op dat moment een capaciteitsoverschot hebben. Dit argument duidt op een anticyclisch verband. Anderzijds kan bijvoorbeeld de werkbelasting voor werknemers hoger zijn in tijden van hoogconjunctuur in vergelijking met een recessie. Dit kan tot een procyclisch verband leiden.

Er zijn grofweg twee aanleidingen om dit onderzoek uit te voeren. Ten eerste is het belang van (preventie van) ziekteverzuim in Nederland toegenomen, met name voor werkgevers. Sinds de Wet Uitbreiding Loondoorbetaling Bij Ziekte (WULBZ), die in 1996 is ingegaan, zijn de ziektebelastingen voor het eerste ziektejaar volledig voor rekening van werkgevers. In 2004 is deze loondoorbetaling in het kader van de wet Verlenging Loondoorbetalingsverplichting bij Ziekte (wet VLZ) uitgebreid naar 2 jaar. In totaal gaat het om circa 6 mld euro in 2005, ofwel ongeveer 3% van de totale loonsom.

Ten tweede heeft het CPB tot op dit moment geen expliciete ramingsregel voor het ziekteverzuim. De huidige praktijk is dat bij middellange termijn ramingen een langjarig gemiddelde van de realisaties van het ziekteverzuim wordt genomen. Vanuit het laatste realisatiejaar leidt dit tot een lineaire ontwikkeling, waarbij in het laatste ramingsjaar het structurele niveau bereikt wordt. Deze methode heeft in de afgelopen 10 jaar geleid tot een gemiddelde ramingsfout van 0,2%-punt en een absoluut gemiddelde ramingsfout van 0,4%-punt.¹

Doel van het onderzoek is om een empirische relatie vast te stellen tussen conjunctuur en ziekteverzuim, waarbij uitsluitend gekeken wordt naar werknemers. Dit in tegenstelling tot (veelal) Amerikaans onderzoek, waarbij meestal het verband tussen de gezondheidstoestand van de gehele bevolking en de conjunctuur centraal staat.² In dit onderzoek staat het ziekteverzuim centraal, omdat deze variabele een duidelijke relatie heeft met het arbeidsvolume en de arbeidskosten voor werkgevers.

Ziekteverzuim wordt ook beïnvloed door andere factoren dan alleen de conjunctuur. Zo leiden verschuivingen in de samenstelling van de beroepsbevolking tot veranderingen in het ziekteverzuim, doordat bijvoorbeeld vrouwen zich gemiddeld vaker ziek melden dan mannen.

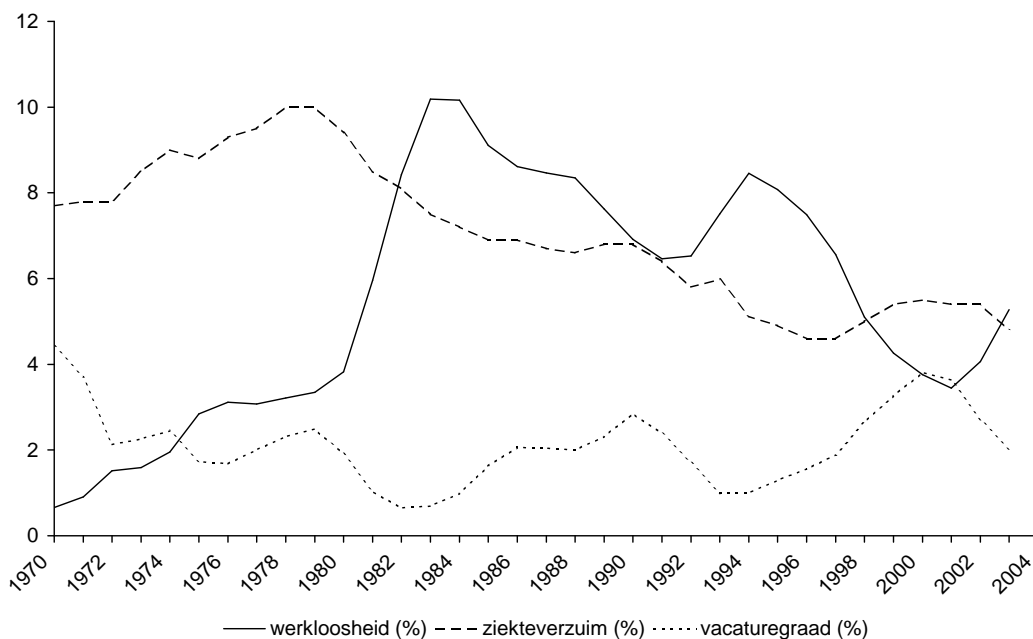
¹ Op basis van de MEV-raming in jaar t voor jaar t , over de periode 1992-2003.

² Zie bijvoorbeeld Brenner (1973, 1979) en Ruhm (2000, 2001). Gezondheid wordt hierbij zo breed gedefinieerd dat men bijvoorbeeld ook de relatie tussen conjunctuur en het sterftepercentage beschouwt.

Door hier in de schattingen rekening mee te houden, evenals met tal van beleidsmaatregelen die de afgelopen jaren zijn getroffen op het gebied van ziekteverzuim, kan een beter beeld worden verkregen van het conjuncturele effect op verzuim.

Om het verband tussen conjunctuur en ziekteverzuim te kunnen onderzoeken, zijn goede cijfers nodig. Hier beginnen de eerste problemen ook meteen. Voor Nederland bestaat geen consistente lange reeks voor ziekteverzuim. Ook zijn geen aparte cijfers van kortdurend en langdurend verzuim voor een langere periode beschikbaar. Geschat wordt met een tijdreeks voor de periode 1980-2003, waarbij wordt gecontroleerd voor een reeksbreuk, die ongelukkigerwijs samenvalt met een beleidswijziging.³ Nadeel van het schatten met een tijdreeks, is dat er zeer waarschijnlijk (onbekende) variabelen zijn die sterk correleren met de regressoren en de te verklaren variabele (Ruhm, 1996). Bij eerste inspectie van de verzuimcijfers en indicatoren voor de conjunctuur wordt duidelijk dat sprake is van een trendmatig verloop (zie figuur 1.1). Het ziekteverzuim vertoont tot 1980 een stijgend verloop, om vanaf 1980 nagenoeg continu te dalen, terwijl er wel degelijk schommelingen zijn in de conjunctuur, bijvoorbeeld afgemeten aan de werkloosheidsgraad of de vacaturegraad.

Figuur 1.1 Ziekteverzuim, werkloosheid en vacaturegraad, 1970-2003



³ De tijdreeksgegevens werden tot 1993 door TNO verzameld, daarna door het CBS. In 1993 werd ook de wet Terugdringing Beroep op de Arbeidsongeschiktheidsregelingen geïntroduceerd. Beide effecten kunnen in de schatting niet geïsoleerd worden.

Geprobeerd wordt zo veel mogelijk te corrigeren voor dit soort effecten door een tweestaps-foutencorrectiemodel te schatten. In de eerste stap wordt een vergelijking geschat voor de lange-termijnwaarde van het ziekteverzuimpercentage. Hierbij spelen vooral de samenstelling van de beroepsbevolking en beleidseffecten die het structurele niveau van het verzuim beïnvloeden een rol. De afwijking tussen het feitelijke niveau van het ziekteverzuim en de lange-termijnwaarde is de zogenaamde fout, die gedeeltelijk in de daaropvolgende periode wordt gecorrigeerd. De snelheid waarmee dit gebeurt, wordt bepaald in de tweede stap, waarbij de verandering in het ziekteverzuim wordt geschat. Naast de correctiefactor spelen ter verklaring van de korte-termijnontwikkeling beleidsmaatregelen en conjunctuurvariabelen een rol.

Daarnaast wordt ook een model geschat op basis van ziekteverzuimgegevens per bedrijfstak met kwartaalgegevens voor de periode 1995-2003. In dit laatste model kan beter gecorrigeerd worden voor bedrijfstakspecifieke effecten.

Gestart wordt met een overzicht van de relevante literatuur. Vervolgens worden enkele determinanten van het ziekteverzuim weergegeven: ontwikkelingen in de samenstelling van de beroepsbevolking, gevoerd beleid, structurele ontwikkelingen en conjuncturele ontwikkelingen. Daarna worden de gebruikte gegevens besproken en vervolgens de schattingsresultaten. Besloten wordt met enkele conclusies.

2 Conjunctuur en ziekteverzuim: procyclisch of anticyclisch?

Op voorhand is het niet duidelijk wat de relatie tussen conjunctuur en ziekteverzuim zou moeten zijn. Uit de literatuur komen zowel theoretische argumenten naar voren die wijzen op een anticyclisch verband tussen conjunctuur en ziekteverzuim, als argumenten die duiden op een procyclisch verband. Empirisch onderzoek wijst echter vooral op een procyclisch verband.

2.1 Theoretische verklaringen

In de literatuur worden twee redenen aangehaald voor hoger ziekteverzuim bij laagconjunctuur (anticyclisch verband). De eerste is dat controle op ziekteverzuim afhankelijk is van de conjuncturele situatie. In tijden van recessie is ziekteverzuim voor werkgevers minder bezwaarlijk, gezien het capaciteitsoverschot dat ze op dat moment hebben. De interne controle op ziekteverzuim kan hierdoor verslappen en het feitelijke ziekteverzuim kan hierdoor toenemen, terwijl de algemene gezondheidssituatie niet verandert. Een tweede verklaring zou kunnen zijn dat door allerlei sociale processen het ziekteverzuim toeneemt. De slechtere financiële situatie van het bedrijf, ontslagdreiging en de zwakke economische situatie in het algemeen kunnen een negatief effect hebben op de gezondheidssituatie van werknemers en daardoor het ziekteverzuim beïnvloeden (zie bijvoorbeeld Brenner en Mooney, 1983, Fenwick en Tausig, 1994).

Meer auteurs benadrukken het procyclische verband tussen ziekteverzuim en conjunctuur. Ten eerste neemt in een periode van laagconjunctuur vrije tijd toe (vooral voor degenen die niet werken), waardoor het relatief goedkoper wordt om gezonde activiteiten te ondernemen, zoals sporten. Amerikaans onderzoek toont aan dat hogere werkloosheid samen gaat met minder roken, vermindering van overgewicht, meer bewegen en betere eetgewoonten (Ruhm, 2000). Deze algemene gezondheidsverbetering kan leiden tot een afname van het ziekteverzuim bij laagconjunctuur.

Ten tweede kan gezondheid gezien worden als een *input* in het productieproces. Hierbij moet gedacht worden aan gevaarlijk en/of fysiek zwaar werk, maar ook aan de lengte van een werkdag en werkgerelateerde stress. Dit laatste kan onder andere komen door een toename van het aantal overuren. Enkele sectoren die erg gevoelig zijn voor de conjunctuurcyclus, zoals de bouw, kennen een relatief groot aantal bedrijfsongevallen. Vermindering van de activiteiten in deze sectoren leidt op zich al tot een betere gezondheid. Fase en Keijzer (1991) beargumenteren dat elk persoon een natuurlijke grens heeft met betrekking tot de werkbelasting. Wordt deze grens overschreden, dan zal dit leiden tot een toename van het ziekteverzuim. Het ziekteverzuim werkt in deze visie als een soort ventiel bij hoge druk. De arbeidsproductiviteit zou hiervoor als maatstaf kunnen worden gebruikt. Bij een procyclisch verloop van de

arbeidsproductiviteit neemt in een recessie (de groei van) de arbeidsproductiviteit af. Weloverwogen wordt dan een bepaalde interne arbeidsreserve gevormd (labour hoarding), waardoor de belasting per werknemer daalt.

Een derde reden voor een procyclisch verband tussen ziekteverzuim en conjunctuur is dat inkomenstijging bij economische voorspoed leidt tot een toename van risicovol gedrag (bijvoorbeeld alcoholgebruik, meer autorijden, risicovolle hobby's zoals skiën, autoracen of bungy-jumpen). Dit kan weer leiden tot een stijging van het ziekteverzuim (Ruhm, 2001).

Het bestaan van een positieve relatie tussen ziekteverzuim en conjunctuur wordt ook vaak toegeschreven aan de werkinstelling van werknemers (arbeidsethos), waarbij een grotere kans op ontslag leidt tot minder verzuim (Van Spithoven, 1982; Fase en Keijzer, 1991). Dit zou statistisch tot uiting moeten komen in een negatieve relatie tussen werkloosheid en ziekteverzuim. Naast de kans op ontslag speelt ook de hoogte van het alternatieve inkomen bij werkloosheid een rol. Dit komt tot uiting in de replacement rate. Een hogere replacement rate maakt het minder erg om ontslagen te worden, en dus relatief aantrekkelijk om te verzuimen.

Een laatste oorzaak voor een procyclisch verband zou kunnen liggen in het aanname- en ontslagbeleid van werkgevers. Oudere werknemers en werknemers met een relatief hoge verzuimgeschiedenis zullen minder snel worden aangenomen en bij reorganisaties eerder worden ontslagen (Leigh, 1985). Hierdoor blijft het gezonde personeel over. Dit effect wordt versterkt doordat de gezondheidssituatie van het arbeidsaanbod ook verschilt tussen hoog- en laagconjunctuur. De elasticiteit van het arbeidsaanbod is hoger voor groepen met een relatief hoog ziekteverzuim zoals vrouwen en ouderen. Dit leidt bij een conjuncturele neergang tot een gemiddeld betere gezondheid van het arbeidsaanbod en dus ook een gemiddeld lager ziekteverzuim van werknemers.

2.2 Empirisch onderzoek

De eerste empirische onderzoeken met tijdreeksen naar het verband tussen conjunctuur en gezondheid duiden op een negatief verband (Brenner, 1973, 1979). Deze onderzoeken hadden enkele tekortkomingen⁴, en na correctie hiervoor konden onderzoekers geen verband meer vinden tussen conjunctuur en gezondheid (Gravelle et al. 1981, Forbes en McGregor, 1984, Joyce en Mocan, 1993). De schattingen bleken erg gevoelig voor de landenkeuze en tijdsperiodes. Daarnaast werd door deze onderzoekers aanbevolen om bij vervolgonderzoek waar mogelijk gedetailleerdere gegevens te gebruiken, met name om te kunnen corrigeren voor samenstellingseffecten en effecten van beleid.

Ruhm (1996, 2000) heeft een fixed-effects model geschat met paneldata voor 50 Amerikaanse staten over een periode van twintig jaar (1972-1991).⁵ Door met fixed-effects te

⁴ Door andere auteurs is veel kritiek gegeven op de gekozen vertragingstructuur, de keuze van verklarende variabelen en de plausibiliteit van de resultaten.

⁵ Een fixed-effects model is een lineair regressiemodel, waarin de constante verschilt tussen de eenheden, in dit geval de 50 Amerikaanse staten.

schatten, spelen factoren die gecorreleerd zijn met de conjunctuurencyclus per sector (en ook invloed hebben op gezondheid) geen rol meer. Voor verschillende maatstaven van gezondheid (sterftecijfer, aantal ongelukken, hartziekten) vindt hij een negatief verband met werkloosheid.

In een vervolg op dit onderzoek (Ruhm, 2001) wordt gebruik gemaakt van microdata over een periode van negen jaar (1972-1981), waardoor ook gecorrigeerd kan worden voor persoonskenmerken. Ook dan vindt Ruhm een procyclisch verband voor de meeste gezondheidsproblemen. Uitzondering hierop vormen psychische problemen. Er wordt in deze studie geen onderscheid gemaakt tussen werkenden en niet-werkenden, zodat het goed mogelijk is dat psychische klachten bij werkenden juist afnemen (of gelijk blijven) en bij werklozen toenemen.

Arai en Skogman Thoursie (2001) laten met Zweedse bedrijfsdata zien dat er een significant negatief verband bestaat tussen ziekteverzuim en het aandeel van tijdelijke contracten. Hierbij corrigeren ze voor individuele en bedrijfskenmerken. Zij interpreteren dit als bewijs voor de hypothese dat een zwakkere arbeidsmarktpositie gepaard gaat met minder ziekteverzuim.

Fase en Keijzer (1991) hebben voor Nederland aan de hand van macrodata een negatief verband gevonden tussen werkloosheid en ziekteverzuim voor de periode 1951-1989. Daarbij vonden ze een positief verband tussen ziekteverzuim en productiviteit (als indicatie voor werkdruk). Dit gevonden verband is hoogstwaarschijnlijk vertekend. Immers, in de Nationale Rekeningen van het CBS leiden veranderingen in het ziekteverzuim niet tot veranderingen in de werkgelegenheid (ziekteverzuim behoort tot het arbeidsvolume), terwijl een hoger verzuim wel leidt tot een lagere productie. Een stijging van het verzuim leidt dientengevolge tot een daling van de arbeidsproductiviteit. Het gevonden positieve verband is dus waarschijnlijk een onderschatting van het werkelijke effect. Daarnaast corrigeren Fase en Keijzer (1991) niet voor effecten van beleid en/of samenstellingseffecten in de beroepsbevolking die eventueel geleid hebben tot een verandering van de relatie tussen conjunctuur en ziekteverzuim.

Boone en Van Ours (2002) hebben op basis van gegevens van twaalf OECD-landen het verband geschat tussen bedrijfsongevallen en werkloosheid. Daarbij maken ze een onderscheid tussen dodelijke en niet-dodelijke bedrijfsongevallen. De ratio hierachter is dat werknemers ervoor zouden kunnen kiezen in een conjunctureel slechtere situatie bedrijfsongevallen niet te rapporteren. Bij dodelijke bedrijfsongevallen hebben ze die keuze niet. Hun analyse duidt op een negatief verband tussen werkloosheid en niet fatale bedrijfsongevallen, terwijl de resultaten geen relatie aantonen tussen werkloosheid en bedrijfsongevallen met een fatale afloop.

Lindner en Veerman (2003) schatten het verband tussen conjunctuur en ziekteverzuim voor Nederland met behulp van jaargegevens over een vrij korte periode (1993-2002). Zij corrigeren voor enkele beleidswijzigingen die in deze periode hebben plaatsgevonden, en vinden een significant negatief verband tussen de mate van werkloosheid en ziekteverzuim.

Meijneken (2003) schat het verband tussen conjunctuur en ziekteverzuim voor de periode 1982-2003, waarbij gecorrigeerd wordt voor een aantal beleidseffecten. Ook wordt in dit

onderzoek een trendterm toegevoegd. Er komt een significant positief verband naar voren tussen conjunctuur en ziekteverzuim.

Bonato en Lusinyan (2004) laten in hun studie naar ziekteverzuim in verschillende Europese landen zien dat ziekteverzuim voor sommige landen, waaronder Nederland, procyclisch is. Als echter in de geschatte vergelijking ook een term wordt opgenomen voor vakbondslidmaatschap, geldt dit verband alleen nog maar voor Zweden.⁶

Behalve het onderzoek van Brenner, duidt al het hier weergegeven vervolgonderzoek op een positieve relatie tussen conjunctuur en ziekteverzuim. Resultaten van het huidige CPB-onderzoek zullen vooral vergeleken worden met Fase en Keijzer (1991) en Meijneken (2003), aangezien dit Nederlandse studies betreft met een soortgelijke opzet.

De toegevoegde waarde van dit CPB-onderzoek ten opzichte van het onderzoek dat voor Nederland al gedaan is, is dat schattingen gemaakt worden voor een recentere periode (1980-2003 versus 1951-1989 bij Fase en Keijzer) en dat rekening wordt gehouden met de effecten van beleidsmaatregelen. In vergelijking met het onderzoek van Lindner en Veerman en Meijneken is de specificatie in dit document bovendien uitgebreider (error-correctiemodel), wordt rekening gehouden met samenstellingseffecten van de beroepsbevolking en geschat op zowel kwartaal- als jaardata.

⁶ De redenering achter het opnemen van vakbondslidmaatschap (union density) is dat dit een indicator is voor de baanzekerheid voor werknemers. Hoe zekerder werknemers zijn dat ze niet ontslagen worden, hoe makkelijker ze zich ziek melden.

3 Andere determinanten van ziekteverzuim

Een goed beeld van de relatie tussen conjunctuur en ziekteverzuim is alleen te krijgen als rekening gehouden wordt met het gevoerde beleid gericht op terugdringing van het ziekteverzuim evenals veranderingen in de samenstelling van het werknemersbestand en verschuivingen van de werkgelegenheid over bedrijfstakken. Deze effecten worden in de volgende paragrafen beschreven.

3.1 Effecten van beleid

In de achter ons liggende jaren zijn tal van maatregelen genomen om het verzuim- en het arbeidsongeschiktheidsvolume terug te dringen. De (on-)aantrekkelijkheid van de WAO als uittreedroute kan vooral effect hebben op het langdurige ziekteverzuim. Immers, men dient eerst een jaar ziek te zijn voordat men in aanmerking komt voor een WAO-uitkering. Daarbij is het ook niet denkbeeldig dat de WAO-instroom (in ieder geval in de jaren zeventig en tachtig) een positieve relatie had met de werkloosheid. Uit eerdere studies blijkt namelijk dat in die periode een significant deel van het WAO-volume bestond uit verborgen werkloosheid (bijvoorbeeld Westerhout, 1995).

De eerste grote veranderingen in de ziektewet sinds het begin van onze schattingsperiode (1980) vonden plaats in 1985 en 1986. Op 1 mei 1985 werd het wettelijke uitkeringspercentage teruggebracht van 80 naar 75%, om vervolgens per 1 januari 1986 verder verlaagd te worden naar 70%. Deze verlaging werd grotendeels gerepareerd in cao-bepalingen, maar kan toch enig effect hebben gehad, omdat ze niet voor alle werknemers gerepareerd is. Daarnaast werden gelijktijdig de uitkeringshoogten van andere werknemersverzekeringen (WAO/WW) eveneens verlaagd. Dit heeft geleid tot een sterke verlaging van de replacement rate. Dit kan ook effect hebben gehad op het verzuimgedrag.

De wet Terugdringing ArbeidsongeschiktheidsVolume (TAV) van 1 maart 1992 introduceerde een systeem van premiedifferentiatie en een systeem van bonus-malus (dat overigens in 1995 weer werd afgeschaft). Door TZ en Wulbz (zie verderop) werd het effect van premiedifferentiatie in latere jaren versterkt en verloor deze wet op zich zijn betekenis.

De op 1 januari 1994 in werking getreden wet Terugdringing Ziekteverzuim (TZ) had als doel het ziekteverzuim terug te dringen door de financiële betrokkenheid van werkgevers en werknemers te vergroten. Dit werd onder meer bewerkstelligd door de eerste twee of zes weken van het ziekteverzuim (afhankelijk van de grootte van het bedrijf) voor rekening van de werkgever te brengen.

De wet Terugdringing Beroep Arbeidsongeschiktheidsregelingen (TBA) die 1 augustus 1993 in werking trad, scherpte het arbeidsongeschiktheids criterium aan en beperkte hoogte en duur van de arbeidsongeschiktheidsuitkering. De verandering in uitkeringshoogte is grotendeels

bovenwettelijk gerepareerd. Het is de vraag of deze wet ook rechtstreeks invloed heeft gehad op het (kortdurend) ziekteverzuim. Alleen langer durend verzuim (uitmondend in een WAO-aanvraag) zal eventueel door deze maatregel teruggedrongen zijn.

De Wet Uitbreiding Loondoorbetalingsverplichting Bij Ziekte (WULBZ) uit 1996 betekende een ingrijpende wijziging in de financiering van het ziekteverzuim. WULBZ maakt alle bedrijven verantwoordelijk voor het doorbetalen van loon bij ziekte gedurende maximaal 52 weken. Een deel van de bedrijven heeft zich weliswaar herverzekerd tegen het ziekterisico, maar bij een goed werkende verzekeringsmarkt leidt dit nog steeds tot een sterkere financiële prikkel voor de werkgever dan een collectieve verzekering met een uniforme premie. Als gevolg van WULBZ (en in mindere mate al eerder als gevolg van TZ), werd het moeilijker ziekteverzuim goed te registreren. Hadden werkgevers er voorheen belang bij ziekteverzuim accuraat door te geven aan de bedrijfsvereniging die de ziektewet uitvoerde, vanaf WULBZ deed dit er minder toe. Ze moesten dit immers toch zelf betalen. Hierdoor kan een onderrapportage van met name kortdurend verzuim zijn ontstaan.

De per 1 januari 1998 van kracht zijnde wet Premiedifferentiatie en Marktwerking Bij Arbeidsongeschiktheid (PEMBA) bepaalt dat bedrijven meer WAO-premie betalen naarmate meer van hun werknemers in de WAO terecht komen. Deze premieopslag geldt voor (voormalige) werknemers tot vijf jaar na instroom in de WAO, waardoor de effectiviteit vanaf 1998 geleidelijk opbouwt. In 2003 bereikt deze financiële prikkel zijn volledige omvang. Ook hier geldt weer dat dit effect waarschijnlijk voornamelijk via langdurig ziekteverzuim in WAO-instroom tot uiting komt.

Per 1 april 2002 is de Wet Verbetering Poortwachter (WVP) van kracht geworden. Deze wet dwingt werkgevers en werknemers om bij een WAO-aanvraag aantoonbaar voldoende te hebben gedaan tijdens de loondoorbetalingsperiode bij ziekte om WAO-instroom te voorkomen. Als een werknemer zich te weinig ingespannen heeft, kan de WAO-toekenning worden geweigerd. Als een werkgever in gebreke is gebleven, kan dit leiden tot een verlenging van de loondoorbetalingsperiode met maximaal een jaar.

Bovengenoemde beleidsmaatregelen zullen in onze schattingen worden meegenomen. Een nadeel is het grote aantal beleidsmaatregelen in de jaren negentig, waarvan niet bekend is of de effecten tijdelijk of permanent zijn. In sommige gevallen kan sprake zijn van een eenmalig 'schrik-effect', dat langzaam wegebt. Een aantal maatregelen overlapt elkaar (TZ en WULBZ, TAV en PEMBA). Hierdoor is niet duidelijk welk effect uiteindelijk aan welke maatregel kan worden toegeschreven.

3.2 Samenstellingseffecten

De mate van ziekteverzuim verschilt aanzienlijk tussen verschillende groepen op de arbeidsmarkt. In tabel 3.1 staan verzuimcijfers voor enkele groepen werknemers en bedrijfstakken, en tevens de gemiddelde ziekmeldingsfrequentie per jaar en de gemiddelde verzuimduur. Het verzuim van vrouwen (exclusief zwangerschaps- en bevallingsverlof) is gemiddeld ongeveer 1%-punt hoger dan dat van mannen. De toegenomen arbeidsparticipatie van vrouwen in de afgelopen decennia leidt zodoende tot een trendmatige toename van het gemiddelde ziekteverzuim.

Ten tweede valt op dat ook het verzuimpercentage naar burgerlijke staat, leeftijd en etniciteit aanzienlijk uiteenloopt. Aangezien de omvang van groepen met een hoog verzuimpercentage (gescheiden werknemers, ouderen en (niet-westerse) allochtonen) in het werknemersbestand is toegenomen, heeft dit in de afgelopen jaren vermoedelijk geleid tot een trendmatige stijging van het ziekteverzuim.

Daarnaast verschilt het ziekteverzuim ook aanzienlijk tussen bedrijfstakken. De verschuiving tussen bedrijfstakken van primaire productieprocessen naar dienstverlening over de afgelopen jaren kan ook geleid hebben tot een verandering van het ziekteverzuim. Of de verschuiving per saldo heeft geleid tot een toename van het ziekteverzuim is niet op voorhand duidelijk, aangezien het verzuimpercentage zowel in sommige krimpsectoren (industrie, 5,8%) als in enkele groeisectoren (gezondheids- en welzijnszorg, 6,2%) hoog is.

Tabel 3.1 Ziekteverzuim van werknemers naar enkele achtergrondkenmerken, 2003

	Ziekteverzuim, gemiddeld ^a	Ziekmeldings- frequentie ^b	Gemiddelde verzuimduur ^c
	%	per jaar	dagen
Totaal	4,7	1,3	14,9
Mannen	4,3	1,1	14,2
Vrouwen	5,3	1,6	15,6
Burgerlijke staat			
Ongehuwd	3,9	1,3	11,8
Gehuwd	5,1	1,3	16,8
Verweduwd	5,6	1,3	19,6
Gescheiden	7,4	1,7	18,3
Leeftijd			
15-25	2,6	1,1	9,9
26-35	4,8	1,5	12,8
36-45	5,0	1,4	14,8
46-55	5,5	1,3	17,6
56-65	5,5	1,0	21,8
Etniciteit			
Autochtonen	4,5	1,3	14,6
Westerse allochtonen	5,0	1,4	14,2
Niet-westerse allochtonen	6,5	1,7	16,4
Bedrijfstak			
Landbouw en visserij	2,6	-	-
Delfstoffenwinning	3,8	1,1	11,2
Industrie	5,8	1,4	15,2
Openbare voorzieningsbedrijven	5,1	1,5	13,1
Bouwnijverheid	4,4	1,0	17,8
Reparatie consumentenartikelen, handel	4,1	0,9	16,5
Horeca	2,7	0,6	20,8
Vervoer en communicatie	4,8	1,2	16,1
Financiële instellingen	3,8	1,3	12,1
Onroerend goed, zakelijke dienstverlening	4,4	1,2	14,1
Gezondheids- en welzijnszorg	6,2	2,1	14,5
Cultuur, recreatie, overige dienstverlening	4,3	1,1	15,0

Bron: CBS, Statline

^a Het aantal door ziekte verzuimde dagen in procenten van het totaal aantal beschikbare dagen van de werknemers in de verslagperiode.

^b Het gemiddeld aantal ziekmeldingen per werknemer in de verslagperiode binnen de werknemerspopulatie, omgerekend naar jaarbasis.

^c Het gemiddeld aantal dagen ziekteverzuim per verzuimmelding in de verslagperiode.

4 Beschikbare gegevens

Voor de toetsing van het verband tussen conjunctuur en ziekteverzuim zou idealiter gebruik gemaakt dienen te worden van microdata met gedetailleerde gegevens omtrent personen, bedrijven en verzuimgedrag. Deze cijfers zijn er voor Nederland echter niet. De enige microdataset met gegevens over ziekteverzuim, het ZARA-SZW panel, beslaat slechts een korte periode (1996-1999).⁷ Deze periode is te kort om een goede schatting te verkrijgen voor het verband tussen conjunctuur en ziekteverzuim.

Beschikbare gegevens omtrent ziekteverzuim over een langere periode in Nederland zijn beperkt. TNO Preventie en Gezondheid (voorheen het Nederlandse Instituut voor Preventieve Gezondheidszorg TNO) hield tot 1993 een registratie van ziekteverzuim bij waaraan een groep bedrijven op vrijwillige basis deelnam. In 1993 is het CBS met een nieuwe reeks cijfers over ziekteverzuim in het bedrijfsleven gestart op basis van een CBS-steekproef onder bedrijven. Het ziekteverzuim wordt in procenten van het aantal mensdagen geleverd. Mensdagen zijn de beschikbare kalenderdagen van de werknemers. Zwangerschaps- en bevallingsdagen worden niet tot het verzuim gerekend. Het ziekteverzuimpercentage drukt uit welk deel van de beschikbare tijd in een bepaalde aaneengesloten periode verloren is gegaan wegens ongeschiktheid van werknemers tot het verrichten van de eigen arbeid als gevolg van ziekte. Het geeft een indicatie van de omvang van het ziekteverzuim in relatie tot de arbeidscapaciteit. Naar het verschil tussen de TNO-cijfers en de CBS-steekproef is nooit onderzoek gedaan. Dit resulteert in een reeksbreuk in 1993 waarvan de omvang niet bekend is. Dientengevolge is het effect van de in 1993 ingegane beleidsmaatregel (TBA) met deze gegevens niet te schatten.

Met ingang van het vierde kwartaal van 1995 verricht het CBS elk kwartaal onderzoek naar het ziekteverzuim in de particuliere sector. Het onderzoek wordt gehouden in de vorm van een enquête bij bijna 17 duizend bedrijven en instellingen. De kwartaalonderzoeken worden in vergelijking met de jaaronderzoeken bij veel meer bedrijven gehouden. Hierdoor is het mogelijk om de uitkomsten verder te detailleren naar bedrijfsklassen. Van deze detailgegevens wordt bij de schattingen ook gebruik gemaakt.

Beleidsmaatregelen, zoals weergegeven in paragraaf 3.1, worden voornamelijk als dummy's ingezet (zie bijlage A) waarbij rekening wordt gehouden met het tijdstip van ingaan van de maatregel (als een maatregel niet per 1 januari ingaat, is de dummy vermenigvuldigd met dat deel van het jaar waarvoor de beleidsmaatregel van kracht is). Tevens is rekening gehouden met oplopende effectiviteit (dit speelt met name bij PEMBA). Als replacement rate wordt zowel de bruto replacement rate (bruto uitkering ten opzichte van brutoloon) als netto replacement rate gebruikt. De bruto replacement rate is de verhouding tussen bruto uitkering ten opzichte van brutoloon voor een loondervingsuitkering (WW/WAO), sinds 1987 70% van het laatstverdiende loon. De netto replacement rate is de verhouding tussen een netto-loondervingsuitkering en het

⁷ Voor een uitgebreide beschrijving van dit databestand, zie bijvoorbeeld: Veerman, T.J. e.a. (2001).

laatstverdiende nettoloon.⁸ In de lange-termijnvergelijking wordt de bruto replacement rate gebruikt, als benadering van de ex ante terugvalpositie. In de korte-termijnvergelijking wordt de netto-replacement rate gebruikt. Dit, omdat op korte termijn veranderingen in belastingen en premies die effect hebben op de netto replacement rate, een grotere rol spelen.

Als conjunctuurvariabelen worden de werkloze beroepsbevolking gebruikt (als percentage van de beroepsbevolking), de vacaturegraad (als percentage van de werkgelegenheid), BBP-groei en de realisaties van de CPB-conjunctuurindicator en de CPB-werkgelegenheidsbarometer. De reden om naast het werkloosheidspercentage ook de vacaturegraad als conjunctuurvariabele te gebruiken is ingegeven door het feit dat de vacaturegraad wel sectorspecifiek beschikbaar is, terwijl de werkloosheid dat niet is.

Om te corrigeren voor demografische ontwikkelingen is met een aantal variabelen geëxperimenteerd, zoals de arbeidsparticipatie, PA-ratio (als benadering van het aantal deeltijders) en het aandeel van vrouwen in de werkgelegenheid. Daarnaast is een variabele geconstrueerd die het effect van de verschuiving tussen bedrijfstakken op het ziekteverzuim weergeeft.⁹

⁸ De reeks voor de netto replacement rate is afkomstig uit Stegeman (2002).

⁹ Deze variabele is geconstrueerd onder de veronderstelling dat de verschillen in ziekteverzuim tussen bedrijfstakken gelijk zijn gebleven. Concreet gebeurt dit door de sectorale aandelen in het arbeidsvolume in elk jaar te vermenigvuldigen met het sectorale ziekteverzuim in 2003, en daarna te delen door het gemiddelde ziekteverzuim in 2003. In formulevorm: $shift_t = \frac{\sum(zv_{i, 2003} * arbv_{i,t})}{zv_{2003}}$

5 Schattingsmethode en resultaten

Zoals in de vorige paragraaf aangegeven ontbreken de ideale (micro-)gegevens waarmee voor alle samenstellings- en beleidseffecten volledig gecorrigeerd kan worden. Om toch tot een zo goed mogelijke analyse te komen wordt gekozen voor een dubbele tijdreeksanalyse. In de eerste plaats wordt een tweestaps-foutencorrectiemodel geschat met de macrogegevens per jaar over de periode 1980-2003, waarbij voor zoveel mogelijk kenmerken gecorrigeerd wordt. Hierbij wordt onderscheid gemaakt tussen de lange termijn, waar vooral samenstellingseffecten van de beroepsbevolking en verschuivingen over sectoren een rol spelen, en korte termijn, waarbij vooral de conjunctuur een rol speelt. Daarnaast wordt met *kwartaalgegevens* per bedrijfstak over de periode 1996-2003 een model geschat. Dit maakt het mogelijk voor verschillen in ontwikkelingen tussen bedrijfstakken te controleren.

5.1 Foutencorrectiemodel

Op grond van theoretische overwegingen is gekozen voor een zogenoemd tweestaps-foutencorrectiemodel ter verklaring van de ontwikkeling van het ziekteverzuim, waarbij op jaarbasis is geschat voor de periode 1980-2003. In de eerste stap wordt een vergelijking geschat voor de lange-termijnwaarde van het ziekteverzuim. De afwijking tussen het feitelijk niveau van het ziekteverzuim en deze lange-termijnwaarde is de zogenaamde ‘fout’, die gedeeltelijk in de daaropvolgende periode wordt gecorrigeerd. Wanneer het feitelijk ziekteverzuim uitgaat boven de waarde die op basis van structurele variabelen, zoals de samenstelling van de beroepsbevolking en beleidsmaatregelen, verwacht mag worden, dan heeft dit een drukkend effect op het ziekteverzuim, waarmee ceteris paribus de fout kleiner wordt. De snelheid waarmee het feitelijk ziekteverzuim zijn lange-termijnwaarde nadert, wordt bepaald in de tweede stap. Daarbij wordt de verandering in het ziekteverzuim geschat. Naast de zojuist genoemde correctiefactor speelt ter verklaring van de korte-termijnontwikkeling met name ook de conjunctuur een rol. Voldaan wordt aan de voorwaarden voor gebruik van een foutencorrectiemodel: afgaande op de augmented Dicky-Fuller test is het niveau van het ziekteverzuim niet stationair, en het eerste verschil wel.

Lange termijn

Op basis van de te verwachten determinanten van het ziekteverzuim, zoals besproken in de vorige paragraaf wordt de volgende lange termijn vergelijking geschat:

$$z_{v_t} = \alpha + \gamma \mathbf{S}_t + \delta \mathbf{B}_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Hierbij geeft z_{v_t} het ziekteverzuimpercentage in jaar t weer, \mathbf{S} een vector met variabelen die de structuur van de werkgelegenheid weergeven in jaar t en γ een vector met de daarbij behorende

coëfficiënten en **B** een vector met beleidsvariabelen met δ als bijbehorende vector met coëfficiënten. Op lange termijn spelen conjuncturele schommelingen vanzelfsprekend geen rol. De schattingsresultaten voor de lange-termijnvergelijking zijn opgenomen in tabel 5.1. Gekozen is voor een steekproefperiode van 1980 tot 2003, alhoewel gegevens vanaf 1970 beschikbaar zijn. Schatten over een langere periode heeft op zichzelf de voorkeur, gezien het groter aantal waarnemingen. Het bleek echter niet mogelijk stabiele en plausibele resultaten te krijgen als ook de jaren zeventig werden meegenomen. Mogelijke verklaring is de eind jaren zeventig sterk opgelopen instroom in de WAO (onder andere veroorzaakt door verruiming van de toetredingseisen), die zich ook vertaalt in een hoger verzuimpercentage. Andere onderzoekers (Fase en Keijzer, 1991) hebben dit probleem opgelost door het conjunctuureffect op te splitsen in de periode voor 1980 en daarna. Het is de vraag of dit de juiste aanpak is, omdat de coëfficiënt voor de conjunctuur deels de opbouw van de welvaartstaat oppikt.

Tabel 5.1 Resultaten lange termijnvergelijking niveau ziekteverzuim (in %), 1980-2003

	Coëfficiënt	Standaardfout	Significantie ^a
Constante	58,25	13,23	***
PA-ratio	- 0,56	0,12	***
participatie vrouwen	0,26	0,08	***
verschuiving tussen sectoren	- 0,02	0,06	-
Wet TZ	- 1,73	0,81	*
Wet TAV	- 1,41	0,43	***
WULBZ	- 0,95	0,34	**
Bruto replacement rate	0,07	0,03	*
Reeksbreuk en wet TBA	1,62	1,03	-
R ²	0,97		
Gecorrigeerde R ²	0,96		
S.E. of regression	0,26		
Durbin-Watson statistic	1,79		

^a *** = significantie op 1%, ** = significantie op 5%, * = significantie op 10%, - = niet significant op 10%.

Op de lange termijn blijkt de PA-ratio (de verhouding personen/arbeidsjaren) een negatieve relatie met het ziekteverzuim te hebben. Een stijging van de PA-ratio betekent dat meer mensen in deeltijd werken. Een toename van deeltijdarbeid maakt het voor mensen makkelijker om arbeid en zorg te combineren. Men hoeft zich minder vaak ziek te melden om problemen thuis (bijvoorbeeld zieke kinderen) op te lossen. Dit zou de oorzaak kunnen zijn voor het gevonden negatieve verband.

Ook blijkt uit tabel 5.1 dat de toegenomen participatie van vrouwen heeft geleid tot een toename van het ziekteverzuim. Dit is geen verassend resultaat; uit tabel 3.1 bleek al dat vrouwen zich gemiddeld vaker ziek melden en langer ziek zijn.

De verschuiving van de werkgelegenheid tussen sectoren blijkt over de schattingsperiode geen significant effect te hebben gehad op het ziekteverzuim. Wellicht komt dit door tegengestelde effecten; sommige sectoren met een traditioneel hoog verzuim zijn groter geworden (zoals de kwartaire sector), maar ook sectoren met een relatief laag verzuim zijn gegroeid (zakelijke dienstverlening).

De beleidseffecten (TZ, TAV, WULBZ en bruto replacement rate) zijn significant en hebben het verwachte teken.¹⁰ TZ, TAV en WULBZ hebben alle geleid tot een reductie van het verzuimvolume. Hierbij dient wel opgemerkt te worden dat de coëfficiënten niet te strikt geïnterpreteerd dienen te worden. De effecten van verschillende maatregelen hoeven in de tijd niet samen te vallen met de introductie van de desbetreffende maatregel. In sommige gevallen kan er al voor ingaan een effect optreden (aankondigingseffect), in andere gevallen kan er sprake zijn van een langzaam oplopend effect ('ingroei'). Doordat drie van de vier in het model opgenomen maatregelen in een periode van 5 jaar (1992-1996) zijn genomen, kan het effect van de ene wet in deze specificatie ook aan een andere wet worden toegekend. Voorgaande geldt wellicht in mindere mate voor de bruto replacement rate. De enige variatie in deze variabele betreft de stapsgewijze verlaging van de uitkeringsniveaus in 1985 en 1986 van 80% naar 70% van het laatstverdiende loon. Het gevonden significant positieve verband duidt erop dat een hogere uitkering leidt tot meer ziekteverzuim.

Korte termijn

Het uitgangspunt voor het schatten van de korte-termijnvergelijking is de lange-termijnvergelijking. De residuen van die vergelijking vormen de reeks van de foutencorrectievariabele in de korte-termijnrelatie.¹¹

¹⁰ Het effect van de invoering van PEMBA is op basis van deze tijdreeksanalyse niet aan te geven, aangezien de geleidelijke invoering van PEMBA de vorm van een trendterm aanneemt over de periode 1998-2003. Dit wil echter niet zeggen dat de invoering van PEMBA geen effect heeft gehad op het ziekteverzuim. Het heeft in ieder geval wel effect gehad op de WAO-instroom zoals Koning (2004) op basis van microdata aantoont. Ook Meijneken (2003) en Lindner en Veerman (2003) vinden geen significant effect voor PEMBA. Ook de invoering van de Wet Verbetering Poortwachter is niet aan te tonen met deze tijdreeksanalyse. Doordat deze beleidsmaatregel nagenoeg aan het eind van schattingsperiode ingevoerd is (1 april 2002), en de effecten pas in de periode erna optreden is het effect op basis van deze gegevens niet eenduidig vast te stellen. Het effect van de wet TBA is met deze gegevens niet aan te tonen, omdat dit samenvalt met een reeksbreuk.

¹¹ Waarbij de residuen zijn gedefinieerd als de feitelijke waarde minus de berekende waarde. Deze variabele wordt in de korte termijn vergelijking opgenomen met een vertraging van 1 periode.

In de korte-termijnvergelijking worden naast het residu van de lange-termijnvergelijking de mutaties van de beleidseffecten en een conjunctuurindicator opgenomen. Het geschatte macromodel kan weergegeven worden als:

$$\Delta z v_t = \alpha + \beta \Delta \mathbf{X}_t + \lambda \Delta \mathbf{C}_t + \psi \hat{\varepsilon}_{t-1} + \mu_t \quad (2)$$

Waarbij $\Delta z v$ de absolute verandering in het ziekteverzuimpercentage weergeeft, \mathbf{X} een vector van variabelen die veranderingen in beleid representeren en β de daarbij behorende coëfficiënten, \mathbf{C} een vector met variabelen die de invloed van conjunctuur weerspiegelen met coëfficiënten λ en $\hat{\varepsilon}_{t-1}$ de error-correctieterm. μ geeft de storingsterm weer en t is een subscript voor tijd. In tabel 5.2 zijn de resultaten voor het model weergegeven. Als conjunctuurvariabelen worden de verandering in het werkloosheidspercentage (model a), de vacaturegraad (model b), de CPB-werkgelegenheidsbarometer (model c), de CPB-conjunctuurindicator (model d) en de groei van het BBP (model e) gebruikt.

Tabel 5.2 Resultaten korte-termijnvergelijking voor het ziekteverzuim

	(a) Werkloosheid			(b) Vacaturegraad			(c) Werkgelegenheidsbarometer			(d) Conjunctuurindicator			(e) Groei BBP		
	Coëfficiënt	Std. Fout	Sign ^a	Coëfficiënt	Std. Fout	Sign ^a	Coëfficiënt	Std. Fout	Sign ^a	Coëfficiënt	Std. Fout	Sign ^a	Coëfficiënt	Std. Fout	Sign ^a
Constante	- 0,07	(0,04)	-	- 0,12	(0,07)	-	- 0,05	(0,06)	-	- 0,10	(0,08)	-	- 0,41	(0,10)	***
Δ Conjunctuurvariabele (verschilt per vergelijking	- 0,25	(0,04)	***	0,41	(0,13)	***	0,32	(0,08)	***	0,13	(0,08)	*	0,13	(0,03)	***
Δ Wet TZ	- 1,44	(0,28)	***	- 0,40	(0,38)	-	- 0,75	(0,32)	**	- 0,76	(0,42)	*	- 0,63	(0,32)	*
Δ Wet TAV	- 0,86	(0,23)	***	- 1,63	(0,44)	***	- 1,27	(0,40)	***	- 1,70	(0,54)	***	- 1,71	(0,40)	***
Δ Wet TBA/reeksbreuk	1,65	(0,41)	***	1,62	(0,64)	**	1,67	(0,58)	**	1,61	(0,77)	*	1,58	(0,58)	**
Δ WULBZ	- 0,75	(0,26)	**	- 0,48	(0,39)	-	- 0,94	(0,37)	**	- 0,50	(0,46)	-	- 0,55	(0,36)	-
Δ Netto replacement rate	0,09	(0,03)	**	0,08	(0,05)	-	0,11	(0,05)	**	0,04	(0,06)	-	0,04	(0,04)	-
Residu lange-termijnvergelijking	- 0,59	(0,18)	***	- 0,45	(0,30)	-	- 0,87	(0,25)	***	- 0,68	(0,34)	*	- 0,44	(0,27)	-
R ²	0,87			0,68			0,74			0,56			0,74		
R ² -adj	0,81			0,54			0,62			0,36			0,62		
S.E. of regression	0,16			0,24			0,22			0,29			0,22		
Durbin-Watson statistic	1,90			0,86			1,44			0,79			1,12		
Schattingsperiode	1981-2003			1981-2003			1981-2003			1981-2003			1981-2003		

^a *** = significantie op 1%, ** = significantie op 5%, * = significantie op 10%, - = niet significant op 10%

Alle geschatte modellen duiden op een significant procyclische relatie tussen conjunctuur en ziekteverzuim. Net als in andere Nederlandse studies (Fase en Keijzer, 1991; Meijneken, 2003; Lindner en Veerman, 2003) is in eerste instantie de werkloosheidsgraad de conjunctuurindicator. Ondanks verschillen in modellering en tijdsperiode lijken de schattingsresultaten behoorlijk op die van eerder Nederlands onderzoek (zie ook tabel 5.3). Blijkbaar is het verband tussen werkloosheid en ziekteverzuim behoorlijk robuust. De door ons gevonden coëfficiënt van $-0,25$ is bijna het gemiddelde van de tot nu toe voor Nederland gevonden waarden. Een stijging van het werkloosheidspercentage met 1%-punt leidt dus tot een daling van het ziekteverzuim met 0,25%-punt.

Tabel 5.3 Schattingsresultaten verband werkloosheid en ziekteverzuim uit ander onderzoek

	Variabele	Schattings- periode	Coëfficiënt	St. fout	Significantie ^a
Fase en Keijzer (1991)	Geregistreerde arbeidsreserve	1952-1978	0,06	0,12	-
		1979-1989	- 0,21	0,05	***
Meijneken (2003)	Geregistreerde werkloosheid	1982-2002	- 0,17	0,04	***
Lindner en Veerman (2003)	Werkloze beroepsbevolking	1993-2002	- 0,30	0,02	***
Model A	Werkloosheidsgraad	1981-2003	- 0,25	0,04	***

^a *** = significantie op 1%, ** = significantie op 5%, * = significantie op 10%, - = niet significant op 10%.

Naast de werkloosheid als conjunctuurindicator kunnen ook andere variabelen hiervoor gebruikt worden. Als eerste alternatief is een model geschat met de vacaturegraad (model b). Een hoge vacaturegraad duidt op spanning op de arbeidsmarkt. Gezien de resultaten voor de werkloosheidsvariabele wordt een positief verband tussen de vacaturegraad en ziekteverzuim verwacht. Voordeel van deze variabele is dat deze ook per bedrijfstak beschikbaar is, zodat de schattingen vergeleken kunnen worden met een fixed-effects model voor bedrijfstakken (zie paragraaf 5.2). In tabel 5.2 staan de resultaten voor deze vergelijking (model b). De resultaten komen vrij goed overeen met de vergelijking met de werkloosheid als conjunctuurindicator. De coëfficiënten van alle overige variabelen veranderen niet veel.

Een tweede alternatieve conjunctuurindicator die gebruikt is, betreft de CPB-werkgelegenheidsbarometer.¹² Deze bestaat uit reeksen die vooral betrekking hebben op de situatie op de arbeidsmarkt. Ook met deze variabele bestaat een positief verband tussen conjunctuur en ziekteverzuim (model c). De andere coëfficiënten veranderen ten opzichte van model (a) niet dramatisch.

Een derde alternatief dat uitgeprobeerd is, is de CPB-conjunctuurindicator. De CPB-conjunctuurindicator geeft een algemeen beeld van de conjuncturele ontwikkeling, en zou dus ook het verband met ziekteverzuim zoals weergegeven door werkloosheid kunnen genereren.¹³ Dit blijkt ook zo te zijn (zie model d), zij het minder duidelijk als op basis van de eerste drie

¹² Voor meer informatie over de werkgelegenheidsbarometer, zie Kranendonk (2004).

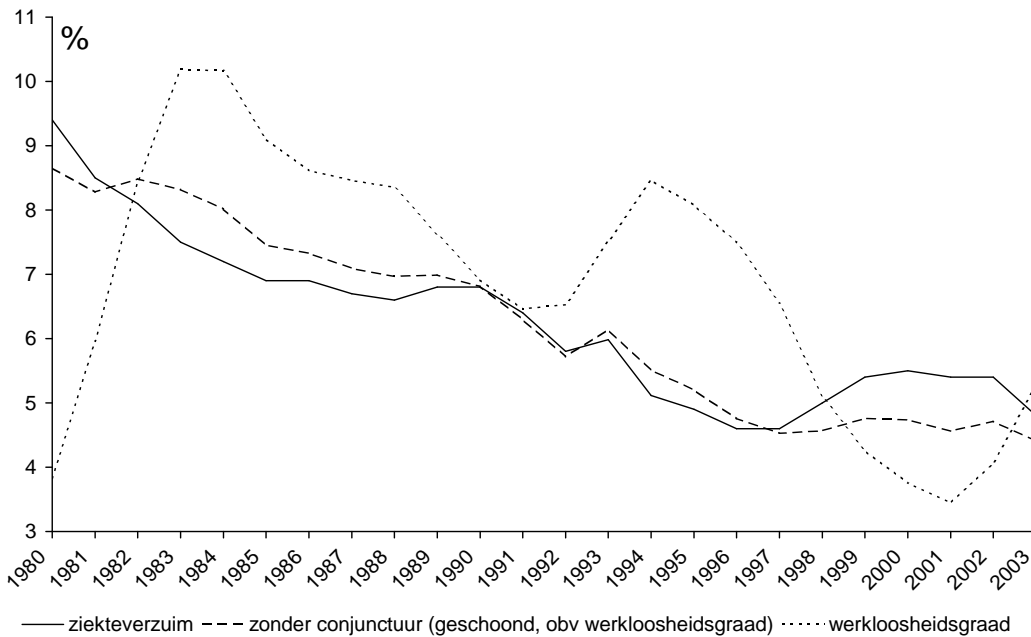
¹³ Voor meer informatie over de CPB-conjunctuurindicator, zie Bonenkamp (2003).

modellen. Wellicht komt dit doordat de conjunctuurindicator meer dan de ontwikkeling op de arbeidsmarkt weerspiegelt (bijvoorbeeld ook het producenten- en consumentenvertrouwen), terwijl ziekteverzuim voornamelijk door de situatie op de arbeidsmarkt wordt beïnvloed.

Een laatste conjunctuurindicator die uitgetoet is betreft de BBP-groei (model e). Dit levert soortgelijke resultaten op als de overige indicatoren.

Op empirische gronden kan model (a) worden aangemerkt als de beste vergelijking. De 'fit' van de vergelijking is het best ($R^2=0,87$) en ook de Durbin-Watson-statistic ligt het dichtst bij de ideale waarde van 2.

Figuur 5.1 Ziekteverzuim en ziekteverzuim geschoond voor conjunctuur op basis van werkloosheidsgraad 1980-2003



In figuur 5.1 zijn het ziekteverzuim en het voor conjunctuur geschoonde ziekteverzuim op basis van model a (met de werkloosheidsgraad) weergegeven. Tevens is de werkloosheidsgraad in de figuur opgenomen. Het beeld uit de figuur toont visueel de schattingsresultaten. In tijden van laagconjunctuur (bijvoorbeeld in de jaren tachtig) is het voor conjunctuur geschoonde ziekteverzuim hoger dan het feitelijke verzuim. In tijden van hoogconjunctuur (bijvoorbeeld eind jaren negentig) ligt het voor conjunctuur geschoonde cijfer juist lager.

De variabelen die beleid weergeven hebben ook in de korte-termijnvergelijking nagenoeg alle het verwachte teken. De wetten TAV, TZ en WULBZ hebben een negatief effect gehad op het ziekteverzuim, zij het niet significant in alle modellen. De interpretatie van de coëfficiënt behorende bij de variabele TBA/reeksbreuk is lastig, als gevolg van het samenvallen van de reeksbreuk en de beleidswijziging.

De wetten PEMBA en WVP zijn ook in de korte-termijnvergelijking niet expliciet ingezet als variabelen, maar komen waarschijnlijk ex post tot uiting in de wao-instroom. Ook bovenstaande beleidsmaatregelen hebben hoogstwaarschijnlijk een effect gehad op het WAO-volume en vooral op het langerdurend verzuim.¹⁴

De verandering in de replacement rate blijkt een positieve invloed op het ziekteverzuim te hebben, zij het alleen significant in de modelspecificatie met werkloosheidsgraad en de werkgelegenheidsbarometer. Blijkbaar leidt een verslechtering van het alternatieve inkomen tot een verminderde prikkel tot verzuim.¹⁵

5.2 Fixed-effects model op kwartaaldata

Bij schattingen zoals beschreven in de vorige paragraaf kon maar beperkt rekening gehouden worden met ontwikkelingen in de samenstelling van de beroepsbevolking naar bedrijfstakken. Alleen volumeverschuivingen bij vaste verschillen in ziekteverzuim per bedrijfstak werden opgenomen als variabele. Met de kwartaaldata per bedrijfstak die vanaf eind 1995 beschikbaar zijn, is dit beter mogelijk. Belangrijk nadeel van deze tijdreeks is dat de variatie in de conjuncturele ontwikkeling aanzienlijk minder groot is dan op basis van de lange tijdreeks. In de vergelijking worden fixed-effects voor bedrijfstakken opgenomen:

$$zv_{it} = \alpha + \delta_i + \beta \mathbf{X}_t + \gamma \mathcal{S}_{it} + \lambda \mathbf{C}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Waarbij de interpretatie van de vectoren \mathbf{X} , \mathbf{S} en \mathbf{C} hetzelfde is als in vergelijking (1) en (2), zij het dat er een constante δ voor elke bedrijfstak i wordt geschat. Beleidseffecten zijn voor elke sector hetzelfde, de overige variabelen zijn sectorspecifiek. De vergelijking worden in niveaus geschat, mede gezien het beperkte aantal waarnemingen.¹⁶ Alle kwartaalcijfers zijn voor seizoensinvloeden gecorrigeerd met behulp van de Census X12-methode. Met autocorrelatie wordt rekening gehouden door een AR(1) term aan de vergelijking toe te voegen gespecificeerd per cross-sectie. Om voor heteroskedasticiteit te corrigeren worden robuuste standaardfouten berekend.

Er kan beargumenteerd worden dat vertraagde waarden moeten worden opgenomen voor conjunctuur in een kwartaalvergelijking, omdat toenemende werkloosheid of een toename van

¹⁴ Om dit te testen, is een apart model geschat voor (verandering in) de wao-instroom (zie bijlage B). Hieruit blijkt dat TAV en WVP een significant negatief effect hebben gehad op de wao-instroom. Het effect van PEMBA is ook negatief, maar niet significant. Daarnaast blijkt in de periode tot 1979 de werkloosheid een significant positieve invloed te hebben gehad op de wao-instroom, terwijl dat in de periode daarna juist omgekeerd is. Dit kan wellicht verklaard worden doordat de WAO vooral in de jaren zeventig gebruikt werd als uitstroomroute bij werkloosheid, terwijl dat in de loop der jaren minder makkelijk is geworden. Overigens is het bescheiden conjunctuureffect na 1979 insignificant bij een 95% betrouwbaarheidsinterval. Opvallend is daarnaast dat er geen significant verband is tussen de mutatie van het ziekteverzuim en de WAO-instroom.

¹⁵ Uit ander onderzoek blijkt dat de WAO-instroom gevoelig is voor financiële prikkels. Zie bijvoorbeeld Van Vuren en van Vuuren (2005).

¹⁶ Schatten in mutaties leidde tot een iets lagere coëfficiënt voor het conjunctuureffect, zij het nog steeds significant.

arbeidsproductiviteit pas na enige kwartalen kan leiden tot een toename van het ziekteverzuim. Experimenteren met vertragingen (tot 4 kwartalen terug) leidde echter niet tot significant andere resultaten.

Tabel 5.4 geeft de resultaten van de schatting kort weer (zie bijlage B voor de uitgebreide schattingsresultaten). De coëfficiënten behorende bij de beleidseffecten die in deze periode een rol spelen (WVP en WULBZ) hebben beide het juiste teken, waarbij alleen de coëfficiënt voor WVP significant is.¹⁷ In vergelijking met de macrovergelijking is een aantal beleidsvariabelen niet opgenomen, omdat ze buiten de schattingsperiode vallen (TBA, TZ). Daarnaast is de replacement rate niet opgenomen omdat deze niet naar sector gedifferentieerd kan worden, en over de relevante periode ook niet per kwartaal beschikbaar is.

Tabel 5.4 Resultaten fixed-effect schatting op kwartaaldata, 1995/4-2003/4

Variabele	Coëfficiënt	Standaardfout	Significantie. ^a
Constante	3,63	0,40	***
WVP	- 0,35	0,20	*
WULBZ	- 0,23	0,24	-
Vacaturegraad	0,15	0,04	***
Aandeel vrouwen in werkgelegenheid	0,02	0,01	**
Trend	0,02	0,01	*
R ²	0,95		
R ² -adj	0,94		
S.E. of regression	0,28		
Durbin-Watson statistic	2,12		

^a ***=significantie op 1%, **= significantie op 5%, *= significantie op 10%, - = niet significant op 10%

Het aandeel vrouwen in de werkgelegenheid per sector blijkt significant te zijn en ook het goede teken te hebben: een toename van het aandeel vrouwen dat werkt met 1%-punt, leidt tot een toename van het gemiddelde ziekteverzuim met 0,02%-punt. Daarnaast is een aparte sectorspecifieke trend ingezet die ook andere demografische trends oppikt die niet apart konden worden ingezet. Te denken valt hierbij bijvoorbeeld aan vergrijzing en een toenemend aandeel van allochtonen in de werkgelegenheid.¹⁸

Het verband tussen conjunctuur en ziekteverzuim is op basis van deze vergelijking minder sterk dan op basis van de tijdreeksanalyse in de vorige paragraaf. Weliswaar is er een duidelijk verband tussen de vacaturegraad en ziekteverzuim (een 1%-punt hogere vacaturegraad leidt tot een 0,15%-punt hoger ziekteverzuim), maar dit effect is kleiner dan op basis van de schattingen volgens tabel 5.2 werd geconcludeerd (namelijk 0,41%).

¹⁷ PEMBA is niet in deze vergelijking opgenomen. Zie ook de eerdere opmerking hierover in voetnoot 10.

¹⁸ Wellicht zijn deze coëfficiënten een onderschatting van het werkelijke demografische effect, doordat PEMBA waarschijnlijk tot een negatieve bijdrage aan de trendvariabele heeft geleid.

De schattingen duiden erop dat het gevonden verband tussen conjunctuur en ziekteverzuim (afgemeten aan zowel vacaturegraad, werkloosheid als werkgelegenheidsbarometer) op basis van de macrogegevens wellicht wordt overschat, doordat geen rekening wordt gehouden met bedrijfstakspecifieke effecten. Daar staat tegenover dat de beperking van de bedrijfstakgegevens (korte tijdsperiode met relatief weinig variatie in conjunctuur) geleid kan hebben tot een onderschatting van het verband in deze periode. Echter, overeind blijft dat bij recessies het ziekteverzuim afneemt.

6 Conclusies

Bij hoogconjunctuur melden werknemers zich vaker ziek. Dit blijkt uit zowel de tijdreeksanalyse als een analyse van bedrijfstakgegevens op kwartaalbasis. Deze conclusie is in lijn met eerder onderzoek, waarbij veelal alleen naar de werkloosheid gekeken is als conjunctuurindicator. Voor de andere conjunctuurindicatoren, zoals vacaturegraad, werkgelegenheidsbarometer, CPB conjunctuurindicator en groei van het BBP, blijkt eenzelfde soort verband op te gaan.

Helaas is het niet mogelijk na te gaan welke theorie de achtergrond vormt van het gevonden verband. Dit is alleen mogelijk op basis van een panel met microdata, waarbij persoonskenmerken ook worden geobserveerd. Dit geeft meteen de richting aan voor vervolgonderzoek; alleen met dit soort gegevens is het mogelijk na te gaan of een werknemer zich minder inspant bij hoogconjunctuur of daadwerkelijk zieker is.

Naast conjunctuur blijken ook beleidsmaatregelen een effect te hebben op de ontwikkeling van het ziekteverzuim. Verlaging van de replacement rate in de jaren tachtig en tal van instroombeperkende maatregelen in WAO en ziekteverzuim hebben er direct of indirect aan bijgedragen dat het verzuimpercentage in Nederland nu structureel lager is dan tien tot twintig jaar geleden, ondanks demografische ontwikkelingen, zoals de toegenomen arbeidsparticipatie van vrouwen, die leiden tot een stijging van het ziekteverzuim. Het exacte effect van verschillende maatregelen laat zich echter lastig meten met een tijdreeksanalyse. Doordat timing van effecten niet altijd duidelijk is, en er sterke samenhang is tussen langdurig verzuim en WAO-instroom, kunnen enkele coëfficiënten op- of neerwaarts vertekend zijn. Het feit dat beleidsvariabelen wel het verwachte teken hebben en significant zijn indiceert dat beleid gericht op terugdringing van arbeidsongeschiktheid en ziekteverzuim in de afgelopen jaren effectief is geweest.

De uitkomsten van dit onderzoek kunnen worden gebruikt voor het opstellen van een ramingsregel. Voorwaarde voor gebruik van een conjunctuurindicator in een ramingsregel is wel dat er ook ramingen van beschikbaar zijn. Hierom valt de vacaturegraad af. De CPB-conjunctuurindicator en werkgelegenheidsbarometer geven weliswaar prognoses, maar niet verder dan drie tot zes kwartalen vooruit. Dit is zelfs voor de korte-termijnraming (bij CEP) een te korte periode. De keuze tussen de twee overblijvende variabelen (BBP-groei en de werkloosheidsgraad) voor het effect van de conjunctuur op het ziekteverzuim is vrij arbitrair, gezien het kleine verschil in effect op het ziekteverzuim van deze variabelen (absoluut verschil van 0,1%-punt). Gezien het feit dat het verband tussen conjunctuur en ziekteverzuim waarschijnlijk vooral een arbeidsmarktfenomeen is, en de vergelijking met de werkloosheidsgraad statistisch gezien het beste model is, wordt gekozen voor de werkloosheidsgraad als conjunctuurvariabele. Een geraamde stijging van het werkloosheidspercentage van 1%-punt leidt tot een 0,25%-punt lager ziekteverzuim.

Literatuur

- Arai, M. en P. Skogman Thoursie, 2001, Incentives and Selection in Cyclical Absenteeism, FIEF working paper 167.
- Bonato, L. en L. Lusinyan, 2004, Work Absence in Europe, IMF Working Paper 04/193.
- Bonenkamp, J. , 2003, Herziening van de CPB-conjunctuurindicator, CPB Memorandum 71, CPB, Den Haag.
- Boone, J., en J. van Ours, 2002, Cyclical Fluctuations in Workplace Accidents, OSA-working paper WP2002-18.
- Brenner, M., 1973, *Mental Illness and the Economy*, Harvard University Press, Cambridge.
- Brenner, M., 1979, Mortality and the National Economy, *The Lancet*, 15 september 1975, pag. 568-573.
- Brenner, M., en A. Mooney, 1983, Unemployment and Health in the Context of Economic Change, *Social Science Medicine*, nr. 17/16, pag. 1125-1138.
- Fase, M. en L. Keijzer, 1991, Ziektevezuim en conjunctuur, *Economisch Statistische Berichten*, pag. 372-375.
- Fenwick, R. en J. Tausig, 1994, The Macroeconomic Context of Job Stress, *Journal of Health and Social Behaviour*, nr. 35/3, pag. 266-282.
- Forbes, J., en A. McGregor, 1984, Unemployment and Mortality in Post-War Scotland, *Journal of Health Economics*, nr. 3, pag. 219-257.
- Gravelle, H., G. Hutchinson en J. Stern, 1981, Mortality and Unemployment: A Critique of Brenner's Time Series Analysis, *The Lancet*, 26 september 1981, pag. 675-679.
- Jong, P. de, en M. Lindeboom, 2004, Privatisation of Sickness Insurance: Evidence from the Netherlands, *Swedish Economic Policy Review*, nr. 11, pag. 121-143.
- Joyce, T. en N. Mocan, Unemployment and Infant Health; Time-Series evidence from the State of Tennessee, *The Journal of Human Resources*, nr. 28/1, pag. 185-203.

- Koning, P., 2004, Estimating the impact of experience rating on the inflow into disability insurance in the Netherlands, CPB Discussion Paper 37, CPB, Den Haag.
- Kranendonk, H., 2004, Werkgelegenheidsbarometer, CPB Memorandum 98, CPB, Den Haag.
- Leigh, J.P., 1985, The effects of Unemployment and the Business Cycle on Absenteeism, *Journal of Economics and Business*, nr. 37, pag. 159-170.
- Lindner, H. en T.J. Veerman, 2003, *Nederland wordt beter. De effecten van beleid en conjunctuur op het ziekteverzuim*, AStri, Leiden.
- Meijneken, D., 2003, *Knapt Nederland eindelijk op?: Resultaten en knelpunten in de strijd tegen langdurig ziekteverzuim*, NYFER, mei 2003.
- Ruhm, C., 1996, Are Recessions Good for your Health?, NBER working paper 5570, Cambridge, Massachusetts.
- Ruhm, C. , 2000, Are Recessions Good for your Health?, *Quarterly Journal of Economics*, nr. 115/2, pag. 617-650.
- Ruhm, C., 2001, Economic Expansions are Unhealthy: Evidence from microdata, NBER working paper 8447, Cambridge, Massachusetts.
- Spithoven, A. van, 1982, Conjunctuur en ziekteverzuim, *Economisch Statistische Berichten*, pag. 516-517.
- Stegeman, H., 2002, Lange reeksen voor replacement rate en wiggen, CPB Memorandum 45, CPB, Den Haag.
- Veerman, T.J., E.I.L.M. Schellekens, J.F.L.M.M. Dagevos, J.A. Duvekot, F. Marcellisen en P.G.M. Molenaar-Cox, 2001, Werkgevers over ziekteverzuim, Arbo en reïntegratie: Eindrapport van het ZARA/SZW-werkgeverspanel, EBI, Den Haag.
- Vuren, A.H. van en D.J. van Vuuren, 2005, Financial incentives in Disability Insurance in the Netherlands, CPB Discussion Paper 45, CPB, Den Haag.
- Westerhout, E., 1995, Arbeidsongeschikt of werkloos: een verdeelmodel voor de inactiviteit, CPB, Den Haag, Onderzoeksmemorandum 120.

Bijlage A Variabelen en bedrijfstakindeling

Tabel A.1 Variabelen voor beleid, jaarbasis, 1976-2003

	PEMBA	WULBZ	WVP	TBA	TZ	TAV	UITK75
1976	0	0	0	0	0	0	0,8
1977	0	0	0	0	0	0	0,8
1978	0	0	0	0	0	0	0,8
1979	0	0	0	0	0	0	0,8
1980	0	0	0	0	0	0	0,8
1981	0	0	0	0	0	0	0,8
1982	0	0	0	0	0	0	0,8
1983	0	0	0	0	0	0	0,8
1984	0	0	0	0	0	0	0,78
1985	0	0	0	0	0	0	0,74
1986	0	0	0	0	0	0	0,70
1987	0	0	0	0	0	0	0,70
1988	0	0	0	0	0	0	0,70
1989	0	0	0	0	0	0	0,70
1990	0	0	0	0	0	0	0,70
1991	0	0	0	0	0	0	0,70
1992	0	0	0	0	0	0,75	0,70
1993	0	0	0	0,42	0	1	0,70
1994	0	0	0	1	1	1	0,70
1995	0	0	0	1	1	1	0,70
1996	0	0,6	0	1	1	1	0,70
1997	0	1	0	1	1	1	0,70
1998	0,1	1	0	1	1	1	0,70
1999	0,3	1	0	1	1	1	0,70
2000	0,5	1	0	1	1	1	0,70
2001	0,7	1	0	1	1	1	0,70
2002	0,9	1	0,75	1	1	1	0,70
2003	1	1	1	1	1	1	0,70

Tabel A.2 bedrijfstakindeling

1	Bouwnijverheid
2	Cultuur en overige dienstverlening
3	Delfstofwinning
4	Energie- en waterleidingbedrijf
5	Financiële instellingen
6	Gezondheids- en welzijnszorg
7	Handel
8	Horeca
9	Industrie
10	Landbouw en visserij
11	Vervoer en communicatie
12	Zakelijke dienstverlening

Bijlage B Schattingsresultaten

Tabel B.1 Macro vergelijking mutatie instroom WAO, periode 1972-2002

Variabele	Coëfficiënt	Standaardfout	Significantie ^a
Constante	0,00	0,04	–
DUM ^b x Δ werkloosheid ₋₁	0,41	0,18	**
(1-DUM) x Δ werkloosheid ₋₁	– 0,08	0,04	*
Δ ziekteverzuim ₋₁	– 0,06	0,09	–
Wet TAV ₋₁	– 0,28	0,13	**
Wet PEMBA	– 0,13	0,22	–
WVP ₋₁	– 0,46	0,05	***
Δ replacement rate ₋₁	0,04	0,02	–
AR(1)	– 0,41	0,15	**
R ²	0,49		
Adjusted R ²	0,31		
S.E. of regression	0,17		
Durbin-Watson statistic	2,11		

^a *** = significantie op 1%, ** = significantie op 5%, * = significantie op 10%, – = niet significant op 10%.

^b DUM = dummy voor de jaren 1972-1979

Tabel B.2 Resultaten fixed-effect schattingen op kwartaaldata, uitgebreide schattingsresultaten tabel 5.2

Variabele	Coëfficiënt	Standaardfout	Significantie ^a
C	3,63	0,40	***
WVP	- 0,35	0,20	*
WULBZ	- 0,23	0,24	-
Vacaturegraad	0,15	0,04	***
Aandeel vrouwen in sector	0,02	0,01	*
Sectorspecifieke trend	0,02	0,01	*
AR(1), Bouwnijverheid	0,31	0,16	***
AR(1), Cultuur/overige dienstverlening	- 0,04	0,19	-
AR(1), Delfstofwinning	0,81	0,11	***
AR(1), Energie- en waterleidingbedrijf	0,76	0,14	***
AR(1), Financiële instellingen	0,66	0,14	***
AR(1), Gezondheids- en welzijnszorg	0,86	0,10	***
AR(1), Handel	0,78	0,11	***
AR(1), Horeca	0,40	0,17	***
AR(1), Industrie	0,88	0,07	***
AR(1), Landbouw en visserij	0,43	0,16	**
AR(1), Vervoer en communicatie	0,65	0,15	***
AR(1), Zakelijke dienstverlening	0,70	0,14	***
Fixed Effects (Cross)			
Bouwnijverheid	0,54		
Cultuur en overige dienstverlening	- 0,73		
Delfstofwinning	- 0,48		
Energie- en waterleidingbedrijf	1,72		
Financiële instellingen	- 0,52		
Gezondheids- en welzijnszorg	1,11		
Handel	- 0,87		
Horeca	- 1,93		
Industrie	1,79		
Landbouw en visserij	- 1,16		
Vervoer en communicatie	0,77		
Zakelijke dienstverlening	- 0,14		
R-squared	0,95		
Adjusted R-squared	0,94		
S.E. of regression	0,28		
Sum squared resid	28,69		
Log likelihood	- 46,79		
Durbin-Watson statistic	2,12		

^a *** = significantie op 1%, ** = significantie op 5%, * = significantie op 10%, - = niet significant op 10%.

Bijlage C Conjunctuur en ziekteverzuim bij verschillende modelspecificaties

Het verschil in verband tussen conjunctuur en ziekteverzuim bij het foutencorrectiemodel op jaardata en het fixed-effects model op kwartaaldata kan een aantal oorzaken hebben. Ten eerste kan het verschil veroorzaakt worden door de tijdsperiode waarover geschat is. Als het model uit de paragraaf 5.1 geschat wordt voor alleen de periode 1995-2003 (waarbij variabelen die betrekking hebben op beleid voor deze periode vervallen) blijkt nog steeds een significant verband te bestaan tussen conjunctuur en ziekteverzuim afgemeten aan de vacaturegraad (0,47).¹⁹ In tabel C.1 is deze schatting weergegeven (schatting (b)). Ten tweede kan het verschil veroorzaakt worden doordat met kwartaaldata wordt geschat in plaats van met jaargegevens. Met kwartaaldata schatten zonder gebruik te maken van de bedrijfstakgegevens leidt tot een sterker verband tussen conjunctuur en ziekteverzuim afgemeten aan de vacaturegraad dan op basis van jaarcijfers (c). Reden hiervoor kan zijn dat te weinig variatie in conjuncturele ontwikkeling waargenomen wordt met de jaargegevens, terwijl dit met kwartaalgegevens beter mogelijk is.

Tabel C.1 **Verband tussen conjunctuur en ziekteverzuim afgemeten aan de vacaturegraad bij verschillende modelspecificaties**

	Coeff.	Std. fout	Sign. ^a
(a) OLS, Jaarvergelijking 1980-2003 (error-correctie)	0,41	0,13	***
(b) OLS, Jaarvergelijking 1995-2003 (geen error-correctie)	0,47	0,12	**
(c) OLS, kwartaalvergelijking 1995/4-2003/4	0,68	0,11	***
(d) Fixed-effects bedrijfstak, totale vacaturegraad 1995/4-2003/4	0,59	0,10	***
(e) Fixed-effects bedrijfstak, sectorale vacaturegraad en sectorale trend 1995/4-2003/4	0,15	0,04	***

^a *** = significantie op 1%, ** = significantie op 5%, * = significantie op 10%, – = niet significant op 10%.

Door schatten van een gepoold model met het opnemen van fixed-effects en een sectorspecifieke demografische trend wordt de schatting van de coëfficiënten wel iets nauwkeuriger, wat in dit geval leidt tot een minder sterk verband tussen conjunctuur en ziekteverzuim (coëfficiënt daalt naar 0,59).

Een laatste stap is het opnemen van de sectorspecifieke cijfers met betrekking tot de vacaturegraad. Voor de werkloosheid en de werkgelegenheidsbarometer zijn deze niet beschikbaar, voor de vacaturegraad is de schatting al weergegeven in tabel 5.4. In vergelijking met schatting (d) uit tabel C.1 blijkt dat de coëfficiënt voor de vacaturegraad aanzienlijk lager

¹⁹ Dit betreft schattingen waarbij we in niveaus hebben geschat, evenals bij de kwartaaldata. Schatten in eerste verschillen levert qua significantie soortgelijke resultaten op. Naast de vacaturegraad hebben we de schattingen ook voor de andere conjunctuurvariabelen gedaan. Dit leidde tot overeenkomstige uitkomsten.

wordt. Dit duidt op een aanzienlijk effect van (verschillen in) ontwikkelingen tussen bedrijfstakken.