



Cao en avv leiden niet tot lagere lonen

Auteur(s):

Opstal, R. van
Wiggers, G.

De auteurs zijn werkzaam bij de afdeling Inkomens en Prijzen van het Centraal Planbureau.

Verschenen in:

ESB, 81e jaargang, nr. 4040, pagina 35, 10 januari 1996

Rubriek:

Discussie

Trefwoord(en):

arbeid, beloning

Dit artikel is een reactie op:

B.M.S. van Praag en J.P. Hop, De matigende invloed van de Nederlandse vakbeweging, *ESB*, 8 november 1995, blz. 996-999.

Op de methodiek van het onderzoek van Van Praag en Hop valt het een en ander aan te merken. Een alternatieve schatting met ander datamateriaal leidt tot de conclusie dat cao's de lonen niet verlagen, maar in bescheiden mate verhogen.

In een recente studie concluderen Van Praag en Hop dat de gemiddelde lonen in bedrijven die onder een cao vallen beduidend lager zijn (gemiddeld ongeveer 16%) dan in bedrijven die niet onder een cao vallen¹. Wij zetten vraagtekens bij deze conclusie. Allereerst zijn er twijfels over de geschiktheid van de gebruikte dataset voor deze analyse. Ten tweede wordt het ruwe datamateriaal op een manier bewerkt, die wij niet begrijpen. En ten slotte is ook op de gekozen specificatie van de regressievergelijking één en ander aan te merken. Bij gebruik van een andere dataset voor hetzelfde jaar (1993), maar nu met informatie over individuele werknemers, blijkt het effect van het onder een cao vallen licht positief (2 à 3%). Dit resultaat is in lijn met andere recente schattingen voor Nederland. We beperken ons tot de geschatte effecten voor het gemiddelde log-loon. Enerzijds omdat we daar zelf alternatieve schattingen voor kunnen presenteren en anderzijds omdat Van Praag en Hop daar de meest vergaande beleidsconclusies uit trekken.

De schattingen

De data

Van Praag en Hop maken voor hun analyse gebruik van het OSA-arbeidsvraagsurvey 1993. Dit is een tweejaarlijkse enquête onder ruim tweeduizend bedrijven met tien of meer werknemers. Gemeld wordt, dat de dataset representatief is voor alle Nederlandse bedrijven met tien of meer werknemers. Voor variabelen die per werknemer verschillen, zoals loon, leeftijd, opleiding, geslacht en diensttijd, dient het bedrijf in het OSA-arbeidsvraagsurvey frequenties op te geven voor een van tevoren vastgestelde klasse-indeling. De over alle bedrijven geaggregeerde frequentieverdelingen worden niet gepresenteerd, zodat wij deze niet met andere bronnen kunnen vergelijken. Uit appendix B van het OSA-werkdocument valt af te leiden, dat alleen is gekeken of de verdeling van bedrijven over bedrijfstakken representatief is. Vervolgens blijkt uit een analyse op incidentele non-respons, dat de uiteindelijke dataset van 881 bedrijven voor een aantal variabelen significant afwijkt van de oorspronkelijke 1652 bedrijven. Eén van deze variabelen is de cao-dummy. Aan het eind van appendix B wordt de waarschuwing gegeven om "de resultaten van de variabelen die een systematische vertekening vertonen door incidentele non-respons met enige terughoudendheid te interpreteren". Deze waarschuwing vinden we niet in het ESB-artikel terug.

In een studie naar loonverschillen tussen bedrijfstakken op basis van de twee eerdere golven van het OSA-arbeidsvraagsurvey wordt geconcludeerd dat bij een aantal variabelen duidelijke tekortkomingen zijn geconstateerd en dat met name bij de loongegevens aanwijzingen zijn gevonden voor meetfouten². Verder blijkt uit de gepresenteerde cijfers dat in het OSA-panel het aandeel werknemers dat onder een cao noch onder een avv valt erg klein is (8,3%). Met name opvallend is de positie van handel/horeca/repairatie. In deze bedrijfstak zou slechts 4,2% van de werknemers niet onder een cao of avv vallen. In onze eigen dataset vinden we dat ruim 20% van de werknemers in bedrijven met meer dan 10 werknemers niet onder een cao of avv-maatregel valt, terwijl dit percentage voor de handel eveneens ruim 20% is. Op basis van de hierboven besproken (onvolledige) informatie alsmede bestudering van de vragenlijsten, hebben we onze twijfels over de kwaliteit van de dataset voor deze analyse.

Bewerking van de data

Een gevolg van de wijze van gegevensverzameling is, dat het gemiddelde log-loon per bedrijf niet rechtstreeks wordt gemeten. Dit gemiddelde kan wel worden geschat. De meest voor de hand liggende manier is, om de frequenties te vermenigvuldigen met de klassenmiddens. De veronderstelling die dan gemaakt moet worden, is dat de lonen binnen een klasse gelijkmatig (uniform) verdeeld zijn. En daarnaast moet een veronderstelling worden gemaakt voor de laagste en de hoogste loonklasse, waarvan de onder- respectievelijk boven- grens onbekend is. Bij deze methode is geen veronderstelling nodig over de verdeling over de loonklassen binnen het bedrijf.

Van Praag en Hop kiezen voor een andere weg. Ze stellen, terecht, dat deze simpele methode tot onnauwkeurige berekeningen leidt indien deze veronderstellingen niet opgaan. Zij volgen daarom een andere benadering, door per bedrijf een log-normale verdeling van de lonen te veronderstellen en uit de zeven frequenties de maximale aannemelijkheidsschattingen van de parameters μ en σ van de lognormale verdeling te schatten.

De vraag is, of deze procedure werkelijk tot betere resultaten leidt dan de genoemde rechttoe rechtaan berekening. Voor bedrijven waar de feitelijke loonverdeling ³ niet log-normaal is, maar bij voorbeeld uniform of tweetoppig of met een top bij de hogere inkomens (een softwarebedrijf?), leidt het opleggen van een log-normale verdeling mogelijkwerwijs tot een verkeerde schatting van het gemiddelde log-loon. Een vergelijking van de op simpele wijze berekende en de 'geschatte' gemiddelden van de log-lonen zou meer duidelijkheid over deze mogelijke foutenbron geven.

Ook bij een drietal belangrijke verklarende variabelen, leeftijd, opleiding en diensttijd, wordt deze procedure toegepast. Hier ligt deze benadering echter nog minder voor de hand dan bij de loonvariabele. Deze laatste heeft nog het juiste theoretische domein $(0, \infty)$, tenminste als we afzien van het bestaan van minimumlonen. Maar de variabelen leeftijd, opleiding en diensttijd hebben een eindig domein, respectievelijk (15,65), (6,18) en (0,50). Zo wordt bijvoorbeeld voor bedrijven met een oud werknemersbestand bij deze methode impliciet gerekend met werknemers ouder dan 65 jaar, waardoor de gemiddelde leeftijd wordt overschat.

De regressievergelijking

De regressievergelijking die wordt gepresenteerd voor de verklaring van het gemiddelde van het log-loon per bedrijf roept nog een aantal vragen op. Allereerst is ons niet duidelijk waarom zowel leeftijd (als proxy voor ervaring) als opleiding (in aantal jaren) in logaritmen worden opgenomen in plaats van in niveaus, zoals gebruikelijk in dit soort analyses. De geschatte coëfficiënt voor log-opleiding impliceert dat het rendement op een jaar extra opleiding erg laag is en bovendien, vanwege de gekozen functionele vorm, afneemt van ongeveer 3,5% direct na de lagere school tot maar 2% na de middelbare school. Waarom zijn niet als alternatief eenvoudigweg de geobserveerde fracties per leeftijds- en opleidingsklasse in de regressie gebruikt? In dat geval was ook de wat vreemde veronderstelling van log-normaliteit per bedrijf om het gemiddelde te bepalen niet nodig geweest. Dezelfde opmerking geldt voor de variabele 'diensttijd', waarvoor niet het verwachte positieve effect wordt gevonden.

In de regressie ontbreekt een variabele voor het aandeel deeltijdwerkers binnen het bedrijf. Als het goed is gegaan, hebben de bedrijven voor deeltijdwerkers het loon keurig omgerekend naar een voltijdbaan. Maar daarnaast blijkt uit allerlei studies dat deeltijders ceteris paribus lagere uurlonen verdienen dan voltijders. Dat laatste geldt waarschijnlijk ook voor tijdelijk personeel, maar het wel opnemen van deze verklarende variabele, zoals de auteurs doen, ligt juist weer minder voor de hand. In de enquête wordt de vraag naar tijdelijke werknemers helemaal in het begin gesteld, terwijl de vraag naar de lonen aan het eind zit. Maar in de loonvraag worden uitzendkrachten en ingeleende arbeid expliciet uitgesloten. Misschien dat dit verklaart, waarom er voor de variabele tijdelijk werk geen effect wordt gevonden.

Ten slotte wekt de kwadratische term van de fractie vrouwelijke werknemers bevreemding. Wat is de achterliggende theorie die verklaart dat werknemers het hoogste loon verdienen als ze in een bedrijf werken waar rond de 30% van de werknemers vrouw is en minder als deze fractie lager of hoger is? In hoeverre en in welke richting de kwaliteit van het basismateriaal, de gekozen wijze van databewerking en de gekozen specificatie voor de regressievergelijking de resultaten beïnvloeden voor de centrale variabele, namelijk het al dan niet onder een cao vallen van een bedrijf, is door ons niet eenduidig aan te tonen. Wel kunnen we alternatieve schattingen presenteren, die naar ons oordeel niet of in ieder geval minder last hebben van bovenstaande problemen.

Schattingen op micro-data

Onze schattingen zijn gebaseerd op het Arbeidsvoorwaardenonderzoek (AVO) 1993 van de Inspectiedienst van het Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid (I-SZW). Dit bestand bevat gegevens over circa 24.000 individuele werknemers in circa 1800 bedrijven. De dataset bevat, in tegenstelling tot het OSAarbeidsvraagsurvey, geen gegevens over werknemers bij de overheid.

In [tabel 1](#) is een aantal kerngegevens van het bestand vermeld. Naar de meeste kenmerken gemeten komt het bestand redelijk overeen met vergelijkbare bestanden van het CBS. Vanwege de manier van steekproeftrekking is het aantal werknemers in grote bedrijven ondervertegenwoordigd. Voor de geschatte parameters heeft dit geen gevolgen ⁴. Het belangrijkste probleem is de zuiverheid van de gemeten opleidingsvariabele. Het meten van de variabele opleiding voor werknemers is bij een enquête onder bedrijven lastig. Bedrijven hebben deze variabele niet altijd beschikbaar in hun (loon)administratie. De non-respons op deze variabele is dan ook hoog. Indien er wel een registratie van is, dan betreft het vaak het opleidingsniveau bij indiensttreding. In het geval van het AVO gaat het om het opleidingsniveau van een beperkt aantal werknemers per bedrijf. In het geval van het OSA-arbeidsvraagsurvey moet ieder bedrijf voor alle werknemers het opleidingsniveau opgeven.

Tabel 1. AVO-bestand 1993 naar geslacht, leeftijd, opleiding, dienstverband, bedrijfstak, bedrijfsgrootte en cao-regime

		% werknemers
Geslacht	man	64,9
	vrouw	35,1
Leeftijd	< 20	4,7
	21-24	13,1
	25-34	34,1
	35-49	36,2
	50-64	11,9
Opleiding	laag	7,6
	uitgebreid laag	54,2
	middelbaar	27,0
	hoog	8,9

	wetenschappelijk	2,3
Dienstverband	voltijd	81,6
	deeltijd	18,4
Bedrijfstak	landb. en visserij	3,0
	industrie	23,9
	bouw	11,5
	handel, horeca en reparatie	25,3
	transport	6,2
	zakelijke diensten	12,3
	overige diensten	17,9
Bedrijfsgrootte	0-9 werknemers	16,3
	10-19 werkn.	16,4
	20-99 werkn.	39,8
	>100 werkn.	27,5
Cao-regime	cao	70,6
	avv	6,5
	geen cao/avv	22,9

Het belangrijkste verschil met de OSA-data is, dat in onze dataset per individuele werknemer het loon nauwkeurig via de loonadministratie wordt gemeten, plus de bij die zelfde werknemer behorende karakteristieken als leeftijd, geslacht, opleiding, gewerkte uren, enzovoort. Tevens is per werknemer bekend of hij of zij onder een cao of avv-maatregel valt. Bij deze laatste variabele moet worden opgemerkt, dat het hogere kader in het algemeen niet onder de cao valt, ongeacht of het bedrijf er wel of niet onder valt. Het zonder meer inzetten van een dummy voor het feit of een werknemer wel of niet onder de werkingsfeer van een cao valt, zou dan leiden tot een neerwaartse vertekening van het cao-effect. Dit kan worden vermeden door niet uit te gaan van een individuele cao-dummy, maar van een dummy voor het onderhandelingsregime van het bedrijf waar men werkt. Wanneer in de steekproef een meerderheid van de werknemers in het bedrijf waar men werkt wordt gedekt door de werking van een cao, definiëren wij het bedrijf als vallende onder een cao. De aldus berekende cao/avv-dekking in de totale steekproef bedraagt dan circa 77%, wat redelijk overeenkomt met de opgave van de Dienst Collectieve Arbeidsvoorwaarden (DCA) over 1993: 81%⁵.

In [tabel 2](#) staan de schattingsresultaten, zowel voor alle bedrijven als voor bedrijven met meer dan tien werknemers. Dit laatste ter vergelijking met Van Praag en Hop. De afhankelijke variabele is de logaritme van het uurloon. De persoonskenmerken hebben alle het verwachte teken. Voor leeftijd hebben we een derdegraads polynoom opgenomen, voor opleiding dummy-variabelen⁶. Voor de meeste variabelen vinden we vergelijkbare resultaten als bij regressies op het Loonstructuuronderzoek 1989⁷. Uit het verloop van de opleidingsdummies concluderen we, gezien het eerder gemaakte voorbehoud over de kwaliteit van deze variabele met enige voorzichtigheid, dat het rendement op een extra jaar opleiding eerder toe- dan afneemt naarmate het opleidingsniveau stijgt. Het opnemen van de logaritme van het aantal opleidingsjaren ligt dan minder voor de hand. Deeltijders verdienen per uur ruim 10% minder dan vergelijkbare voltijdwerkers en grote bedrijven betalen beter dan kleine bedrijven.

Tabel 2. Regressieresultaten logaritme uurloon verklaard uit persoonskenmerken 1993, absolute t-waarden tussen haakjes

	Alle bedrijven		Bedrijven met > 10 werkn.	
Leeftijd	0,253	(54,2)	0,242	(46,0)
Leeftijd 2/100	-0,569	(45,0)	-0,541	(38,2)
Leeftijd 3/10000	0,421	(38,5)	0,398	(32,7)
Ancienniteit	0,003	(15,6)	0,004	(16,4)
Deeltijd (30 uur)	-0,113	(23,9)	-0,112	(21,0)
Vrouw	-0,119	(29,5)	-0,115	(25,8)
Opleiding				
Uitgebreid laag	0,106	(17,6)	0,112	(17,1)
Middelbaar	0,284	(44,0)	0,300	(42,6)
Hoog	0,492	(62,6)	0,503	(60,5)
Wetenschappelijk	0,704	(59,2)	0,735	(58,2)
Bedrijfstak				
Landbouw en Visserij	0,031	(3,1)	0,023	(1,9)
Industrie	0,007	(1,3)	0,000	(0,1)
Bouw	0,084	(12,6)	0,077	(10,7)
Handel, horeca, reparatie	-0,036	(6,8)	-0,045	(7,6)
Transport	-0,056	(7,3)	-0,059	(7,3)
Zakelijke diensten	0,005	(0,9)	-0,010	(1,5)
Bedrijfsgrootte				
10-19 werknemers	0,040	(7,5)		
20-99 werknemers	0,076	(16,3)	0,035	(7,7)
>100 werknemers	0,118	(22,9)	0,076	(15,0)
Bedrijf onder cao	0,029	(7,0)	0,020	(4,4)
Bedrijf onder avv	-0,003	(0,4)	-0,002	(0,3)
Constante	-0,798	(14,4)	-0,618	(9,8)

R ²	0,67	0,66
Standaardfout regressie	0,22	0,22
Aantal waarnemingen	20973	17551

Bij de vergelijking van de bedrijfstakdummies moet worden bedacht, dat bij ons de referentie-bedrijfstak (niet-commerciële diensten) exclusief de overheid is en bij Van Praag en Hop inclusief. Desalniettemin mogen we de verschillen tussen de parameters van de overige bedrijfstakken wel met elkaar vergelijken. Zo vinden wij, dat de uurlonen in de bouw ruim 10% hoger zijn dan in de handel/horeca, waar Van Praag en Hop nauwelijks een verschil vinden. Gezien eerdere schattingen op het Loonstructuuronderzoek (LSO) over 1989 lijken de door ons gevonden loonverhoudingen meer plausibel ⁸.

Voor de cruciale cao-variabele vinden we een gering, positief effect. In alle specificaties die we hebben uitgetest komt de parameter voor de cao-dummy uit tussen +1% en +5%, met een t-waarde van boven de twee. De parameter voor de variabele avv ligt steeds in de buurt van 0. Deze resultaten komen overeen met die van Hartog en Teulings (1994), die het AVO-bestand van 1992 gebruiken.

Besluit

Van Praag en Hop pleiten voor het handhaven van cao's en avv omdat volgens hun analyse bedrijven met een cao gemiddeld 16% lagere lonen betalen dan bedrijven zonder een cao. Wij menen echter dat op deze analyse het een en ander valt aan te merken. Op basis van een andere dataset, die naar ons idee voor dit doel veel geschikter is, concluderen wij dat bedrijven met een cao iets hogere lonen betalen, in de orde van 3%. Daarbij moet worden bedacht dat zowel de analyse van Van Praag en Hop als die van ons inzicht geeft in het loonverschil tussen cao-ers en niet-cao-ers. Wat niet zichtbaar wordt is of de loonniveaus van werknemers die niet onder een cao vallen, ook worden beïnvloed door het bestaan van cao's, waardoor het totale looneffect van cao/avv in deze analyses waarschijnlijk wordt onderschat ⁹.

Relevant is ook de kwestie van de laagste loonschalen, die in sommige cao's boven minimumloonniveau zijn vastgelegd. Uit aparte schattingen op onze dataset voor verschillende opleidingsniveaus blijkt, dat het cao-effect verschilt tussen laag- en hoogopgeleiden (+4% respectievelijk +1%). Hiermee willen we niet op onze beurt roepen dat avv en/of cao moeten worden afgeschaft. Daarvoor is een beoordeling op basis van het geschatte effect op het gemiddelde loon een wat magere basis. Voor een uitgebreidere discussie over de merites van cao en avv zij verwezen naar het SER-advies ter zake ¹⁰.

Zie ook:

M.H.C. Lever, [Discussie: Hoe gematigd is de Nederlandse vakbeweging?](#), *ESB*, 10 januari 1996, blz. 34-35.

B.M.S. van Praag en J.P. Hop, [Naschrift: Vakbeweging](#), *ESB*, 10 januari 1996, blz. 39-40

¹ B.M.S. van Praag en J.P. Hop, De matigende invloed van de Nederlandse vakbeweging, *ESB*, 8 november 1995, en *Instituten en arbeidsmarkt*, OSA-werkdocument W135, oktober 1995.

² C.N. Teulings, N.M. Brouwer, H.D. Webbink en E. Leuven, Lonen, *werkgelegenheid en de arbeidsmarkt* 1988-1990, OSA-werkdocument W113, januari 1994.

³ Let wel, we hebben het in dit geval over de verdeling van de populatie van werknemers, zoals opgegeven door het bedrijf, niet over een steekproef uit die verdeling.

⁴ De ondervertegenwoordiging van werknemers in grote bedrijven in de steekproef leidt niet tot onzuivere parameterschattingen omdat het hier gaat om een stratificatie naar een exogene variabele. Zie voor een nadere toelichting op deze materie J.A. Hausman en D.A. Wise, Stratification on endogenous variables and estimation: the Gary income maintenance experiment, in F. Manski en D. McFadden, *Structural analysis of discrete data with econometric applications*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts, 1981.

⁵ Ministerie van SZW, *DCA-bevindingen* 1993, juni 1994.

⁶ De resultaten met betrekking tot het cao-effect zijn betrekkelijk ongevoelig voor varianten in de specificatie, zoals het vervangen van leeftijd door ervaring (leeftijd - aantal opleidingsjaren - 6), opleiding door functieniveau, de derdegraads polynoom voor leeftijd door leeftijdsdummies of van opleidingsdummies door opleidingsjaren.

⁷ Zie bijvoorbeeld J. Hartog en C.N. Teulings, *Markets, institutions and wages*, rapport opgesteld voor het Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid, december 1994, hoofdstuk 3.

⁸ J. Hartog, R. van Opstal en C.N. Teulings, Loonvorming in Nederland en de Verenigde Staten, 8 juni 1994, blz. 528-533.

⁹ Zie ook H. Gregg Lewis, Union relative wage effects, in O. Ashenfelter en R. Layard (red.), *Handbook of labour economics*, Volume II, 1986.

¹⁰ Sociaal Economische Raad, *Advies algemeen-verbindendverklaring*, publicatie nr. 92/14, 16 oktober 1992.

