



# CPB Notitie

**Aan:** Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid

**Centraal Planbureau**

Van Stolkweg 14  
Postbus 80510  
2508 GM Den Haag

T (070)3383 380  
I [www.cpb.nl](http://www.cpb.nl)

**Contactpersoon**

Daniel van Vuuren  
Maurits van Kempen

**Datum:** 17 december 2015

**Betreft:** Werkgelegenheidseffecten aanpassing wettelijk  
minimumjeugdloon

*Verhoging van het wettelijk minimumjeugdloon (wmjl) leidt tot een sterkere vermindering van de werkgelegenheid van jongeren naarmate de verhoging substantiëler is. Bij een beperkte verhoging is het werkgelegenheidseffect naar verwachting nihil. De empirische literatuur laat zien dat de meest betrouwbare schattingen van werkgelegenheidselasticiteiten tussen de -0,4 en 0 liggen – wat wil zeggen dat de werkgelegenheid met maximaal 0,4% daalt na een verhoging van het minimumjeugdloon met 1%. Een nuleffect is tot op zekere hoogte relevant – namelijk als het wmjl voor weinig jongeren ‘bindend’ is en de verhoging van het wmjl beperkt is. Bij een forse verhoging van het wmjl wordt werkgelegenheidsverlies echter waarschijnlijk. Afschaffing van het wmjl voor 21- en 22-jarigen verlaagt de werkgelegenheid voor deze groep met circa 5%, ofwel 15 duizend personen. Het werkgelegenheidsverlies voor 15- t/m 20-jarigen na een verhoging van het wmjl hangt sterk af van de nieuwe vormgeving. In de doorgerekende varianten varieert het verlies van 20% van de betreffende beroepsbevolking, ofwel 120 duizend personen, tot 1%, ofwel 5 duizend personen. Het grootste deel van het werkgelegenheidsverlies heeft naar verwachting betrekking op kleinere banen van minder dan 12 uur per week. De onzekerheid over de effecten is groot. Verhoging van het wmjl draagt het risico in zich dat de internationaal gezien lage jeugdwerkloosheid zal stijgen. Substantiële verhoging van het wmjl heeft naar verwachting negatieve gevolgen voor de scholingsbeslissing van jongeren. De notitie gaat niet in op andere aspecten van het wmjl.*

# 1 Inleiding

Het ministerie van SZW heeft het CPB verzocht om de werkgelegenheidseffecten voor jongeren te bepalen van acht varianten met betrekking tot aanpassing van het wettelijk minimumjeugdloon (wmjl). Deze notitie gaat specifiek hier op in. Het betreft dus een partiële analyse gericht op de arbeidsmarkt voor jongere werknemers.<sup>1</sup> waarbij niet of summier wordt ingegaan op bijvoorbeeld de inkomenspositie van jongeren, budgettaire effecten of de arbeidsmarkteffecten voor oudere werknemers en zelfstandigen. In de notitie wordt kort stilgestaan bij de invloed van het wmjl op de scholingsbeslissing van jongeren.

Paragraaf 2 beschrijft de doorgerekende varianten. Paragraaf 3 geeft een beknopt overzicht van de meest relevante empirische studies. Paragraaf 4 gaat in op de huidige loonverdeling rondom het wmjl. De werkgelegenheidseffecten in de verschillende varianten worden bepaald in paragraaf 5.

## 2 Varianten wmjl

In variant 1 wordt de leeftijdsgrens van het wmjl verlaagd van 23 naar 18 jaar. In de varianten 2 tot en met 6 is sprake van een verlaging van de leeftijdsgrens naar 21 jaar. In variant 7 gaat de leeftijdsgrens naar 22 jaar. In variant 8 is geen sprake van een verlaging van de leeftijdsgrens (Tabel 2.1). In de varianten 1 en 2 wordt het wmjl-niveau voor 15-jarigen opgetrokken; in de andere varianten blijft dit echter gelijk. Tussen het wmjl-niveau op 15-jarige leeftijd en de leeftijd waarop het volwassen wml van toepassing is gelden steeds per variant verschillende 'staffelingen'.

**Tabel 2.1 Wmjl als percentage van het volwassenen wettelijk minimumloon (wml)**

Leeftijd	15	16	17	18	19	20	21	22	23
Huidig	30	34,5	39,5	45,5	52,5	61,5	72,5	85	100
Alternatief 1	70	80	90	100	100	100	100	100	100
Alternatief 2	40	50	60	70	80	90	100	100	100
Alternatief 3	30	40	52	64	76	88	100	100	100
Alternatief 4	30	37,5	47,5	60	72	86	100	100	100
Alternatief 5	30	37	45	55	67	82	100	100	100
Alternatief 6	30	34,5	39,5	50	60	80	100	100	100
Alternatief 7	30	35,5	42,5	50,5	59,5	71	84	100	100
Alternatief 8	30	34,5	39,5	50	60	70	80	90	100

<sup>1</sup> Zie CPB (2012) voor een eerdere analyse over het wmjl.

In variant 1 is voor de jongste leeftijden sprake van een ruime verdubbeling van het wmjl (Tabel 2.2). In variant 2 ligt de procentuele stijging van het wmjl rond de 50% voor de leeftijden 16 t/m 20. In de alternatieven 3 t/m 8 is sprake van mildere stijgingen van het wmjl.

**Tabel 2.2 Procentuele stijging wmjl in de verschillende varianten**

Leeftijd	15	16	17	18	19	20	21	22	23
Alternatief 1	133	132	128	120	90	63	38	18	0
Alternatief 2	33	45	52	54	52	46	38	18	0
Alternatief 3	0	16	32	41	45	43	38	18	0
Alternatief 4	0	9	20	32	37	40	38	18	0
Alternatief 5	0	7	14	21	28	33	38	18	0
Alternatief 6	0	0	0	10	14	30	38	18	0
Alternatief 7	0	3	8	11	13	15	16	18	0
Alternatief 8	0	0	0	10	14	14	10	6	0

### 3 Wat zegt de literatuur?

Het werkgelegenheidseffect van een verhoging van het minimumjeugdloon kan worden uitgedrukt in een elasticiteit. Deze geeft weer met hoeveel procent de werkgelegenheid verandert indien het minimumjeugdloon met 1% stijgt.

De meest relevante en betrouwbaar geschatte elasticiteiten liggen tussen de -0,4 en 0. Dit bereik is gebaseerd op een drietal buitenlandse studies (Tabel 3.1). Deze studies zijn geselecteerd op:

1. Relevantie van de institutie: Betreft het een schatting van het werkgelegenheidseffect na een aanpassing van het minimumjeugdloon?
2. Relevantie van de beleidswijziging: Gaat het om een 'substantiële' aanpassing van het minimumjeugdloon?
3. Kwaliteit van de analyse: Mag het gerapporteerde effect als een causaal effect worden geïnterpreteerd?

Een uitgebreider overzicht van empirische studies is te vinden in de Bijlage. Hierin zijn de selectiecriteria minder strikt toegepast. De meer uitgebreide tabel leidt niet tot een ander inzicht met betrekking tot de grootte van de elasticiteit.

De werkgelegenheidselasticiteiten zijn groter naarmate het wmjl meer bindend is. De kleinste elasticiteit wordt gevonden bij het laagste uitgangsniveau; feitelijk gaat het daar om een introductie van een minimumloon. De studie van Pereira laat de grootste elasticiteit zien en daar is ook sprake van de grootste 'ophoping' – ook wel 'spike' genoemd – van werkgelegenheid rond het minimumloon. In deze studie is ook sprake van de grootste stijging van de spike nadat het minimumloon werd verhoogd. De

spike is gedefinieerd als het aandeel van de jongere beroepsbevolking dat een loon verdient dat ten hoogste gelijk is aan het wml.

In veel empirische studies wordt geen effect gevonden van verhoging van het minimumloon op de werkgelegenheid.<sup>2</sup> Dergelijke studies hebben meestal betrekking op het volwassen minimumloon. Een consistente bevinding in de empirische literatuur is dat de werkgelegenheid voor jongeren meer elastisch is dan voor volwassenen.<sup>3</sup> De kans op een negatief werkgelegenheidseffect is bij jongeren dus groter dan bij volwassenen.

**Tabel 3.1**    **Overzicht van de meest relevante empirische studies**

Studie	Elasticiteit(en)	Beleidswijziging	Spike(a) voor en na de beleidswijziging	
Pereira (2003)	-0,4 tot -0,2(b)	PTE 16875 – PTE 25200	15 → 29%	18-19-jarigen, Portugal, 1986 – 1989
Stewart (2004)	-0,05 tot 0,1(c)	£0- £3,00	-(d)	18-21-jarigen, Verenigd Koninkrijk, 1994 – 2000
Hyslop & Stillman (2007)	-0,2 tot -0,04(b)	Volwassenen: NZD 7,00 – 8,50 18-19 jarigen: NZD 4,20 – 8,50 16-17 jarigen: NZD 4,20 – 6,80	10 à 15 → 15 à 20%(e)	16-25-jarigen, Nieuw Zeeland, 1997 – 2003

(a)De spike is gedefinieerd als het aandeel van de jongere beroepsbevolking dat een loon verdient dat ten hoogste gelijk is aan het wml.  
(b)De bandbreedte is geconstrueerd op basis van de door de auteurs geprefereerde schattingen. Boven- en ondergrens van de bandbreedte verschillen significant van nul.  
(c)Beide(elasticiteiten in de bandbreedte verschillen niet significant van 0.  
(d)Vóór de beleidsaanpassing is geen sprake van een spike omdat er nog geen sprake is van een minimumloon. Na de beleidsaanpassing berekenen de auteurs geen aparte spike voor jongeren. Zij melden wel dát er een spike was, maar dat deze niet groot was.  
(e)De auteurs berekenen de spike op verschillende manieren. In beide gevallen is sprake van een stijging van de spike met 5%-punt.

## 4 De loonverdeling rond het minimumjeugdloon

Ondanks dat het wettelijk minimumjeugdloon (wmlj) lager ligt dan het wettelijk minimumloon (wml), is het vaker bindend. Van de 15- tot 25-jarigen verdient ongeveer een zesde van de beroepsbevolking een loon van ten hoogste het minimumniveau. Bij 35-plussers ligt dit met 3% beduidend lager.<sup>4</sup> Deze cijfers kunnen worden gereproduceerd op basis van microdata (zie bijlage). De cijfers zijn echter inclusief directeuren-grootaandeelhouders (dga's), werknemers in de sociale

<sup>2</sup> Een aantal studies vindt aanwijzingen dat analyses die geen werkgelegenheidseffect vinden minder vaak worden gepubliceerd, zgn. 'publication bias' (Doucouliagos en Stanley, 2009; Linde Leonard et al., 2014). In deze meta-analyses kan echter typisch slechts een beperkte verzameling elasticiteiten worden meegenomen, omdat de studies onderling vergelijkbaar dienen te zijn. Overzichtsstudies als die van Neumark en Wascher (2007) geven een breder overzicht. Een aantal meta-analyses concludeert dat het effect van het minimumloon op werkgelegenheid om en nabij de nul ligt en anderen concluderen tot een negatief effect (bijvoorbeeld Giotis en Chletsos, 2015).

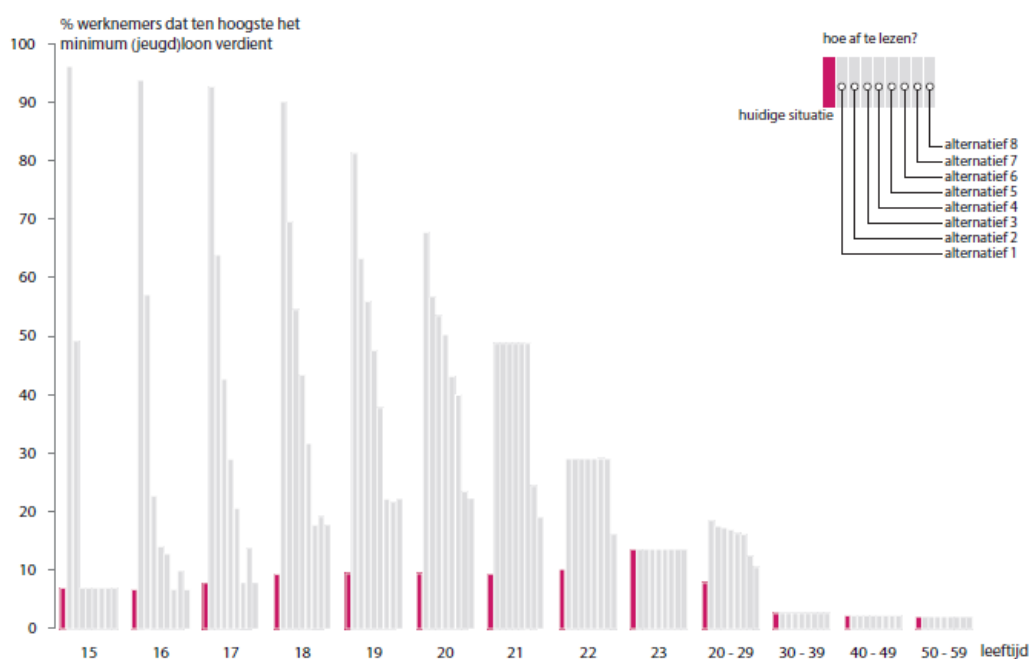
<sup>3</sup> Zie o.a. Neumark en Wascher (2007).

<sup>4</sup> Bron: Statline, CBS. Het aandeel 25- tot 35-jarigen op het minimumniveau ligt hier tussen in.

werkvoorziening (wsw'ers) en stagiaires. Deze groepen laten we hieronder buiten beschouwing.

Een verhoging van het wmlj raakt veel jongeren. Vooral in de varianten 1 en 2 is dat het geval. Circa 8% van de 17- en 18-jarigen verdient ten hoogste het wmlj.<sup>5</sup> Volgens variant 1 zou dit meer dan 90% worden (Figuur 4.1). In variant 2 zou dit meer dan 60% worden. In de andere varianten krijgt een kleiner aandeel te maken met de wmlj-verhoging.

**Figuur 4.1 Spike, zonder gedragseffecten**



## 5 Werkgelegenheidseffecten verhoging wmlj

De netto participatiegraad loopt geleidelijk op van 27% voor 15-jarigen naar 68% voor 22- en 23-jarigen (Tabel 5.1). Het totale aantal werknemers in de leeftijd tot 23 jaar is 856 duizend. Daarvan zijn er 592 duizend jonger dan 21 jaar en 264 duizend 21 of 22 jaar. Vanwege dit patroon heeft een impuls in het wmlj bij de hogere leeftijden een sterker werkgelegenheidseffect gemeten in personen.

<sup>5</sup> Dit cijfer is berekend op basis van banen. Het gemiddelde aantal banen per jongere werkende is gelijk aan 1,09. In termen van personen kan het aandeel met ten hoogste een wmlj-loon daarom iets afwijken.

**Tabel 5.1** Netto participatiegraad en aantallen werknemers, 2014 (bron: Statline)

	Leeftijd								
	15	16	17	18	19	20	21	22	23
Netto participatiegraad (%)	27	48	58	58	58	62	66	68	68
Aantal werknemers (x1000)	51	90	108	109	112	122	130	134	138

We veronderstellen dat er geen werkgelegenheidsverlies optreedt indien de spike niet minimaal verdubbelt. Als de spike echter verdubbelt, is de wml-verhoging voor een substantieel aantal jongere werknemers 'bindend'. Werkgelegenheidsverlies wordt dan waarschijnlijk. Op basis van de bevindingen uit de literatuur passen we in de berekening van het werkgelegenheidseffect een elasticiteit van -0,2 toe indien de spike verdubbelt, en gebruiken we een elasticiteit van 0 indien de verhoging van de spike minder sterk is. Gegeven de onzekerheid omtrent de parameters voeren we de berekeningen ook uit onder alternatieve veronderstellingen.

Bij de berekening van de werkgelegenheidseffecten veronderstellen we steeds dat er geen minimumloonverhoging plaatsvindt voor leerlingen in de Beroeps Begeleidende Leerweg (BBL). Daardoor treedt er voor deze groep geen werkgelegenheidsverlies op. Het gaat om 53 duizend BBL-plekken, waarvan het merendeel plekken van 18 t/m 20-jarigen betreft.

Bij afschaffing van het wml voor 21- en 22-jarigen wordt het minimumniveau voor veel jongere werknemers bindend. Ongeveer 65 duizend 21- en 22-jarigen verdienen een loon tussen het huidige wml en het wml in. In de varianten 1 t/m 6 stijgt de spike voor 21-jarigen van 9 naar 49% en voor 22-jarigen van 10 naar 29%. Onder de veronderstelling van een elasticiteit van -0,2 resulteert een werkgelegenheidsverlies voor deze groep van 15 duizend personen, ofwel 5% van de werkgelegenheid voor 21- en 22-jarigen (Tabel 5.2). Op de lange termijn is het effect van beleid op het arbeidsaanbod doorgaans bepalend voor het effect op de werkgelegenheid. Maar voor specifieke groepen kunnen op de lange termijn ook vraagfactoren een significante rol spelen in het effect op de werkgelegenheid. Dit is het geval bij het wml. Het wml is voor betrekkelijk veel jongeren bindend en wijzigingen kunnen daarom een relatief groot effect hebben op de werkgelegenheid van jongeren

In variant 7 is geen sprake van afschaffing van het wml voor 21-jarigen, maar een verhoging van het wml-percentage. Daardoor is sprake van een lager werkgelegenheidsverlies (Tabel 5.2). In variant 8 wordt het wml voor 21- en 22-jarigen niet afgeschaft, maar beperkt verhoogd. In die variant is naar verwachting vrijwel geen sprake van werkgelegenheidsverlies voor 21- en 22-jarigen.

In deze berekening is nog geen rekening gehouden met het nog in te voeren lage-inkomensvoordeel (LIV). Als het effect van de LIV wel zou worden meegerekend, dan zou het berekende werkgelegenheidsverlies voor jongeren ten dele worden

tenietgedaan.<sup>6</sup> Het budget voor de LIV staat evenwel vast, waardoor extra plekken voor 21- en 22-jarigen ten koste gaan van plekken voor de hogere leeftijden.

**Tabel 5.2 Geschatte werkgelegenheidsverliezen 21- en 22-jarigen**

	Wmjl-variant							
Alternatief	1	2	3	4	5	6	7	8
Werkgelegenheidsverlies (x 1000)	15	15	15	15	15	15	10	0
Idem, als % werkgelegenheid	5	5	5	5	5	5	3	1

Het werkgelegenheidsverlies onder 15- t/m 20-jarigen is sterk afhankelijk van de variant. In de varianten 7 en 8 is er naar verwachting relatief weinig werkgelegenheidsverlies. In variant 1 is het geschatte werkgelegenheidsverlies gelijk aan 120 duizend personen (20% van de betreffende werkgelegenheid) en in variant 2 55 duizend personen (9%) (Tabel 5.3).

**Tabel 5.3 Geschatte werkgelegenheidsverliezen 15- t/m 20-jarigen**

	Wmjl-variant							
Alternatief	1	2	3	4	5	6	7	8
Werkgelegenheidsverlies (x 1000)	120	55	35	30	20	10	10	5
Idem, als % werkgelegenheid	20	9	6	5	3	2	1	1

Verondersteld is een werkgelegenheidselasticiteit van nul indien de spike minder dan dubbel zo groot wordt en een elasticiteit van -0,2 in andere gevallen. Voorts is verondersteld dat de leerwerkplekken in de beroepsbegeleidende leerweg van het mbo uitgezonderd zijn van de wmjl-verhoging, waardoor daar geen werkgelegenheidsverlies plaatsvindt.

Het werkgelegenheidsverlies is sterk afhankelijk van de elasticiteit. Als de elasticiteit aan de bovenkant van de range ligt en de werkgelegenheidsverliezen direct opspelen, dan is ongeveer sprake van een verdubbeling van het totale werkgelegenheidsverlies voor 15 t/m 22-jarigen (Tabel 5.4). Als aan de andere kant de elasticiteit aan de onderkant van de range ligt en de werkgelegenheidsverliezen pas vanaf een hogere spike opspelen, dan blijven de werkgelegenheidsverliezen beperkt tot ongeveer de helft van de eerder berekende effecten. Per saldo is in alternatief 1 sprake van een werkgelegenheidsverlies tussen de 65 en 265 duizend personen en in alternatief 8 tussen de 0 en 25 duizend personen. De andere varianten liggen hier tussenin.<sup>7</sup>

<sup>6</sup> Volgens microgegevens werkt circa 40% van de 21- en 22-jarigen die niet meer dan het wml verdienen in een baan van 24 uur of meer per week. Van de 18 t/m 20-jarigen is dit ongeveer 20%. De werkgevers van deze jongeren zouden in aanmerking kunnen komen voor het LIV (bovenop de werkgevers die in de uitgangssituatie al in aanmerking zullen gaan komen voor de LIV). Merk hierbij op dat voor de LIV een urencriterium van 1248 gewerkte uren per jaar geldt. De genoemde percentages zijn daarom een bovengrens, waarschijnlijk liggen de percentages in werkelijkheid lager. Als een dergelijk effect wordt bereikt, dan is de LIV minder effectief voor de hogere leeftijden.

<sup>7</sup> Merk hierbij op dat een hogere elasticiteit meer waarschijnlijk wordt in varianten met een relatief sterke verhoging van het wmjl.

Gezien de onzekerheid over het werkgelegenheidseffect verdient het aanbeveling om na de beleidswijziging de ontwikkeling op de arbeidsmarkt goed te monitoren en zorgvuldig te evalueren. Een stapsgewijze verhoging die voortdurend wordt gemonitord en zorgvuldig geëvalueerd kan helpen om werkgelegenheidsverliezen te voorkomen.

**Tabel 5.4 Gevoeligheidsvarianten werkgelegenheidsverliezen 15 t/m 22-jarigen**

Alternatief	Wmjl-variant							
	1	2	3	4	5	6	7	8
Elasticiteit = -0,2 ; maximale toename spike = 100% (a,b)	130	65	50	40	35	25	15	10
Elasticiteit = -0,4 ; maximale toename spike = 0% <sup>a</sup>	265	135	100	85	70	50	40	25
Elasticiteit = -0,1 ; maximale toename spike = 150% <sup>a</sup>	65	35	25	20	15	10	5	0

(a) De elasticiteit is gelijkgesteld aan nul indien de spike minder dan de 'maximale toename' bereikt. Indien de spike harder stijgt wordt de vermelde elasticiteit gehanteerd.  
(b) Door afronding tellen de getallen in de twee voorgaande tabellen niet exact op tot de getallen in deze rij.

Het is onzeker hoe het werkgelegenheidsverlies van jongeren wordt opgevangen. Sommige banen zullen wellicht verdwijnen. Een ander deel van de werkgelegenheid verschuift mogelijk naar oudere werknemers (Pereira, 2003). Ook kan een deel van de werkgelegenheid naar het buitenland verdwijnen of worden geautomatiseerd. In welke mate deze effecten optreden hangt onder meer af van de mate waarin werkgevers de mogelijkheid hebben om hogere loonkosten door te berekenen aan de consument. In de literatuur zijn aanwijzingen te vinden voor dit soort prijsverhogingen als reactie op de minimumloonstijging (Allegretto & Reich, 2015; Aaronson, 2001).

Het profiel van het wmjl is van belang voor substitutie tussen opeenvolgende leeftijden. Grote verschillen in de wmjl-treden lokken uit dat werkgevers jongeren vlak voor hun verjaardag ontslaan en vervolgens weer een goedkopere jongere in dienst nemen.<sup>8</sup>

In de literatuur wordt geen eenduidig antwoord gevonden op de vraag of voltijdbanen gevoeliger zijn voor een wmjl-verhoging dan deeltijdbanen.<sup>9</sup> Wanneer het werkgelegenheidsverlies evenredig geldt voor alle banen, dan zijn de effecten geconcentreerd bij de kleinste banen. Een meerderheid van de 18-minners werkt in banen van minder dan 12 uur (Tabel 5.5). Het aandeel voltijdsbanen stijgt weliswaar duidelijk met leeftijd, maar onder 19 t/m 22-jarigen blijft de laagste urencategorie het grootst. Het werkgelegenheidsverlies gemeten in voltijdbanen is daarom aanzienlijk kleiner dan het effect gemeten in personen, vooral bij 18-minners.

<sup>8</sup> Zie Kabatek (2015).

<sup>9</sup> Zo vinden Ressler et al. (1996) na een minimumloonverhoging een verschuiving van voltijd- naar deeltijdbanen. Hsing (2000) vindt het omgekeerde.



**Tabel 5.5 Verdeling van werknemers die niet meer dan het wml verdienen naar arbeidsduur (% in urenklasse gegeven leeftijd)**

	15	16	17	18	19	20	21	22
<12 uur	84	71	58	50	45	40	38	35
12-19 uur	9	11	12	13	12	13	13	13
20-24 uur	1	4	6	8	8	8	8	7
25-29 uur	1	2	4	4	5	5	5	5
30-34 uur	0	3	5	7	8	9	8	8
>=35 uur	5	9	15	18	22	25	28	32

De meeste werkgelegenheid voor jongeren die niet meer verdienen dan het wml bevindt zich in de sectoren Horeca, Detailhandel en Grootwinkelbedrijf (Tabel 5.6). Dit zijn sectoren waar veel in deeltijd wordt gewerkt.

**Tabel 5.6 De wml-spike voor verschillende sectoren**

	Leeftijd									
	15	16	17	18	19	20	21	22	23	
Horeca algemeen	32	31	28	24	22	20	17	15	14	
Detailhandel en ambachten	15	16	16	16	17	17	17	16	14	
Grootwinkelbedrijf	16	20	17	14	13	11	9	7	5	
Gezondheid, geestelijke en maatschappelijke belangen	2	2	5	7	7	8	8	8	8	
Metaalnijverheid	2	4	7	7	7	7	6	6	6	
Uitleenbedrijven	5	3	4	4	5	5	7	8	9	
Zakelijke dienstverlening III	5	2	2	2	2	3	3	5	7	
Groothandel	1	2	2	2	3	3	3	4	4	
Zakelijke dienstverlening II	0	1	1	2	3	3	4	5	6	
Agrarisch bedrijf	4	2	2	2	2	2	2	2	2	
Groothandel	1	1	1	1	1	2	2	2	3	
Culturele instellingen	1	1	1	1	1	1	2	2	1	
Overige takken van bedrijf en beroep	0	0	0	1	1	1	1	1	1	
Overheid, rijk, politie en rechterlijke macht	0	0	1	1	1	1	1	1	1	
Metaalindustrie	0	1	2	1	1	1	0	0	0	
Havenbedrijven	0	0	0	1	1	1	1	1	1	
Zakelijke dienstverlening I	0	0	0	0	0	1	1	2	2	
Vervoer posten	0	0	0	1	1	1	1	1	1	
Overig goederenvervoer te land of in de lucht	0	0	1	1	0	1	1	1	1	

De tabel bevat de 19 sectoren waar zich de meeste werkgelegenheid voor werknemers op het wml-niveau bevindt. Zakelijke dienstverlening I omvat veelal diensten op juridische vlak. Zakelijke dienstverlening II omvat veelal adviesbureaus. Zakelijke dienstverlening III omvat overige zakelijke diensten. Voor een volledige beschrijving van de sectoren, zie bijlage 1 van Regeling Wfsv op <http://wetten.overheid.nl/BWBR0019150/Bijlage1>.

In de literatuur wordt erop gewezen dat een hoger wml nadelig kan zijn voor lager opgeleiden. Bij hogere kosten substitueren werkgevers hun minder gekwalificeerde werknemers voor beter opgeleide werknemers.<sup>10</sup>

Een laag minimumjeugdloon geeft jongeren een prikkel om hun studie af te ronden en later meer te verdienen. Sommige jongeren breken hun opleiding af als zij in de arbeidsmarkt meer kunnen verdienen. Internationaal empirisch bewijs bevestigt dat een hoger minimum(jeugd)loon jongeren ontmoedigt om hun opleiding voort te zetten.<sup>11</sup> Twee recente empirische studies voor Nieuw-Zeeland bevestigen dat verhoging van het wml negatieve gevolgen heeft voor de scholing van jongeren.<sup>12</sup>

## Referenties

Aaronson, D., 2001, Price Pass-Through and the Minimum Wage, *Review of Economics and Statistics*, vol. 83(1): 158-69.

Allegretto, S., A. Dube en M. Reich, 2011, Do Minimum Wages Really Reduce Teen Employment? Accounting for Heterogeneity and Selectivity in State Panel Data, *Industrial Relations*, vol. 50(2): 205-240.

Allegretto, S. en M. Reich, 2015, Are Local Minimum Wages Absorbed by Price Increases? Estimates from Internet-based Restaurant Menus, IRLE Working Paper 124-15.

Bernstein, J. en J. Schmitt, 2000, The Impact of the Minimum Wage: Policy Lifts Wages, Maintains Floor for Low-Wage Labor Market, Economic Policy Institute Briefing Paper.

Burkhauser, R.V., K.A. Couch en D.C. Wittenburg, 2000, A Reassessment of the New Economics of the Minimum Wage Literature with Monthly Data from the Current Population Survey, *Journal of Labor Economics*, vol. 18(4): 653-680.

Campolieti, M., T. Fang en M. Gunderson, 2005, Minimum Wage Impacts on Youth Employment Transitions, 1993-1999, *Canadian Journal of Economics*, vol. 38(1): 81-104.

Campolieti, M., M. Gunderson en C. Riddell, 2006, Minimum Wage Impacts from a Prespecified Research Design: Canada 1981-1997, *Industrial Relations*, vol. 45(2): 195-216.

---

<sup>10</sup> Zie Zavodny (2000) en Neumark en Wascher (1995).

<sup>11</sup> Zie Box 5.1 (p. 103) in OESO (2008).

<sup>12</sup> Zie Pacheco en Cruickshank (2007) en Hyslop en Stillman (2007). Zie ook een eerdere studie voor de VS met soortgelijke bevindingen (Chaplin et al., 2003).

Chaplin, D., M. Turner en A. Pape, 2003, Minimum wages and school enrollment of teenagers: a look at the 1990's, *Economics of Education Review*, vol. 22(1): 11-21.

CPB, 2012, Het Wettelijk minimumjeugdloon en de arbeidsmarkt voor jongeren, CPB Notitie.

CPB, 2015, *Kansrijk Arbeidsmarktbeleid*, Den Haag: Centraal Planbureau.

Cuesta, M., R. Heras en J. Carcedo, 2011, Minimum Wage and Youth Employment Rates, 2000-2008, *Revista de Economía Aplicada*, vol. 19(56): 35-57.

Doucouliafos, H. en T. Stanley, 2009, Publication Selection Bias in Minimum-Wage Research? A Meta-Regression Analysis, *British Journal of Industrial Relations*, vol. 47(2): 406-428.

Giotis, G. en M. Chletsos, 2015, Is There Publication Selection Bias in Minimum Wage Research during the Five-year Period from 2010 to 2014? Economics Discussion Papers 2015-58, Kiel Institute for the World Economy.

Hsing, Y., 2000, On the substitution effect of the minimum wage increase: new evidence, *Applied Economics Letters*, vol. 7(4), 225-228.

Hyslop, D. en S. Stillman, 2007, Youth minimum wage reform and the labour market in New Zealand, *Labour Economics*, vol. 14(2): 201-230.

Kabatek, J., 2015, Happy Birthday, You're Fired! The Effects of Age-Dependent Minimum Wage on Youth Employment Flows in the Netherlands, IZA Discussion Paper 9528.

Kalenkoski, C. en D.J. Lacombe, 2008, Effects of Minimum Wages on Youth Employment: the Importance of Accounting for Spatial Correlation, *Journal of Labor Research*, vol. 29(4): 303-317.

Keil, M., D. Robertson en J. Symons, 2001, Minimum Wages and Employment, CEPR Working Paper 497.

Kramarz, F. en T. Philippon, 2001, The Impact of Differential Payroll Tax Subsidies on Minimum Wage Employment, *Journal of Public Economics*, vol. 82(1): 115-146.

Laporšek, S., 2013, Minimum wage effects on youth employment in the European Union, *Applied Economics Letters*, vol. 20(14): 1288-92.

Leigh, A., 2004, Employment Effects of Minimum Wages: Evidence from a Quasi-Experiment—Erratum, *Australian Economic Review*, vol. 37(1): 102-105.

- Linde Leonard, M. de, T. Stanley en H. Doucouliagos, 2014, Does the UK Minimum Wage Reduce Employment? A Meta-Regression Analysis, *British Journal of Industrial Relations*, vol. 52(3): 499-520.
- Ministerie van SZW, 2015, Cao-afspraken 2014, [http://cao.minszw.nl/index.cfm?rubriek\\_id=392823&hoofdmenu\\_item\\_id=16506&link\\_id=213489](http://cao.minszw.nl/index.cfm?rubriek_id=392823&hoofdmenu_item_id=16506&link_id=213489).
- Neumark, D. en O. Nizalova, 2007, Minimum Wage Effects in the Longer Run, *Journal of Human Resources*, vol. 42(2): 435-452.
- Neumark, D., J. Salas en W. Wascher, 2013, Revisiting the Minimum Wage-Employment Debate: Throwing Out the Baby with the Bathwater?, IZA Discussion Paper 7166.
- Neumark, D. en W. Wascher, 1995, Minimum-Wage Effects on School and Work Transitions of Teenagers, *American Economic Review*, vol. 85(2): 244-249.
- Neumark, D. en W. Wascher, 2004, Minimum Wages, Labor Market Institutions, and Youth Employment: A Cross-National Analysis, *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 57(2): 223-48.
- Neumark, D. en W. Wascher, 2007, Minimum Wages and Employment: A Review of Evidence from the New Minimum Wage Research, NBER Working Paper 12663.
- OESO, 2008, Off to a Good Start? Jobs for Youth, OECD Publishing, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264096127-en>.
- Pacheco, G. en A. Cruickshank, 2007, Minimum Wage Effects on Educational Enrollments in New Zealand, *Economics of Education Review*, vol. 26(5): 574-587.
- Pereira, S., 2003, The Impact of Minimum Wages on Youth Employment in Portugal, *European Economic Review*, vol. 47(2): 229-244.
- Ressler, R., J. Watson en F. Mixon, 1996, Full wages, part-time employment and the minimum wage, *Applied Economics*, vol. 28(11), 1415-1419.
- Stewart, M., 2004, The Impact of the Introduction of the U.K. Minimum Wage on the Employment Probabilities of Low-Wage Workers, *Journal of the European Economic Association*, vol. 2(1): 67-97.
- Sabia, J., 2006, The Effect of Minimum Wage Increases on Retail and Small Business Employment, Employment Policies Institute.

Zavodny, M., 2000, The Effect of the Minimum Wage on Employment and Hours, *Labour Economics*, vol. 7(6): 729-750.

## Bijlage: Data

Deze bijlage beschrijft de berekening van het percentage mensen dat niet meer dan het huidige en de beschreven varianten van het nieuwe Wettelijk Minimum Jeugdloon verdient (wmjl).

Voor deze berekening is gebruik gemaakt van het SPOLIS bestand uit het Sociaal Statistisch Bestand van het CBS. Dit bestand bevat voor alle werknemers in Nederland de banen in een gegeven jaar. Op een willekeurige peildatum, 1 oktober 2013, is voor alle banen van mensen tussen de 15 en 60 jaar het uurloon berekend.<sup>13</sup> Het uurloon is berekend met twee loonbegrippen:

1. Het basisloon: een benadering van het contractloon van de werknemer.
2. Het loon waarover loonbelasting en premie volksverzekeringen wordt berekend.

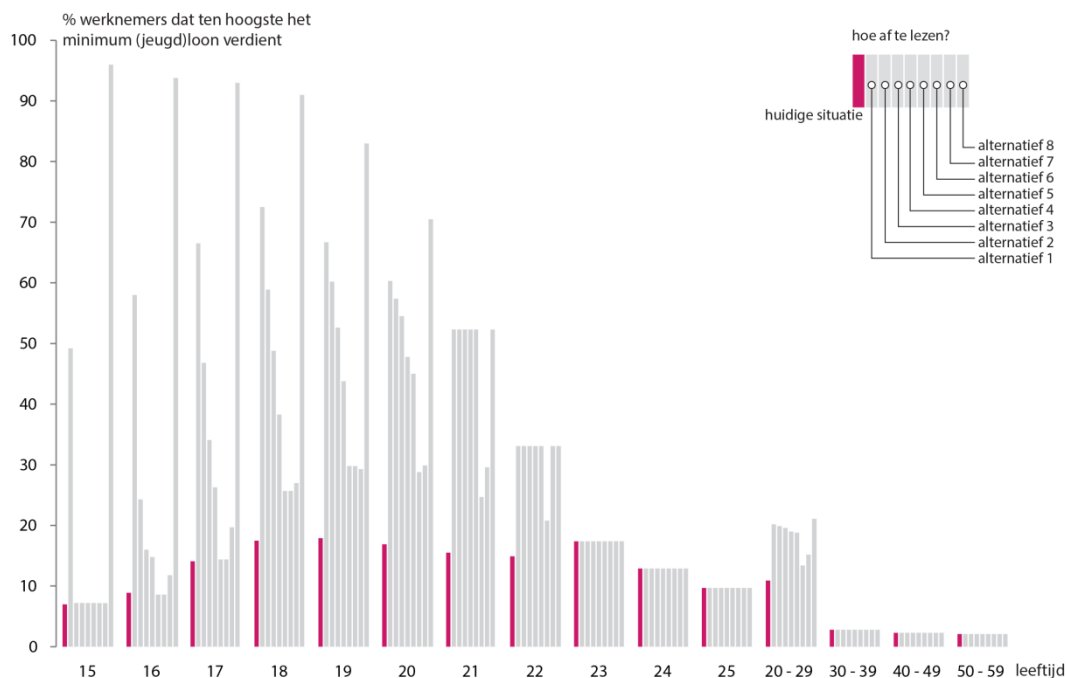
Voor de steekproef tot 23 jaar zijn deze lonen in ongeveer de helft van de gevallen exact gelijk. In de totale steekproef geldt dit voor 11% van de gevallen. In de andere gevallen is het basisuurloon vaak hoger. Voor de gewerkte uren zijn de basisuren gebruikt. Dit zijn de in die maand gewerkte uren exclusief overwerkuren. Overwerk wordt ook niet meegenomen in de bepaling van het minimumloon. Banen met uurlonen kleiner of gelijk aan 0 zijn verwijderd uit de data (0,2% van de initiële steekproef).

Figuur B1 toont de fractie banen op waarbij niet meer dan het wmjl wordt verdiend per leeftijdsgroep in zowel de huidige situatie als in de voorgestelde varianten. De getoonde steekproef omvat ook directeur-groootaandeelhouders (dga's), werknemers die werken op basis van de Wet sociale werkvoorziening (wsw) en stagiaires. In de analyse van de werkgelegenheidseffecten van het minimumloon zijn deze groepen minder relevant. Bij de steekproef die aan de basis ligt voor deze notitie zijn deze groepen daarom uit de data gefilterd. Voor de jongeren tussen de 17 en 21 jaar is ongeveer 7 - 10% van de steekproef stagiair. In de andere groepen komen jongeren minder vaak voor. Voor mensen onder de 17 en tussen de 22 en 23 is het aantal stagiairs ongeveer 2 tot 5% van de steekproef. De overlap met bbl'ers is gering, omdat die vaak een gewone arbeidsovereenkomst hebben. Indien bbl'ers wel een stagecontract hebben, zijn ze hiermee uit de steekproef gehaald.

---

<sup>13</sup> Aangezien de CBS-gegevens niet de geboortedag van mensen bevatten, is de leeftijd op 1 oktober berekend met (2013 – geboortjaar) als iemand tussen januari en oktober is geboren, en met (2013 – geboortjaar – 1) voor iedereen die vanaf oktober tot en met december is geboren. De aanname is dan dat mensen die in oktober jarig zijn, nog onder het minimumloon regime vallen van mensen die een jaar jonger zijn. Dit betekent waarschijnlijk een (lichte) onderschatting van het aantal mensen dat niet meer dan het wmjl verdient.

**Figuur B1 Spike inclusief dga's, wsw'ers en stagiaires, zonder gedragseffecten**



Tabel B1 laat de fractie banen zien waarbij niet meer dan het wml wordt verdiend voor het huidige minimumloon in 2013 en de voorgestelde nieuwe minimumloonvarianten (omgerekend naar het minimumloon in 2013) gebaseerd op het basisloon.<sup>14</sup> Tabel B2 laat dezelfde cijfers zien voor het loon waarover loonbelasting en premie volksverzekeringen wordt berekend.

**Tabel B1 Spike van het huidige wml en van de beschreven minimumjeugdlonen voor het basisloon (peildatum: 1 oktober 2013)**

Leeftijd	Alternatieven								
	Huidig wml	1	2	3	4	5	6	7	8
15	6,8	96,0	49,0	6,8	6,8	6,8	6,8	6,8	6,8
16	6,5	93,6	57,0	22,5	14,0	12,7	6,5	9,8	6,5
17	7,8	92,5	63,8	42,6	28,9	20,5	7,8	13,6	7,8
18	9,2	90,0	69,4	54,4	43,2	31,5	17,6	19,1	17,6
19	9,4	81,2	63,2	55,8	47,4	37,6	22,1	21,5	22,1
20	9,4	67,7	56,6	53,4	50,2	43,0	39,8	23,3	22,2
21	9,3	48,7	48,7	48,7	48,7	48,7	48,7	24,3	19,0
22	10,1	29,0	29,0	29,0	29,0	29,0	29,0	29,0	16,1
23	13,5	13,5	13,5	13,5	13,5	13,5	13,5	13,5	13,5
24	10,0	10,0	10,0	10,0	10,0	10,0	10,0	10,0	10,0
25	7,7	7,7	7,7	7,7	7,7	7,7	7,7	7,7	7,7
20 - 29	7,8	18,4	17,4	17,1	16,8	16,2	16,0	12,3	10,4
30 - 39	2,6	2,6	2,6	2,6	2,6	2,6	2,6	2,6	2,6
40 - 49	2,1	2,1	2,1	2,1	2,1	2,1	2,1	2,1	2,1
50 - 59	1,9	1,9	1,9	1,9	1,9	1,9	1,9	1,9	1,9

<sup>14</sup> Brochure Minimumloon juli 2013, zie <https://www.rijksoverheid.nl/documenten/brochures/2013/05/15/minimumloon-juli-2013>.

Omdat hier uitgegaan wordt van banen, is het mogelijk dat mensen meerdere banen hebben. Dit betreft 5,6% van de totale steekproef en 8,5% van de steekproef t/m 23 jaar. Ongeveer 7,9% van de steekproef t/m 23 jaar heeft twee banen en de resterende 0,6% heeft er meer, met een maximum van 12 voor 1 persoon. Voor de totale steekproef geldt dat ongeveer 4,8% twee banen heeft, en 0,4% meer, met een maximum van 67 banen voor 1 persoon. Het gemiddelde aantal banen is 1,09 per persoon t/m 23 jaar en 1,05 voor de totale steekproef. Met deze cijfers is rekening gehouden bij de berekening van de werkgelegenheidseffecten in paragraaf 5.

**Tabel B2 Spike van het huidige wmjl en van de beschreven minimumjeugdlonen voor het loon waarover loonbelasting en premie volksverzekeringen wordt berekend (peildatum: 1 oktober 2013)**

Leeftijd	Alternatieven								
	Huidig wmjl	1	2	3	4	5	6	7	8
15	4,4	93.8	45.0	4.4	4.4	4.4	4.4	4.4	4.4
16	4,1	90.4	49.7	17.4	10.2	8.9	4.1	6.5	4.1
17	5,3	89.0	54.2	37.0	24.0	15.9	5.3	10.0	5.3
18	6,6	86.6	61.3	46.3	37.3	26.4	13.4	14.7	13.4
19	6,9	76.9	55.9	48.1	41.5	32.5	17.5	16.9	17.5
20	7,2	63.3	50.6	47.5	44.9	38.1	35.0	19.1	18.0
21	7,8	46.2	46.2	46.2	46.2	46.2	46.2	21.9	15.9
22	9,9	28.1	28.1	28.1	28.1	28.1	28.1	28.1	14.1
23	13,6	13.6	13.6	13.6	13.6	13.6	13.6	13.6	13.6
24	10,0	10.0	10.0	10.0	10.0	10.0	10.0	10.0	10.0
25	7,8	7.8	7.8	7.8	7.8	7.8	7.8	7.8	7.8
20 - 29	7,4	17.7	16.6	16.3	16.1	15.5	15.3	11.6	9.6
30 - 39	2,7	2.7	2.7	2.7	2.7	2.7	2.7	2.7	2.7
40 - 49	2,3	2.3	2.3	2.3	2.3	2.3	2.3	2.3	2.3
50 - 59	2,1	2.1	2.1	2.1	2.1	2.1	2.1	2.1	2.1

## Bijlage: Arbeidsduur jongeren

**Tabel B3 Aantallen werknemers naar arbeidsduur (bron: CBS Statline)**

Arbeidsduur	Leeftijd							
	15	16	17	18	19	20	21	22
<12 uur (x1000)	51	78	82	71	59	56	53	42
Waarvan % onderwijsvolgend	98	99	98	97	93	95	91	86
12 tot 20 uur (x1000)	3	11	18	18	20	19	19	19
Waarvan % onderwijsvolgend	100	100	94	89	90	89	79	79
20 tot 28 uur (x1000)	1	2	5	8	12	14	16	19
Waarvan % onderwijsvolgend	100	100	80	75	58	57	44	47
28 tot 35 uur (x1000)	0	2	4	7	11	14	16	19
Waarvan % onderwijsvolgend	-	100	100	86	64	50	44	37
>=35 uur (x1000)	0	1	4	9	15	24	34	45
Waarvan % onderwijsvolgend	-	100	75	67	40	33	26	27

Meer dan de helft van de werkgelegenheid onder 15 t/m 22-jarigen betreft banen van minder dan 12 uur per week (Tabel B3). Een zevende deel van de werkgelegenheid (132 duizend personen) heeft betrekking op voltijdbanen. Deze zijn relatief geconcentreerd bij de hogere leeftijden. Ook ongeveer een zevende deel van de werkgelegenheid onder 15 t/m 22-jarigen heeft betrekking op banen van minstens 24 uur per week voor 21- en 22-jarigen. Het percentage werknemers dat werk combineert met scholing daalt globaal gezien met zowel de leeftijd als met de arbeidsduur. Banen van minder dan 12 uur worden vrijwel altijd gecombineerd met scholing, net als de banen van de (leerplichtige) 15- en 16-jarigen.

## Bijlage: Geraadpleegde literatuur

Studie	Elasticiteit(en)	Minimumloonwijziging		
Pereira (2003)	-0,2 tot -0,4	PTE 16875 - PTE 25200	18-19 jarigen, Portugal, 1986 – 1989	[1]
Stewart (2004)	-0,05 <sup>a</sup> tot 0,1 <sup>a</sup>	£ 0- £ 3,00	18-21 jarigen, Verenigd Koninkrijk, 1994 – 2000	[2]
Hyslop & Stillman (2007)	-0,04 tot -0,2	Volwassenen: NZD 7,00 - 8,50 18-19 jarigen: NZD 4,20 - 8,50 16-17 jarigen: NZD 4,20 - 6,80	16-25 jarigen, Nieuw Zeeland, 1997 - 2003	[3]
Bernstein & Schmitt (2000)	-0,061 tot -0,001 <sup>a</sup>	\$ 0,75 - \$ 5,15	16-19 jarigen, Verenigde Staten, 1954 - 2000, Tjreedreeksanalyse	[4]
Burkhauser et al. (2000)	-0,593 tot 0,3 <sup>a</sup>	\$ 2,90 - \$ 4,75	16-19 jarigen, Verenigde Staten, 1979 - 1997, Panel regressies	[5]
Zavodny (2000)	-0,116 tot -0,021 <sup>a</sup>	\$ 2,90 - \$ 4,25	16-19 jarigen, Verenigde Staten, 1979 - 1993, Panel regressies	[6]
Keil et al. (2001)	-0,915 tot 0,098 <sup>a</sup>	\$ 2,30 - \$ 4,25	16-19 jarigen, Verenigde Staten, 1977 - 1995, Panel regressies	[7]
Leigh (2004)	-1,009	AUD 335,00 - AUD 431,40	15-24 jarigen, Australië, 1993 - 2002, Beleidswijzigingen	[8]
Neumark & Wascher (2004)	-0,31 tot -0,09 <sup>a</sup>	Verschillend per land	15-24 jarigen, 17 OECD landen (inclusief NL), 1975 - 2000, Panel regressies	[9]
Campolieti et al. (2005)	-0,689 tot -0,193	CAD 4,75 - CAD 7,15 (Verschillend per provincie)	16-24 jarigen, Canada, 1993 - 1999, Transitiekansmodellen	[10]
Campolieti et al. (2006)	-0,443 tot -0,153 <sup>a</sup>	CAD 3,30 - CAD 7,00 (Verschillend per provincie)	16-24 jarigen, Canada, 1981 - 1997, Panel regressies	[11]
Sabia (2006)	-0,326 tot -0,184	\$ 2,90 - \$ 5,15 (tot maximaal 7,35 in Washington)	16-19 jarigen, Verenigde Staten, 1979 - 2004, Panel regressies	[12]
Neumark & Nizalova (2007)	-0,2	\$ 2,90 - \$ 5,15 (tot maximaal 6,75 in Massachusetts)	16-19 jarigen, Verenigde Staten, 1979 - 2001, Panel regressie	[13]
Kalenkoski & Lacombe (2008)	-0,314 tot -0,25	\$ 5,15 - \$ 6,50	16-19 jarigen, Verenigde Staten, 2000, Cross-sectie analyse	[14]
Allegretto et al. (2011)	-0,135 tot 0,062 <sup>a</sup>	\$ 3,35 - \$ 6,55 (tot maximaal 8,55 in Washington)	16-19 jarigen, Verenigde Staten, 1990 - 2009, Panel regressies	[15]
Cuesta et al. (2011)	-0,465 <sup>a</sup> tot -0,068 <sup>a</sup>	€ 14,20 - € 20,00 (per dag)	16-19 jarigen, Spanje, 2000 - 2008, Panel regressies	[16]
Laporsek (2013)	-1,873 tot -0,026 <sup>a</sup>	Verschillend per land	15-19 jarigen, 14 EU landen, 1996 - 2011, Panel regressies	[17]
Neumark et al. (2013)	-2,24 <sup>a</sup> tot 0,166 <sup>a</sup>	Verschillend per regio	16-19 jarigen, Verenigde Staten, 1990 - 2011, Panel regressies	[18]

<sup>a</sup> Niet significant verschillende van 0 bij 5% betrouwbaarheidsniveau.



- [1] Bandbreedte betreft voorkeur van auteur op basis van geschatte coëfficiënten, Beleidswijzing betreft afschaffing wmi voor 18 en 19 jarigen in 1987, Panelregressies op basis van bedrijfslevel data.
- [2] Positieve bovengrens betreft mannen, negatieve ondergrens betreft vrouwen, Difference in Difference opzet voor introductie van wmi in 1999.
- [3] Bandbreedte betreft voorkeur van auteurs op basis van geschatte coëfficiënten, Beleidswijzing betreft afschaffing wmi voor 18 en 19 jarigen in 2001 en stijging wmi van 41% van 2001 naar 2003 voor 16 en 17 jarigen, Difference in Difference methode.
- [4] Tijdreeksanalyse aan de hand van de Kaitz index met kwartaaldata van 1954Q1 tot en met 2000Q1.
- [5] Fixed effects schattingen met maanddata op individu-niveau, De voorkeursbandbreedte van de auteurs ligt tussen -0,2 tot -0,6.
- [6] Fixed effects schattingen met jaardata op staat- en individu-niveau.
- [7] Fixed effects schattingen met jaardata op staatsniveau, Per staat kan een afwijkend (hoger) minimumloon gelden, Het hoogste gemeten minimumloon is \$ 5,05, De voorkeursbandbreedte van de auteurs ligt tussen -0,37 en -0,69.
- [8] Difference in Difference methode voor zes wijzigingen in het minimumloon, De getoonde elasticiteit is voor de gehele leeftijdsgroep, Voor mannen is de elasticiteit -0,681, voor vrouwen -1,426.
- [9] OLS, Fixed Effects en GMM schattingen voor Italië, Frankrijk, Australië, Duitsland, Denemarken, Griekenland, Zweden, België, Luxemburg, Nederland, Nieuw Zeeland, Canada, Verenigd Koninkrijk, Portugal, Verenigde Staten, Japan en Spanje, De gevonden bandbreedte voor Nederland is -0,16<sub>1</sub> tot -0,39, De voorkeursbandbreedte van de auteurs is -0,13 tot -0,24.
- [10] Lineaire kansmodellen met jaardata op individu-niveau, 24 minimumloonstijgingen van CAD 0,10 tot CAD 0,50, Voorkeursbandbreedte van de auteurs is -0,33 tot -0,54.
- [11] Fixed effects schattingen met jaardata op provincieniveau, 71 minimumloonstijgingen van CAD 0,15 tot CAD 0,85, Voorkeursbandbreedte van de auteurs is -0,17 tot -0,44.
- [12] Fixed effects schattingen met maand en jaardata op staatsniveau, Ook aparte schattingen voor jongeren in de detailhandel sector: -0,267 tot -0,429 en kleine bedrijven (<100 personeel): -0,451 tot -0,885, Ook significant negatief effect op aantal gewerkte uren.
- [13] Fixed effects schattingen met jaardata op staatsniveau, De auteurs vinden ook een significant lagere werkgelegenheid op latere leeftijd.
- [14] OLS en GMM schattingen met county-level data.
- [15] Fixed effects schattingen met maanddata op individu-niveau, De bovenkant van de bandbreedte geldt voor mannen, de onderkant voor vrouwen, Per staat kan een afwijkend (hoger) minimumloon gelden, Het hoogste gemeten minimumloon is \$8,85.
- [16] Fixed effects schattingen met kwartaaldata op regio-niveau.
- [17] Fixed effects schattingen met jaardata op landniveau, Voor 15-19 jarigen is de bandbreedte -0,737 tot -1,873, Voor 20-14 jarigen is de bandbreedte -0,026<sub>1</sub> tot -0,496.
- [18] Fixed effects schattingen met kwartaaldata op regio-niveau.