

CPB Achtergronddocument

Relatie Opleidingsniveau en Arbeidsaanbod

29 mei 2012

Roel van Elk

Debby Lanser

Sander Gerritsen

1 Aanleiding en achtergrond

Naar aanleiding van de analyses in *Keuzes in Kaart 2011-2015* heeft het ministerie van OCW het CPB gevraagd de relatie tussen het opleidingsniveau en arbeidsmarktkomsten als arbeidsparticipatie en gewerkte uren nader te onderzoeken. Hierbij wordt aandacht gevraagd voor een viertal punten:

1. In hoeverre bestaat een causale relatie tussen het opleidingsniveau en de verwachte arbeidsparticipatie (extensieve marge) en het aantal gewerkte uren (intensieve marge)? En hoe sterk is deze relatie?
2. Is het mogelijk een bredere variëteit aan groepen te onderscheiden, bijvoorbeeld meer opleidingstypen of een onderscheid naar mannen en vrouwen?
3. Welke mechanismen liggen ten grondslag aan de relatie tussen opleidingsniveau en arbeidsparticipatie en gewerkte uren?
4. Welke rol speelt het participatie-effect ten gevolge van een hoger opgeleide beroepsbevolking in de houdbaarheidssommen?

Dit document beantwoordt de eerste drie vragen. De relatie tussen onderwijs en houdbaarheid wordt separaat opgepakt. Resultaten van het onderzoek zullen worden gebruikt voor de aanscherping van het instrumentarium voor de kwantificering van de effecten van onderwijsbeleid.

1.1 Werkwijze arbeidsparticipatie-effect Keuzes in Kaart

In *Keuzes In Kaart 2011-2015* (KIK) heeft het CPB de effecten van onderwijsbeleid gekwantificeerd in termen van bbp. De analyse onderscheidt een drietal uitkomstmaten: de budgettaire en onderwijskosten, een productiviteitseffect en een arbeidsparticipatie-effect. De budgettaire en onderwijskosten bestaan uit de directe financiële kosten van de maatregel en de indirecte of onderwijskosten indien een maatregel aanleiding geeft tot meer of minder gebruik van onderwijs. Het productiviteitseffect geeft de toename van het bbp-niveau ten gevolge van een toename van het opleidingsniveau van de beroepsbevolking. Een hoger opgeleide beroepsbevolking kent een hogere productiviteit. Het arbeidsparticipatie-effect pakt twee effecten op: leerlingen die kiezen voor een hoger opleidingsniveau betreden op latere leeftijd de arbeidsmarkt, terwijl zij vermoedelijk meer zullen participeren, zie Van Elk et al. (2011).

Het arbeidsparticipatie-effect wordt als volgt berekend. In 2009 waren de participatiegraden als volgt¹:

- Laagopgeleiden (po, vmbo): 52%
- Middelbaar opgeleiden (havo/vwo of mbo): 75%
- Hoogopgeleiden (hbo, wo): 86%

Een hoger opgeleide participeert dus meer dan een laagopgeleide. Als een leerling ten gevolge van een maatregel vervolgens met een hoger opleidingsniveau dan in het basispad de arbeidsmarkt betreedt, neemt zijn participatiegraad toe met het verschil tussen de participatiegraden van zijn oorspronkelijke en resulterende opleidingsniveau. Deze participatiegraden zijn vrij constant over de periode 1996-2009, zie CBS Statline, Euwals et al. (2006) en Huizinga en Smid (2004).

Deze werkwijze vormt de aanleiding van de vragen van het ministerie. Impliciet is aangenomen dat de waargenomen participatiegraden het causale effect van onderwijs reflecteren. Als een investering in onderwijs leidt tot een hoger opleidingsniveau dan vertaalt zich dat in de analyses voor KiK direct in een hogere participatiegraad, terwijl de verschillen in waargenomen participatiegraden mogelijk door andere (persoons)kenmerken worden gedreven. Daarnaast maakt de huidige KiK-analyse geen onderscheid naar gewerkte uren (de intensieve marge) en het wel of niet participeren op de arbeidsmarkt (de extensieve marge). Vermoedelijk zal voor een laagopgeleide Nederlander onderwijs vooral van invloed zijn op zijn beslissing om wel of niet te participeren. Een hogere opleiding gaat in dit geval gepaard met een toename van het loon die het reserveringsloon overstijgt. Hierdoor neemt de prikkel om toe te treden tot de arbeidsmarkt toe. Het percentage hoogopgeleiden dat participeert, zal waarschijnlijk aanzienlijk hoger liggen. Voor deze groep zal (extra) onderwijs vermoedelijk een kleiner effect hebben op de participatiebeslissing, maar mogelijk wel een sterker effect hebben op het aantal gewerkte uren. Een verdere uitsplitsing naar onderwijstypen en/of mannen en vrouwen kan helpen die groepen te vinden waarvoor onderwijs een effect heeft op de intensieve en/of extensieve marge. Ten slotte biedt de huidige werkwijze geen inzicht in de onderliggende mechanismen die bepalen of mensen zich al dan niet gaan aanbieden (of het aantal uren dat ze werken verhogen) indien het onderwijsniveau toeneemt.

1.2 Onderzoeksaanpak en opbouw notitie

Wij beantwoorden de vragen met behulp van een empirische analyse naar de effecten van behaald onderwijsniveau op de genoemde arbeidsmarkttuitkomsten en een korte beschrijving van de onderliggende mechanismen. Wij maken daarbij gebruik van data van de Enquête Beroepsbevolking over de periode 1996-2009. Deze data stellen ons in staat vijf verschillende onderwijsniveaus te onderscheiden en conditioneel te schatten op een aantal

¹ CBS Statline: periode 2001-2009, gegevens beroepsbevolking naar afkomst, leeftijd en voltooide opleiding.

belangrijke achtergrondkenmerken. We beginnen met het bepalen van de correlatie tussen arbeidsmarktparticipatie en onderwijs. Daarnaast willen wij meer grip krijgen op de causale relatie tussen onderwijsniveau en arbeidsmarkttuitkomsten. Wij benutten daartoe exogene variatie in het genoten onderwijsniveau ten gevolge van een wijziging in de leerplichtwet in 1969. Deze exogene variatie wordt gebruikt om de omvang van de causale relatie tussen onderwijsniveau en arbeidsmarktparticipatie te bepalen. Vervolgens schatten wij de modellen apart voor mannen en vrouwen en onderscheiden effecten op de participatiebeslissing en het aantal gewerkte uren. In alle analyses maken we gebruik van de internationale definitie van arbeidsaanbod.

De structuur van de notitie is als volgt. Hoofdstuk 2 presenteert een theoretische onderbouwing voor de empirische analyses. Op basis van een (eenvoudig) arbeidsaanbodmodel laten wij zien langs welke weg onderwijs het arbeidsaanbod kan beïnvloeden. Vervolgens resulteren een aantal hypothesen over de relatie tussen opleidingsniveau en arbeidsaanbod die wij naast de uitkomsten van de schattingen zullen leggen. Hoofdstuk 3 beschrijft de gebruikte EBB-data en presenteert op basis hiervan de ontwikkeling van het arbeidsaanbod naar opleidingsniveau in de periode 1996-2009. Hoofdstuk 4 bespreekt de empirische strategie en presenteert de schattingsresultaten. Hoofdstuk 5 concludeert.

2 Theorie van arbeidsaanbod

In een standaard arbeidsaanbodmodel kiest een individu tussen vrije tijd en aantal uren werk. Een individu werkt om te kunnen consumeren, waarbij hij zowel nut ontleent aan meer vrije tijd als aan meer consumptie. Een keuze voor minder vrije tijd betekent dat er meer geconsumeerd kan worden en omgekeerd. Wij nemen aan dat de arbeidsmarkt perfect functioneert. Het individu verdeelt zijn tijd zodanig dat hij gegeven zijn preferenties en de prijs van consumptie en vrije tijd (het loon) zijn nut maximaliseert.

Zijn beslissing ligt tussen twee uitersten. Een individu kan besluiten al zijn tijd in te zetten op vrije tijd. In dat geval is de relatieve prijs van vrije tijd ten opzichte van consumptie te laag en weegt consumptie niet op tegen het nut dat hij ontleent aan vrije tijd. Het loon is te laag om het reserveringsloon van het individu te overstijgen. In het andere uiterste besluit het individu volledig in te zetten op gewerkte uren.

Veelal verdeelt iemand zijn tijd tussen werk en vrije tijd. Zijn inzet is zodanig dat het marginale nut dat hij ontleent aan consumptie en vrije tijd de prijsverhouding tussen beide weerspiegelt. Als het loon toeneemt, oftewel als vrije tijd duurder wordt, treden twee effecten in werking. Allereerst neemt het reële inkomen van het individu toe. Hij hoeft minder uren te werken om hetzelfde consumptieniveau te behalen. Hierdoor zal hij meer tijd inzetten voor vrije tijd en dus minder gaan werken. Dit is het zogeheten inkomenseffect. Ten tweede wordt vrije tijd duurder en daardoor minder aantrekkelijk gegeven het huidige nutsniveau. De verandering in deze 'opportunity cost' van vrije tijd zorgt ervoor dat

individuen kiezen voor meer werk. Dit is het zogenoemde substitutie-effect. Het inkomenseffect en het substitutie-effect werken dus tegengesteld.

De vraag is welk van deze twee effecten domineert. Naar deze vraag is veel empirisch onderzoek verricht. Over het algemeen vindt deze literatuur positieve arbeidsaanbodelasticiteiten. Dit suggereert dat het substitutie-effect dominant is over het inkomenseffect en dat een hoger loon leidt tot een toename in het arbeidsaanbod. De geschatte arbeidsaanbodelasticiteiten verschillen tussen mannen en vrouwen. Elasticiteiten van mannen liggen ongeveer tussen de 0,1 en 0,4 terwijl elasticiteiten van vrouwen variëren van ongeveer 0,3 tot 0,6 (zie Jongen et al., 2011; Mastrogiacomo et al., 2011).² Een loonstijging heeft bij vrouwen dus een sterker effect op de arbeidsaanbodbeslissing.

Daarnaast zijn er aanwijzingen dat vanaf een gegeven loonhoogte (en bijbehorend arbeidsaanbod) een verdere stijging van het loon het aantal gewerkte uren doet afnemen, zie bijvoorbeeld (Stern, 1986). In eerste instantie neemt het substitutie-effect af, maar overstijgt nog steeds het inkomenseffect. Uiteindelijk ligt het aantal gewerkte uren zo hoog dat vrije tijd zeer aantrekkelijk wordt; het substitutie-effect wordt aanzienlijk beperkt en het inkomenseffect krijgt de overhand. Deze theorie wordt empirisch ondersteund door de grotere arbeidsaanbodelasticiteiten voor laagopgeleiden (Mastrogiacomo et al., 2011).

Onderwijs werkt op twee manieren door in bovenstaand arbeidsaanbodmodel. Allereerst hangt het loon samen met het genoten onderwijsniveau van een individu. Een hoger opleidingsniveau vertaalt zich in een hogere productiviteit en dus in een hoger loon, zie Mincer (1958). Hoogopgeleiden zullen meer participeren. De kans dat hun loon het reserveringsloon overstijgt is groter gegeven gelijke preferenties voor vrije tijd en consumptie. Uit diverse studies blijkt dat een hoger loon veel minder effect heeft op het aantal uren werk (zie Mastrogiacomo et al., 2011; Heckman, 1993; Blundell en Macurdy, 1999; Bargain et al., 2011).

Ten tweede kan onderwijs invloed hebben op de preferenties van individuen voor werk en vrije tijd. De gedachte is dat hoger opgeleiden meer uitdagende en interessante banen kunnen doen, waardoor zij werk als meer bevredigend ervaren en dus relatief minder nut ontleen aan vrije tijd (Heckman en Macurdy, 1980). Doordat een hoger opleidingsniveau banen met positieve kenmerken binnen bereik brengt, verhoogt onderwijs de voorkeur van mensen voor werk ten opzichte van vrije tijd. Hierdoor zal een hoger opgeleide bij gelijk loon vermoedelijk minder voor vrije tijd kiezen dan een laagopgeleide. Ook in dit geval zal een hoogopgeleide vaker participeren en meer uren werken.

Samenvattend kunnen we op basis van een standaard arbeidsaanbodmodel de volgende hypothesen opstellen. Hoger opgeleiden zullen in het algemeen een groter arbeidsaanbod

² Bij zowel mannen als vrouwen is de hoogte van de elasticiteit ook afhankelijk van burgerlijke staat en gezinssamenstelling (zie Mastrogiacomo et al., 2011).

kennen, vanwege een sterkere voorkeur voor werken en een hoger loon. Op basis van internationale studies over arbeidsaanbodelasticiteiten, verwachten we vooral een effect op de participatiebeslissing en veel minder op het aantal uren werk. Gezien de hogere loonelasticiteit bij vrouwen, zal onderwijs bij vrouwen een sterker positief effect hebben op het arbeidsaanbod dan bij mannen. Vanwege de afname van het substitutie-effect bij hogere loonniveaus, verwachten we dat (extra) onderwijs met name bij de lagere opleidingsniveaus een effect heeft op het arbeidsaanbod.

3 Data

3.1 Beschrijvende statistiek

Om de relatie tussen opleidingsniveau en arbeidsaanbod te onderzoeken, maken we gebruik van de enquête beroepsbevolking (EBB) voor de periode 1996-2009. Deze dataset bevat voor ieder jaar informatie over de arbeidsmarktpositie van circa 100.000 personen van 15 jaar en ouder in Nederland. Daarbij worden, naast arbeidsaanbod, ook andere kenmerken van personen geregistreerd zoals opleidingsniveau, geslacht en leeftijd. Arbeidsaanbod wordt op twee manieren gemeten:

- 1) Een dummyvariabele die aangeeft of een persoon wel of niet participeert op de arbeidsmarkt, en
- 2) Het aantal gewerkte uren per week (als een individu werkt).

De eerste variabele meet de zogenaamde extensieve marge, de beslissing om zich wel of niet aan te bieden op de arbeidsmarkt. Wij hanteren de internationale definitie voor arbeidsparticipatie. Een persoon participeert als hij ten minste 1 uur per week werkt of als hij niet werkt, maar wel wil en kan werken voor 1 uur per week of meer.³ De tweede variabele meet de intensieve marge, het aantal uren dat een persoon werkt per week, gegeven dat hij werkt.

Het opleidingsniveau wordt gemeten aan de hand van het hoogst behaalde opleidingsniveau. Deze variabele wordt in 5 categorieën onderscheiden:

- | | |
|---|---------|
| 1) Basisopleiding (niet meer dan een basisschooldiploma) | 6 jaar |
| 2) Vmbo, mbo 1 of avo onderbouw (alleen de eerste drie jaren van havo, vwo) | 10 jaar |
| 3) Mbo 2, 3, 4, havo of vwo (startkwalificatie) | 12 jaar |
| 4) Hbo of wo bachelor | 15 jaar |
| 5) Wo master of Phd | 17 jaar |

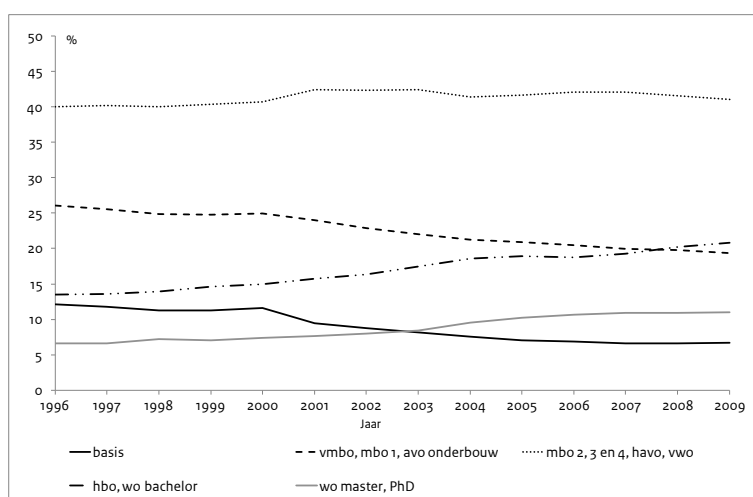
³ Deze definitie verschilt van de (oude) CBS-definitie waarin de grens bij 12 uur werd gelegd. Voor meer informatie over de definitieverschillen, zie bijvoorbeeld Statline van het CBS: www.statline.nl.

Deze onderwijscategorieën zijn ook te bundelen tot een continue maat voor opleidingsniveau, namelijk het aantal jaren onderwijs. Het aantal jaren onderwijs is een veelgebruikte maat voor het opleidingsniveau in de wetenschappelijke literatuur. Achter elke opleidingscategorie staat het corresponderende aantal jaren onderwijs. Daarnaast bevat het EBB achtergrondkenmerken van personen zoals leeftijd, geslacht, etniciteit en aantal kinderen. Wij maken alleen gebruik van de groep 25 t/m 64-jarigen, omdat veel jongeren tussen de 15 en 25 jaar hun schoolcarrière nog niet hebben afgerond.

3.2 Ontwikkeling arbeidsaanbod naar opleidingsniveau

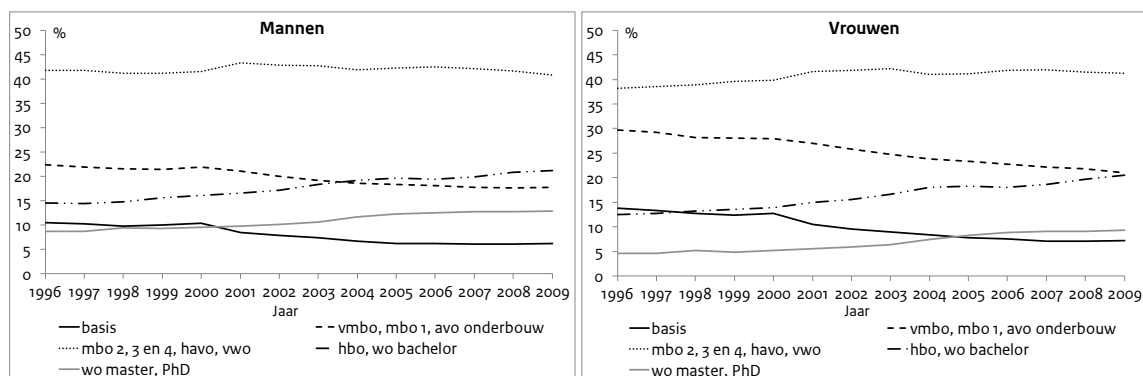
Nederlanders zijn steeds hoger opgeleid: meer personen halen over de tijd een hoger onderwijsniveau. Figuren 3.1 en 3.2 laten de verdeling van het onderwijsniveau zien over de periode 1996-2009 voor respectievelijk de totale onderzoeksgroep en voor mannen en vrouwen apart. Het aandeel personen tussen 25 en 65 jaar dat een startkwalificatie behaalt, is tussen 1996 en 2009 gestegen van 60% naar 73%.⁴ Daarnaast is te zien dat anno 2009 de verdeling van onderwijsniveaus voor mannen en vrouwen ongeveer dezelfde is, terwijl in 1996 mannen over het algemeen hoger opgeleid waren dan vrouwen. Grofweg kan worden gesteld dat in 2009 30% laag opgeleid is (geen startkwalificatie), 40% middel opgeleid is (mbo 2, 3, 4, havo of vwo), en 30% hoog opgeleid is (hbo of meer).

Figuur 3.1 Verdeling onderwijsniveaus, totaal



⁴ Een startkwalificatie staat voor een behaald havo-, vwo- of mbo-diploma (met uitzondering van mbo niveau 1).

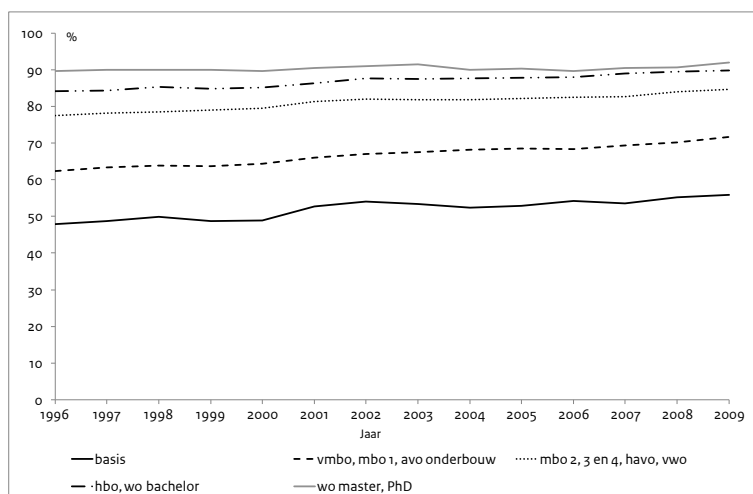
Figuur 3.2 Verdeling onderwijsniveaus, mannen en vrouwen



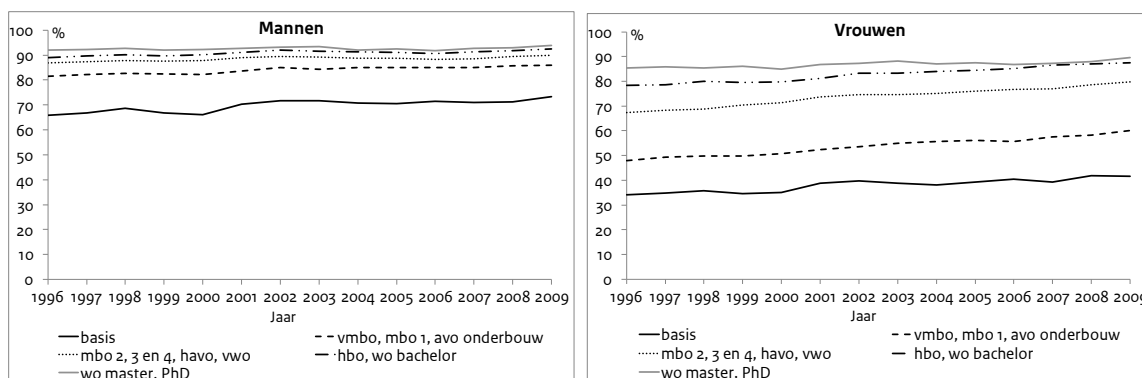
Hoogopgeleiden participeren vaker dan laagopgeleiden. In figuren 3.3 en 3.4 is het arbeidsaanbod naar opleidingsniveau weergegeven voor de extensieve marge. De plaatjes suggereren afnemende meeropbrengsten van opleidingsniveau voor arbeidsparticipatie. Bij hogere opleidingsniveaus lijkt onderwijs beperkter bij te dragen aan de prikkel voor een individu om zich aan te bieden. Het verschil tussen de groep met alleen een basisschooldiploma en een wo master diploma is 36%-punt. De verschillen tussen opleidingsniveaus worden kleiner naarmate het onderwijsniveau toeneemt: de groep met een vmbo-diploma participeert bijvoorbeeld 16%-punt meer dan die met alleen een basisschooldiploma. Een hoog opgeleide met een wo-masterdiploma of PhD participeert nog maar 2%-punt meer dan iemand met een hbo of wo-bachelordiploma. De arbeidsparticipatie voor deze groepen ligt rond de 90%.

Daarnaast is de arbeidsparticipatie over de gehele bevolking iets toegenomen, vooral door een stijging bij vrouwen. De determinanten van de stijgende trend in de arbeidsparticipatie van vrouwen in Nederland zijn eerder onderzocht door Euwals et al. (2007). Zij vinden dat het stijgende opleidingsniveau (zie figuur 3.2), het afnemende negatieve effect van kinderen (mogelijk door betere voorzieningen voor kinderopvang) en niet-geobserveerde cohorteffecten voor vrouwen geboren tussen 1935 en 1955 een sterke rol hebben gespeeld. Deze cohorteffecten hangen sterk samen met een veranderende sociale norm ten aanzien van de combinatie van werk met zorgtaken voor het gezin. Na het geboortecohort 1955 lijkt deze factor niet meer bij te dragen aan een verdere stijging van arbeidsparticipatie.

Figuur 3.3 Arbeidsparticipatie naar opleidingsniveau extensieve marge, totaal

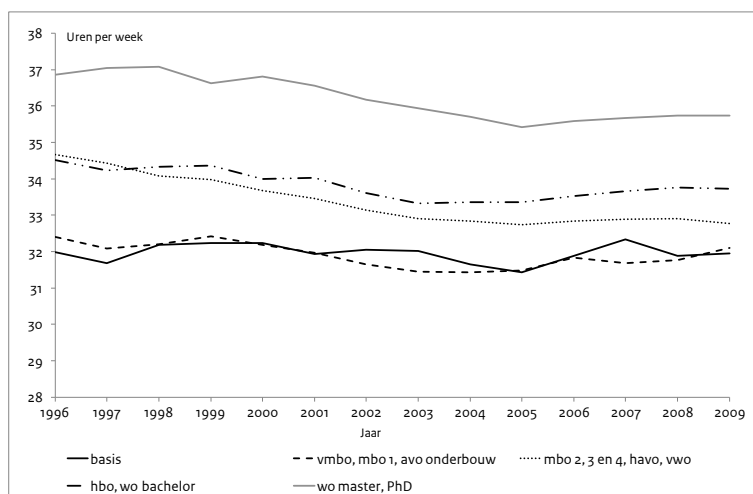


Figuur 3.4 Arbeidsaanbod naar opleidingsniveau extensieve marge, mannen en vrouwen

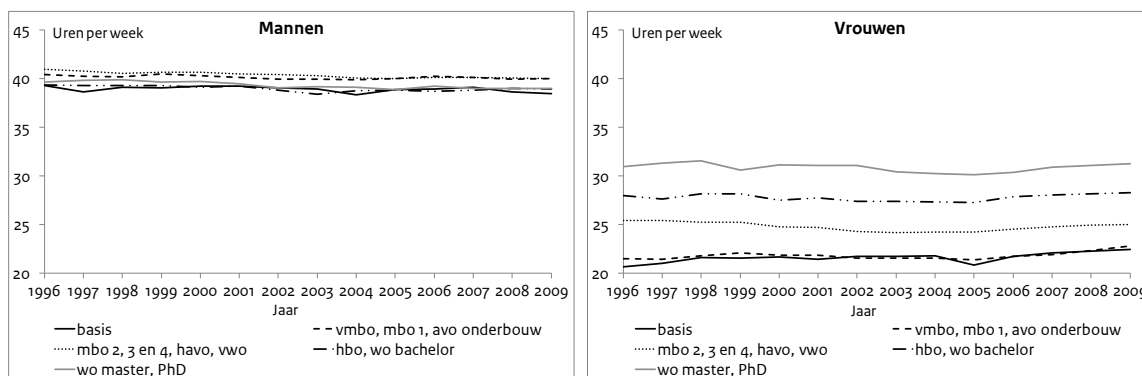


In figuren 3.5 en 3.6 is het arbeidsaanbod naar opleidingsniveau voor de intensieve marge weergegeven. Over de periode 1996-2009 lijkt het aantal gewerkte uren iets te zijn afgenomen. Anno 2009 werken vrouwen minder uren per week dan mannen. Voor mannen is er nauwelijks verschil tussen de opleidingsniveaus; zij werken gemiddeld genomen zo rond de 40 uur per week. Vrouwen verschillen echter wel naar opleidingsniveau: de groep met als hoogst behaalde opleiding een basisschooldiploma werkt gemiddeld 22 uur per week, terwijl de groep met een afgeronde academische opleiding gemiddeld 31 uur werkt.

Figuur 3.5 Arbeidsaanbod naar opleidingsniveau intensieve marge, totaal



Figuur 3.6 Arbeidsaanbod naar opleidingsniveau intensieve marge, mannen en vrouwen



4 Empirische resultaten

De centrale vraag in deze studie is in hoeverre de verschillen in arbeidsaanbod tussen onderwijsniveaus ook daadwerkelijk door onderwijs veroorzaakt worden. Hiertoe schatten we verschillende modelspecificaties, zowel met ordinary least-squares (OLS) als met een instrumentele variabele (IV) techniek. Paragraaf 4.1 bespreekt de OLS analyses en paragraaf 4.2 presenteert de IV analyses.

4.1 OLS

De eerste strategie is het schatten van een model waarbij het arbeidsaanbod afhangt van scholing. We nemen aan dat het arbeidsaanbod afhangt van preferenties en lonen, die op hun beurt mede zijn gedreven door de genoten opleiding van een individu. De specificatie is dan als volgt:

$$y = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2' X + \varepsilon \quad (4.1)$$

Hierbij is y de uitkomstvariabele: een dummy variabele die aangeeft of een individu zich aanbiedt op de arbeidsmarkt, of een variabele voor het aantal gewerkte uren per week. S is de scholingsvariabele: we onderscheiden 5 categorieën opleidingsniveau, of het aantal jaren onderwijs. Er worden in totaal 4 modellen geschat: één voor beide maten van arbeidsaanbod met de 5 onderwijsniveaus in dummies en één voor beide maten met het aantal jaren scholing. In al deze modellen wordt gecontroleerd voor de variabelen (X) leeftijd (en leeftijd kwadraat), geslacht, etniciteit, aantal kinderen en tijdsdummies voor de jaren 1996 t/m 2009.⁵ De parameter die het effect van scholing op arbeidsparticipatie weergeeft is β_1 . In het geval dat S het aantal jaren onderwijs weergeeft, geeft β_1 de toename in het arbeidsaanbod in procentpunten bij een verhoging van het onderwijsniveau met één jaar. De vergelijking wordt geschat met de kleinste kwadraten methode (OLS).

Bij de analyses op arbeidsparticipatie schatten we vergelijking (4.1) op de gehele steekproef van de potentiële beroepsbevolking (tussen de 25 en 65 jaar). Bij de analyse op het aantal gewerkte uren schatten we de vergelijking op de steekproef van de werkzame beroepsbevolking. Voor zowel personen die zich niet aanbieden als voor werklozen observeren we het aantal gewerkte uren immers niet. De schattingsresultaten geven dus het effect van onderwijs op het aantal gewerkte uren, gegeven dat een individu werkt.

Naast dit conditionele effect op het aantal gewerkte uren, zouden wij graag de onconditionele effecten van onderwijs op de gehele beroepsbevolking weten. Hiertoe schatten we een zogenoemd 'Heckman selectiemodel' met maximum likelihood. Dit model houdt rekening met het aantal uren dat mensen zouden werken als zij werk hadden en de schattingsresultaten kunnen worden geïnterpreteerd als het onconditionele effect van onderwijs op het aantal uren werk. Bedenk dat een extra jaar scholing of een hoger opleidingsniveau voor mensen die niet werken er toe kan leiden dat zij zich wel gaan aanbieden op de arbeidsmarkt en/of werk kunnen vinden. Het aantal uren dat zij zouden werken moet dan in de schattingen worden meegenomen om het onconditionele effect van onderwijs op aantal uren werk te bepalen. Verschillen tussen het conditionele en onconditionele effect duiden erop dat onderwijs voor de groep die zich niet aanbiedt of

⁵ In de gepresenteerde regressieanalyses wordt niet gecontroleerd voor burgerlijke staat. Opnemen van deze variabele verandert de schattingsresultaten nauwelijks.

werkloos is, een ander effect heeft op het aantal uren werk dan voor de groep waarvoor we het aantal uren wel waarnemen.

De aanpak van onze OLS-analyses is vergelijkbaar met eerdere CPB-studies op basis van EBB-data naar arbeidsparticipatie van vrouwen (Euwals e.a., 2011) en deeltijdwerk van vrouwen (Bosch e.a., 2010). Waar deze studies zich op de determinanten van arbeidsdeelname van vrouwen richtten, concentreren wij ons specifiek op de effecten van onderwijs. Een verschil met genoemde studies is dat we in onze analyses wel controleren voor leeftijd en periode, maar niet voor geboortecohorten. Bij het opnemen van al deze variabelen, ontstaat een identificatieprobleem, aangezien

cohort (geboortjaar) + leeftijd = jaar.

In specificatie (4.1) pakt de periodedummy, conditioneel op leeftijd, zowel het cohorteffect als het periode-effect op. De geschatte effecten van onderwijs worden dus niet vertekend door het niet opnemen van cohorteffecten; het is in deze specificatie alleen niet mogelijk om cohorteffecten van tijdseffecten te scheiden.⁶

Tabel 4.1 presenteert de schattingsresultaten van zes modellen. In de eerste twee modellen is de afhankelijke variabele de dummy voor arbeidsparticipatie. In de laatste vier modellen is de afhankelijke variabele het aantal gewerkte uren. De modellen (3) en (4) schatten het effect van onderwijs op het aantal gewerkte uren voor de groep van werkenden. De selectiemodellen (5) en (6) schatten met maximum likelihood het onconditionele effect op gewerkte uren.

De geschatte coëfficiënten van opleidingsniveau zijn allen positief en statistisch significant op 1%- significantieniveau. Uit het eerste model volgt dat een individu met opleidingsniveau vmbo een 10%-punt grotere kans heeft op arbeidsparticipatie dan een individu met opleidingsniveau basisonderwijs (de referentiecategorie). De participatiekans stijgt verder met opleidingsniveau tot 25%-punt meer participatie voor een wo'er ten opzichte van een individu met basisonderwijs. Verder suggereren de schattingsresultaten afnemende meeropbrengsten van onderwijs: een verhoging van het onderwijsniveau van basisonderwijs tot mbo leidt tot een 19%-punt toename in arbeidsparticipatie, terwijl een verhoging van mbo tot wo leidt tot een 7%-punt toename. Deze geschatte effecten van onderwijs op arbeidsparticipatie zijn kleiner vergeleken met de in de inleiding beschreven associatie op basis van informatie over de participatie naar opleidingsniveau. De samenhang tussen opleidingsniveau en arbeidsparticipatie lijkt dus deels verschillen in persoonskenmerken te reflecteren. De schattingresultaten in het tweede model suggereren dat een extra jaar onderwijs leidt tot ongeveer 2,5%-punt meer arbeidsparticipatie.

⁶ Dit zou kunnen worden ondervangen, door bijvoorbeeld een andere variabele als indicator voor de tijdsperiode op te nemen, zoals de werkloosheid in die periode (of werkloosheid in de periode ervoor). Die variabele zal dan conjunctuur-effecten oppakken (zoals het 'discouraged worker' effect in een laagconjunctuur) terwijl cohortdummies controleren voor sociaal-culturele veranderingen. Hier kiezen wij in deze studie niet voor, omdat we specifiek geïnteresseerd zijn in de effecten van opleidingsniveau.

Tabel 4.1 Basisregressies totaal

VARIABLEN	(1) OLS extensief	(2) OLS extensief	(3) OLS intensief	(4) OLS intensief	(5) ML (Heckman) intensief	(6) ML (Heckman) intensief
Jaren onderwijs		0.0247*** (0.000139)		0.355*** (0.00489)		0.316*** (0.00484)
Vmbo, mbo 1, avo onderbouw	0.0998*** (0.00174)		0.513*** (0.0631)		0.339*** (0.0632)	
Mbo 2, 3 en 4, havo, vwo	0.186*** (0.00164)		1.777*** (0.0596)		1.466*** (0.0595)	
Hbo, wo bachelor	0.242*** (0.00172)		2.533*** (0.0623)		2.128*** (0.0621)	
Wo master, doctor	0.254*** (0.00183)		3.614*** (0.0686)		3.197*** (0.0682)	
Onderwijs onbekend	0.142*** (0.00582)		2.630*** (0.193)		2.393*** (0.193)	
Observaties	1432221	1432221	1070980	1070980	1432221	1432221
R-kwadraat	0.280	0.278	0.331	0.331	.	.
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1						
Robuuste standaardfouten tussen haakjes						

Uit modellen (3) en (4) volgt dat onderwijsniveau ook een klein positief effect heeft op het aantal gewerkte uren voor de werkzame beroepsbevolking. Een verhoging van het opleidingsniveau van basisonderwijs tot vmbo leidt tot 0,5 uur extra uren; een verhoging van het opleidingsniveau van basisonderwijs tot wo leidt tot 3,6 extra uren. Gemiddeld leidt een extra jaar onderwijs tot 0,36 uur meer werk per week. De schattingsresultaten van de modellen (5) en (6) zijn goed vergelijkbaar met die van de modellen (3) en (4). Dit suggereert dat de effecten op aantal uren werk niet sterk verschillen tussen werkenden en niet-werkenden, en dat de vertekening door het schatten op de selectieve groep van werkenden beperkt lijkt.

Op basis van bovenstaande regressieanalyses lijkt onderwijs sterker samen te hangen met de participatiebeslissing dan met het aantal gewerkte uren. Uitgaande van een gemiddelde participatiegraad van ongeveer 75% leidt een extra jaar onderwijs tot een stijging van de participatie met ruim 3 procent (0.025/0.75). Uitgaande van een gemiddeld aantal gewerkte uren van 30 leidt een extra jaar onderwijs tot een stijging in het aantal gewerkte uren met ongeveer 1 procent.

Voor vrouwen zijn de effecten van onderwijs op arbeidsaanbod sterker dan voor mannen. Tabellen 4.2 en 4.3 presenteren de schattingsresultaten voor mannen en vrouwen apart. De geschatte modellen en de structuur van beide tabellen zijn identiek aan tabel 4.1. Een stijging in onderwijsniveau van vmbo naar mbo/havo/vwo leidt bij vrouwen bijvoorbeeld tot een

13%-punt hogere arbeidsparticipatie, terwijl een dergelijke stijging bij mannen leidt tot een stijging van 3%-punt. Gemiddeld leidt een extra jaar onderwijs bij vrouwen tot een stijging in arbeidsparticipatie van 3,5 %-punt en bij mannen tot een stijging van ongeveer 1,5%-punt.

Tabel 4.2 Basisregressies man

VARIABLEN	OLS extensief	OLS extensief	OLS intensief	OLS intensief	ML (Heckman) intensief	ML (Heckman) intensief
Jaren onderwijs		0.0135*** (0.000166)		-0.0922*** (0.00590)		-0.102*** (0.00586)
Vmbo, mbo 1, avo onderbouw	0.0928*** (0.00231)		0.895*** (0.0745)		0.849*** (0.0745)	
Mbo 2, 3 en 4, havo, vwo	0.122*** (0.00218)		1.084*** (0.0706)		1.021*** (0.0705)	
Hbo, wo bachelor	0.147*** (0.00226)		-0.275*** (0.0740)		-0.349*** (0.0738)	
Wo master, doctor	0.165*** (0.00235)		0.144* (0.0811)		0.0632 (0.0807)	
Onderwijs onbekend	0.0984*** (0.00673)		1.235*** (0.217)		1.187*** (0.216)	
Observaties	705937	705937	596897	596897	705937	705937
R-kwadraat	0.276	0.274	0.028	0.026	.	.
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1						
Robuuste standaardfouten tussen haakjes						

In het model voor het aantal gewerkte uren worden voor de mannen zelfs zeer kleine negatieve effecten gevonden. Een hoger opleidingsniveau leidt voor hen nauwelijks tot een verandering in gewerkte uren. In dit model zien we ook een zeer lage R-kwadraat, wat impliceert dat variatie in gewerkte uren nauwelijks verklaard wordt door de variabelen in het model. Bij vrouwen zien we wel een positief effect van onderwijsniveau op het aantal gewerkte uren. Vrouwen met een afgeronde academische opleiding werken gemiddeld 8,5 uur meer dan vrouwen die alleen de basisschool hebben afgerond. Gemiddeld leidt een jaar extra onderwijs tot 0,9 uur meer werk per week.

Daarnaast zijn in beide tabellen, net als voor het totaal, de afnemende meeropbrengsten van onderwijs voor arbeidsparticipatie zichtbaar: een stijging in opleidingsniveau van basisonderwijs naar vmbo/mbo 1/avo onderbouw, en een stijging van deze categorie naar mbo 2, 3, 4/havo/vwo laten de grootste effecten zien. Daarna nemen de effecten af als het onderwijsniveau stijgt. De schattingsresultaten van de Heckman selectiemodellen liggen voor zowel mannen als vrouwen in lijn met de OLS schattingen.

Tabel 4.3 Basisregressies vrouw

VARIABLEN	OLS extensief	OLS extensief	OLS intensief	OLS intensief	ML (Heckman) intensief	ML (Heckman) intensief
Jaren onderwijs		0.0348*** (0.000226)		0.920*** (0.00776)		0.934*** (0.00788)
Vmbo, mbo 1, avo onderbouw	0.105*** (0.00248)		0.506*** (0.104)		0.550*** (0.104)	
Mbo 2, 3 en 4, havo, vwo	0.236*** (0.00239)		3.147*** (0.0988)		3.237*** (0.0996)	
Hbo, wo bachelor	0.319*** (0.00255)		6.041*** (0.102)		6.161*** (0.103)	
Wo master, doctor	0.333*** (0.00287)		8.517*** (0.112)		8.639*** (0.113)	
Onderwijs onbekend	0.161*** (0.0102)		5.111*** (0.356)		5.174*** (0.356)	
Observaties	726284	726284	474083	474083	726284	726284
R-kwadraat	0.250	0.247	0.206	0.203	.	.

*** p<0.01, ** p<0.05,
* p<0.1
Robuuste standaardfouten tussen haakjes

4.2 Instrumentele variabele analyse

Deze paragraaf beschrijft een tweede strategie, waarmee we een causale relatie willen identificeren. De OLS (en maximum likelihood) analyses geven een consistente schatting voor het effect van opleidingsniveau, onder de aanname dat er geen niet-geobserveerde kenmerken in de storingsterm zijn die gecorreleerd zijn met zowel opleidingsniveau als arbeidsaanbod. Hoewel we controleren voor een aantal belangrijke persoonlijke kenmerken is dit nog altijd een sterke aanname. Denk bijvoorbeeld aan niet-geobserveerd talent of motivatie, dat samenhangt met zowel het onderwijsniveau als arbeidsmarkttuitkomsten.

Dit mogelijke endogeniteitsprobleem adresseren we door middel van een instrumentele variabele analyse. Hierbij maken we gebruik van een wijziging in de leerplichtwet in Nederland in 1969. Eén van de aspecten van de nieuwe leerplichtwet 1969 betrof een verlenging van de duur van de volledige leerplicht van 8 naar 9 jaar. Deze verlenging werd pas effectief per 1 augustus 1971.⁷ Hierdoor was de leerplicht voor leerlingen geboren op of na 1 oktober 1956, 1 jaar langer dan voor leerlingen geboren vóór 1 oktober 1956. Belangrijkste doel van deze nieuwe wetgeving was om leerlingen naast een basisschooldiploma ook een beroepsopleiding te laten afronden. Een dergelijke beroepsopleiding duurde minimaal drie jaar, waardoor met 6 jaar lager onderwijs het halen van zo'n diploma ten minste 9 jaar in beslag nam (zie de Appendix voor meer informatie over de leerplichtwet 1969 en de afleiding van de grens van 1 oktober 1956).

⁷ Zie Schuurman & Jordans. Leerplichtwet 1986, Circulaires leerplichtwet 1969, pagina 58.

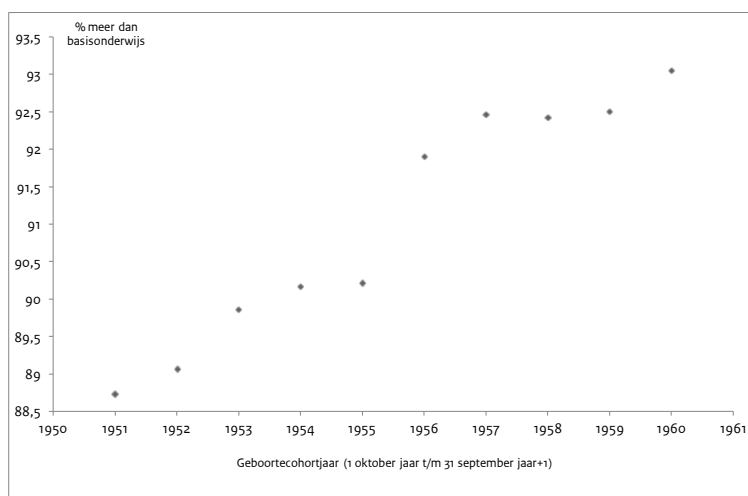
Figuur 4.1 presenteert de ontwikkeling van het aandeel individuen dat een opleidingsdiploma hoger dan basisonderwijs heeft behaald. Figuur 4.2 presenteert deze ontwikkeling voor mannen en vrouwen apart. De figuren laten zien dat het percentage dat tot deze categorie behoort na 1 oktober 1956 abrupt stijgt.

Deze discontinue stijging zullen we benutten om het effect van een extra jaar scholing op het arbeidsaanbod te schatten.⁸⁹ Dit doen we met behulp van de instrumentele variabele techniek, waarbij onderwijs wordt geïnstrumenteerd met een dummyvariabele die aangeeft of een individu is geboren na 1 oktober 1956 of niet. We schatten vergelijking (4.1) met two-stage-least-squares (2SLS). De first stage, waarbij opleidingsniveau geregresseerd wordt op het instrument en alle covariaten, is:

$$S = \alpha_0 + \alpha_1 LPW69 + \alpha_2' X + \epsilon, \quad (4.2)$$

met LPW69 een dummy variabele die de waarde 1 aanneemt als een persoon geboren is na of op 1 oktober 1956 (en dus te maken krijgt met de nieuwe leerplichtwet), en waarde 0 als hij/zij vóór 1 oktober 1956 geboren is (en dus niet met de nieuwe leerplichtwet te maken krijgt). We schatten dit model met twee verschillende maten voor opleidingsniveau: het aantal jaren onderwijs en een dummy variabele die aangeeft of een individu een opleiding hoger dan basisonderwijs heeft afgerond.

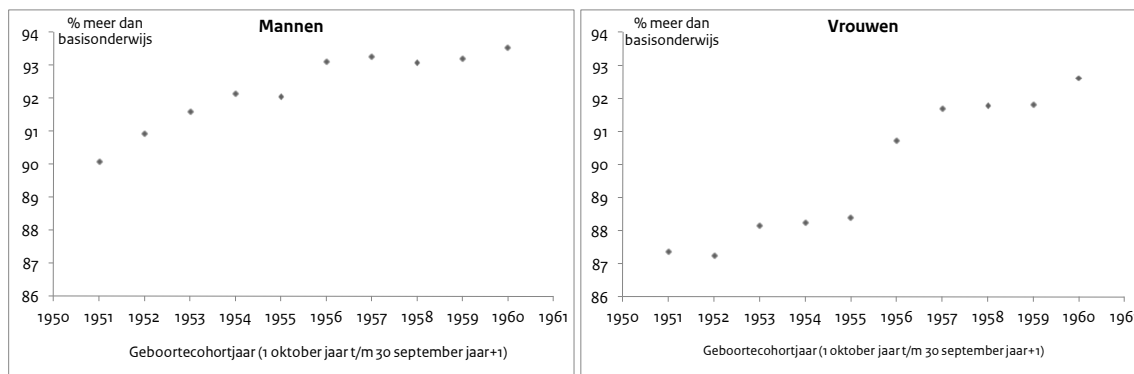
Figuur 4.1 Discontinuïteit bij het cohort geboren na 1 oktober 1956, totaal



⁸ Een dergelijke strategie, waarbij gebruik wordt gemaakt van een exogene schok in onderwijsniveau ten gevolge van een verlenging van de leerplicht, is eerder toegepast in de economische literatuur om de effecten van onderwijs op lonen vast te stellen (zie bijv. Oreopoulos, 2006).

⁹ Deze discontinuïteit wordt ook benut door Gerritsen (2012, nog te verschijnen) om de effecten van onderwijs op gezinskeuzes van vrouwen te onderzoeken.

Figuur 4.2 Discontinuïteit bij het cohort geboren na 1 oktober 1956, mannen en vrouwen



In de regressievergelijking zullen we een polynoom opnemen van het geboortecohort (en interactietermen met de geboortemaand) om te controleren voor continue effecten van geboortemoment.¹⁰ Het effect van onderwijs op arbeidsaanbod wordt dan geïdentificeerd op de aanname dat de dummy variabele LPW69, conditioneel op deze polynoom en overige covariaten, niet gecorreleerd is met de uitkomstmaat. Voor deze analyse zullen we de onderzoeksgroep beperken tot individuen die geboren zijn tussen 1951 en 1960. Op deze manier bevat onze onderzoeksgroep individuen in de (potentiële) beroepsbevolking tussen 1996 en 2009 met een leeftijd variërend van 36 tot en met 58 jaar.

Met deze IV-analyse schatten wij het causale effect van opleidingsniveau voor een deel van de genoemde onderzoeksgroep. *Het betreft het causale effect voor de mensen die door de verandering in de leerplicht een extra jaar langer naar school moesten, maar anders de school na 8 leerjaren verlaten zouden hebben.* Het percentage dat meer dan een basisschoolopleiding heeft steeg vanaf 1 oktober 1956 abrupt, maar de stijging was slechts 1,5% -punt. Het betreft hier een selectieve groep aan de linkerkant van de onderwijsverdeling, die zonder de nieuwe leerplichtwet de school na 8 jaar verlaten zou hebben. De IV-schatter geeft dus een causaal effect, dat lokaal van toepassing is.

Tabel 4.4 presenteert de OLS en IV-schattingen voor zowel de totale steekproef als voor mannen en vrouwen apart. In de eerste vier modellen wordt gebruik gemaakt van een dummy variabele die aangeeft of een individu meer dan een basisschooldiploma heeft behaald. In de laatste vier modellen gebruiken wij de variabele 'aantal jaren onderwijs'.

¹⁰ Door het opnemen van deze polynoom controleren we voor alle mogelijke andere (continue) effecten van geboortecohort op het arbeidsaanbod. We identificeren het effect van onderwijs op arbeidsaanbod vervolgens op de aanname dat de dummy variabele die aangeeft of een individu is geboren na 1 oktober 1956, conditioneel op deze polynoom, geen zelfstandig effect heeft op het arbeidsaanbod (behalve via de schok in onderwijsniveau).

Tabel 4.4 IV- en OLS-schattingen voor totaal, mannen en vrouwen (sample 1951-1960)

<u>Totaal</u>	(1) OLS	(2) IV	(3) OLS	(4) IV	(5) OLS	(6) IV	(7) OLS	(8) IV
VARIABELEN	extensief	extensief	intensief	intensief	extensief	extensief	intensief	intensief
Meer dan basisonderwijs	0.181*** (0.00253)	0.429** (0.214)	1.947*** (0.0802)	-14.22 (10.36)				
Jaren onderwijs					0.0239*** (0.000208)	0.0881*** (0.0323)	0.345*** (0.00704)	-3.206 (3.648)
Observaties	399449	399449	324211	324211	399449	399449	324211	324211
R-kwadraat	0.115		0.360		0.128		0.364	
First stage LPW69		0.011 (0.002)		0.008 (0.002)		0.051 (0.017)		0.033 (0.019)
F-statistic first stage		34.8		20.1		8.6		3.1
<u>Mannen</u>								
VARIABELEN								
Meer dan basisonderwijs	0.115*** (0.00317)	1.454 (2.004)	0.819*** (0.0962)	-52.70 (44.71)				
Jaren onderwijs					0.0108*** (0.000223)	0.131 (0.153)	-0.0406*** (0.00843)	-6.129 (6.457)
Observaties	196663	196663	179923	179923	196663	196663	179923	179923
R-kwadraat	0.058		0.013		0.058		0.012	
First stage LPW69		0.002 (0.002)		0.003 (0.002)		0.025 (0.025)		0.028 (0.026)
F-statistic first stage		0.91		2.01		0.99		1.16
<u>Vrouwen</u>								
VARIABELEN								
Meer dan basisonderwijs	0.230*** (0.00371)	0.252 (0.205)	3.517*** (0.129)	-1.017 (8.789)				
Jaren onderwijs					0.0376*** (0.000349)	0.0608 (0.0466)	0.919*** (0.0114)	-0.373 (3.067)
Observaties	202786	202786	144288	144288	202786	202786	144288	144288
R-kwadraat	0.061		0.082		0.090		0.118	
First stage LPW69		0.019 (0.003)		0.014 (0.003)		0.077 (0.024)		0.039 (0.027)
F-statistic first stage		48.4		25.6		10.2		2.0
Robuuste standaardfouten tussen haakjes, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1								

Op de totale sample worden effecten gevonden van scholing op de extensieve marge: de geschatte IV-coëfficiënten voor zowel meer dan basisonderwijs als jaren scholing verschillen significant van nul. Met andere woorden, scholing verhoogt de deelname aan de arbeidsmarkt en deze relatie is causaal. Deze effecten worden echter niet heel precies geschat. De puntschatting in model (2) suggereert dat een verhoging van het onderwijsniveau tot een behaald diploma meer dan basisonderwijs leidt tot 42%-punt grotere kans op arbeidsparticipatie. Echter, in het 95%-betrouwbaarheidsinterval zitten effecten tussen 1- en 85%-punt. Volgens het model met jaren scholing, ligt het effect van een extra jaar onderwijs op de arbeidsparticipatie tussen de 2,5 en 15,1%.¹¹ Op de intensieve marge (het aantal gewerkte uren) worden geen significante effecten gevonden. Zowel in model (4) als model (8) wijken de geschatte effecten van onderwijs op het aantal gewerkte uren niet significant af van 0.

De effecten op de extensieve marge worden vooral gedragen door vrouwen. De IV-resultaten voor de mannen en de vrouwen apart laten geen significante coëfficiënten zien. Bij mannen zien we dat de F-waarde van het instrument in de first-stage regressie erg laag is. Dit wil zeggen dat de verandering in de duur van de leerplicht nauwelijks invloed heeft gehad op hun scholingsbeslissing. Bij vrouwen is de correlatie tussen het instrument en onderwijsniveau veel sterker met een F-waarde boven de 10. Dit impliceert dat de gevonden effecten op de extensieve arbeidsparticipatie met de totale sample vooral worden gedragen door de vrouwen.

5 Conclusies

Dit document bestudeert de effecten van onderwijsniveau op arbeidsaanbod. Hierbij wordt onderscheid gemaakt tussen arbeidsparticipatie en het aantal gewerkte uren. We gebruiken data van de EBB over de jaren 1996-2009 om de effecten van onderwijs empirisch te schatten. We schatten zowel modellen met OLS als met IV, waarbij we gebruik maken van een exogene verandering in onderwijsniveau ten gevolge van een verlenging van de leerplicht.

De OLS-analyses laten het volgende zien:

- Een hoger opleidingsniveau hangt samen met een hoger arbeidsaanbod. Onderliggend kan deze samenhang worden verklaard uit een verschuiving van preferenties voor werk en/of een positieve loonelasticiteit.
- Bij de extensieve marge suggereren de schattingen afnemende meeropbrengsten van onderwijs voor de arbeidsparticipatie. Een verhoging van het onderwijsniveau van

¹¹ Een bekend probleem bij IV-analyses is dat schattingsresultaten (met name in kleine steekproeven) mogelijk vertekend kunnen zijn vanwege zwakke instrumenten. In de literatuur wordt een F-waarde van het instrument in de first-stage boven de 10 beschouwd als een voldoende sterke correlatie (Staiger en Stock, 1997). In model (6) ligt de F-waarde hier net iets onder. Aangezien de waarde dicht bij 10 ligt en we over een grote steekproef beschikken, verwachten we dat het probleem met deze schatting niet al te groot is.

basisonderwijs tot mbo leidt tot een 19%-punt toename in arbeidsparticipatie, terwijl een verhoging van mbo tot wo leidt tot een 7%-punt toename. Met name bij lage opleidingsniveaus leidt extra onderwijs dus tot een grotere arbeidsparticipatie. Bij hogere opleidingsniveaus worden de effecten van extra onderwijs kleiner. Deze empirische bevinding van afnemende meeropbrengsten is in lijn met de theorie dat het substitutie-effect afneemt bij hogere loonniveaus.

- Bij vrouwen zijn de effecten van onderwijs op arbeidsaanbod groter dan bij mannen. Bij mannen worden verwaarloosbaar kleine effecten gevonden op het aantal gewerkte uren. De sterkere samenhang bij vrouwen is in overeenstemming met de hogere gevonden loonelasticiteiten voor vrouwen in de literatuur.

De schattingsresultaten met OLS kunnen vertekend zijn vanwege het endogeniteitsprobleem van onderwijs. Analyses met IV stellen ons in staat een causaal effect te schatten voor een deelgroep van individuen met een laag opleidingsniveau. Deze schattingen leren het volgende:

- Er is een significant positief effect van onderwijsniveau op de arbeidsparticipatie. Wij vinden dat een verhoging van het onderwijsniveau tot een behaald diploma meer dan basisonderwijs leidt tot een 42%-punt grotere kans op arbeidsparticipatie.
- Er zijn geen significante effecten van onderwijsniveau op het aantal gewerkte uren.

Deze schattingsresultaten interpreteren wij als volgt. Een verhoging van het opleidingsniveau leidt bij lage opleidingsniveaus tot een toename van de arbeidsparticipatie. Dit effect wordt vooral gedreven door vrouwen en lijkt bij hogere opleidingsniveaus af te nemen. Op basis van de geschatte modellen concluderen wij voorts dat er onvoldoende bewijs is voor de stelling dat een hoger opleidingsniveau leidt tot een toename van het aantal uren werk.

Referenties

Bargain, O., Caliendo, M., Haan, P. en K. Orsini, 2010, "Making work pay" in a rationed labor market, *Journal of Population Economics*, 23(1), pp. 323-351.

Bosch, N., A. Deelen, R. Euwals, 2010, Is part-time employment here to stay?, Working hours of Dutch women over successive generation, *Labour*, Vol. 24(1), pp. 35-54.

Blundell, R. and T. MaCurdy, 1999, Labour supply: a review of alternative approaches, in: O. Ashenfelter en D. Card, eds., *Handbook of Labor Economics*, 3, pp. 1559-1695.

Euwals, R., M. Knoef, D. van Vuuren, 2011, The trend in female labour force participation: What can be expected for the future?, *Empirical Economics*, Vol. 40(3), pp. 729-753.

Euwals, R., D. van Vuuren, A. den Ouden en J. Rijn, Arbeidsaanbod naar Sociaal demografische kenmerken, CPB Memorandum 171, 2006.

Evers M., de Mooij R. and Van Vuuren D. (2007), 'What Explains the Variation in Estimates of Labour Supply Elasticities?', CPB Discussion Paper 51.

Heckman, J., 1993, What has been learnt about labor supply in the past twenty years, *American Economic Review*, 83(2), pp. 116-121.

Heckman, J. and T. Macurdy, 1980, A Life Cycle Model of Female Labour Supply, *The Review of Economic Studies*, Vol. 47, No. 1, Econometrics Issue, pp. 47-74

F. Huizinga en B. Smid, *Vier vergezichten*, CPB Bijzondere Publicatie 55, 2004.

Jongen, E., M. Mastrogiacomo, B. ter Weel, 2011, Hoe prikkelbaar zijn Nederlanders?, CPB Policy Brief 2011/14, Den Haag.

Mastrogiacomo, M., N. Bosch, M. Gielen, E. Jongen, 2011, Estimating labour supply responses using structural models in the Netherlands, CPB Achtergronddocument, Den Haag. .

J. Mincer, Investment in human capital and personal income distribution, *Journal of political economy*, 281-302.

Stern, 1986, On the specification of labor supply functions, in *Unemployment, search and labour supply* (editors R.W. Blundell and I. Walker), Cambridge, Cambridge University Press.

Appendix: leerplichtwet 1969

In Nederland is in 1969 de leerplichtwet ingrijpend veranderd. Een van de aspecten van de nieuwe leerplichtwet 1969 betrof een verlenging van de duur van de volledige leerplicht van 8 naar 9 jaar. Deze verlenging werd pas effectief per 1 augustus 1971.¹² Voor leerlingen die vóór 1 augustus 1971 (dat wil dus zeggen: aan het eind van het schooljaar 1969/1970) hun acht jaar leerplicht volmaakten had deze wijziging geen effect meer, zij waren 'klaar' met de volledige leerplicht. Leerlingen die op of na 1 augustus 1971 acht jaar leerplicht achter de rug hadden moesten ook hun negende jaar volledige leerplicht afmaken. De aanvang van de leerplicht werd in de nieuwe wet echter niet veranderd en stelde dat een leerling naar school moest in het schooljaar waarin de leerling 7 jaar werd (een schooljaar loopt in Nederland van 1 augustus t/m 31 juli daaropvolgend jaar). Ook het leerrecht werd niet veranderd en stelde dat leerlingen toelaatbaar waren voor lagere scholen bij de aanvang van het schooljaar als zij vóór 1 oktober zes jaar werden. Dus iemand die geboren werd in augustus of september mocht ook aanvangen met school in het schooljaar waarin hij 6 werd. Terugrekenend betekent dit dat leerlingen geboren vóór 1 oktober 1956 na 8 jaar de school mochten verlaten. Leerlingen geboren op of na 1 oktober 1956 moesten 1 jaar langer op school blijven. Om dit wat meer te verduidelijken geven we 3 voorbeelden:

Voorbeeld 1: een persoon wordt geboren in juni 1956. Hij wordt 7 in het schooljaar 1962/1963, en moet dus volgens de leerplicht op 1 augustus 1962 beginnen met school. Hij begint met zijn eerste leerjaar. Hij eindigt zijn 8ste leerjaar in schooljaar 1969/1970 en mag de school op 1 augustus 1970 verlaten.

Voorbeeld 2: een persoon wordt geboren in december 1956. Hij wordt 7 in het schooljaar 1963/1964, en moet dus volgens de leerplicht op 1 augustus 1963 beginnen met school. Hij begint met zijn eerste leerjaar. Hij eindigt zijn 8ste leerjaar in schooljaar 1970/1971. Hij mag echter niet van school af omdat per 1 augustus 1971 hij een negende jaar moet gaan voltooien.

Voorbeeld 3: een persoon wordt geboren in augustus of september 1956. Hij wordt 7 in het schooljaar 1963/1964, en moet dus volgens de leerplicht op 1 augustus 1963 beginnen met school. Echter, volgens het leerrecht mag hij beginnen in het schooljaar 1962/1963 waardoor het mogelijk is dat hij zijn 8ste leerjaar in schooljaar 1969/1970 voltooid en hij de school op 1 augustus 1970 verlaat.

De bedoeling van de verlenging van de duur van de leerplicht van 8 naar 9 jaar was dat kinderen naast een lagere school diploma ook een vervolgdiplooma konden halen, zo valt te lezen in de memorie van toelichting voor deze wet: ¹³

¹² Zie Schuurman & Jordans. Leerplichtwet 1986, Circulaires leerplichtwet 1969, pagina 58.

¹³ Zitting 1967 - 9039. Memorie van toelichting. Nr 3.

'Een van de grondgedachten van die structuur is immers, dat elke leerling de mogelijkheid moet hebben na zesjarig basisonderwijs zowel een algemene vorming als een beroepsopleiding te ontvangen die zo goed mogelijk zijn aangepast aan zijn aanleg en capaciteiten. Die beroepsopleiding duurt, voor wat het lager beroepsonderwijs betreft, minimaal drie jaar. Terecht is dan ook reeds in de Tweede Onderwijsnota de verlenging van de leerplicht genoemd als een van de maatregelen die nodig zijn om de daarin ontvouwde plannen te verwezenlijken.'