

Invloed van Leerplichtwet op voortijdig schoolverlaten

De invoering van de kwalificatieplicht in 2007 impliceert een verhoging van de leerplicht. De verhoging zelf heeft jongeren niet minder doen uitvallen. Toch is er een negatief effect dat volgt uit een verhoogd aantal voortijdige schoolverlaters onder jongeren die vrijgesteld zijn van die plicht.

Het besluit van de Europese Raad in 2000 om in 2010 het aantal leerlingen zonder startkwalificatie te halveren, heeft de aandacht verscherpt voor voortijdig schoolverlaten (vsv). Europese lidstaten hebben diverse programma's ontwikkeld om de uitval in het voortgezet onderwijs en middelbaar beroeps-onderwijs terug te dringen. In 2000 werd immers vastgesteld dat gemiddeld twintig procent van alle Europese jongeren zonder een hoger secundair diploma de schoolbanken verliet. Toetreden op de arbeidsmarkt zonder startkwalificatie leidt ertoe dat jongeren levenslang in het nadeel zijn ten opzichte van jongeren met een diploma. Jongeren zonder startkwalificatie hebben meer kans op langdurige werkloosheid, minder promotiekansen, een lager loon, en een grotere kans op armoede en uitsluiting van de maatschappij en mentale of fysieke gezond-

heidsproblemen. Een reële kans bestaat dat deze nadelen worden overgedragen naar de volgende generatie, wat ook deze generatie kwetsbaar maakt (Rumberger en Lamb, 2003).

Een nieuwe Leerplichtwet

Het behalen van een startkwalificatie is van belang. Een startkwalificatie is een hoger secundair diploma in vwo, havo of mbo-2. Een diploma heeft voornamelijk de afgelopen decennia in toenemende mate aandacht gekregen. De technologische ontwikkeling en de veranderingen in de werkgelegenheidsstructuur hebben de vraag naar hooggeschoolde arbeid verhoogd en zo de noodzaak tot investering in menselijk kapitaal versterkt. Het bezit van een diploma is een indicatie van de verworven kennis en vaardigheden en in vele Europese landen het toegangsbewijs tot de arbeidsmarkt (Shavit en Müller, 1998).

Om meer jongeren met succes een startkwalificatie te laten behalen en dus vsv terug te dringen, is in 2007 een nieuwe Leerplichtwet ingevoerd. De kwalificatieplicht, ingevoerd per 1 augustus 2007, is een beleidsmaatregel met specifieke aandacht voor het hoger secundair diploma. De oude Leerplichtwet dateert van 1969 en heeft jongeren decennialang

SOFIE CABUS

Promovendus aan de
Universiteit Maastricht

KRISTOF DE WITTE

Universitair docent aan de
Universiteit Maastricht

verplicht om voltijds naar school te gaan tot hun zestiende verjaardag en deeltijds tot hun zeventiende verjaardag. De gedeeltelijke leerplicht is onderdeel van het beroepsonderwijs en houdt in dat jongeren onderwijs volgen in combinatie met een stage of een vaste baan. Na het invoeren van de kwalificatieplicht zijn jongeren verplicht om voltijds onderwijs te volgen tot hun achttiende verjaardag. Combinaties van deeltijdwerken en deeltijdstudie blijven mogelijk. Concreet betekent de wetswijziging dus een verhoging van de leerplicht met een jaar van de zeventiende tot de achttiende verjaardag. Een jongere zonder startkwalificatie op zak blijft echter leerplichtig na de achttiende verjaardag of tot een hoger secundair diploma wordt behaald. Gegeven de instapleeftijd van vijf jaar in het bekostigd onderwijs, impliceert de wetswijziging dat leerlingen dertien jaar lang verplicht naar school gaan. Daarmee is Nederland koploper onder Europese lidstaten die gemiddeld een leerplicht van tien jaar opleggen.

Een evaluatie van de leerplichtwet

Om de invloed van de kwalificatieplicht op vsv na te gaan, is een quasi-experimenteel onderzoek ontwikkeld (Cabus en De Witte, 2010). Met gebruikmaking van de leerplichtwijziging kan het effect van de leerplichtverhoging op vsv achterhaald worden. Op 1 augustus 2007 werd geëffectueerd dat leerlingen van zestien jaar en jonger onderhevig zijn aan de nieuwe beleidsmaatregel. Jongeren van zeventien jaar en ouder werden van de maatregel vrijgesteld. De manier waarop de maatregel werd ingevoerd, maakt het mogelijk een quasi-experiment op te zetten. Jongeren van zestien jaar en jonger worden ingedeeld in de interventiegroep, terwijl jongeren van zeventien jaar en ouder worden toegewezen aan de controlegroep.

Het eerste cohort dat onderworpen is aan de nieuwe kwalificatieplicht is het cohort 1990. Op 1 augustus 2007 waren leerlingen van het cohort 1990 volgens hun geboortedatum zeventien of zestien jaar. Een leerling geboren tussen januari en augustus is zeventien jaar op het moment van de beleidswijziging en

Gegeven de instapleeftijd van vijf jaar in het bekostigd onderwijs, impliceert de wetswijziging dat leerlingen dertien jaar lang verplicht naar school gaan. Daarmee is Nederland koploper onder Europese lidstaten

zestien jaar indien geboren tussen augustus en december. Om het effect van de verhoogde leerplicht op vsv te achterhalen, is het dus mogelijk leerlingen geboren voor en na augustus 1990 met elkaar te vergelijken.

Een eenvoudige vergelijking van controle- en interventiegroep levert echter problemen op. Ten eerste zijn er leeftijdseffecten. Hoe ouder een leerling is, hoe hoger de kans op schooluitval, zelfs in termen van maanden. Om die reden zou een vergelijking van controle- en interventiegroep een vertekend beeld geven over de echte impact van de verhoging van de leerplicht. Er werd gebruikgemaakt van het cohort 1989 om te controleren voor leeftijdseffecten. Dit cohort is het laatste volledig vrijgestelde cohort en is dus de beste indicatie voor vsv zonder toepassing van de beleidswijziging. Opnieuw worden leerlingen volgens geboortedatum toegewezen aan controle- en behandelingsgroep. Om zestien- en zeventienjarigen van het cohort 1989 met elkaar te vergelijken, wordt dit cohort in 2006 geëvalueerd.

Het opnemen van twee evaluatiemomenten 2006 en 2007 zorgt echter voor een tweede probleem. Tijdseffecten kunnen de resultaten vertekenen, bijvoorbeeld door de bewustwording van jongeren om een kwalificatie te behalen. Door de opname van een tijdsindicator kan er in de analyse rekening gehouden worden met het tijdseffect.

Methodologie en data

Wanneer er rekening wordt gehouden met leeftijdseffecten en tijdseffecten wordt een verschil-in-verschillen-analyse mogelijk. Het eerste verschil houdt rekening met een vergelijking van vsv tussen controle- en behandelingsgroep van het cohort 1990 en 1989. Het tweede verschil komt tot stand bij een vergelijking van vsv over de tijdsperiode 2006 en 2007. Er is gebruikgemaakt van een behandelingsindicator d waarbij 0 staat voor “niet onderhevig” en 1 voor “wel onderhevig” aan de nieuwe Leerplichtwet. Op dezelfde manier kan een tijdsindicator t worden aangemaakt, met 0 de tijdsperiode 2006 en 1 de tijdsperiode 2007. Tabel 1 geeft een overzicht van de behandelingsstatus in overeenstemming met de tijdsperiode voor de controlegroep respectievelijk de behandelingsgroep. Bijvoorbeeld, in 2007 was de experimentele groep ($d = 1$) onderhevig aan de nieuwe Leerplichtwet. De structurele vergelijking is opgesteld aan de hand van tabel 1 en schat de verschil-in-verschillen-methode als volgt:

$$vsv = a + \gamma' D + \delta' T + \theta' (D \times T) + \beta' X + \text{fouteterm} \quad (1)$$

waarbij D een indicator voor controle- en behandelingsgroep is, T een indicator voor de evaluatiemomenten 2006 en 2007, $D \times T$ het interactie-effect en X de verklarende variabelen met betrekking tot individuele, gezins-, school-, of omgevingskarakteristieken zijn. De impact van de verhoogde leerplicht op vsv wordt gevat in de geschatte coëfficiënt θ , het interactie-effect. Deze geschatte coëfficiënt heeft betrekking op vsv in de interventiegroep na invoering van de beleidswijziging en kan worden geïnterpreteerd als de additionele kans op de uitvalbeslissing na invoering van de verhoogde leerplicht. Het interactie-effect mag dus worden aangeduid als het effect van de Leerplichtwet.

De analyse wordt uitgevoerd op data van het Basisregister Onderwijs (BRON), dat alle leerlingen die bekostigd onderwijs volgen in Nederland bevat. Bovendien bevat het een rijke set van verklarende variabelen, waaronder geslacht, etniciteit, type school en omgevingsfactoren. De geboortedag en -maand ontbreken echter in BRON. Om die reden is gebruikgemaakt van data van de Dienst Maatschappelijke Ontwikkeling (DMO) Amsterdam. Deze dataset bevat de geboortedatum van alle leerlingen die naar school gaan in de gemeente Amsterdam. De DMO-data kunnen eenvoudig worden gekoppeld met BRON-data aan de hand van een uniek identificatienummer van de student. De cohorten 1989 en 1990 zijn geselecteerd en er ontbreekt geen enkele student voor het uitvoeren van de analyse. Door te focussen op één gemeente, met

Tabel 1

Controlegroep en behandelingsgroep geëvalueerd op respectievelijk 1 oktober 2006 en 1 oktober 2007.

	2006	2007
Controlegroep	$d = 0; t = 0$ (cohort 1989)	$d = 0; t = 1$ (cohort 1990)
Experimentele groep	$d = 1; t = 0$ (cohort 1989)	$d = 1; t = 1$ (cohort 1990)

name de gemeente Amsterdam, wordt bovendien elke interactie tussen andere beleidsveranderingen op regionaal niveau en de evaluatie van de kwalificatieplicht vermeden. De analyse over de tijdsperiode 2006–2007 meet dus enkel het effect van de kwalificatieplicht en niet van andere preventie maatregelen gericht op voortijdig schoolverlaten. Ten slotte is nagegaan of beide cohorten van jongeren vergelijkbaar zijn. Een goede vergelijkbaarheid is nodig opdat de analyse niet beïnvloed wordt door het opnemen van twee verschillende cohorten. Hierbij is gebruikgemaakt van de verklarende variabelen gegeven in de BRON. Nader onderzoek toont aan dat er geen significante verschillen zijn tussen beide cohorten.

Resultaten

Bij het schatten van vergelijking 1 gaat het vooral om het interactie-effect zoals weergegeven door de coëfficiënt θ . Deze bijkomende kans op vsv is –2,53 procentpunten (tabel 2) zonder opname van verklarende variabelen in de regressie. Het negatieve teken duidt op een vermindering van vsv in de interventiegroep ten opzichte van de controlegroep dankzij de verhoging van de kwalificatieplicht. Uit nader onderzoek blijkt dat vooral een stijging van vsv in de controlegroep verantwoordelijk is voor het negatieve teken. Vsv in de interventie-

groep ($d = 1$; $t = 1$) is na invoering van de kwalificatieplicht slechts beperkt gedaald ten opzichte van het eerdere cohort, terwijl er in de controlegroep ($d = 0$; $t = 1$) meer jongeren zonder diploma het onderwijs verlieten ten opzichte van het vorige cohort. Dit geeft aan dat leerlingen die voor het eerst onderhevig zijn aan de kwalificatieplicht hun beslissing om voortijdig het onderwijs te verlaten niet hebben veranderd na de uitvalbeslissing.

Meer zeventienjarige leerlingen, niet onderhevig aan de kwalificatieplicht, van het cohort 1990 ten opzichte van het cohort 1989 verlieten dus het secundair onderwijs zonder diploma na verhoging van de kwalificatieplicht. Om deze resultaten te staven, is een betrouwbaarheids- en robuustheidsanalyse uitgevoerd. De betrouwbaarheidsanalyse is gericht op het staven van de meest cruciale assumptie die ten grondslag ligt aan een verschil-in-verschillen-analyse: de parallele tijdsassumptie (Abadie, 2005; Heckman, 1990). Deze assumptie veronderstelt dat in afwezigheid van de beleidswijziging de controlegroep parallel met de interventiegroep over de tijd zou zijn geëvolueerd. Het effect van de kwalificatieplicht mag dus niet het gevolg zijn van significante verschillen in de beslissing tot voortijdig schoolverlaten over de tijd. Het staven van de assumptie is moeilijk; de beleidswijziging vond immers plaats. Toch is het aannemelijk dat het observeren van een parallele pre-trend een duidelijke en overtuigende indicatie is voor het standhouden van de assumptie.

Parallele pre-trend

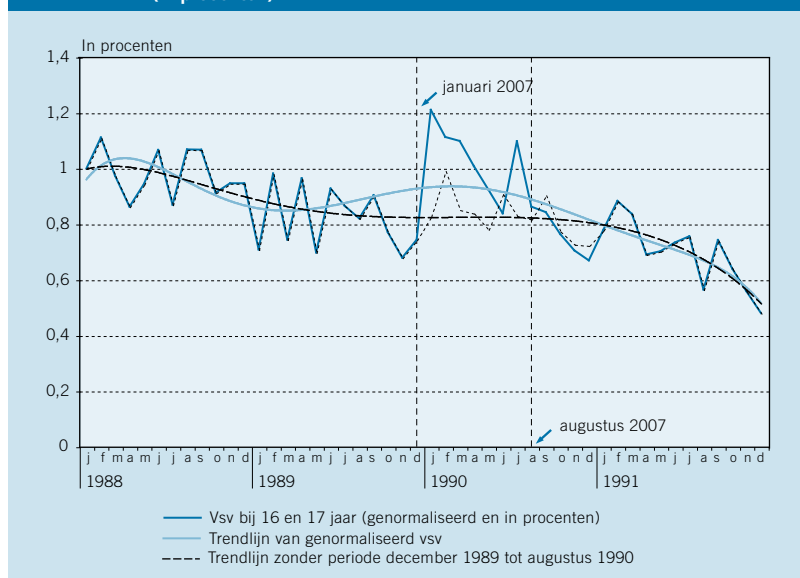
Figuur 1 geeft het maandelijkse gemiddelde uitvalpercentage weer op zeventienjarige leeftijd voor de vier beschikbare cohorten in de dataset: 1988–1991. Er wordt daarbij gebruikgemaakt van genormaliseerde gemiddelde maandelijkse uitvalvoeten over de tijdsperiode 2005 voor cohort 1988, 2006 voor cohort 1989, 2007 voor cohort 1990 en 2008 voor cohort 1991. De volle lijn wordt vertekend door opname van leerlingen geboren tussen 1 januari en 1 augustus van het jaar 1990. Dit is op figuur 1 aangeduid tussen de twee verticale stippellijnen. De invloed van het cohort 1990 wordt uit de analyse gehaald en vervolgens voorgesteld door middel van een horizontale stippellijn. De stippellijn volgt nu een mooie concave neerwaartse curve, wat erop wijst dat controle- en interventiegroep onderhevig zijn aan dezelfde tendensen over de tijd. Uit figuur 1 kan worden opgemaakt dat de parallele tijdsassumptie niet werd geschonden en de resultaten bijgevolg standhouden.

Verhoogde vraag naar arbeid

Er wordt vervolgens ook getest of de arbeidsmarkt geen vraag- of aanbodschok vertoont tussen 2006 en 2007. Een veranderende arbeidsmarkt kan immers ook de parallele tijdsassumptie in gevaar brengen. Er is geen indicatie gevonden die wijst op een mogelijke schok op de arbeidsmarkt die de

Figuur 1

Voortijdige schoolverlaters van 16 en 17 jaar tussen 2005 en 2008 (in procenten).



Tabel 2

Resultaten verschil-in-verschillen-analyse (ViV) van verhoogde leerplicht op vsv (t-waarden tussen haakjes).

Specificatie	Model 1 ViV	Model 2 ViV	Model 3 Vast effect op schoolniveau	Model 4 Vaste effecten op buurtniveau
Groepseffect	-0,0065 (-0,88)	-0,0108 (-1,48)	-0,0098 (-1,32)	-0,0139 (-1,83)
Tijdseffect	0,0235 (-3,22)	0,0234 (-3,29)	0,0228 (-3,17)	0,0227 (-3,05)
Effect van kwalificatieplicht	-0,0252 (-2,38)	-0,0247 (-2,38)	-0,0241 (-2,3)	-0,0228 (-2,12)
Controlevariabelen		Individuele, gezins- en schooltype-kenmerken	Individuele en gezinskenmerken	Individuele, gezins- en schooltype-kenmerken
Constante	Ja	Ja	Ja	Ja
R-kwadraat	0,0019	0,0521	0,0812	0,113
Aantal observaties	12.849	12.784	12.784	12.784

Tabel 3

Resultaten robuustheidsanalyse op basis van verschil-in-verschillen-analyse (*t*-waarden tussen haakjes).

	1988	Mbo	Vwo	Havo	Nederlands	Anders	Nee	Ja
Model 1: zonder controlevariabelen								
Effect van kwalificatieplicht	-0,0337 (-3,06)	-0,0332 (-1,98)	0,0021 (-0,20)	-0,0012 (-0,08)	-0,0612 (-3,30)	-0,006 (-0,46)	-0,0267 (-2,45)	-0,0159 (-0,41)
R-kwadraat	0,0014	0,0023	0	0,0016	0,0031	0,0022	0,0014	0,0085
Aantal observaties	12.934	6886	2557	1881	4302	8547	11.524	1322
Model 2: met controlevariabelen uit tabel 2								
Effect van kwalificatieplicht	-0,0346 (-3,22)	-0,034 (-2,04)	0,0056 (-0,52)	-0,0024 (-0,16)	-0,0494 (-2,77)	-0,0112 (-0,88)	-0,0257 (-2,41)	-0,0194 (-0,50)
R-kwadraat	0,0564	0,0185	0,0041	0,0121	0,0765	0,0375	0,0486	0,0891
Aantal observaties	12.862	6863	2550	1875	4302	8482	11.487	1294

controlegroep anders beïnvloed zou hebben dan de interventiegroep. Dit wordt gestaafd door arbeidsmarktstatistieken. De arbeidsmarktperspectieven voor 15–25-jarigen waren gemiddeld gelijk voor 2006 en 2007. Er werden echter meer vacatures ingevuld in 2007 dan in 2006 tijdens de maanden juli–september. De zeventienjarige leerlingen van de behandelingsgroep verlieten het bekostigde onderwijs pas op het einde van het schooljaar 2006–2007, in essentie tijdens de maanden juni tot augustus. Er is dus een sterke indicatie dat jongeren de schoolbanken hebben ingeruild voor een positie op de arbeidsmarkt.

Ten slotte is het belangrijk om op te merken dat er geen significante verschillen tussen controle- en behandelingsgroep zijn gevonden voor wat betreft individuele, gezins-, school- en omgevingskarakteristieken. Deze verschillen worden gevat in de verklarende variabelen en worden in de modellen 2 tot 4 van tabel 2 gepresenteerd. Er kan dus gesteld worden dat controle- en behandelingsgroep alleen van elkaar verschillen door hun leerplichtstatus.

Opname van verklarende variabelen

Model 2 geeft de resultaten weer na controle voor individuele, gezins-, school- en omgevingskarakteristieken. Geslacht en etniciteit zijn individuele kenmerken; gezinskenmerken omvatten de gezinsamenstelling. Schooltypekenmerken verwijzen naar vmbo, mbo, havo en vwo, en postcode-informatie meet de buurteffecten. Het effect van de leerplichtverlenging na opname van controlevariabelen is gelijk aan -2,47 procentpunten. Opname van controlevariabelen in de regressie beïnvloedt het interactie-effect dus slechts zeer beperkt.

Het is interessant om na te gaan of peereffecten het interactie-effect beïnvloeden. Peereffecten ontstaan door contacten tussen controle- en behandelingsgroep. Bijvoorbeeld wanneer leerlingen die vallen onder de kwalificatieplicht leerlingen uit de controlegroep aanzetten om de school voortijdig te verlaten. Modellen 3 en 4 nemen deze peereffecten op in de analyse, in het bijzonder op het niveau van de school in model 3 en op het niveau van de omgeving in model 4. De resultaten tonen aan dat het effect van leerplichtverlengingen licht daalt van -2,41 procent-

punten op het niveau van de school naar -2,28 procentpunten op het niveau van de omgeving. Het geschatte effect blijft echter significant en groter dan -2 procentpunten.

Tot slot wordt de robuustheid van de resultaten uitvoerig getest. Hierbij worden controlevariabelen stap voor stap aangepast. Door de aanpassingen kan worden nagegaan of het effect blijft standhouden en welke studenten het meest onderhevig zijn aan de leerplichtverlengingen. De resultaten zijn weergegeven in tabel 3. Ten eerste wordt het cohort 1989 door het cohort 1988 gewijzigd. De analyse wordt dus getoetst op een cohort dat verder staat van de beleidsverandering. De resultaten geven aan dat het interactie-effect toeneemt tot -3,37 procentpunten. Ten slotte wordt vastgesteld dat voornamelijk de beroepsgerichte leerlingen, zonder zittenblijven en van Nederlandse afkomst, de schoolbanken hebben verlaten zonder startkwalificatie op zak. In 2007 had deze groep leerlingen 3,4 procentpunten meer vsv in het mbo en 4,9 procentpunten meer vsv onder leerlingen van Nederlandse komaf in vergelijking met het jaar 2006. De resultaten suggereren dat de vsv-stijging in de controlegroep wordt gedreven door de meest inzetbare leerlingen op de arbeidsmarkt.

Conclusie

Een beleidsmaatregel met specifieke aandacht voor het hoger secundair diploma werd per 1 augustus 2007 ingevoerd en wordt gevat in de wetgeving op de kwalificatieplicht. De evaluatie van de nieuwe wetgeving op voortijdig schoolverlaten toont aan dat vsv met -2,53 procentpunten werd gereduceerd in 2007. Voorzichtigheid is echter geboden bij de interpretatie van de resultaten. Het effect wordt gedreven door een stijging van vsv in de groep die vrijgesteld is van de nieuwe wetgeving. Voornamelijk de beroepsgerichte leerlingen, zonder zittenblijven en van Nederlandse afkomst, hebben de schoolbanken verlaten zonder startkwalificatie op zak. Gegeven de economische opleving in 2007, kan gesuggereerd worden dat dit komt door de verhoogde inzet van jongeren op de arbeidsmarkt.

LITERATUUR

- Abadie, A. (2005) Semiparametric Difference-in-Differences Estimators. *Review of Economic Studies*, 72(1), 1–19.
- Cabus, S. en K. de Witte (2010) Does school time matter? On the impact of compulsory education age on school dropout. *TIER Working Paper Series*, 10(27).
- Heckman, J.J. (1990) Varieties of selection bias. *American Economic Review*, 80(2) 313–318.
- Rumberger, R.W. en S.P. Lamb (2003) The early employment and further education experiences of high school dropouts: A comparative study of the United States and Australia. *Economics of Education Review*, 22(4), 353–356.
- Shavit, Y. en W. Müller (1998) *From school to work. A comparative study of educational qualifications and occupational destinations*. Oxford: Clarendon Press.