



## UvA-DARE (Digital Academic Repository)

### Voortijdig schoolverlaten: beleidsevaluatie 2011 - deel 2 kwalificatieplicht - verzuimbeleid

Cabus, S.; de Witte, K.; Csillag, M.; Groot, W.; Maassen van den Brink, H.

**Publication date**

2011

**Document Version**

Final published version

[Link to publication](#)

**Citation for published version (APA):**

Cabus, S., de Witte, K., Csillag, M., Groot, W., & Maassen van den Brink, H. (2011). *Voortijdig schoolverlaten: beleidsevaluatie 2011 - deel 2 kwalificatieplicht - verzuimbeleid*. NICIS/TIER/Maastricht University.

**General rights**

It is not permitted to download or to forward/distribute the text or part of it without the consent of the author(s) and/or copyright holder(s), other than for strictly personal, individual use, unless the work is under an open content license (like Creative Commons).

**Disclaimer/Complaints regulations**

If you believe that digital publication of certain material infringes any of your rights or (privacy) interests, please let the Library know, stating your reasons. In case of a legitimate complaint, the Library will make the material inaccessible and/or remove it from the website. Please Ask the Library: <https://uba.uva.nl/en/contact>, or a letter to: Library of the University of Amsterdam, Secretariat, Singel 425, 1012 WP Amsterdam, The Netherlands. You will be contacted as soon as possible.

# VOORTIJDIG SCHOOLVERLATEN BELEIDSEVALUATIE 2011

## Deel 2 Kwalificatieplicht - Verzuimbeleid

Sofie Cabus, Kristof De Witte, Marton Csillag

Wim Groot, Henriëtte Maassen van den Brink

NICIS/TIER Universiteit Maastricht



## Inhoudsopgave

Inhoudsopgave.....	2
Inleiding.....	3
Invloed van leerplichtwet op voortijdig schoolverlaten .....	5
Een nieuwe leerplichtwet .....	5
Een evaluatie van de leerplichtwet.....	6
Een evaluatie van de leerplichtwet: methodologie.....	6
Gebruikte gegevens .....	7
Resultaten .....	8
Parallele pre-trend .....	8
Groenpluk .....	9
Opname van verklarende variabelen.....	10
Robuustheidsanalyse .....	11
Conclusie .....	12
Schoolverzuim niet laten passeren.....	13
Problemen in de literatuur .....	13
Gegevens en verzuimregistratie in Amsterdam .....	13
Invloed van schoolverzuim op vsv .....	15
Is er meer registratie sinds 2003?.....	17
Invloed van verscherpte verzuimregistratie .....	17
Resultaat .....	19
Conclusie .....	20
Literatuur .....	21

## Inleiding

In Nederland is in 2003 de landelijke doelstelling geformuleerd om het aantal 'nieuwe' voortijdig schoolverlaters (vsv) tot de helft terug te brengen. Dit correspondeert met een daling van het aantal vsv-ers van 71.000 in 2002 tot 35.000 in 2012. In het schooljaar 2008/2009 verlieten 42.600 Nederlandse jongeren het onderwijs zonder startkwalificatie. Een startkwalificatie is een havo of vwo-diploma of een mbo-diploma vanaf niveau 2. Het wordt beschouwd als het minimale onderwijsniveau dat nodig is om kans te maken op een duurzame plek op de arbeidsmarkt. Het vsv-beleid is erop gericht om deze doelstelling te behalen.

In deze beleidsevaluatie wordt de effectiviteit van twee beleidsmaatregelen geëvalueerd. Ten eerste gaan we het effect na van de invoering van de kwalificatieplicht op het aantal vsv-jongeren. Leerlingen zijn sinds augustus 2007 verplicht om voltijds onderwijs te volgen tot hun achttiende verjaardag. De wijziging in de wettelijke kwalificatieplicht bestaat uit een verhoging van de leerplicht met een jaar van de zeventien tot achttien jaar. Een jongere zonder startkwalificatie op zak blijft echter leerplichtig na de achttiende verjaardag tot een hoger secundair diploma is behaald. In dit rapport gaan we na of de verhoging van de leerplichtige leeftijd leidt tot een daling van vsv.

Een tweede maatregel die we evalueren is de invloed van verzuimregistratie op vsv. Jongeren die verzuimen op school worden sinds enkele jaren beter geregistreerd. Als schoolverzuim kan gezien worden als een signaal en een voorbode van vsv, kan er door een adequate registratie beter ingespeeld worden op risicovolle leerlingen.

Deze beleidsevaluatie werd uitgevoerd door TIER-Universiteit Maastricht voor het NICIS Consortium 'Voortijdig Schoolverlaten'. Het is de tweede rapportage voor de leden van het consortium. In het eerste deel van het onderzoek "Voortijdig Schoolverlaten, Beleidsevaluatie 2010" werd naast een aantal verkennende studies over de determinanten van voortijdig schoolverlaten als eerste stap het instrument "convenanten" geëvalueerd (De Witte et al., 2010).

### **Puntsgewijze samenvatting van de resultaten**

De evaluatie van de effecten van verhoging van de leerplichtige leeftijd leidt tot de volgende conclusies:

- De invoering van de kwalificatieplicht leidde tot een daling van vsv met -2.53 procent punten.
- Dit effect wordt gedreven door een stijging van vsv in de groep die vrijgesteld zijn van de nieuwe wetgeving. Vooral mbo leerlingen, die nooit zijn blijven zitten, en van Nederlandse afkomst zijn, hebben de schoolbanken zonder startkwalificatie op zak verlaten.
- Gegeven de economische opleving in 2007, suggereert bovenstaand resultaat groenpluk van inzetbare jongeren door werkgevers.

De evaluatie van de effecten van een verbeterde verzuimregistratie leidt tot de volgende conclusies:

- We observeren een sterke stijging in de registratie van schoolverzuim.
- Schoolverzuim leidt tot een sterk hogere kans op voortijdig schoolverlaten. Leerlingen die verzuimen hebben een 3.9 procent punt hogere kans op vsv. Verzuim aanpakken is dus een goede strategie om vsv te verminderen.
- Zowel uit beleidsdocumenten als via een empirische test zien we dat de verzuimregistratie betrouwbaarder is geworden.
- Een verbeterde verzuimregistratie leidde tussen 2003 en 2007 tot een daling in vsv, maar dit effect is niet significant verschillend van nul.
- Alleen in de betere vo-scholen (in het bijzonder de scholen in het derde kwartiel van de verdeling volgens de uitslag op het centraal eindexamen) observeren we een sterkere daling in vsv dankzij een verscherpte verzuimregistratie.

Het vervolg van de rapportage bestaat uit twee onafhankelijke delen. Het eerste deel analyseert de invloed van de kwalificatieplicht, het tweede deel het effect van verzuimregistratie.

## Invloed van leerplichtwet op voortijdig schoolverlaten

**In 2007 vond een belangrijke leerplicht wetwijziging plaats in het kader van Aanval op Schooluitval. De wetwijziging impliceert enerzijds een verhoging van de leerplicht van 17 tot 18 jaar en anderzijds de plicht tot het behalen van een startkwalificatie. Dit voortgangsverslag test de effectiviteit van de nieuwe leerplichtwet: hebben er na de invoering van de kwalificatieplicht minder jongeren de school voortijdig verlaten?**

De kwalificatieplicht is onderdeel van het beleid om het voortijdig schoolverlaten (vsv) overeenkomstig Europese normen te halveren tegen 2012. In 2000 is in Europese landen vastgesteld dat gemiddeld 20% van alle 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, een grotere kans op armoede en uitsluiting van de maatschappij, en mentale of fysieke gezondheidsproblemen. Een reële kans bestaat dat deze nadelen worden overgedragen naar de volgende generatie, wat ook hun kinderen kwetsbaar maakt (zie o.a. Groot en Maassen van den Brink, 2007; Mclanahan, 1985; Mirowsky en Ross, 2003; Oreopoulos 2007; Rumberger en Lamb, 2003; Sparkes, 1999, Tieben en Wolbers, 2010).

### Een nieuwe leerplichtwet

Het behalen van een startkwalificatie is van belang. Een startkwalificatie is een hoger secundair diploma in vwo, havo of mbo-2. 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 (zie o.a. Becker, 1975; Schultz, 1967). 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 Mueller, 1998).

Om meer jongeren met succes een startkwalificatie te laten behalen, is in 2007 een nieuwe leerplicht wet ingevoerd. De 'kwalificatieplicht' is per 1 augustus 2007 ingevoerd en is een beleidsmaatregel met specifieke aandacht voor het hoger secundair diploma. De oude leerplichtwet dateert van 1969 en heeft jongeren decennialang verplicht om voltijds naar school te gaan tot hun zestiende verjaardag en deeltijds tot hun zeventiende verjaardag. De gedeeltelijke leerplicht houdt in dat jongeren onderwijs volgen in combinatie met stages of een baan. Na het invoeren van de kwalificatieplicht zijn jongeren verplicht om voltijds onderwijs te volgen tot hun achttiende verjaardag. Combinaties van deeltijds stage en deeltijds studie blijven mogelijk. Concreet betekent de wetwijziging 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.

## Een evaluatie van de leerplichtwet

Om de invloed van de kwalificatieplicht op vsv na te gaan, is een quasi-experimenteel onderzoek ontwikkeld. Gebruik makend van de recente leerplicht wijziging kan het effect van de leerplichtverhoging op vsv achterhaald worden. Op 1 augustus 2007 werd geëffectueerd dat leerlingen van 16 jaar en jonger onderhevig zijn aan de nieuwe beleidsmaatregel. Jongeren van 17 jaar en ouder werden van de maatregel vrijgesteld. De manier waarop de maatregel werd ingevoerd, maakt het ons mogelijk een quasi-experiment op te zetten. Jongeren van 16 jaar en jonger worden ingedeeld in de behandelingsgroep (interventiegroep), terwijl jongeren van 17 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 van het jaar 2007 waren leerlingen van het cohort 1990 volgens hun geboortedatum 17 of 16 jaar. Een leerling geboren tussen januari en augustus is 17 jaar op het moment van de beleidswijziging en 16 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.

We hebben gebruik gemaakt 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. We wijzen opnieuw volgens geboortedatum leerlingen toe aan controle- en behandelingsgroep. Om 16 en 17 jarigen van het cohort 1989 met elkaar te vergelijken, evalueren we dit cohort in 2006.

Het opnemen van twee evaluatiemomenten 2006 en 2007 zorgt echter voor een tweede probleem. Tijdeffecten kunnen de resultaten vertekenen, bijvoorbeeld door de bewustwording van jongeren om een kwalificatie te behalen. We houden rekening met dit tijdeffect in de analyse door de opname van een tijdsindicator.

## Een evaluatie van de leerplichtwet: methodologie

Wanneer we rekening houden met leeftijdseffecten en tijdeffecten wordt een verschil-in-verschillen analyse mogelijk (cf. Engelstalige methodologie '*difference-in-differences*'). 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. Tabel 1 vat samen.

Tabel 1: Controlegroep en behandelingsgroep geëvalueerd op resp. 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)

Opmerking: d is een (0,1) behandelingsindicator en t een (0,1) tijdsindicator.

In de verschil-in-verschillen methode schatten we volgende structurele vergelijking:

$$vsv = \alpha + \gamma' D + \delta' T + \theta' (D * T) + \beta' X + f_{outenterm}$$

waarbij  $D$  een (0,1) indicator voor controle- en behandelingsgroep is  $T$  een (0,1) indicator voor de evaluatiemomenten 2006 en 2007,  $(D * T)$  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 coëfficiënt  $\hat{\theta}$ . Deze 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.

## Gebruikte gegevens

We hebben de analyse uitgevoerd op data van BRON (Basisregister Onderwijs). BRON bevat alle leerlingen die bekostigd onderwijs volgen in Nederland. Bovendien bevat het een rijke set van verklarende variabelen, waaronder geslacht, etniciteit, type school en omgevingsfactoren. De geboortedag en –maand ontbreekt echter in BRON. Om die reden is gebruik gemaakt van data van DMO Amsterdam (Dienst Maatschappelijke Ontwikkeling). Deze dataset bevat de geboortedatum van alle leerlingen die naar school gaan in de gemeente Amsterdam. We koppelen DMO data met BRON data en gebruiken het cohort 1989 en 1990 in de analyse. Nader onderzoek van de verklarende variabelen toont aan dat er geen significante verschillen zijn tussen beide cohorten. Door te focussen op één gemeente, vermijden we elke interactie tussen andere beleidsveranderingen op regionaal RMC-niveau en de evaluatie van de kwalificatieplicht.



## Resultaten

De bijkomende kans op vsv zonder opname van verklarende variabelen in de regressie is -2.53 procentpunten (zie

Tabel 2).

Het negatieve teken duidt op een vermindering van vsv in de interventiegroep ten opzichte van de controlegroep dankzij de verhoging van de kwalificatieplicht. Nader onderzoek van het negatieve teken toont aan dat een stijging van vsv in de controlegroep verantwoordelijk is voor de daling in vsv. Vsv in de interventiegroep is na invoering van de kwalificatieplicht nagenoeg gelijk gebleven.

Meer 17 jarige leerlingen van het cohort 1990 ten opzichte van het cohort 1989 verlieten dus het secundair onderwijs zonder diploma na verhoging van de kwalificatieplicht. We onderwerpen de resultaten aan de nodige inspectie op hun betrouwbaarheid. Daarbij richten we ons eerst op het staven van de meest cruciale assumptie die ten grondslag ligt aan een verschil-in-verschillen analyse: de parallele tijdsassumptie (Abadie, 2003; Heckman, 1990). Deze assumptie veronderstelt dat in afwezigheid van de beleidswijziging de controlegroep parallel met de interventie groep over de tijd zou zijn geëvolueerd. 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

Aan de hand van volgende redenen besluiten we dat de parallele tijdsassumptie niet werd geschonden en de resultaten bijgevolg standhouden. Ten eerste observeren we inderdaad een parallele pre-trend in

Figuur 1. De figuur geeft het maandelijks gemiddelde uitvalpercentage op leeftijd 17 weer voor de vier beschikbare cohorten in de dataset: 1988-1991. De volle lijn wordt vertekend door opname van leerlingen geboren tussen 1 januari en 1 augustus van het jaar 1990. We hebben de invloed van het cohort 1990 uit de analyse gehaald en vervolgens voorgesteld door middel van een 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.

Figuur 1: Parallele tijdstrend



Opmerking: De figuur tekent genormaliseerde gemiddelde maandelijkse uitvalvoeten over de tijdsperiode 2005 (1988), 2006 (1989), 2007 (1990) en 2008 (1991). De volle lijn houdt rekening met alle perioden 2005-2008. De stippelijne houdt geen rekening met het cohort 1990.

## Groenpluk

Ten tweede hebben we geen indicatie gevonden die wijst op een mogelijke schok op de arbeidsmarkt die de 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. Echter, meer vacatures werden ingevuld in 2007 dan in 2006 tijdens de maanden juli-september. De 17 jarige leerlingen van de behandelingsgroep verlieten het bekostigde onderwijs pas op het einde van het schooljaar 2006-07, in essentie tijdens de maanden juni-augustus. Er is dus een sterke indicatie dat jongeren de schoolbanken hebben ingeruild voor een positie op de arbeidsmarkt.

Ten slotte is het belangrijk op te merken dat geen significante verschillen tussen controle- en behandelingsgroep zijn gevonden voor wat betreft individuele-, familiale-, school-, en omgeving karakteristieken. Deze verschillen worden gevat in de verklarende variabelen en worden in de volgende modellen (2-4) van

Tabel 2 gepresenteerd. We kunnen dus stellen dat controle- en behandelingsgroep alleen van elkaar verschillen door hun leerplichtstatus.

Tabel 2: Resultaten verschil-in-verschillen analyse van verhoogde leerplicht op vsv

	Model			
	1	Model 2	Model 3	Model 4
Specificatie	DiD	DiD	Vaste effect op schoolniveau	Vaste effecten op buurtniveau
Groepseffect				
$\alpha_1$	-0.0065 (-0.88)	-0.0108 (-1.48)	-0.0098 (-1.32)	-0.0139 (-1.83)
Tijdseffect				
$\alpha_2$	0.0235 (-3.22)	0.0234 (-3.29)	-0.0228 (-3.17)	0.0227 (-3.05)
Effect van leertijdverlening				
$\theta$	-0.0252 (-2.38)	-0.0247 (-2.38)	-0.0241 (-2.3)	-0.0228 (-2.12)
Controle variabelen				
		Individueel, Familie en Schooltype kenmerken	Individueel, Familiëkenmerken	Individueel, Familie 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

(1) t-waarden tussen haakjes

(2) Geslacht en etniciteit zijn individuele kenmerken. Familiëkenmerken omvatten de gezinssamenstelling. Schooltypekenmerken verwijzen naar vmbo, mbo, havo, vwo. Postcode informatie meet de buurteffecten.

## Opname van verklarende variabelen

Model 2 geeft de resultaten weer na controle voor individuele-, familiale-, school-, en omgeving karakteristieken. Het interactie-effect  $\hat{\theta}$  is gelijk aan -2.47 procentpunten. Opname van controle variabelen in de regressie beïnvloedt het interactie-effect dus slechts zeer beperkt.

We gaan ook na of peer effecten het interactie-effect beïnvloeden. Peer effecten ontstaan door contacten tussen controle- en behandelingsgroep, bijvoorbeeld leerlingen die vallen onder de kwalificatiewet zetten leerlingen uit de controlegroep aan de school voortijdig te verlaten. Modellen 3 en 4 nemen deze peer effecten op in de analyse, in het bijzonder op het niveau van de school (model 3) en op het niveau van de omgeving. De resultaten tonen aan dat het interactie-effect lichtjes daalt van -2.41 procentpunten op het niveau van de school naar -2.28 procentpunten op het niveau van de omgeving. De coëfficiënt  $\theta$  blijft echter significant en groter dan -2 procentpunten.

Tabel 3: Resultaten robuustheidsanalyse

	1988	en augustus	MBO	VWO	HAVO	Nederlands	Anders	Neen	Ja
<b>Model 1:</b>									
Zonder controlevariabelen									
Effect van leertijdverlening	-0.0337 (-3.06)	-0.0253 (-0.96)	-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	0.002	0.0023	0	0.0016	0.0031	0.0022	0.0014	0.0085
Aantal observaties	12,934	2,209	6,886	2,557	1,881	4,302	8,547	11,524	1,322
<b>Model 2</b>									
Met controlevariabelen									
Effect van leertijdverlening	-0.0346 (-3.22)	-0.0182 (-0.71)	-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	0.0704	0.0185	0.0041	0.0121	0.0765	0.0375	0.0486	0.0891
Aantal observaties	12,862	2,196	6,863	2,550	1,875	4,302	8,482	11,487	1,294

- (1) Berekend via verschil-in-verschillen
- (2) t-waarden tussen haakjes
- (3) Zelfde controlevariabelen als Tabel 2.

## Robuustheidsanalyse

In vorige secties bespraken we de verhoging van vsv in 2007 onder leerlingen waarop de oude wetgeving nog van toepassing was. In deze sectie wordt de robuustheid van de resultaten getoetst. We verwijzen naar Tabel 3. Model 1 presenteert resultaten zonder opname van verklarende variabelen. In Model 2 nemen we ze wel op. Bij de beschrijving van de verschillende robuustheidstesten geven we focus aan de resultaten van model 1 die overigens niet sterk afwijken van de resultaten van model 2.

Ten eerste wijzigen we het cohort 1989 door het cohort 1988 en schatten opnieuw het interactie-effect. We stellen vast dat het interactie-effect toeneemt tot -3.37 procentpunten.

Vervolgens nemen we alleen de maanden juli en augustus in de analyse op. We schatten een coëfficiënt  $\hat{\theta}$  gelijk aan -2.53 procentpunten. Door de opname van een kleiner aantal leerlingen in de analyse, zakt de t-waarde. De resultaten zijn echter identiek aan de resultaten van model 1 in

Tabel 2 en wijzen op een sterke robuustheid.

Ten slotte gaan we uit van een verschillende intensiteit van de beleidswijziging op verschillende groepen van leerlingen. Er 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% meer vsv in het MBO en 4,9% onder Nederlandse leerlingen ten opzichte van het 2006. Het is duidelijk 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 het korte termijneffect van de nieuwe wetgeving op voortijdig schoolverlaten toont aan dat vsv met 2.53 procentpunten werd gereduceerd in 2007. Voorzichtigheid is echter nodig 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. We stellen vast dat voornamelijk de beroepsgerichte leerlingen, zonder zittenblijven, en van Nederlandse afkomst de schoolbanken hebben verlaten zonder startkwalificatie op zak. Gegeven de economische opleving in 2007, kan gesuggereerd worden dat dit komt door groenpluk van inzetbare jongeren door werkgevers.

## Schoolverzuim niet laten passeren

**De Aanval op de Schooluitval bevat een pallet van maatregelen om vsv tussen 2000 en 2010 te halveren. Eén van de maatregelen is het beter te registeren van verzuim. Dit onderzoeksrapport analyseert de gegevens van de gemeente Amsterdam en beantwoordt twee vragen. Verlaten verzuimende leerlingen frequenter voortijdig de school en leidt de invoering van een verscherpte registratie tot een daling in vsv?**

Als deel van een ruimer beleid rond voortijdig schoolverlaten (vsv) legt het Ministerie van OC&W meer nadruk op de registratie van schoolverzuim. Als schoolverzuim kan worden gezien als een signaal tot vsv, kan er door een betere registratie beter ingespeeld worden op risicovolle leerlingen.

In navolging van de Europese definitie, definiëren we vsv als een jongere tussen 12 en 23 jaar die het onderwijs zonder startkwalificatie verlaat. Een startkwalificatie is een diploma voor vwo, havo of mbo-2. Over de definitie van schoolverzuim bestaat minder overeenstemming. Hier bepalen we verzuim als een leerling meer dan 3 dagen afwezig is van school. Het betreft dus geen afwezigheid vlak voor of na een vakantie, geen leerlingen die te laat komen, en geen leerlingen die (frequent) een lesdeel misten.

De academische literatuur geeft aan dat verzuimende leerlingen frequenter crimineel gedrag vertonen (Garry, 1996) en vaker in sociale problemen verzeild raken (Reid, 1984). Bovendien wordt in de literatuur een positieve correlatie tussen vsv en schoolverzuim gevonden (Henry, 2007; Rumberger, 1983; DesJardins et al., 2006).

## Problemen in de literatuur

Ondanks een positieve samenhang kan de relatie tussen schoolverzuim en vsv niet zo eenduidig worden vastgesteld. Verschillende problemen worden in de literatuur vakkundig omzeild. Ten eerste is er nauwelijks aandacht voor de relatie tussen de duur van verzuim en vsv. Schoolverzuim van slechts 3 dagen is van een totaal andere orde dan verzuim van 25 dagen. Ten tweede zijn er veel effecten die meestal niet geobserveerd worden door de onderzoeker, maar die zowel vsv als verzuim beïnvloeden. Voorbeelden zijn niet-geobserveerde heterogeniteit op leerlingniveau zoals motivatie en invloed van de ouders. Ook niet-geobserveerde verschillen op schoolniveau, zoals het schoolbeleid en de motivatie van leerkrachten kan van invloed zijn. Maar ook 'peers' in de vriendengroep en in de woonplaats werken gelijktijdig in op zowel vsv als verzuim. Tot slot is in de wetenschappelijke literatuur niet de effectiviteit van het registreren van schoolverzuim geanalyseerd. A priori verwachten we dat een betere detectie van verzuim leidt tot een betere opvolging van de risicoleerling en dus tot een lager vsv.

## Gegevens en verzuimregistratie in Amsterdam

Voor de analyse beschikken we over een rijke dataverzameling van de DMO Amsterdam (Dienst Maatschappelijke Ontwikkeling). Deze administratieve data geven weer wanneer en hoe lang een

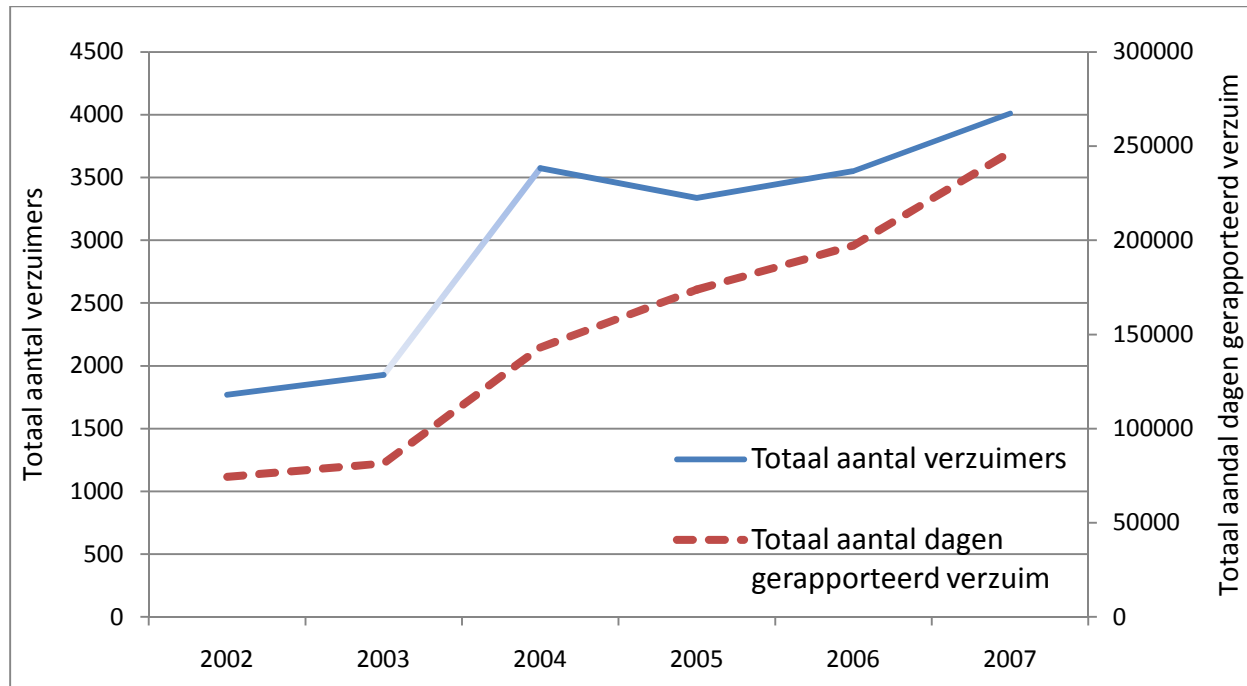
leerling illegaal afwezig was van school. Het bevat ook informatie over de schoollocatie (6-cijfer Brin) en enkele leerlingkenmerken zoals geslacht, etniciteit, woonplaats en studietraject. De data kunnen bovendien worden gekoppeld aan vsv-gegevens uit het Basis Register Onderwijsnummer. Deze bepalen de 'officiële' cijfers rond voortijdig schoolverlaten en zijn beschikbaar vanaf 2004. Dankzij de koppeling tussen beide databestanden beschikken we over alle leerlingen die in Amsterdam naar school gaan in het leeftijdscohort 14-18 jaar.

Schoolverzuim heeft reeds lang een rol in het beleid van de gemeente Amsterdam. Al in 1997/1998 werd gestart met de centrale Amsterdamse leerling- en verzuimregistratie. Daarvoor hielden de verschillende stadsdelen de registratie zelf bij. In 2003/2004 startte het verbeterprogramma leerplicht. In de latere analyse zullen we dit schooljaar gebruiken als basisjaar. Uit beleidsdocumenten blijkt dat vanaf 2003/2004 de registratie gestaag steeds nauwkeuriger wordt. In de zomer van 2004 komt in de Ambtswoninggesprekken schoolverzuim steeds nadrukkelijker op de politieke agenda. Deze monden uit in een verscherpt verzuimregistratieprogramma waarvan sinds december 2005 o.a. onaangekondigde verzuimcontroles door verzuimconsulenten deel uitmaken. Het resultaat van deze inspanningen doet de Rekenkamer Amsterdam (2006, p.37) concluderen dat er een goede verzuimmelding is in het vwo, havo en in 70% van de mbo scholen. Nadere toelichting van DMO Amsterdam leert dat vooral in het mbo dit een wat te rooskleurig beeld was. Daarom kijken we afzonderlijk naar het mbo en het vo.

In de gegevens kunnen we de verscherpte nadruk op verzuimregistratie empirisch volgen. De volle lijn in figuur 2 geeft het aantal leerlingen weer die minstens 1 keer in dit jaar meer dan 3 dagen verzuimden. Het geeft dus weer of verzuim geregistreerd wordt. In Figuur 2 observeren we de verscherpte registratie sinds 2004. Meer leerlingen worden sinds 2004 als verzuimend geregistreerd. De stippellijn in Figuur 2 geeft het totaal aantal dagen verzuim weer.



Figuur 2: Verzuim in DMO Amsterdam



## Invloed van schoolverzuim op vsv

Voordat we de effectiviteit van verzuimregistratie evalueren, is het nuttig na te gaan of verzuim al dan niet leidt tot vsv. Indien er geen relatie is tussen verzuim en vsv, loont het ook niet de moeite om verzuimregistratiesystemen te ontwikkelen. Gezien de eerder geschetste problemen in de literatuur, schatten we de relatie via een regressieanalyse waarin we corrigeren voor diverse 'leerling en schoolspecifieke vaste effecten'. Door het toevoegen van specifieke intercepten corrigeren deze vaste effecten voor de geobserveerde en niet-geobserveerde verschillen.

We schatten volgende regressie:

$$vsv_{ij} = \text{constante} + \text{verzuim}_{ij} + \text{leeftijd}_j + \text{verzuim van peers}_j + \text{fixed effects}$$

waarbij  $i$  staat voor een leerling in een jaar  $j$ . De 'fixed effects' zijn een combinatie van leerling-, schoollocatie-, studiekeuze- en schooljaarniveau. We corrigeren zo voor een steeds groter aantal geobserveerde en niet-geobserveerde verschillen tussen de leerlingen.

Naast het eigen verzuim zijn we ook geïnteresseerd in het verzuim van de 'peers'. We definiëren dit als 'het relatief verzuim in de groep van leerlingen die zich in een bepaald jaar op dezelfde school bevinden'. De geëvalueerde leerling zelf wordt hierbij buiten beschouwing gelaten waardoor het al dan niet eigen verzuim niet meetelt. Gezien de indicatie van betrouwbaarheid die door Rekenkamer

Amsterdam werd gegeven, beschouwen we in de regressie-analyse de gegevens voor 2005/2006 en 2006/2007. De resultaten zijn weergegeven in Tabel 4.

Tabel 4: Invloed van verzuim op vsv – verzuim als nul-één indicator

	OLS	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Constance	-0.3054 ***	-0.2772 ***	-0.3629 ***	1.1407	1.1174
	-53.15	-34.98	-6.99	0.76	0.4
Verzuim (=1)	0.075 ***	0.0404 ***	0.0392 ***	0.0392 ***	0.0339 ***
	37.34	14.49	12.64	7.57	14.53
Peer effect <sub>i, school, sch type, jaar</sub>	0.0583 ***	0.1305 ***	0.109 ***	0.1688 ***	0.2193
	6.68	9	4.36	3.28	0.54
Leeftijd <sub>i</sub>	0.0231 ***	0.0211 ***	0.024 ***	-0.0742	-0.0728
	61	40.3	57.13	-0.78	-0.41
Aantal observaties	144726	144726	144726	144726	144726
R-kwadraat	0.029	0.0264	0.4276	0.4337	0.4531
Vaste effecten op		Leerling	Leerling - School	Leerling - School - Jaar	Leerling - School - Jaar - schooltype

waar \*\*\*, \*\* en \* de significantie aangeven op respectievelijk, 1, 5 en 10%-niveau. t-statistieken onder de geschatte coëfficiënt.

De resultaten tonen een opmerkelijke invloed van schoolverzuim op vsv. Gecorrigeerd voor leeftijd en de invloed van 'vrienden' die verzuimen, observeren we dat verzuim tot een 7.5 procent punt hogere kans op vsv leidt. Na correctie voor geobserveerde en niet-geobserveerde kenmerken op leerling-, school-, jaar- en schoolrichtingniveau daalt de kans op vsv voor verzuimende leerlingen tot 3.39 procent punt. Dit is nog steeds bijzonder hoog.

Ter vergelijking, het vsv-percentage in de RMC Amsterdam bedroeg 7.8% in 2005-2006 en 6.8% in 2007-2008. Een verzuimende leerling verhoogt die kans met 3.39 procent punt tot 11.2%, respectievelijk 10.2%. Het is dus duidelijk van belang om aan verzuim de nodige aandacht te schenken.

We kunnen verzuim ook uitdrukken in het aantal dagen dat een leerling ongeoorloofd van school wegblijft. Dit contrasteert met de eenvoudige indicator die weergeeft of een leerling al dan niet verzuim (de resultaten in Tabel 4). We drukken het aantal dagen verzuim uit in jaren. De resultaten in Tabel 5 geven aan dat ook deze invalshoek leidt tot een significante invloed van verzuim. In termen van een jaar verzuim, verhoogt dat de kans op vsv met 13.71 procent punt na correctie voor alle vaste leerling- en schooleffecten.

Tabel 5: Invloed van verzuim op vsv – verzuim als aantal dagen verzuim (uitgedrukt in jaren)

	OLS	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Constante	-0.3032 *** -52.66	-0.2713 *** -34.2	-0.3582 *** -13.61	1.1454 ** 2.11	1.1251 0.55
Dagen verzuim <sub>i</sub>	0.0176 *** 33.41	0.0128 *** 18.04	0.0128 *** 11.27	0.0125 *** 23.66	0.0114 *** 8.63
Peer effect <sub>i, school, sch type, jaar</sub>	0.0866 *** 10.03	0.1404 *** 9.77	0.1203 *** 3.04	0.1677 * 1.75	0.1951 0.42
Leeftijd <sub>i</sub>	0.023 *** 60.57	0.0207 *** 39.48	0.0236 *** 36.68	-0.0745 ** -2.19	-0.0732 -0.57
Aantal observaties	144726	144726	144726	144726	144726
R-kwadraat	0.27	0.252	0.4283	0.4343	0.4537
Vaste effecten op		Leerling	Leerling - School	Leerling - School - Jaar	Leerling - School - Jaar - schooltype

waar \*\*\*, \*\* en \* de significantie aangeven op respectievelijk, 1, 5 en 10%-niveau. t-statistieken onder de geschatte coëfficiënt.

## Is er meer registratie sinds 2003?

Uit de beleidsdocumenten van de gemeente Amsterdam blijkt een duidelijk verscherpte registratie sinds 2005. Om de validiteit van het onderzoek na te gaan, wordt de verscherpte registratie ook empirisch getest. Indien de registratie verbeterd is, dan verwachten we dat verzuim in latere jaren sterker correleert met vsv dan verzuim in eerdere jaren. Immers, een te lage rapportering van verzuim zorgt voor een coëfficiënt die naar 0 gaat. Of intuïtief, zonder adequate registratie verlaat de leerling 'plotseling' de school. Met een adequate registratie observeren we eerst signalen, zoals schoolverzuim. In de analyse observeren we een verscherpte registratie van verzuim. Leerlingen hebben in 2005 een 6 procentpunt hogere kans op vsv dan in 2004. Dit loopt op tot 7 procentpunt in 2006/2007 en 10 procentpunt in 2007/2008. Er is echter geen statistisch significant verschil tussen deze laatste drie jaren. Dit geeft aan dat vanaf 2005 de registratie min of meer adequaat was (of alternatief dat de registratie na 2005 niet verder verbeterd is; wat kan worden uitgesloten op basis van beleidsdocumenten).

## Invloed van verscherpte verzuimregistratie

Schoolverzuim verhoogt het risico op vsv. Er kan dan ook verwacht worden dat maatregelen die verzuim beperken leiden tot minder vsv. We evalueren hier het effect van een verscherpte verzuimregistratie. Om het causale verband aan te tonen moeten we scholen uit een experimentele groep vergelijken met

scholen uit een controle groep. De experimentele groep zijn scholen die door de beleidsverandering een striktere verzuimregistratie zijn gestart. De controlegroepscholen hebben hun verzuimregistratie niet verscherpt.

Er bestond er reeds in 2003 in alle scholen een vorm van verzuimregistratie. Daardoor missen we een duidelijke afbakening van de controle- en experimentele groep. Omdat niet alle scholen het beleid even strikt volgden, kunnen we toch een controle- en experimentele groep onderscheiden door de gegevens van 2005 te vergelijken met die uit 2003. Uit de documenten van de Rekenkamer Amsterdam (2006) blijkt immers dat er in 2005 een betrouwbare verzuimrapportage was (bemerkt wel de eerdere kanttekening voor mbo-scholen). Dankzij die betrouwbare rapportage kunnen valide determinanten van verzuim geschat worden. We schatten in een eerste stap:

$$\text{verzuim}_{ij}^{2005} = \text{constante}^{2005} + \beta * \text{controle\_variabele}_{ij}^{2005} + \text{vaste\_effecten}_j + \text{fouteterm}_i$$

waar  $i$  duidt op een leerling in school  $j$ . Controle variabelen zijn onder andere geslacht, de etnische samenstelling van de school of gezinskenmerken zoals aantal ouders in het gezin.

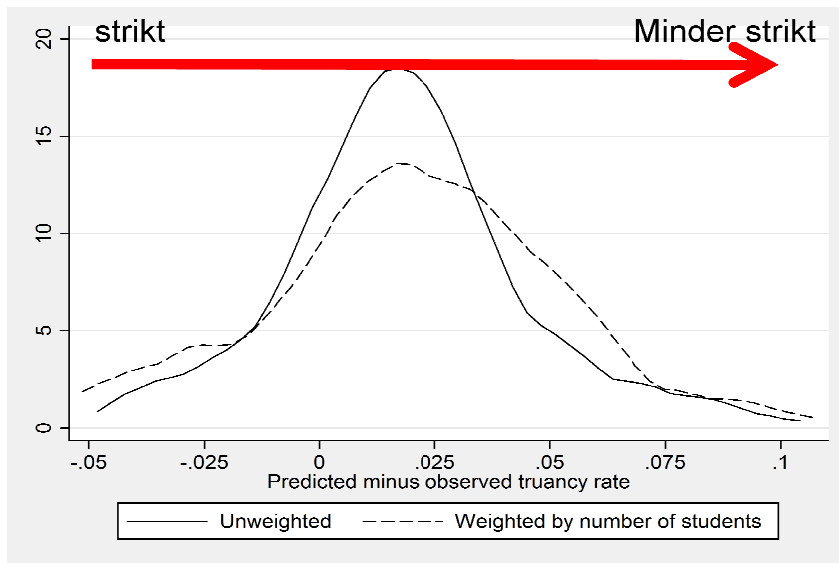
De geschatte coëfficiënten kunnen in een tweede stap getransponeerd worden op de kenmerken van een school in 2003. Dit geeft weer hoeveel leerlingen er zouden verzuimen in 2003, mocht de school adequaat verzuim gerapporteerd hebben. In een derde stap vergelijken we het berekende 'echte' verzuim in 2003, met het gerapporteerde verzuim in 2003. Scholen met een beperkte afwijking zijn eerder 'strikte' scholen en worden in de controlegroep gesorteerd. Scholen met een grotere afwijking zijn eerder 'losse' scholen en worden in de experimentele groep gesorteerd.

Figuur 3 geeft de verdeling weer. Uit de gegevens blijkt dat de verzuimrapportage in 2003 relatief veel te laag was. Een op vier studenten ging naar een school die adequaat rapporteerde. Daar stond tegenover dat een op vier studenten school naar een school ging met minstens 4.5 percent punt te lage verzuimrapportage. Tot slot was een op twee studenten op een school waar ongeveer 1/3 van het verzuim niet geregistreerd werd.

Omdat scholen die relatief te weinig rapporteerden, ook andere kenmerken kunnen hebben die hen onderscheiden van scholen die adequaat rapporteerden (zoals leerlingkenmerken of locatie), corrigeren we daar in verdere analyses voor.

Er is in dit quasi-experiment echter geen duidelijk onderscheid welke scholen tot de controlegroep behoren. Daarom is de analyse aan uitvoerige robuustheidstests onderworpen. Zo is het verschil tussen het voorspelde en geobserveerde verzuim in 2003 gedefinieerd als een continue variabele (figuur 3), maar ook als een discrete variabele die figuur 3 in 5 quintielen indeelt. Ook werd de afwijking gebaseerd op verzuim als een nul-één indicator, alsook als aantal dagen verzuim. Tot slot werd de indeling in controle- en experimentele groep herhaald voor enkel vo-scholen via andere criteria zoals kwaliteitsindicatoren van Inspectie Onderwijs. Alle robuustheidstests wijzen op hetzelfde resultaat

Figuur 3: De voorspelde min de geobserveerde verzuimrapportage in 2003



## Resultaat

Nu de scholen door ons zijn toegewezen aan de controle- en experimentele groep, kan het effect van de verscherpte verzuimregistratie gemeten worden. We vergelijken hiervoor vsv in de controle- en experimentele groep tussen 2004 en 2007. A priori verwachten we dat scholen in de experimentele groep (de minder strikte scholen) er in slagen om vsv sterker terug te dringen dan scholen in de controlegroep.

In de resultaten in tabel 3 verwachten we dus een negatief teken van striktheid op vsv. Hoe groter de discrepantie tussen gerapporteerd en geobserveerd verzuim in 2003, hoe meer de school vsv vermindert na verzuimregistratie. In de resultaten zien we meestal inderdaad dit verwachte negatieve effect, al is het effect niet statistisch significant. De coëfficiënten zijn wel behoorlijk groot. De precisie is dus niet erg goed, maar de grootte van de effecten suggereert wel dat het effect omvangrijk en relevant is.

Dit is robuust voor alle eerder beschreven alternatieve specificaties. De verscherpte verzuimregistratie leidt dus slechts tot een beperkte (niet significante) daling in vsv.

Tabel 6: Effect van verzuimregistratie op vsv – Negatief teken geeft daling weer van vsv

Striktheid gebaseerd op	Verzuim in		Verzuimdagen	
	alle scholen	Quintielen 2-4	Alle scholen	Quintielen 2-4
Jaar 2005*striktheid	0.078	0.799	0.038	0.079
	0.443	0.84	0.71	0.366
Jaar 2006*striktheid	0.118	-1.14	0.074	0.176
	0.664	-1.257	1.142	1.073
Jaar 2007*striktheid	0.288	0.263	0.121 *	0.308 *
	1.485	0.235	1.878	1.755
R-kwadraat	0.481	0.483	0.718	0.815
Aantal observaties	435	263	435	263

bemerk: alle regressies bevatten een jaar- en een schooleffect.

Verzuimdagen gemeten in maanden.

Waar de resultaten in tabel 6 de invloed laten zien van verzuimregistratie op vsv in alle scholen, kan de analyse verengd worden tot enkel vo-scholen. Bovendien is er voor deze scholen informatie beschikbaar over het rendement en de cijfers voor het centraal eindexamen. Dit zijn twee onderwijskwaliteitsindicatoren van Inspectie Onderwijs. Evenals in tabel 6, geven de resultaten een niet-significante daling van vsv aan door de invoering van verzuimregistratie. Wel observeren we voor de betere vo-scholen een significant negatief effect. De analyse herhalen voor enkel mbo-scholen is door het beperkt aantal scholen helaas onmogelijk.

## Conclusie

Schoolverzuim leidt tot een sterk hogere kans op voortijdig schoolverlaten. Leerlingen die verzuimen hebben een 3.9 procent punt hogere kans op vsv. Verzuim aanpakken is dus een goede strategie om vsv te verminderen. De verscherpte registratie van schoolverzuim leidde tussen 2003 en 2007 tot een niet-significante daling van vsv. In de betere vo-scholen (in het bijzonder de scholen in het derde kwartiel van de verdeling volgens de uitslag op het centraal eindexamen) observeren we een significante daling van vsv door verzuimregistratie.

## Literatuur

Abadie, A. (2005). Semiparametric Difference-in-Differences Estimators. *Review of Economic Studies* 72(1), 1-19

Becker, G.S. (1992). *Human Capital and the Economy*. Proceedings of the American Philosophical Society 136(1), 85-92

Bowles, S. (1972). Schooling and Inequality from Generation to Generation. *Journal of Political Economy* 80(3), S219-S51, Part II

DesJardins, S.L., D.A. Ahlburg, *et al.* (2006). The Effects of Interrupted Enrolment on Graduation from College: Racial, Income, and Ability Differences. *Economics of Education Review* 25(6), 575-590.

De Witte, K., S. Cabus, G. Thyssen, W. Groot and H. Maassen van den Brink (2010). *Voortijdig schoolverlaten: Beleidsvaluatie 2010 – Deel 1 Verkenningen*. NICIS Institute.

Garry, E. M. (1996). Truancy: First step to a lifetime of problems [Bulletin]. Washington, D.C.: United States Department of Justice, Office of Justice Programs, Office of Juvenile Justice and Delinquency Prevention.

Groot, W., Maassen van den Brink, H. (2007). The Health Effects of Education. *Economics of Education Review* 26(2), 186-200

Heckman, J. J. (1990). Varieties of Selection Bias. *American Economic Review* 80(2), 313-18

Henry, K. L. (2007). Who's Skipping School: Characteristics of Truants in 8th and 10th Grade. *Journal of School Health* 77(1), 29-35.

Mclanahan, S.S. (1985). Family structure and the intergenerational transmission of poverty. *American Journal of Sociology*, 873-901.

Mirowsky, J., Ross, C.E. (2003). *Education, Social Status and Health*. Walter de Gruyter, Inc. New York, pp. 249.

Oreopoulos, P. (2007). Do dropouts drop out too soon? Wealth, health and happiness from compulsory schooling. *Journal of Public Economics* 91 (11-12), 2213-2229

Reid, K. (1984). Some social, psychological, and educational aspects related to school absenteeism. *Research in Education*, 31, 63–82.

Rekenkamer Amsterdam (2006). *Voortijdig schoolverlaten*. February 2006.

Rumberger, R. W. (1983). Dropping Out of High School: The Influence of Race, Sex, and Family Background. *American Educational Research Journal* 20(2): 199-220.

Rumberger, R.W. and Lamb, S.P. (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, 353-356.

Schultz, T. (1967). *The Economic Value of Education*. New York: Columbia University Press, pp.92

Shavit, Y. and Moeller, W. (1998). *From school to work. A comparative study of educational qualifications and occupational destinations*. Clarendon Press Oxford, pp. 550

Sparkes, J. (1999). *Schools, Education and Social Exclusion*. Centre for Analysis of Social Exclusion, London School of Economics

Tieben, N., Wolbers, M. (2010). Success and Failure in Secondary Education: Socio-Economic background Effects on Secondary School Outcome in the Netherlands, 1927-1998, *British Journal of Sociology of Education* 31(3), 277-290