

# Lagere toeslag leidt tot lagere kwaliteit kinderopvang

In 2012 is de kinderopvangtoeslag aanzienlijk verlaagd. Een verschil-in-verschillen-analyse, met peuterspeelzalen als controlegroep, laat zien dat de kwaliteit van de kinderdagopvang door deze bezuiniging met vijf procent is gedaald. Vooral de educatieve kwaliteit blijkt afgenomen. Dat is zorgelijk omdat de Nederlandse kinderopvang juist op dat aspect al relatief laag scoort.

**EMRE AKGÜNDÜZ**  
Wetenschappelijk medewerker bij het Centraal Planbureau en postdoc aan de Universiteit Utrecht

**EGBERT JONGEN**  
Wetenschappelijk medewerker bij het Centraal Planbureau en universitair hoofddocent aan de Universiteit Leiden

**PAUL LESEMAN**  
Hoogleraar aan de Universiteit Utrecht

**JANNEKE PLANTENGA**  
Hoogleraar aan de Universiteit Utrecht

**D**e afgelopen jaren heeft de overheid op verschillende onderdelen van het overheidsbeleid flink bezuinigd. Ook de kinderopvangtoeslag is verlaagd. Voor de ouders betekende dit hogere prijzen voor formele kinderopvang, wat zich vertaalde in een sterk dalende vraag. Steeg tot 2011 namelijk het aantal kinderen in de dagopvang nog, in 2012 daalde dit aantal met 3,5 procent (Akgündüz *et al.*, 2015). De bezuinigingen hebben, via de gestegen kosten, voor ouders dus een negatief effect gehad op de toegankelijkheid en de beschikbaarheid van de kinderopvang. Veel minder helder is echter wat er als gevolg van deze bezuinigingen is gebeurd met de kwaliteit van de kinderopvang. Is kwaliteit min of meer resistent voor veranderingen in het subsidiebeleid? Investeren aanbieders in kwaliteit om tegemoet te komen aan de hogere prijs, of wordt er juist bezuinigd op kwaliteit om op deze manier een zo concurrerend mogelijk aanbod te kunnen doen?

Sporadisch (internationaal) onderzoek op basis van cross-sectionele data geeft geen eenduidig beeld van de relatie tussen de kinderopvangtoeslag en de kwaliteit van de kinderopvang. Herbst en Tekin (2010) laten bijvoorbeeld zien dat in de VS hogere kinderopvangsubsidies resulteren in lagere scores op lezen en rekenen van kinderen op de kleuterschool, waarschijnlijk vanwege de lage kwaliteit van de kinderopvang. Johnson *et al.* (2012) geven juist aan

dat subsidies een positief effect hebben op de kwaliteit van kinderopvang. In deze studie gaan we een stap verder en gebruiken we panel-data in combinatie met een hervorming in de kinderopvangtoeslag (per 2012) om het causale effect te achterhalen van de kinderopvangtoeslag op de kwaliteit van kinderopvang. Onderzoek naar de kwaliteit is mede van belang omdat uit verschillend onderzoek blijkt dat deelname aan kwalitatief goede kinderopvang positieve effecten kan hebben op de ontwikkeling van kinderen (Havnes en Mogstad, 2011; Herbst, 2013; Vandell *et al.*, 2010).

## DATA EN METHODE

In 2011 was het budgettaire beslag van de kinderopvangtoeslag 3,1 miljard euro. In 2012 werd daar 420 miljoen euro op bezuinigd; vooral de kinderopvangtoeslag voor tweede en verder kinderen werd verlaagd. Als gevolg daarvan steeg de ouderbijdrage voor ouders met één, twee of drie kinderen in de dagopvang respectievelijk met ongeveer 20, 40 en 50 procent (SZW, 2011; Akgündüz *et al.*, 2015). Relevant voor de onderstaande analyse is dat deze bezuiniging geen effect had op de peuterspeelzalen, omdat die niet worden gefinancierd via de Wet kinderopvang, maar via de gemeenten.

Het effect van de hervorming wordt geschat met een *verschil-in-verschillen*-methode (Angrist en Pischke, 2008). Het eerste verschil in kwaliteit komt uit een vergelijking van de uitkomst voor de doelgroep voor en na de hervorming. Om te corrigeren voor het effect van andere factoren dan de hervorming wordt er een tweede verschil gemaakt. De wijziging van de uitkomst van de doelgroep voor en na de hervorming wordt vergeleken met die van een controlegroep voor en na de hervorming. Het verschil in het verschil van de uitkomst geeft dan het beleidseffect. De doelgroep bestaat in onze studie uit de groepen van twee- tot vierjarigen in de kinderdagopvangcentra. Als controlegroep gebruiken we in onze studie groepen van twee- tot vierjarigen in peuterspeelzalen. De geleverde diensten in termen van kwali-

teit zijn tussen de kinderdagopvang en de peuterspeelzalen goed te vergelijken, maar het lijkt niet waarschijnlijk dat de kwaliteit van het peuterspeelzaalwerk wordt beïnvloed door de bezuinigingen in de kinderopvang. Ook indirect is het onwaarschijnlijk dat de kwaliteit van peuterspeelzalen wordt beïnvloed door de hervorming; zo is bijvoorbeeld het aantal kinderen in de peuterspeelzalen voor en na de hervorming nagenoeg constant.

Meer specifiek worden varianten van de onderstaande vergelijking geschat:

$$y_{igt} = \beta_g + \beta_t + \delta(\beta_g \times \beta_t) + \varepsilon_{igt}$$

Daarin is  $y_{igt}$  de te verklaren kwaliteit van kinderopvang in een individuele groep  $i$  (kwaliteit wordt op groepsniveau waargenomen),  $\beta_g$  is een dummyvariabele voor het type opvang (1 voor een groep in de kinderdagopvang, 0 voor een groep in een peuterspeelzaal),  $\beta_t$  is een dummyvariabele voor de periode (1 voor de periode na de hervorming, 0 voor de periode voor de hervorming), de interactie van  $\beta_g$  en  $\beta_t$  is de behandelingsdummy (1 voor een groep uit de kinderdagopvang na de hervorming) met coëfficiënt  $\delta$ , en  $\varepsilon_{igt}$  is een storingsterm. We rapporteren effecten voor

verschillende structuren van de storingsterm (onder andere met of zonder *fixed effects*, dat wil zeggen met of zonder niet-waargenomen kenmerken waarvan wordt aangenomen dat ze constant zijn over de tijd, voor de individuele centra). De standaardfouten zijn daarbij altijd geclusterd op centrumniveau, om rekening te houden met gecorrleerde schokken op centrumniveau (een centrum bestaat doorgaans uit meerdere groepen).

Een belangrijke aanname bij een verschil-in-verschillen-analyse is dat de tijdseffecten in de uitkomstvariabele (in ons geval kwaliteit) hetzelfde zijn voor de doelgroep en de controlegroep – er mag dus geen sprake zijn van verschillende trends. Een beperking van onze data is dat we slechts beschikken over data van één jaar voor en één jaar na de hervorming. Hierdoor is het niet mogelijk om de aanname van gemeenschappelijke tijdseffecten te testen. Aanvullende data maken dat echter wel aannemelijk (Ak-gündüz *et al.*, 2015).

Voor het onderzoek gebruiken we de pre-COOL-dataset (Leseman en Slot, 2014). In de pre-COOL-dataset is de kwaliteit gemeten van kinderdagopvang en peuterspeelzalen, zowel voor (2010 en 2011) als na de hervorming (2012). De meeteenheid is een groep in een centrum (een locatie van een kinderdagopvanginstelling of een peuterspeelzaalinstelling, al dan niet met meerdere groepen). Pre-COOL richt zich op de zogenaamde proceskwaliteit: “de directe dagelijkse ervaringen van kinderen in de activiteiten die zij uitvoeren en de interacties die zij aangaan met andere kinderen en pedagogisch medewerker” (Leseman en Slot, 2014). Daarnaast wordt ook gekeken naar de zogenaamde structurele kwaliteit: “stabiele kenmerken als de inrichting van de ruimte, de groepsomvang en kind-staf-ratio, en het opleidingsniveau en kwalificatieniveau van de medewerkers” (Leseman en Slot, 2014). De proceskwaliteit wordt gemeten via de zogenaamde *Classroom Assessment Scoring System* (CLASS) door getrainde onafhankelijke waarnemers (Leseman en Slot, 2014). Uit pedagogisch onderzoek blijkt dat CLASS de beste voorspeller is van de effecten op de ontwikkeling van kinderen, vergeleken met bijvoorbeeld structurele kwaliteitsindicatoren zoals de kind-staf-ratio (Sabot *et al.*, 2013). CLASS bestaat uit een aantal onderdelen (waarover later meer) die gescoord worden op een schaal van 1 (laag) tot 7 (hoog).

Tabel 1 geeft beschrijvende statistiek wat betreft de opvangkwaliteit voor en na de hervorming, voor de doelgroep (kinderdagopvang) en de controlegroep (peuterspeelzalen). De totale proceskwaliteit, het gemiddelde van de indicatoren, is na de hervorming gedaald in zowel kinderdagopvang als peuterspeelzalen. Nemen we het verschil-in-het-verschil, dan is de daling  $-0,172$  ( $-4,2$  procent). De totale score is gebaseerd op de score voor de overkoepelende domeinen (1) emotionele kwaliteit en (2) educatieve kwaliteit. De daling bij de laatste is wat groter dan bij de eerste. Dit lijkt extra zorgelijk omdat het startniveau van de educatieve kwaliteit al wat lager is dan het startniveau van de emotionele kwaliteit, met een score van respectievelijk ongeveer 3 en 5. Van de structurele kwaliteitsindicatoren hebben we informatie over de kind-staf-ratio. Het aantal kinderen in de kinderdagopvang is sneller afgenomen dan het aantal pedagogisch medewerkers, terwijl in de peuterspeelzalen het aantal kinderen per pedagogisch medewer-

### Kwaliteitsindicatoren voor en na hervorming

TABEL 1

	Kinderdagopvang		Peuterspeelzalen		Verschil-in-verschil
	Voor	Na	Voor	Na	
Proceskwaliteit	4,052	3,529	4,304	3,953	-0,172
- Emotionele proceskwaliteit	5,011	4,446	5,054	4,636	-0,147
- Educatieve proceskwaliteit	3,093	2,611	3,554	3,270	-0,198
Kind-staf-ratio	5,323	5,165	4,881	5,112	-0,389
Aantal observaties	392	355	466	411	
Aantal centra	53	53	77	77	

Bron: Eigen berekeningen op basis van gegevens pre-COOL

### Gemiddeld behandelingseffect op totale proceskwaliteit

TABEL 2

Model	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Proceskwaliteit	-0,173	-0,194	-0,222*	-0,224*	-0,212**
Tijdsummy's	Voor-na	Jaar-maand	Jaar-maand	Jaar-maand	Jaar-maand
Gemeente FE	Nee	Nee	Ja	Nee	Nee
Gemeente x opvangtype FE	Nee	Nee	Nee	Ja	Nee
Centrum FE	Nee	Nee	Nee	Nee	Ja
Aantal observaties	1,624	1,624	1,624	1,624	1,624
Aantal centra	130	130	130	130	130

\*/\*\* Significat op respectievelijk tien- en vijfprocentniveau

Bron: Eigen berekeningen op basis van gegevens pre-COOL

**Gemiddeld behandel­effect op onder­delen proces­kwaliteit en kind-staf ratio** **TABEL 3**

	Gemiddeld behandel­effect
<b>Proces­kwaliteit</b>	–0,212**
Emotionele proces­kwaliteit	–0,174*
• Positief klimaat	–0,055
• Sensitiviteit	–0,124
• Respect voor het perspectief van kinderen	–0,257**
• Gedragsregulatie	–0,261**
Educatieve proces­kwaliteit	–0,251**
• Faciliteren van leren	–0,451***
• Kwaliteit van de feedback	–0,235*
• Taalstimulering	–0,066
<b>Kind-staf-ratio</b>	–0,218

\*/\*\*/\*\*\* Significant op respectievelijk tien-, vijf- en eenprocentniveau

Bron: Eigen berekeningen op basis van gegevens pre-COOL

ker juist enigszins is toegenomen, waardoor het verschil-in-het-verschil een daling van de kind-staf-ratio laat zien.

### REGRESSIERESULTATEN

Tabel 1 geeft de gemiddelde behandel­effecten zonder dat rekening wordt gehouden met wijzigingen in controlevariabelen. In tabel 2 controleren we voor een aantal kenmerken middels een regressieanalyse. Kolom (1) geeft de uitkomsten van een simpele verschil-in-verschillen-analyse, waarbij alleen rekening wordt gehouden met geclusterde storings­termen op centrum-niveau. Het effect is niet significant. In kolom (2) introduceren we vervolgens tijdsdummy’s per maand van observatie; het behandel­effect wordt hierdoor wat meer negatief, maar blijft niet significant. Voegen we in kolom (3) vervolgens *fixed effects* per gemeente toe, dan wordt het behandel­effect weer wat negatiever, en significant op tienprocentniveau. Wanneer we rekening houden met *fixed effects* per opvangtype (kinderdagopvang dan wel peuterspeel­zaal) per gemeente, kolom (4), dan krijgen we ongeveer hetzelfde behandel­effect. Ten slotte, als we rekening houden met *fixed effects* op centrumniveau, bijvoorbeeld om te corrigeren voor permanente verschillen in het niveau van de pedagogisch medewerkers of het management, dan vinden we een significant negatief behandel­effect van –0,212 (–5,2 procent). Dit is onze geprefereerde specificatie, omdat we op deze manier zo nauwkeurig mogelijk rekening houden met niet-waargenomen (vaste) kenmerken.

Tabel 3 geeft de regressieresultaten per onderdeel van de proces­kwaliteit, en voor de kind-staf-ratio. Ook op basis van de regressieanalyse kan worden geconcludeerd dat de daling in de educatieve kwaliteit groter is dan de daling in de emotionele kwaliteit. Kijken we naar de onderdelen binnen de educatieve kwaliteit, dan blijkt de daling met name te komen door een daling in het faciliteren van leren. Binnen het domein van de emotionele kwaliteit dalen met

name het respect voor het perspectief van het kind en de gedragsregulatie (het voorkomen van negatief gedrag, zoals niks doen en ruziemaken, en het omzetten van negatief gedrag in positief en productief spel- en taakgericht gedrag). Het behandel­effect op de kind-staf-ratio is negatief; dit lijkt gunstig omdat het meer staf per kind impliceert. Maar het effect is niet significant en volgens het pedagogisch onderzoek ook minder relevant.

Akgündüz *et al.* (2015) geeft nog een aantal robuustheidsanalyses, waarbij niet-lineaire verschil-in-verschillen-schatters worden gebruikt. Het gemiddelde behandel­effect is daarbij robuust. De daling in de kwaliteit lijkt verder met name gedreven te worden door een kwaliteitsdaling bij centra in het middensegment. Waarschijnlijk is in dit segment de druk het grootst; bij centra van lage kwaliteit is er weinig ruimte om hier nog verder op te bezuinigen, terwijl bij centra in het topsegment kwaliteit juist een belangrijk onderscheidend criterium is.

### CONCLUSIE

Er is nog relatief weinig bekend over het effect van kinderopvangtoeslagwijzigingen op de kwaliteit van de kinderopvang. Met behulp van een verschil-in-verschillen-methode laten we zien dat de bezuiniging op de kinderopvangtoeslag in 2012 heeft geleid tot een daling van de kinderopvangkwaliteit met ongeveer vijf procent, en dan met name binnen het educatieve domein. Uit buitenlands onderzoek blijkt dat de kwaliteit van de kinderopvang een belangrijke rol kan spelen bij de ontwikkeling van kinderen. Bij wijzigingen in de kinderopvangtoeslag is het dus belangrijk om niet alleen te kijken naar de effecten op de arbeidsparticipatie van ouders, maar ook naar de effecten op de ontwikkeling van kinderen.

### LITERATUUR

Akgündüz, E., E. Jongen, P. Leseman en J. Plantenga (2015) Quasi-experimental evidence on the relation between child care subsidies and child care quality. *CPB Discussion Paper*, 310, Den Haag.

Angrist, J. en J.-S. Pischke (2008) *Mostly harmless econometrics: an empiricist’s companion*. Princeton: Princeton University Press.

Havnes, T. en M. Mogstad (2011) No child left behind: subsidized child care and children’s long-run outcomes. *American Economic Journal: Economic Policy*, 3(2), 97–129.

Herbst, C. (2013) The impact of non-parental child care on child development: evidence from the summer participation ‘dip’. *Journal of Public Economics*, 105(September), 86–105.

Herbst, C. en E. Tekin (2010) Child care subsidies and child development. *Economics of Education Review*, 29(4), 618–638.

Johnson, A., R. Ryan en J. Brooks-Gunn (2012) Child-care subsidies: do they impact the quality of care children experience? *Child Development*, 83(4), 1444–1461.

Leseman, P. en P. Slot (2014) *Kwaliteit en curriculum van voorschoolse opvang en educatie in Nederland*. Den Haag: Nationaal Regieorgaan Onderwijs­onderzoek.

Sabol, T., S. Soliday Hong, R. Pianta en M. Burchinal (2013) Can rating pre-K programs predict children’s learning. *Science*, 341(6148), 845–846.

SZW (2011) *Kinderopvangtoeslag vanaf 2012*. Den Haag: SZW.

Vandell, D., J. Belsky, M. Burchinal *et al.* (2010) Do effects of early child care extend to age 15 years? Results from the NICHD study of early child care and youth development. *Child Development*, 81(3), 737–756.