

Het Voorspellen van Stagnatie in Rekenontwikkeling bij Leerlingen tussen
Groep 3 en Groep 5 op basis van Leerlingkenmerken

Student: H.M. Kroon (s4395123)

Begeleider: dr. N. Frans

2^e beoordelaar: dr. J. Brouwer

Rijksuniversiteit Groningen

Faculteit der Gedrags- en Maatschappijwetenschappen

Bachelorwerkstuk Pedagogische Wetenschappen

Juni 2023

Abstract

Earlier research in the Netherlands showed that about 60% of the students between five and nine years old stagnated in their results of Cito LOVS-tests. This study investigated the extent to which the probability of stagnation in the field of mathematics can be predicted based on student characteristics. Based on literature, the effects of one's starting level, the number of tests, gender, having a migration background and coming from a single-parent family were examined. Data from the aforementioned study was used for the analysis. The sample consisted of students from schools who used the Cito LOVS-tests of mathematics between six and nine years old. The data showed that 64% of the students stagnated at least once at these tests. Logistic regression analysis was used to decide which factors best predict the chance of stagnation. The analyses showed that a high starting level, a high number of tests and having a migration background increased the chance of stagnation. Based on the literature, it was expected that gender and coming from a single-parent family also increased the chance of stagnation. However, this was not reflected in the analysis. The results may be slightly biased, because the sample and population did not match completely, especially in the proportion of students with a migration background. It is therefore important for follow-up research to ensure a representative sample. In follow-up research, other student characteristics that predict the chance of stagnation can be examined, so that professionals can stimulate growth in math skills.

Inleiding

In het Nederlandse onderwijssysteem gebruikt ongeveer 85% van de scholen de LOVS toetsen van Cito (Cito, z.d.). Dit is een leerlingvolgsysteem dat leerkrachten gebruiken om systematisch inzicht te krijgen in de vaardigheidsgroei en het niveau van leerlingen. De leerling wordt twee keer per jaar getoetst. Aan de toetsscore wordt op basis van Item Respons Theorie (IRT) een vaardigheidsscore toegekend, die gebruikt wordt om de groei te bekijken. De leerkracht kan zo zien hoeveel groei de leerling heeft doorgemaakt en of er mogelijke stagnaties in de vaardigheidsgroei zijn (Vlug, 1997). Onderzoek van Frans et al. (2020) toonde bij ongeveer 60% van alle leerlingen tussen groep 2 en groep 6 minstens één stagnatie aan. Dit deed zich voor op zowel het domein van taal als van rekenen. Bij een groot deel van de leerlingen hingen deze stagnaties niet samen met afwijkende groei. Stagnaties kunnen namelijk het gevolg zijn van een meetfout of van afwijkende groei. Leerlingen met afwijkende groei zijn pas na verschillende afnames betrouwbaar te identificeren.

In dit onderzoek wordt gekeken naar factoren die mogelijk samenhangen met deze stagnaties. Doordat het vaak niet duidelijk is wat de invloed is van stagnaties op de verdere ontwikkeling van de leerling, is het goed om te kijken bij welke (leerling)kenmerken stagnaties zich voornamelijk voordoen. Professionals, zoals leerkrachten, zouden extra aandacht kunnen hebben voor leerlingen met deze specifieke kenmerken, zodat vaardigheidsgroei wordt gestimuleerd en stagnaties worden voorkomen. Indien namelijk wordt ingegrepen als de problemen al even spelen, dan stapelen de problemen zich op. Vroegtijdige inzet van hulp is daarom belangrijk (Ruijssenaars et al., 2021).

De focus ligt in dit onderzoek op stagnaties op het domein van Rekenen-Wiskunde. Bij de Cito LOVS-toetsen van Rekenen-Wiskunde wordt gekeken naar de algemene rekenvaardigheid van leerlingen en hun ontwikkeling hierin (Janssen et al., 2010). Aangezien je rekenvaardigheden nodig hebt om je te kunnen redden in de maatschappij, is het belangrijk dat de leerlingen zich hierin voldoende ontwikkelen. Stagnaties in rekenontwikkeling moeten daarom zo vroeg mogelijk gesignaleerd worden, om achterstanden in de rekenontwikkeling tegen te gaan (Inspectie van het Onderwijs, 2021). Daarnaast is dit onderzoek relevant, omdat de relatie tussen de vaardigheidsgroei en stagnaties binnen het rekendomein niet eerder is onderzocht.

Verschillende kenmerken van leerlingen hangen mogelijk samen met een verhoogde kans op stagnaties in de rekenontwikkeling. In de Verenigde Staten is door Bodovsky en Youn (2012) onderzoek gedaan onder leerlingen van zes tot veertien jaar naar factoren die invloed hebben op de rekenontwikkeling van leerlingen. Hieruit blijkt ten eerste dat leerlingen die

starten met hogere scores een lagere groei vertonen in hun rekenvaardigheid. Dit wordt ondersteund door het onderzoek van Roeleveld et al. (2011). Dit fenomeen is ook te verklaren door “regression to the mean”: als een toetscore sterk van het gemiddelde afwijkt, dan is de kans groot dat de score van de volgende toets dichterbij het gemiddelde zal liggen. Stagnatie is dan dus het gevolg van een meetfout, in plaats van een daadwerkelijke stagnatie in de ontwikkeling.

Als tweede laat het onderzoek van Bodovsky en Youn (2012) zien dat leerlingen uit een eenoudergezin een lagere groei in rekenvaardigheid hebben. Uit het onderzoek van Entwisle en Alexander (1996) onder kinderen van zes tot negen jaar blijkt echter dat leerlingen uit eenoudergezinnen starten met lagere cijfers voor rekenen dan leerlingen uit een tweeoudergezin, maar dit verschil neemt af. Leerlingen uit eenoudergezinnen laten dus meer groei zien. Een mogelijke verklaring voor deze verschillende uitkomsten is de leeftijd van het kind. Bodovsky & Youn (2012) hebben namelijk gekeken naar leerlingen tussen de zes en veertien jaar, Entwisle en Alexander (1996) naar leerlingen tussen de zes en negen jaar. Het komen uit een eenoudergezin zou op latere leeftijd (vanaf negen jaar) dus mogelijk meer invloed hebben dan op jongere leeftijd.

Het derde dat naar voren kwam in het onderzoek van Bodovsky en Youn (2012) is dat leerlingen met een migrantenachtergrond vaak een lagere vaardigheidsgroei op het gebied van rekenen hebben. Onderzoek van Roeleveld et al. (2011) naar kinderen van zeven tot twaalf jaar in Nederland en van Rathbun et al. (2005) naar kinderen van vier tot negen jaar laat echter het tegenovergestelde zien: leerlingen met een migratieachtergrond laten meer vaardigheidsgroei zien dan klasgenoten. Elk van de onderzoeken toont dus een verband aan met rekenontwikkeling en het al dan niet hebben van een migratieachtergrond, maar de richting van het verband is verschillend.

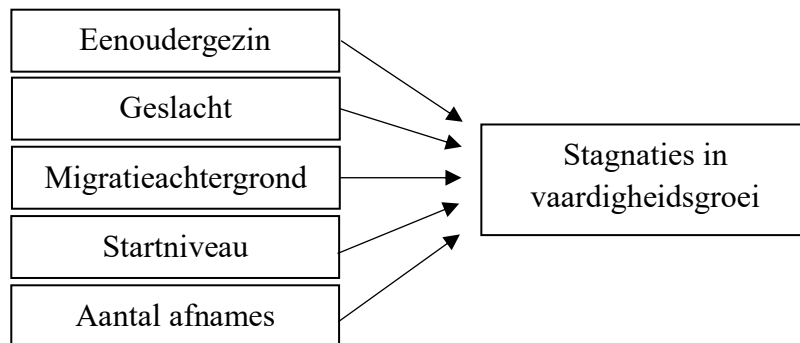
Een ander leerlingkenmerk dat mogelijk invloed heeft op de rekenontwikkeling is het geslacht van de leerling. Zo laat het onderzoek van Aunola et al. (2004) zien dat jongens een grotere ontwikkelingsgroei doormaken dan meisjes. Bij meisjes zouden dus eerder stagnaties optreden dan bij jongens. De verklaring voor deze ontwikkelingsgroei is echter niet te vinden in neurale factoren: de hersenen van jongens en meisjes functioneren hetzelfde tijdens het rekenen (Kersey et al., 2019). De rekenhouding van leerlingen kan mogelijk wel het verschil in rekenontwikkeling tussen jongens en meisjes verklaren (Levine & Pantoja, 2021). Onder andere rekenangst bij meisjes zou namelijk een negatief effect hebben op de rekenontwikkeling, wat bij jongens niet het geval is (Erturan & Jansen, 2015; Schleepen & Van Mier, 2016).

In dit onderzoek wordt dus gekeken naar factoren die een verband hebben met stagnaties in vaardigheidsgroei bij rekenen tussen groep 3 en groep 5. De onderzoeksvraag hierbij is: *In hoeverre dragen leerlingkenmerken bij aan het voorspellen van de kans op stagnatie in vaardigheidsgroei bij rekenen tussen groep 3 en groep 5?*

De verwachting op basis van de eerder beschreven literatuur is dat de leerlingen die een hogere score op de M3-toets hadden, eerder stagnaties laten zien. Ook bij meisjes zouden eerder stagnaties op treden dan bij jongens. Daarnaast is de verwachting dat er een verband is tussen migratieachtergrond en stagnaties. Over de richting van het verband was echter geen consensus in de literatuur. Dit kan mogelijk verklaard worden door het verschil in steekproef in de onderzoeken. De verwachting is daarom dat kinderen met een migratieachtergrond minder snel stagneren. Ook bij de variabele ‘eenoudergezin’ was geen consensus in de literatuur. Een mogelijke verklaring is het verschil in leeftijd in de steekproef, maar dit is niet zeker. Ook deze variabele wordt daarom meegenomen in dit onderzoek. Als laatste zal gecontroleerd worden voor het aantal afnames, aangezien de kans op een stagnatie groter is bij meer toetsafnames. In Figuur 1 is het bijbehorende conceptuele model te zien.

Figuur 1

Conceptuele Model



Methode

Onderzoeksdesign

In dit onderzoek is gebruik gemaakt van de data van het onderzoek van Frans et al. (2020). Het doel van dat onderzoek was om de bruikbaarheid van de kleutertoetsen van Cito vast te stellen. Het was een correlatieel onderzoek. Doordat de data al eerder is verzameld, is dit onderzoek daarbij retrospectief.

Populatie en steekproef

De doelpopulatie van het onderzoek van Frans et al. (2020) zijn scholen die minstens één van de kleutertoetsen van Cito LOVS afnemen. Door middel van een random steekproef zijn 59 scholen opgenomen, met in totaal 1402 leerlingen. Deze leerlingen startten allemaal in

september 2014 in groep 6. De doelpopulatie van dit onderzoek zijn scholen die tussen groep 3 en groep 5 gebruik maken van de Cito LOVS-toetsen van Rekenen-Wiskunde. In de uiteindelijke steekproef hiervoor zijn alleen leerlingen met minstens twee toetsafnames van de Rekenen-Wiskunde toets opgenomen, zodat er zicht is op de groei van de leerling. Bij afnames waar minder dan twee maanden tussen zat, is gekeken naar de eerste afname. Ook zijn leerlingen met leerlinggebonden financiering uit de steekproef gehaald, omdat deze groep te klein is om er conclusies over te trekken. De uiteindelijke steekproef bestaat uit 1364 leerlingen.

Variabelen en instrumenten

Het gebruikte instrument zijn de Cito LOVS-toetsen van Rekenen-Wiskunde (Janssen et al., 2010). Deze toetsen kijken naar de algemene rekenvaardigheid van leerlingen. Aan de hand hiervan kan worden vastgesteld in hoeverre de leerling rekenvaardig is en wat de ontwikkeling van de leerling op dit domein is.

Elke toets heeft twee afnamemomenten per schooljaar: in het midden (M3, M4 en M5) en aan het eind van het jaar (E3, E4 en E5). De toetsen zijn opgedeeld in twee of drie taken, waarbij elke taak bestaat uit 25 tot 30 opgaven. De opgaven zijn geconstrueerd en verdeeld over de verschillende domeinen aan de hand van de kerndoelen van Stichting Leerplan Ontwikkeling. De scores van de toetsen worden omgezet in vaardigheidsscores aan de hand van IRT-modellen (Janssen et al., 2010). De COTAN heeft de betrouwbaarheid en begripsvaliditeit van de toetsen onderzocht. De geschatte betrouwbaarheidscoëfficiënt van elke toets was minstens .91, waardoor het als ‘goed’ beoordeeld kon worden (Egberink et al., 2010; Janssen et al., 2010). Ook de begripsvaliditeit is met een ‘goed’ beoordeeld (Egberink et al., 2010). Uit correlatieonderzoek bleek namelijk dat alleen opgaven zijn opgenomen die daadwerkelijk de rekenvaardigheid meten (Janssen et al., 2010).

De afhankelijke variabele in dit onderzoek is het aantal stagnaties. Bij een stagnatie is er sprake van dezelfde, of een lagere vaardigheidsscore bij twee opeenvolgende toetsen. De variabele ‘opleiding ouders’ is aan de hand van de oude gewichtenregeling (ESIS, z.d.) gedefinieerd. Hierbij zijn de gewichten van de leerling bepaald aan de hand van drie categorieën (zeer laag opgeleid=0.3, laag opgeleid=1.2, gemiddeld opgeleid=0). De overige variabelen zijn ‘geslacht’ (jongen=0, meisje=1), ‘leeftijd’ (in jaren bij aanvang groep 6), ‘geboortemaand’ (1-12), ‘migratieachtergrond’ (nee=0, ja=1), ‘eenoudergezin’ (nee=0, ja=1), ‘doublures voor start groep 6’ (klas overgeslagen=-1, nee=0, ja=1), het aantal toetsafnames en het startniveau van de leerling (vaardigheidsscore op M3-toets).

Procedure

De data is verzameld tussen september 2014 en november 2015. Scholen zijn willekeurig benaderd via mail en telefoon. De scholen besloten zelf om te participeren aan het onderzoek. Ze hebben de data uit de leerling- en onderwijsvolgsystemen geanonimiseerd door namen te verwijderen en geboortedata af te ronden op maanden en deze data vervolgens opgestuurd. De scholen hebben toestemming gegeven om deze data te gebruiken voor een promotietraject naar de stabiliteit en voorspellende waarde van Cito LOVS kleutertoetsen en verwante onderzoeken. Daarnaast heeft de ethische commissie PedOn toestemming gegeven voor dit onderzoek.

Analyseplan

De data is geanalyseerd met behulp van SPSS-versie 28.0.1.1. Eerst zijn verschillende variabelen gedichotomiseerd. De afhankelijke variabele ‘stagnatie’ is gedichotomiseerd door onderscheid te maken tussen wel en niet stagneren. De variabele ‘doublure’ is gedichotomiseerd in wel of niet doubleren, waarbij een klas overslaan is samengevoegd met het niet doubleren. Als derde is de variabele ‘opleidingsniveau’ gedichotomiseerd door de waarden 0.3 (zeer laag) en 1.2 (laag) samen te voegen tot ‘laag’. Als laatste is de variabele ‘geboortemaand’ gedichotomiseerd door onderscheid te maken in het al dan niet zijn van een herfstkind (niet=januari-september, wel=oktober-december). Herfstkinderen kleuteren namelijk minder lang, maar het is voor de rekenontwikkeling essentieel dat juist in de kleuterperiode de voorbereidende rekenvaardigheden voldoende ontwikkeld worden (Toll & Van Luit, 2013).

Vervolgens is de steekproef omschreven door middel van de verdelingen van de variabelen. Hierbij is mede gelet op missende waarden. Bij meer dan 10 missende waarden is gekeken of leerlingen met missende waarden afweken in hun frequentie van stagneren. Afhankelijk van de soort variabele is dit gedaan door een kruistabel met de χ^2 -toets of de Independent Samples *t*-toets. Na deze analyses zijn de bivariate relaties tussen enerzijds ‘stagnatie’ en anderzijds de categorische variabelen (‘doublure’, ‘eenoudergezin’, ‘geslacht’, ‘herfstkinderen’, ‘migratieachtergrond’ en ‘opleiding ouders’) onderzocht. Hiervoor is gebruik gemaakt van een kruistabel met de χ^2 -toets. Voor de relatie tussen de variabele ‘stagnatie’ en de continue variabelen (‘afnames’, ‘leeftijd’, ‘startniveau’) is de Independent Samples *t*-toets gebruikt. Voor het bepalen van de significantie van een relatie, is de vuistregel $\alpha=.05$ gehanteerd.

Om te kijken welke variabelen samenhangen met stagnaties in vaardigheidsgroei, is een logistische regressieanalyse uitgevoerd. Hierbij werden eerst de variabelen uit het conceptuele model toegevoegd. Daarna zijn in een exploratief deel de overige variabelen toegevoegd, om te

kijken of dat mogelijke significante voorspellers zijn voor het al dan niet stagneren. Bij de regressieanalyse zijn de variabelen één voor één toegevoegd. Als een variabele een significante voorspeller bleek én als het percentage correct voorspelde stagnaties en de proportie verklaarde variantie omhoogging, werd de voorspeller in het model gehouden. In andere gevallen werd de variabele weer verwijderd.

Voor het controleren van de assumpties is eerst middels scatterplots van de afhankelijke variabele met de onafhankelijke variabelen gekeken of er sprake was van een lineaire relatie. Om te controleren voor multicollineariteit is voor elke onafhankelijke variabele de Variance Inflation Factor berekend. Deze moet lager zijn dan vier (Post, 2023).

Resultaten

Verdeling van de steekproef

De steekproef bestaat uit 1364 leerlingen. Hiervan stagneert 64.0% minstens één keer. Het aantal stagnaties varieert daarbij tussen de één en vier keer, zoals te zien in Tabel 1. Bijna de helft van de leerlingen laat één stagnatie zien. Per school verschilt het daarbij significant hoeveel leerlingen er stagneren ($\chi^2(58)=114.796$, $p<.001$). Deze toets is echter minder betrouwbaar, doordat er bij 22.0% van de cellen het verwachte aantal observaties onder de vijf lag.

Tabel 1

Verdeling aantal stagnaties

Aantal stagnaties	Aantal	Percentage
0	491	36.0
1	597	43.8
2	246	18.0
3	29	2.1
4	1	0.1
Totaal	1364	100

De verdelingen van de onafhankelijke dichotome variabelen zijn weergegeven in Tabel 2. Hieruit blijkt dat het merendeel van de leerlingen geen doublure heeft gehad, niet uit een eenoudergezin komt, geen herfstkind is, geen migratieachtergrond heeft en ouders heeft met een gemiddeld opleidingsniveau. Daarnaast zijn er in de steekproef ongeveer even veel jongens als meisjes. In de tabel komt ook naar voren dat er relatief veel missende gegevens zijn bij de variabele over de opleiding van de ouders. Uit de kruistabel met de variabelen ‘stagnatie’ en

'opleidingsniveau_missing' bleek dat er geen significant verschil was wat betreft het stagneren tussen leerlingen met en zonder gegevens over het opleidingsniveau van de ouders ($\chi^2(1)=0.345, p=.557$).

Tabel 2

Verdeling onafhankelijke dichotome variabelen

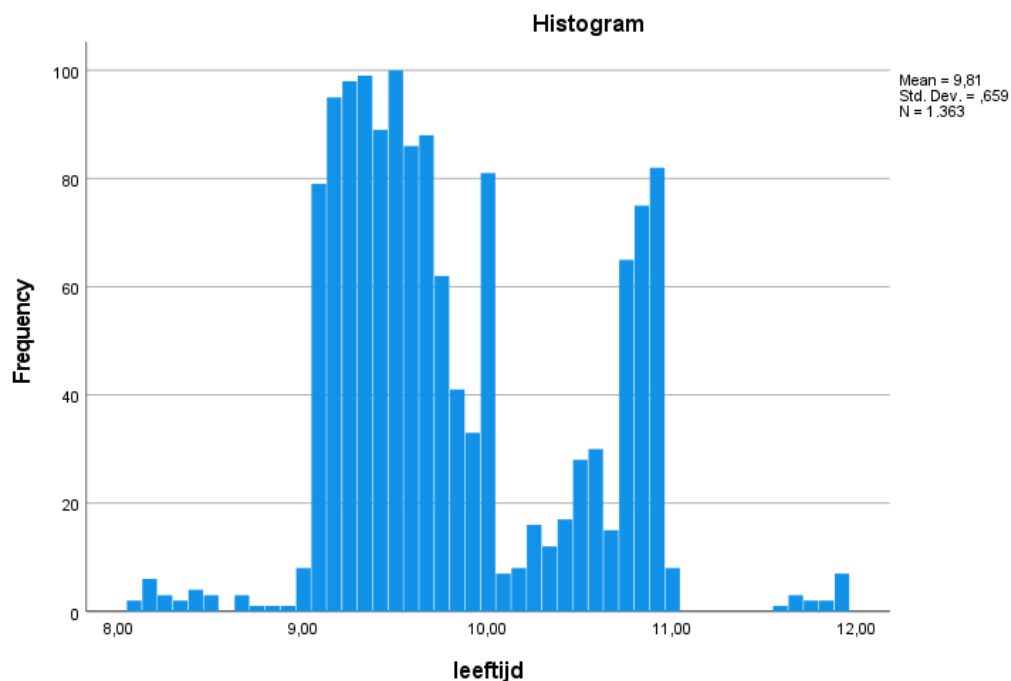
Variabele	Aantal	Percentage
Doublure		
Geen	1256	92.1
Wel	106	7.8
Missing	2	0.1
Eenoudergezin		
Geen	1211	88.8
Wel	151	11.1
Missing	2	0.1
Geslacht		
Jongen	673	49.3
Meisje	691	50.7
Herfstkinderen		
Geen	1024	75.1
Wel	339	24.9
Missing	1	0.1
Migratieachtergrond		
Geen	1240	90.9
Wel	124	9.1
Opleiding ouders		
Gemiddeld	1194	87.5
Laag	126	9.2
Missing	44	3.2
Totaal	1364	100

In Figuur 2 is de verdeling van de leeftijd te zien. Van één leerling mist data over de leeftijd. De gemiddelde leeftijd is 9.8, met een standaarddeviatie van 0.66. De minimumleeftijd is 8.1 en het maximum is 11.9. De verdeling is hierbij bimodaal. Een mogelijke verklaring

hiervoor zijn de doublures: leerlingen die een keer gedoubleerd zijn, zijn een jaar ouder dan andere leerlingen. De doubleerders waren significant ouder dan andere leerlingen, met een gemiddelde leeftijd van 10.6 jaar ten opzichte van 9.7 jaar ($t(1359)=-13.158, p<.001$)

Figuur 2

Histogram bij variabele 'leeftijd'



Bij 82.9% van de leerlingen zijn zes toetsen afgenomen. Dit is overeenkomstig de verwachting, aangezien vanaf groep 3 elk schooljaar twee toetsen worden afgenomen (Janssen et al., 2010). Bij de andere leerlingen varieert het aantal afnames tussen twee en elf. De eerste toetsafname wordt gedefinieerd als het startniveau van de leerling. Hierbij is sprake van een redelijk normale verdeling. Het gemiddelde startniveau van de leerlingen is 34.9, met een standaarddeviatie van 16.3. Van 80 leerlingen mist data over het startniveau. Uit de kruistabel met de variabele 'stagnatie' bleek een significant verschil tussen de leerlingen waarbij het startniveau beschikbaar is en waarbij het mist ($\chi^2(1)=23.523, p<.001$). Van de leerlingen waarvan het startniveau mist, stagneert namelijk 61.3%, tegenover 34,4% van de leerlingen waarvan het startniveau bekend is. Daarnaast hebben de leerlingen met een missend startniveau significant minder toetsafnames ($t(1362)=31.720, p<.001$) en een significant hogere leeftijd ($t(1361)=-2.011, p=.045$). Als vierde hebben deze leerlingen significant vaker een migratieachtergrond ($\chi^2(1)=30.277, p<.001$).

Bivariate relaties

Voor elke onafhankelijke variabele is gekeken naar de relatie met het al dan niet stagneren. In Tabel 3 zijn de resultaten van de bivariate relaties met de categorische variabelen samengevat. Hieruit blijkt dat gedoubleerde leerlingen significant vaker stagneren dan de andere leerlingen ($\chi^2(1)=8.964$, $p=.003$). Bij de variabelen ‘eenoudergezin’, ‘geslacht’, ‘herfstkinderen’, ‘migratieachtergrond’ en ‘opleiding ouders’ is er geen significant verschil in het al dan niet stagneren.

Tabel 3

Bivariate relaties tussen ‘stagnatie’ en categorische variabelen

Variabele		Percentage dat stagneert	χ^2	p -waarde
Doublure	Niet	62.8%	8.964	.003
	Wel	77.4%		
Eenoudergezin	Niet	64.9%	3.100	.078
	Wel	57.6%		
Geslacht	Jongen	66.1%	2.589	.108
	Meisje	61.9%		
Herfstkinderen	Niet	64.3%	0.077	.781
	Wel	63.4%		
Migratieachtergrond	Niet	64.6%	2.088	.148
	Wel	58.1%		
Opleiding ouders	Laag	61.9%	0.232	.630
	Gemiddeld	64.1%		

In Tabel 4 zijn de bivariate relaties tussen de continue variabelen en ‘stagnatie’ samengevat. Hieruit blijkt dat leerlingen die stagneren significant meer toetsafnames hebben dan leerlingen die niet stagneren ($t(1362)=-6.693$, $p<.001$). Ook wat betreft de variabele ‘leeftijd’ is er sprake van een significante relatie: leerlingen die stagneren hebben gemiddeld een significant hogere leeftijd dan leerlingen die niet stagneren ($t(1361)=-3.088$, $p=.002$). Als derde ligt het startniveau van leerlingen die stagneren gemiddeld 9.05 punt hoger dan het startniveau van de andere leerlingen. Ook dit verschil is significant te noemen ($t(1282)=-9.808$, $p<.001$).

Tabel 4*Bivariate relaties tussen 'stagnatie' en continue variabelen*

Variabele	Gemiddelde bij wel stagneren	Gemiddelde bij niet stagneren	<i>t</i> -waarde	Vrijheidsgraden	<i>p</i> -waarde
Afnames	6.09	5.74	-6.693	1362	<.001
Leeftijd	9.86	9.74	-3.088	1361	.002
Startniveau	38.01	28.96	-9.808	1282	<.001

Logistische regressieanalyse

In Tabel 5 zijn de resultaten van de logistische regressieanalyse op basis van het conceptuele model weergegeven. In totaal zijn er acht modellen gevormd. In Tabel 5 zijn echter alleen de modellen met voorspellers uit het uiteindelijke significante model weergegeven. De andere variabelen ('eenoudergezin' en 'geslacht') waren geen significante voorspellers en droegen niet bij aan de proportie verklaarde variantie en het percentage correct voorspeld.

Tabel 5*Logistische regressieanalyse met variabelen uit conceptuele model*

Model	Variabelen	Coëfficiënt	<i>p</i> -waarde	<i>R</i> ²	Percentage correct voorspeld
1	Constant	-.622	<.001	.098	64.3
	Startniveau	0.038	<.001		
4	Constant	-0.679	<.001	.100	63.7
	Startniveau	0.039	<.001		
	Migratie	0.286	.202		
5	Constant	-4.647	<.001	.140	67.1
	Startniveau	0.044	<.001		
	Afnames	0.626	<.001		
6	Constant	-5.333	<.001	.149	67.5
	Startniveau	0.047	<.001		
	Afnames	0.711	<.001		
	Migratie	0.724	.003		

Uit de logistische regressieanalyse kwam model 6 als beste naar voren. Hierbij wordt ongeveer 15% van de variantie verklaard. Daarbij wordt in ongeveer 67.5% van de voorspellingen over het al dan niet stagneren een correcte voorspelling gedaan. Volgens het

model is de kans op stagnatie .64 bij een gemiddeld startniveau, zes toetsafnames en geen migratieachtergrond. Indien het startniveau één standaarddeviatie hoger ligt en de overige variabelen gelijk blijven, dan is de kans op stagnatie .79. Bij een gemiddeld startniveau, geen migratieachtergrond en zeven toetsafnames is de kans op stagnatie .78. Ook voor leerlingen met een gemiddeld startniveau, zes toetsafnames en wél een migratieachtergrond is de kans op stagnatie .78.

Het hebben van een migratieachtergrond draagt dus bij aan een verhoogde kans op stagnatie. Uit de beschrijvende analyse bleek dat leerlingen zonder een migratieachtergrond een grotere kans hebben op stagnatie. Dit was echter geen significante relatie. Vanuit een aanvullende analyse komt naar voren dat leerlingen zonder een migratieachtergrond een gemiddeld startniveau hebben van 35.8 en leerlingen met een migratieachtergrond een gemiddeld startniveau van 24.9. Dit verschil is significant te noemen ($t(1282)=6.620, p<.001$). Daarnaast hebben leerlingen zonder een migratieachtergrond significant meer toetsafnames (6.03) dan leerlingen met een migratieachtergrond (5.29) ($t(1362)=8.463, p<.001$). Er is dus wel sprake van een significant verband tussen migratieachtergrond en het al dan niet stagneren indien voor de variabelen ‘startniveau’ en ‘afnames’ gecorrigeerd wordt.

De variabelen ‘doublure’, ‘leeftijd’, ‘opleiding ouders’ en ‘herfstkinderen’ zijn in een exploratief deel toegevoegd aan het model. Dit bleken geen significante voorspellers te zijn. Ook droegen deze variabelen niet of nauwelijks bij aan de proportie verklaarde variantie en het percentage correct voorspeld. Deze variabelen zijn daarom niet opgenomen in het uiteindelijke model.

Assumpties

In Tabel 6 zijn de VIF-waarden bij de voorspellers uit het logistische regressiemodel weergegeven. Aangezien ze allemaal kleiner zijn dan 4, is aan de assumptie van multicollineariteit voldaan. Ook aan de assumptie van lineariteit is voldaan. In Figuur 3 is namelijk te zien dat er sprake is van een lineaire relatie tussen variabele ‘stagnatie’ en de onafhankelijke continue variabele (‘startniveau’).

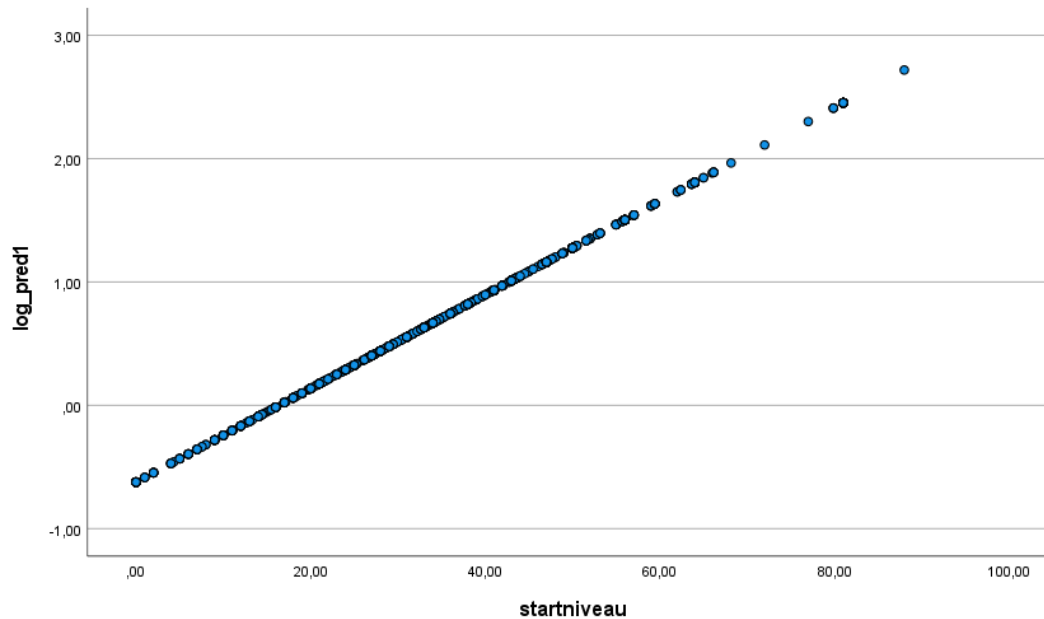
Tabel 6

VIF-waarden bij voorspellers uit logistische regressiemodel

Variabele	VIF-waarde
Startniveau	1.090
Afnames	1.093
Migratie	1.092

Figuur 3

Scatterplot bij relatie voorspelde logit-waarden en 'startniveau



Discussie

Het doel van dit onderzoek was om te kijken welke leerlingkenmerken mogelijk bijdragen aan het voorspellen van de kans op stagnatie in vaardigheidsgroei bij rekenen tussen groep 3 en groep 5. Uit de resultaten bleek dat een ruime meerderheid van de leerlingen minstens één keer stagneert. Hierbij kwam naar voren dat een hoger startniveau, een hoger aantal toetsafnames en het hebben van een migratieachtergrond de kans op stagnaties vergroten. Indien deze gegevens van een leerling bekend zijn, kan de leerkracht bij een stagnatie kijken of het mogelijk door één of een combinatie van deze factoren verklaard kan worden. Hierbij is het belangrijk om onderscheid te maken tussen stagneren door meetfouten en stagneren door afwijkende groei. Bij het startniveau en het aantal afnames lijkt de leerling te stagneren, maar dit is waarschijnlijk te wijten aan meetfouten. Het hebben van een migratieachtergrond lijkt een verband te hebben met een afwijkende groei, wat mogelijk leidt tot stagnaties.

De resultaten komen gedeeltelijk overeen met de verwachtingen vanuit de literatuur. Hierin bleek dat het hebben van een hoger startniveau de kans op het aantal stagnaties vergroot (Bodovsky & Youn, 2012). Dit komt ook naar voren in de analyse. In de literatuur was geen consensus over het verband tussen het hebben van een migratieachtergrond en de kans op stagneren (Bodovsky & Youn, 2012; Rathbun et al., 2005; Roeleveld et al., 2011). Vanwege de verschillende steekproeven in deze onderzoeken was de verwachting dat het hebben van een migratieachtergrond de kans op stagnaties zou verkleinen. Dit komt echter niet overeen met het

model. Het hebben van een migratieachtergrond vergroot daarin namelijk de kans op stagnatie. Uit de bivariate relaties tussen ‘stagnatie’ en ‘migratieachtergrond’ bleek echter dat leerlingen zonder een migratieachtergrond vaker stagneren. Maar doordat in het model wordt gecorrigeerd voor startniveau en aantal afnames, stagneren leerlingen met een migratieachtergrond dus vaker. Dit komt overeen met het onderzoek van Bodovsky en Youn (2012).

Op basis van de beschreven literatuur was de verwachting dat het geslacht van de leerling ook invloed zou hebben op de kans op stagnatie: meisjes zouden eerder stagneren (Aunola et al., 2004). Uit de analyse bleek echter dat dit geen significante voorspeller was. Hetzelfde geldt voor de variabele ‘eenoudergezin’. In de literatuur was geen consensus over de invloed van het komen uit een eenoudergezin op de kans op stagnatie (Bodovsky & Youn, 2012; Entwisle & Alexander, 1996). Uit de analyse bleek dat het al dan niet komen uit een eenoudergezin geen significante voorspeller was. Dit onderzoek sluit dus aan bij het onderzoek van Entwisle en Alexander (1996).

Het is belangrijk dat professionals op tijd aansluiten bij eventuele rekenproblemen, om verdere problemen te voorkomen (Ruijsenaars et al., 2021). Uit de analyse en de literatuur bleek dat het hebben van een migratieachtergrond mogelijk invloed kan hebben op de rekenontwikkeling van de leerling. Voor professionals is het daarom belangrijk om met name bij deze leerlingen alert te zijn op stagnaties, zodat er tijdig hulp kan worden ingezet. Daarnaast zijn er mogelijke andere factoren die bijdragen aan een verhoogde kans op stagneren. In het model wordt ongeveer 15% van de variantie verklaard. In vervolgonderzoek zou, op basis van literatuur, gekeken kunnen worden naar andere leerlingkenmerken die bijdragen aan het voorspellen van de kans op stagnaties, zoals intelligentie of een verandering in de gezinssituatie. Voor professionals is het belangrijk om ook zicht te hebben op het effect van deze factoren, om ook daar op aan te sluiten in de ondersteuning van de leerling.

De steekproef van dit onderzoek is redelijk vergelijkbaar met de populatie. De verdeling van geslacht, leeftijd en geboortemaand is ongeveer gelijk aan de populatie. Het percentage leerlingen met een migratieachtergrond ligt in de steekproef lager: in de steekproef heeft 9.1% van de leerlingen een migratieachtergrond, tegenover ongeveer 24% van alle basisschoolleerlingen in 2014 (CBS Statline, 2022; Inspectie van het Onderwijs, 2018). Een mogelijke verklaring hiervoor is dat scholen uit het noorden van Nederland oververtegenwoordigd zijn in de steekproef (Frans, 2019).

Van alle leerlingen in de steekproef heeft 7.8% een keer gedoubleerd. Dit komt niet overeen met de populatie. Uit het PISA-onderzoek 2012 van OECD (2013) blijkt namelijk dat 20.9% van de Nederlandse 15-jarige jongeren minstens één keer gedoubleerd is in het primair

onderwijs. Het percentage daalde de jaren hierna wel (Inspectie van het Onderwijs, 2018). Het percentage in de steekproef ligt echter nog steeds een stuk lager. Een verklaring hiervoor is dat de cijfers van OECD (2013) uitgaan van doublures tijdens de hele basisschoolperiode. In de steekproef is echter alleen gekeken naar doublures van groep 1 tot en met groep 5. Dit meegenomen hebbende, ligt het percentage in de steekproef nog steeds relatief laag. Dit kan mogelijk verklaard worden doordat er minder leerlingen met een migratieachtergrond in de steekproef zitten. Het aandeel leerlingen met een migratieachtergrond ligt binnen de groep van doubleerders namelijk relatief hoog (Roeleveld & Van der Veen, 2007).

In de steekproef kwam 11.1% van de leerlingen uit een eenoudergezin, tegenover ongeveer 15% in de populatie in 2015 (Centraal Bureau voor de Statistiek, 2015). Het percentage in de steekproef ligt dus iets lager. Ook het percentage leerlingen met laagopgeleide ouders (9%) ligt in de steekproef iets lager, aangezien in de populatie is ongeveer 11% van de ouders laagopgeleid is (Centraal Planbureau, 2017). Doordat deze verschillen niet groot zijn en doordat deze variabelen geen samenhang vertoonden met de afhankelijke variabele, zal het geen grote gevolgen hebben gehad voor de resultaten.

Het gemiddelde startniveau in de steekproef was 34.9, met een standaarddeviatie van 16.3. De geschatte gemiddelde scores van Cito bij de M3-toets ligt op 33.9, met een standaarddeviatie van 9.9 (Janssen et al., 2010). Het gemiddelde en de spreiding in de steekproef ligt dus iets hoger. Het aantal afnames ligt bij de meeste leerlingen (82.9%) op zes, wat overeenkomt met de verwachting op basis van het aantal beschikbare toetsen vanaf groep 3 (Janssen et al., 2010).

De steekproef komt dus redelijk overeen met de populatie, hoewel er een aantal kleine afwijkingen zijn. Met name het verschil in de proportie leerlingen met een migratieachtergrond is opvallend te noemen. Dit kan mogelijk de uitkomsten van dit onderzoek hebben beïnvloed. Uit de resultaten bleek namelijk dat leerlingen met een migratieachtergrond vaker stagneren dan leerlingen zonder een migratieachtergrond. Doordat in de steekproef in verhouding minder leerlingen met een migratieachtergrond zitten dan in de populatie, waren er dus mogelijk in verhouding te weinig leerlingen die stagneerden.

Een positief aspect is dat er sprake is van een grote steekproef. Het is daardoor mogelijk om nauwkeurigere schattingen te doen over de populatie. Doordat de steekproef en populatie echter niet volledig hetzelfde waren, ligt de externe validiteit van dit onderzoek lager. In eventueel vervolgonderzoek is het daarom belangrijk dat er wordt gelet op een voldoende grote steekproef uit de populatie leerlingen met een migratieachtergrond. Een meer aselechte steekproef zou hierbij helpend kunnen zijn.

Een andere beperking van dit onderzoek is dat er relatief veel gegevens missen bij de variabele 'startniveau'. Uit de kruistabel en bijbehorende χ^2 -waarde bleek een significant verschil tussen leerlingen waarbij het startniveau bekend is en leerlingen waarbij het mist, wat betreft het al dan niet stagneren. Van de leerlingen waarbij het startniveau bekend is, stagneert namelijk ongeveer 60%. Bij de leerlingen waarbij het startniveau mist, stagneert ongeveer 35%. Het model beschrijft dus een subgroep met minder stagneerders. Binnen deze subgroep hebben leerlingen daarbij meer toetsafnames en minder vaak een migratieachtergrond. Het is daarom de vraag of de relaties zoals beschreven in dit model ook gelden voor de subgroep waarvan het startniveau niet bekend is.

Een mogelijk probleem is dat er niet is voldaan aan de assumptie van onafhankelijkheid. Door het onderzoeksdesign is de data namelijk geclusterd: er zijn leerlingen van dezelfde scholen. Er zat daarbij een significant verschil in scholen in het percentage dat stagneerde. De schending van de onafhankelijkheid kan mogelijk invloed hebben op de standaardfouten. Hierdoor wordt er sneller een significant resultaat gevonden dan wanneer de schending van onafhankelijkheid meegenomen zou worden. Een oplossing is om de referentiewaarde van $\alpha=.05$ te verlagen. Een andere oplossing is om een multilevel analyse uit te voeren. Het is dan mogelijk om informatie over individuen (leerlingen) en over groepen waartoe individuen behoren (klas, school), op te nemen in één analyse. Er hoeft dan niet te worden voldaan aan de assumptie van onafhankelijkheid (De Leeuw, 2008, par. 1.1)

Samenvattend kan gezegd worden dat het aantal toetsafnames, het startniveau en het al dan niet hebben van een migratieachtergrond samen het beste de kans op stagnatie kunnen voorspellen. In mogelijk vervolgonderzoek zou gekeken kunnen worden naar andere mogelijke leerlingkenmerken die stagnatie in rekenontwikkeling voorspellen, zodat professionals aan de hand daarvan de groei van de rekenvaardigheden bij leerlingen kunnen stimuleren.

Literatuur

- Aunola, K., Leskinen, E., Lerkkanen, M., & Nurmi, J. (2004). Developmental Dynamics of Math Performance From Preschool to Grade 2. *Journal of Educational Psychology*, 96(4), 699–713. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.96.4.699>
- Bodovsky, K., & Youn, M. J. (2012). Students' mathematics learning from kindergarten through 8th grade. *International Journal of Sociology of Education*, 1(2), 97-122. <https://doi.org/10.4471/rise.2012.07>
- CBS Statline. (2022). Geraadpleegd op 12 mei 2023, van <https://opendata.cbs.nl/statline/#/CBS/nl/dataset/83295NED/table?dl=8C08>
- Centraal Bureau voor de Statistiek. (2015). Steeds meer minderjarigen wonen bij één ouder. *Centraal Bureau voor de Statistiek*. Geraadpleegd op 12 mei 2023, van <https://www.cbs.nl/nl-nl/nieuws/2015/13/steeds-meer-minderjarigen-wonen-bij-een-ouder>
- Centraal Planbureau. (2017). *CPB Notitie: Een empirische evaluatie van het onderwijs-achterstandenbeleid in het primair en voortgezet onderwijs*. Den Haag: Centraal Planbureau
- Cito. (z.d.). *Schooladvies: Cito levert een stukje van de puzzel*. Geraadpleegd op 20 maart 2023, van <https://www.cito.nl/onderwijs/primair-onderwijs/schooladvies-cito-levert-stukje-puzzel>
- De Leeuw, J. (2008). *Handbook of multilevel analysis*. (E. Meijer, Ed.). Springer. <https://doi.org/10.1007/978-0-387-73186-5>
- Egberink, I.J.L., de Leng, W.E. & Vermeulen, C.S.M. (2010). Beoordeling Rekenen-wiskunde groep 3 t/m 7. *Cotan Documentatie*. Geraadpleegd op 6 maart 2023, van <https://www-cotandocumentatie-nl.proxy-ub.rug.nl/beoordelingen/b/14570/rekenen-wiskunde-groep-3-tm-8--papieren-versie/>
- Entwisle, D. R., & Alexander, K. L. (1996). Family Type and Children's Growth in Reading and Math Over the Primary Grades. *Journal of Marriage and Family*, 58(2), 341. <https://doi.org/10.2307/353500>
- Erturan, S., & Jansen, B. R. (2015). An investigation of boys' and girls' emotional experience of math, their math performance, and the relation between these variables. *European Journal of Psychology of Education*, 30(4), 421–435. <https://doi.org/10.1007/s10212-015-0248-7>
- ESIS (z.d.). *Gewichtenregeling*. Geraadpleegd op 6 april 2023, van <https://support.rovict.nl/hc/nl/articles/360002241958-Gewichtenregeling>

- Frans, N. (2019). *A captivating snapshot of standardized testing in early childhood: on the stability and utility of the Cito preschool/kindergarten tests* [Proefschrift, Rijksuniversiteit Groningen]. <https://doi.org/10.33612/diss.95431744>
- Frans, N., Post, W. S., Oenema-Mostert, C., & Minnaert, A. (2020). Signalering met de Cito kleutertoetsen: Ondergemiddeld is niet gelijk aan problematisch. *Tijdschrift voor Orthopedagogiek*, 59(2), 20–27. <https://research.rug.nl/en/publications/identification-with-the-cito-preschoolkindergarten-tests-below-av>
- Inspectie van het Onderwijs. (2021). *Peil.Rekenen-Wiskunde Einde (speciaal) basisonderwijs 2018-2019*. Utrecht: Inspectie van het Onderwijs
- Inspectie van het Onderwijs. (2018). *Onderwijsverslag: De Staat van het Onderwijs 2016/2017*. Inspectie van het Onderwijs.
- Janssen, J., Verhelst, N., Engelen, R. & Scheltens, F. (2010). Wetenschappelijke verantwoording van de toetsen LOVS Rekenen-Wiskunde voor groep 3 tot en met 8. In *Cito*.
- Kersey, A. J., Csumitta, K. D., & Cantlon, J. F. (2019). Gender similarities in the brain during mathematics development. *npj Science of Learning*, 4(1), 19. <https://doi.org/10.1038/s41539-019-0057-x>
- Levine, S. C., & Pantoja, N. (2021). Development of children's math attitudes: Gender differences, key socializers, and intervention approaches. *Developmental Review*, 62, 100997. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2021.100997>
- OECD. (2013). *PISA 2012 Results: What Makes Schools Successful? Resources, Policies and Practices (Volume IV)*. PISA, OECD Publishing. <http://dx.doi.org/10.1787/9789264201156-en>
- Post, W.J. (21 februari 2023). *Statistische Modelbouw college 3*. [PowerPoint-slides]. Faculteit Gedrags- en Maatschappijwetenschappen, Rijksuniversiteit Groningen. Geraadpleegd op 20 maart 2023, van https://brightspace.rug.nl/content/enforced/138201-PABA3011.2022-2023.1/college%203_smb.pdf?_&d2lSessionVal=Gyl7GnguD012xHEu0GS2g7KGa
- Rathbun, A., West, J., & Walston, J. (2005). Relationships between Family Risks and Children's Reading and Mathematics Growth from Kindergarten through Third Grade. *Online Submission*.
- Roeleveld, J., Driessen, G., Ledoux, G. C. & Meijer, J. (2011). Doelgroepleerlingen in het basisonderwijs: Historische ontwikkeling en actuele situatie.

- Roeleveld, J. en Van der Veen, I. (2007). Kleuterbouwverlenging in Nederland: omvang, kenmerken en effecten, *Pedagogische Studiën*, 84(6), 448-62
- Ruijsenaars, A.J.J.M., Van Luit, J.E.H., Van Lieshout, E.C.D.M. & Kroesbergen, E.H. (2021). *Handboek Dyscalculie en Rekenproblemen: Een dynamisch ontwikkelingsperspectief*. Lemniscaat Rotterdam.
- Schleepen, T. M. J., & Van Mier, H. I. (2016). Math Anxiety Differentially Affects Boys' and Girls' Arithmetic, Reading and Fluid Intelligence Skills in Fifth Graders. *Psychology*. <https://doi.org/10.4236/psych.2016.714174>
- Toll, S. & Van Luit, H. (2013). Kleuters met een rekenachterstand. *Volgens Bartjens*, 33(1), 22-25.
- Vlug, K. F. (1997). Because every pupil counts: the success of the pupil monitoring system in The Netherlands. *Education and Information Technologies*, 2, 287-306.