

# Impact van de quasi-schoolmarkt op de rechtvaardigheid van de Europese onderwijssystemen

Nico Hirtt, Olivier Mottint

Oproep voor een democratische school (Ovds) – maart 2024

**Samenvatting** - Het verband tussen de organisatie van onderwijsstelsels volgens het model van een quasi-markt en de mate van segregatie en sociale ongelijkheid in schoolprestaties is regelmatig voorwerp van discussie. Het kwantificeren van zo'n verband zou een belangrijk element moeten zijn in beleidskeuzes op het gebied van onderwijs als het doel is om het onderwijs in de richting van meer rechtvaardigheid en diversiteit te sturen.

We maken gebruik van de database van PISA 2022 om drie indexen te berekenen: een maat voor sociale ongelijkheid in schoolprestaties, een maat voor sociale segregatie en de mate van quasi-marktwerking in onderwijs. We laten zien dat er een nauwe correlatie bestaat tussen deze drie variabelen voor de belangrijkste Europese landen en concluderen dat er manieren zijn om de schoolmarkt beter te reguleren.

**Abstract** - The existence of a relationship between the organization of education systems on the model of a quasi-market and the importance of segregation and social inequalities in school performance is the subject of regular debate. The quantification of such a relationship should be an important element in educational policy choices if we are to move education towards greater equity and diversity.

We use the PISA 2022 database to build and calculate three indices: first, a measure of social inequality in school performance; second, a measure of social segregation; thirdly, the degree of free school market. We show the existence of a close correlation between these three variables for the main European countries and conclude on ways to better regulate the school market.

Veel onderzoek lijkt aan te tonen dat wanneer vrije keuze voor ouders gecombineerd wordt met meer autonomie voor scholen op het vlak van “schoolaanbod”, dit leidt tot meer segregatie en dus grotere ongelijkheid (Demeuse & Baye, 2008a; Dupriez & Dumay 2011; Hirtt 2003, 2007; Maroy, 2007; OESO 2011).

In Engeland, waar liberaal beleid werd ingevoerd vanaf de *Education Reform Act* van 1988, hebben onderzoekers een parallelle toename van segregatie en gettovorming waargenomen (Allen, 2008, 2010; Burgess & al., 2007; Taylor, 2009; Walford, 1996, 2000; Whitty & Power 2001).

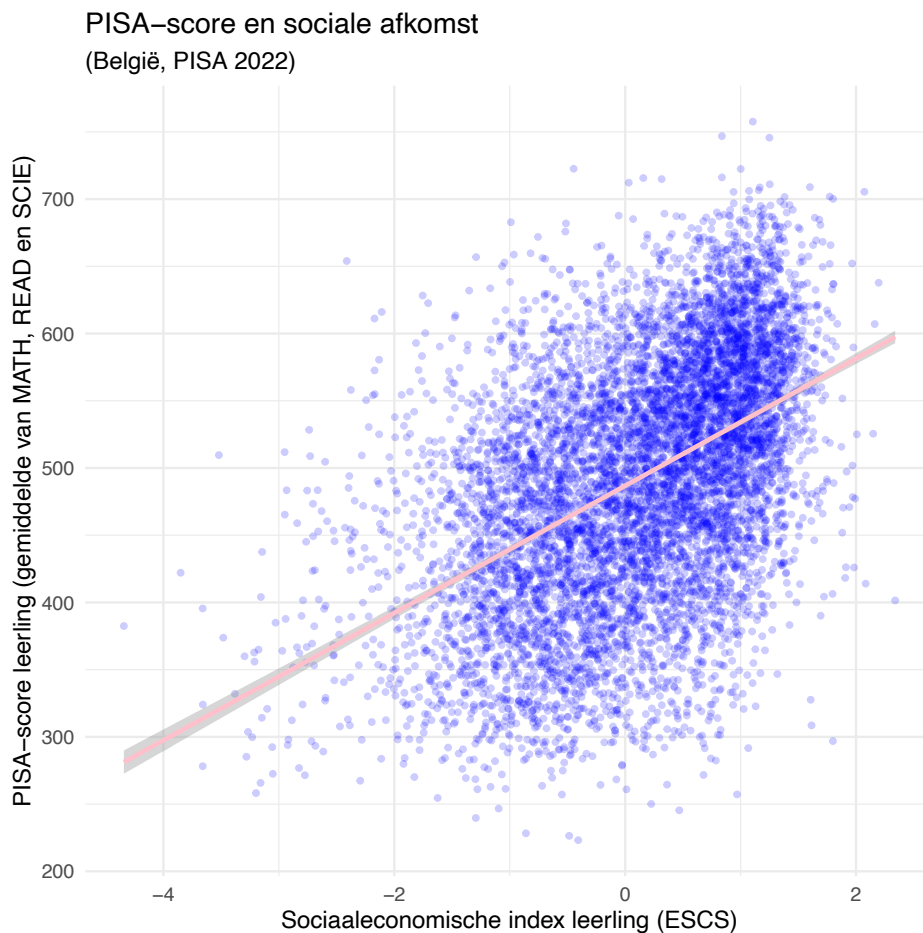
Zweden, dat ooit bekend stond om zijn zeer rechtvaardig onderwijssysteem, heeft de afgelopen decennia veel marktmechanismen in het onderwijsbeleid ingevoerd. Verschillende auteurs wijzen erop dat dit heeft geleid tot een toename van segregatie en ongelijkheid. Hetzelfde fenomeen is, meer recent en in mindere mate, waargenomen in Finland (Alexiadou & Lundahl, 2016; Böhlmark & al., 2015; Bunar, 2008; Hirvenoja, 2000; Kuosmanen, 2014; Östh & al., 2013; Wiborg, 2010). De OESO heeft vastgesteld dat deze twee landen tussen 2000 en 2009 een scherpe daling van de gelijkheid tussen scholen hebben gekend, in tegenstelling tot Noorwegen, dat een bindend systeem voor de toewijzing van leerlingen aan scholen heeft behouden (OECD, 2013).

Het geval van België, een van de landen met de meest concurrerende organisatie van het onderwijssysteem en gekenmerkt door een hoog niveau van sociale ongelijkheid in de PISA-tests, is ook het onderwerp geweest van talrijke studies (Delvaux, 2006; Friant, 2016; Hirtt, 2014, 2020; Jacobs & al., 2013; Lafontaine & Monseur, 2011).

Het doel van deze studie is om de relatie tussen marktwerking en sociale segregatie en ongelijkheid in het onderwijs te kwantificeren. Onze studie is gebaseerd op PISA 2022-gegevens voor Europese onderwijssystemen.

# 1. Een maatstaf voor sociale ongelijkheid in onderwijs

Op basis van PISA 2022-gegevens kan men het statistisch verband tussen de sociale herkomst van leerlingen en hun PISA-scores duidelijk visualiseren.



Figuur 1

In deze figuur 1 stelt elk punt een Belgische leerling voor die heeft deelgenomen aan de PISA-testen in 2022. De projectie van een punt op de horizontale as duidt de sociale herkomst van de leerling aan. Als indicator voor sociale herkomst gebruikt PISA de variabele “ESCS” (economic, social and cultural status). De projectie van een punt op de verticale as geeft aan hoeveel punten de leerling behaalde in de PISA-testen van 2022. Het gaat hier om de gemiddelde score voor de testen op leesvaardigheid (“READ”), wiskundige (“MATH”) en wetenschappelijke (“SCIE”) geletterdheid.<sup>1</sup> De rechte lijn is de regressielijn. De regressielijn geeft de algemene tendens aan van het verband tussen de sociaaleconomische index (ESCS) en de score op de testen, in de hypothese dat hier een lineaire regressie geldt.

Als we deze grafiek observeren, begrijpen we gemakkelijk dat een maatstaf voor sociale ongelijkheid in het onderwijs met twee aspecten moet rekening houden:

- Enerzijds de grootte van de gemiddelde variatie van de PISA-score voor een gegeven variatie van de sociaaleconomische index (= met hoeveel punten stijgt de score als de index

<sup>1</sup> In feite berekenen we voor elke leerling het gemiddelde van 30 waarden, namelijk van de tien “plausibele waarden” voor elk van de drie domeinen (leesvaardigheid, wiskundige en wetenschappelijke geletterdheid)

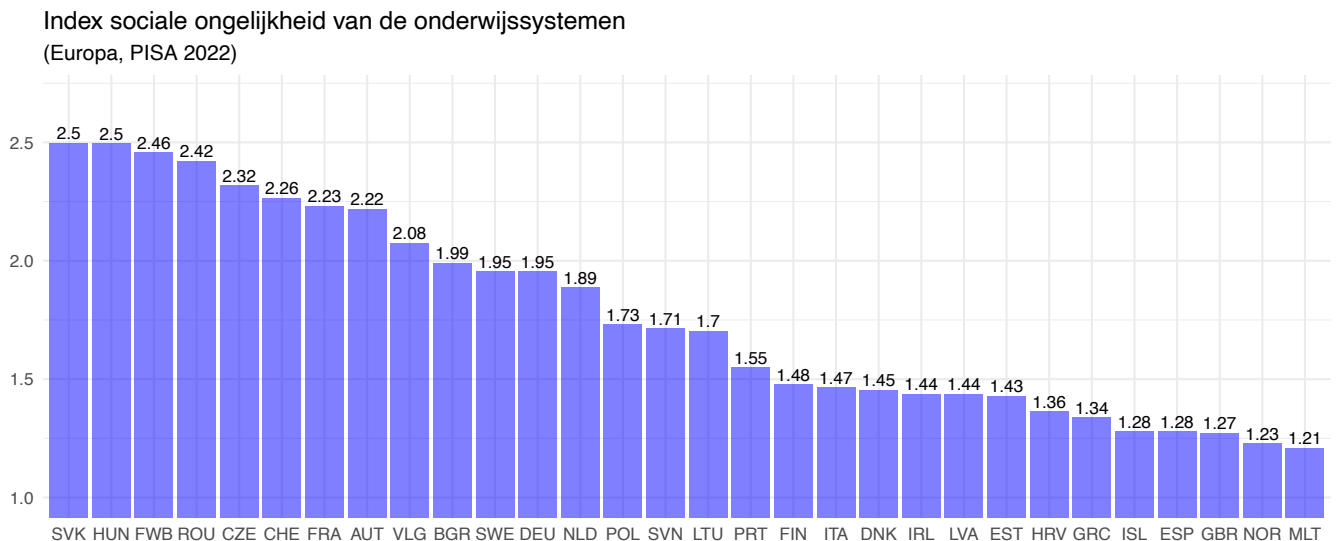
ESCS met 1 eenheid stijgt?). Deze factor wordt uitgedrukt door de hellingsgraad  $\beta$  van de regressielijn te berekenen.

- Anderzijds door de mate waarin de punten rond de regressielijn zijn geconcentreerd. Kwantitatief wordt daarvoor de coëfficiënt van statistische determinatie  $R^2$  gebruikt.

Een grote sociale ongelijkheid wordt gekenmerkt door een grote hellingsgraad en een hoge coëfficiënt van sociale determinatie. Het volstaat dat één van deze twee maatstaven dicht bij nul ligt om te besluiten dat de impact van de sociale herkomst op de schoolse prestaties gering is. Daarom gaan we een index van sociale ongelijkheid ( $I$ ) in het onderwijs berekenen door het product te berekenen van de twee vernoemde maatstaven en daarna de logaritme van dit product te gebruiken omdat de logaritme een betere lineariteit verzekert in de verdere analyses.

$$I = \log(\beta \cdot R^2)$$

Figuur 2 geeft de waarden van  $I$  aan die men op deze wijze bekomt voor de Europese onderwijssystemen.<sup>2</sup> De componenten  $\beta$  en  $R^2$  worden in bijlage 1 gegeven.



Figuur 2

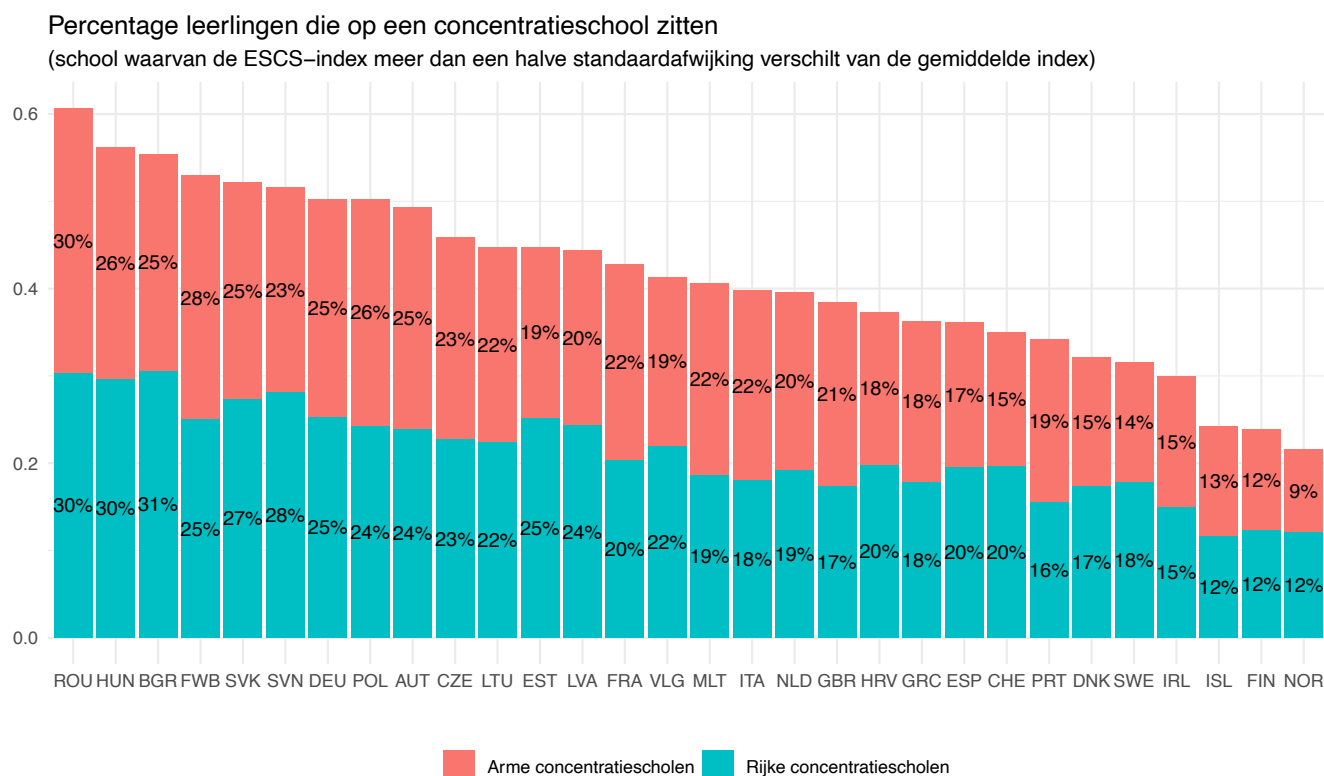
<sup>2</sup> De resultaten voor België worden afzonderlijk weergegeven voor het Vlaams onderwijs (VLG, Vlaamse Gemeenschap) en het Franstalig onderwijs (FWB, Fédération Wallonie-Bruxelles)

## 2. Maatstaf voor sociale segregatie

Om de sociale segregatie in de scholen te meten, beginnen we met het identificeren van “concentratiescholen” in de PISA-database. We definiëren een school als “concentratieschool” als haar sociaaleconomische index (ESCS) minstens een halve standaardafwijking hoger (“rijke concentratieschool”) of lager (“arme concentratieschool”) is dan de gemiddelde sociaaleconomische index van het land.<sup>3</sup>

Vervolgens berekenen we het percentage leerlingen dat naar deze “concentratiescholen” gaat.<sup>4</sup>

In figuur 3 zijn de verkregen percentages per land weergegeven:



Figuur 3

Onze segregatie-index ( $S$ ) is de som van deze twee percentages, d.w.z. de kans dat een leerling naar een (rijke of arme) concentratieschool gaat.

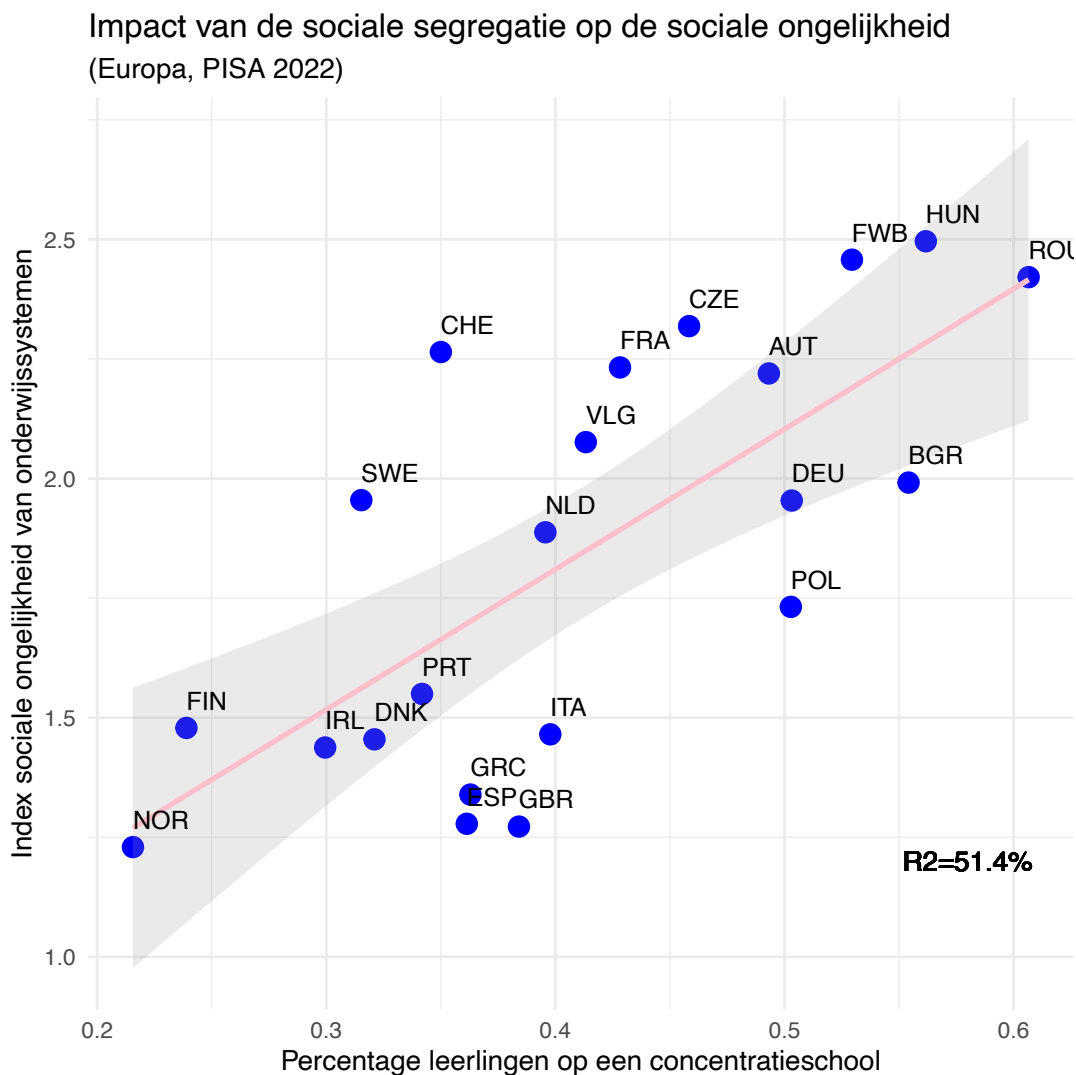
We stellen vast dat er een duidelijke correlatie bestaat tussen gettovorming en ongelijkheid van resultaten in het onderwijs.

Een berekening waarbij alle Europese landen betrokken zijn, geeft een lineaire regressie aan tussen de segregatie-index  $S$  en de ongelijkheidsindex  $I$  met een zeer significante positieve correlatie ( $r = +0,660$ ;  $R^2 = 43,6\%$ ). Als we de berekening beperken tot de 22 belangrijkste Europese

<sup>3</sup> Of, in het geval van België, van de Gemeenschap.

<sup>4</sup> Bij deze berekeningen houden we natuurlijk rekening met het gewicht van elke leerling in de PISA-database.

onderwijssystemen, dan is de correlatie nog duidelijker <sup>5</sup> ( $r = +0,717$ ;  $R^2 = 51,4\%$ ). Dit wordt geïllustreerd in figuur 4.



Figuur 4

Deze berekening lijkt te bevestigen dat de scheiding van leerlingen in “rijke” en “arme” scholen waarschijnlijk een belangrijke factor is in het genereren van onderwijsongelijkheid. Bijvoorbeeld via “peer-effecten” (Dupriez & al., 2009; Monso & al., 2019; Riegert, 2016) of via de invloed van de sociale samenstelling van klassen op de verwachtingen van leerkrachten.

We moeten echter voorzichtig blijven, aangezien de causale relatie niet noodzakelijkerwijs enkel in deze richting gaat. Men zou kunnen veronderstellen dat een grotere sociale ongelijkheid op school (als gevolg van bijvoorbeeld slechte onderwijskeuzes of een gebrek aan financiering) ertoe zou leiden dat ouders uit bevoorrechte milieus op zoek gaan naar nog “exclusievere” scholen, wat resulteert in een grotere gettovorming op school.

<sup>5</sup> Meer bepaald selecteerden we de 21 Europese landen met minstens 50.000 15-jarige leerlingen (het aantal leerlingen in de PISA-steekproef na weging). Voor België werd in deze studie een onderscheid gemaakt tussen het Franstalig en Vlaams onderwijs (die elk meer dan 50.000 leerlingen van 15 jaar tellen), waardoor we aan 22 bestudeerde onderwijssystemen komen.

### 3. Maatstaf voor de graad van de quasi-marktwerking in het onderwijs

De complexiteit van de diverse aspecten van de marktwerking in het onderwijs terugbrengen tot één numerieke variabele is een hele opgave. Tien jaar geleden hebben Kaire Pöder en zijn collega's (Pöder & al., 2013) zich daaraan gewaagd. Zij deden dit op basis van twee bronnen. Enerzijds de antwoorden van ouders op PISA-vragen over hun schoolkeuze (bij de PISA-testen krijgen ook de ouders van de geteste leerlingen een vragenlijst in te vullen). Anderzijds een numerieke variabele die werd geconstrueerd op basis van organisatiekenmerken van onderwijssystemen, beschreven in vergelijkende studies van Eurydice (een onderwijsdienst van de Europese Unie). (het meest recente rapport van Eurydice dateert van 2020).

Aangezien de berekeningen van Kaire Pöder gedateerd aan het worden waren, dachten we aanvankelijk om ze te reproduceren en te actualiseren. Helaas blijkt dat in veel landen (waaronder België) de PISA-vragenlijst voor ouders niet wordt gebruikt. Bovendien leken de beschrijvingen van Eurydice over de organisatie van de schoolmarkten ons te oppervlakkig om als basis te dienen voor de constructie van een geloofwaardige indicator. We hebben deze piste dus verlaten en een andere aanpak gezocht om een index te berekenen die de graad van marktwerking in het onderwijs weergeeft.

We baseren ons daarbij op drie variabelen die in PISA 2022 naar voren komen in het onderdeel SC012, de vragenlijst die de schoolhoofden invullen. *"In welke mate wordt er rekening gehouden met de volgende factoren bij het toelaten van een leerling op uw school?"*

- *SC012Q06TA: "Woonplaats binnen een bepaald geografisch gebied".*
- *SC012Q03TA: "Instemming van de ouders of de voogd met de educatieve of religieuze 'filosofie' van de school".*
- *SC012Q01TA: "Dossier van de leerling met de vroegere resultaten".*

Op deze drie vragen konden de schoolhoofden "Nooit", "Soms" of "Altijd" antwoorden. Ze konden ook niet antwoorden (NA).

We veronderstellen dat een groot aantal antwoorden "Nooit" op de eerste vraag (rekening houden met de woonplaats) een teken is van een zwakke regulering van de keuzevrijheid van ouders. Omgekeerd betekent een groot aantal antwoorden "Altijd" wellicht dat er een sterke regulering bestaat bij het inschrijvingsbeleid. We introduceren een variabele "CHOICE" die de mate van keuzevrijheid voor ouders weergeeft, door te berekenen :

$$CHOICE = \frac{N_{SC012Q06TA='Never'} - N_{SC012Q06TA='Always'}}{N_{SC012Q06TA \neq NA}}$$

Ten tweede veronderstellen we dat een groot aantal antwoorden "Altijd" op de tweede vraag (het instemmen met de religieuze of pedagogische oriëntatie van de school) betekent dat het onderwijssysteem wordt gekenmerkt door een groot aantal privaatrechtelijke scholen met een sterke identiteit. Omgekeerd wijst een groot aantal antwoorden "Nooit" op een groot netwerk van openbare scholen die onderwijs aanbieden zonder een uitgesproken filosofische oriëntatie. Daarom creëren we de variabele "PRIVATE" die de mate van scheiding tussen privaatrechtelijke en openbare scholen weerspiegelt:

$$PRIVATE = \frac{N_{SC012Q1TA='Always'} - N_{SC012Q01TA='Never'}}{N_{SC012Q01TA \neq NA}}$$

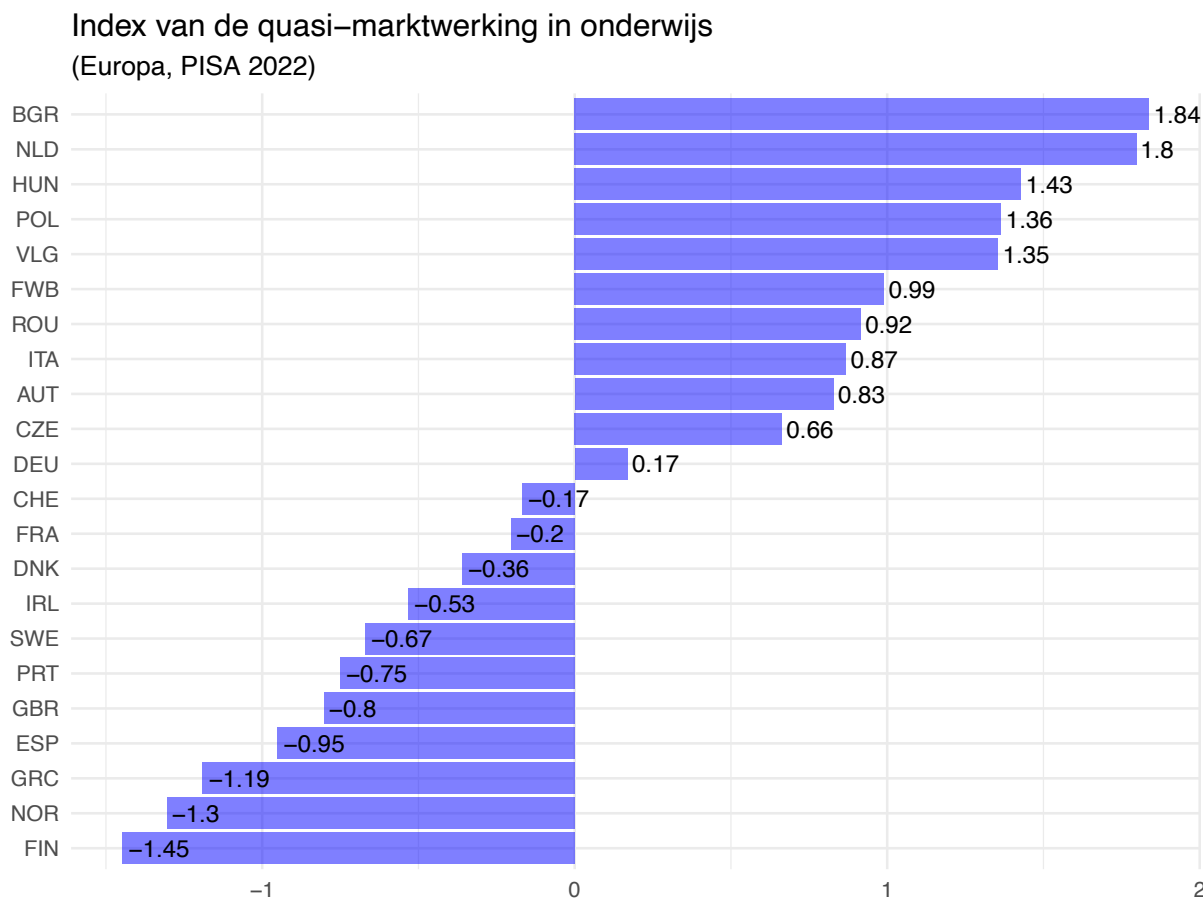
Tot slot gaan we ervan uit dat een hoog percentage antwoorden “*Altijd*” op de derde vraag (rekening houden met eerdere schoolresultaten) betekent dat scholen zich vrijer kunnen positioneren op de scholenmarkt en de lat hoger of lager kunnen leggen voor het aanwerven van leerlingen. De variabele “*LEVEL*”, die deze vrijheid van aanbod beschrijft in termen van onderwijsniveau, wordt daarom als volgt berekend:

$$LEVEL = \frac{N_{SC012Q03TA='Always'} - N_{SC012Q03TA='Never'}}{N_{SC012Q03TA \neq NA}}$$

Aangezien deze drie variabelen (*CHOICE*, *PRIVATE*, *LEVEL*) vergelijkbare amplitudes van variatie hebben, hebben we - arbitrair - besloten om ze hetzelfde gewicht toe te kennen bij de inschatting van de mate van quasi-marktwerking in het onderwijs. De index *M* die een maatstaf is voor de marktwerking (of preciezer: quasi-marktwerking) in onderwijs, wordt dan berekend door de drie variabelen bij elkaar op te tellen en vervolgens hun mediaanwaarde af te trekken, zodat de *M*-index gecentreerd wordt rond nul. <sup>6</sup>

$$M = CHOICE + PRIVATE + LEVEL - median(...)$$

Figuur 5 toont de uitkomsten van deze berekening (index *M*) voor de belangrijkste Europese landen.



Figuur 5

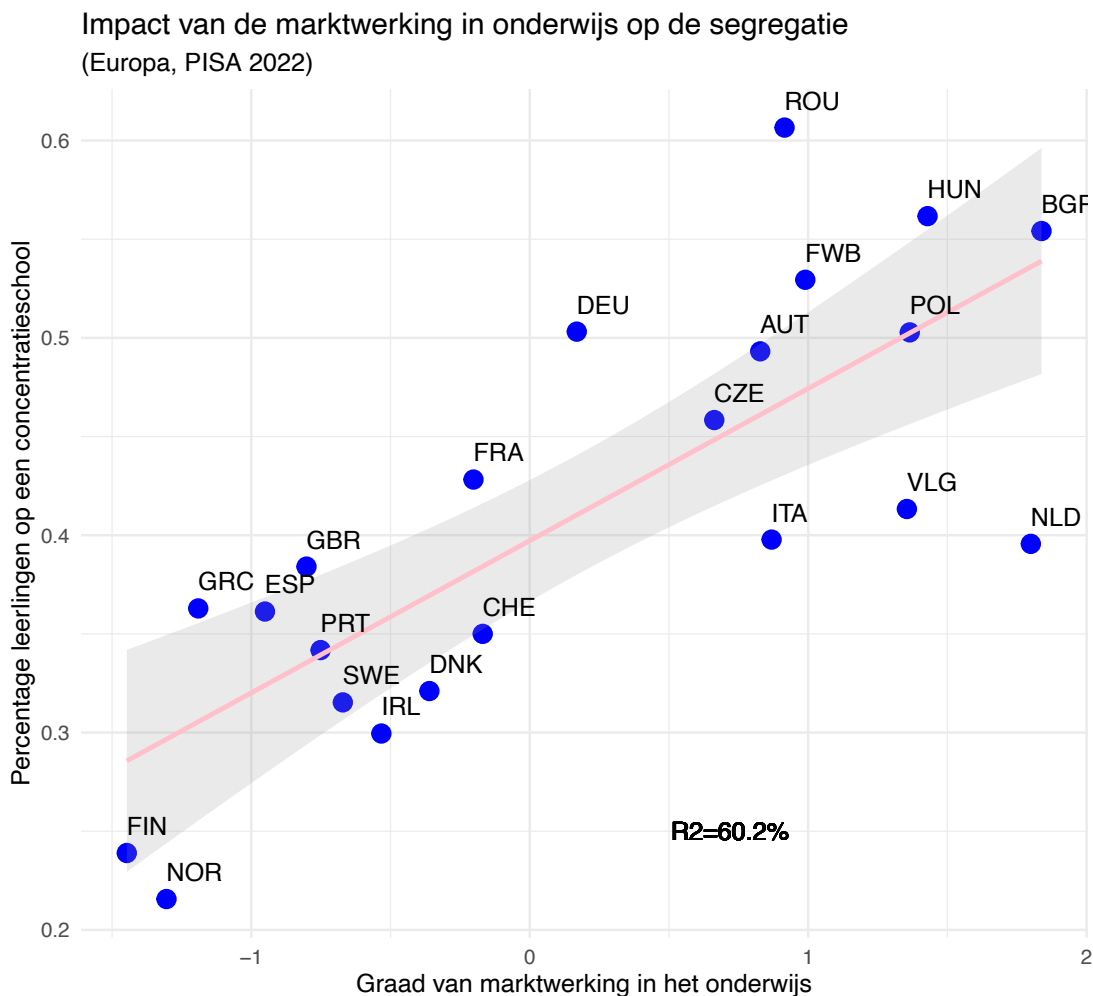
<sup>6</sup> Deze berekeningswijze maakt de resultaten gemakkelijker leesbaar. Ze impliceert dat de waarde van de index voor een bepaald land varieert naargelang de reeks landen die voor de studie werden weerhouden, maar deze verschuiving van een constante waarde heeft uiteraard geen invloed op latere regressieanalyses.



#### 4. Impact van de quasi-markt op de segregatie

We hebben nu de drie variabelen die we zoeken: een index van sociale ongelijkheid in het onderwijs ( $I$ ), een index van sociale segregatie ( $S$ ) en een maat voor de quasi-marktwerking in het onderwijs ( $M$ ).

Een lineaire regressie tussen de index voor segregatie  $S$  en de quasi-marktindex  $M$  geeft een sterke positieve correlatie ( $r = +0,680$ ,  $R^2 = 46,2\%$ ) als we alle Europese onderwijssystemen meetellen. Als we ons beperken tot de belangrijkste landen of onderwijssystemen (met meer dan 50.000 leerlingen van 15 jaar), stijgt deze correlatie zelfs nog ( $r = +0,776$ ;  $R^2 = 60,2\%$ ). Dit wordt duidelijk geïllustreerd in figuur 6.



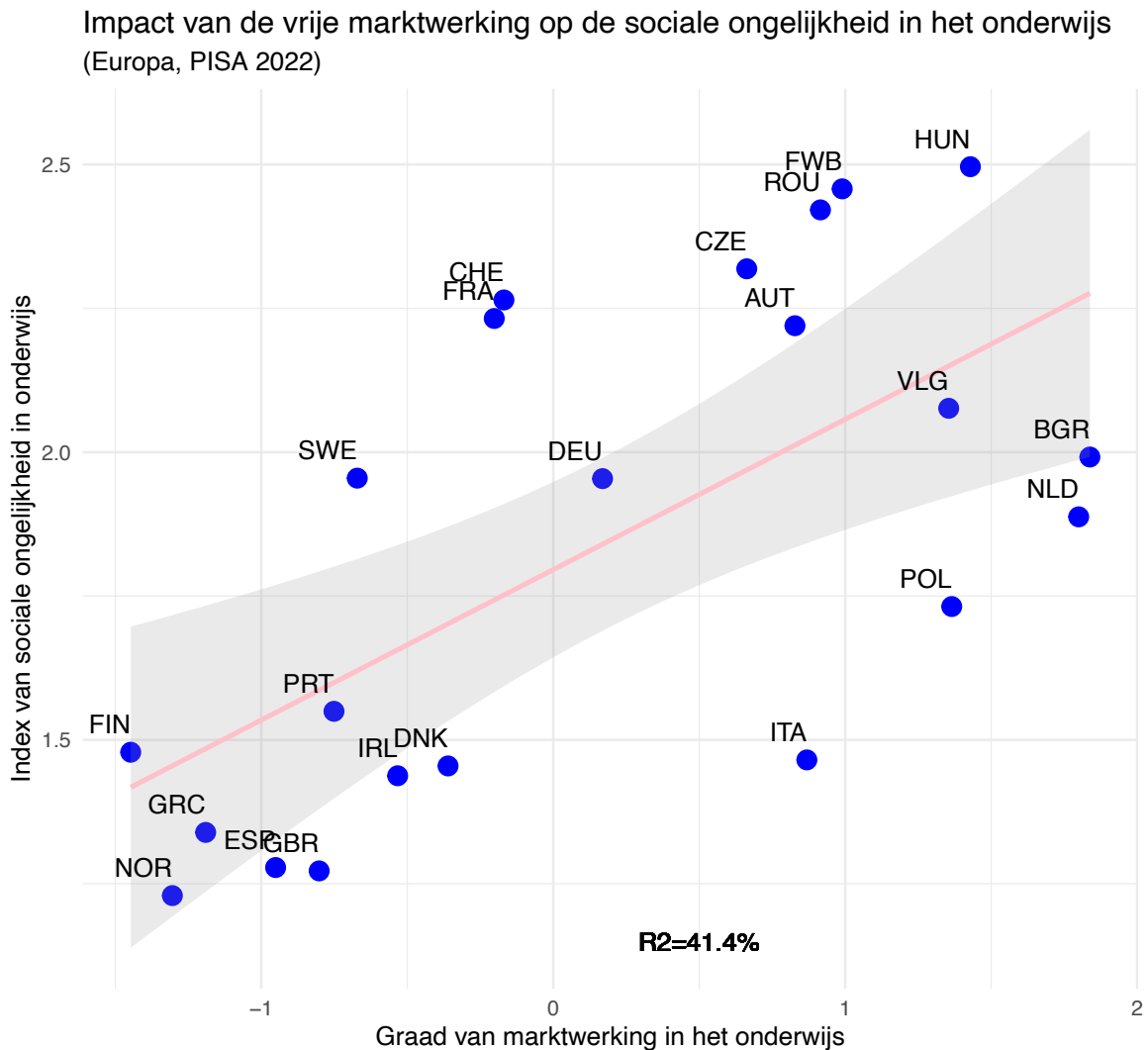
Figuur 6

In dit geval bestaat er weinig twijfel over de richting van het oorzakelijk verband. De mate van vrijheid van de schoolmarkt wordt bepaald door organisatorische en structurele kenmerken (keuzevrijheid voor de ouders, verdeling in een openbaar en privaatrechtelijk net, vrijheid voor het schoolbestuur/schoolhoofd om leerlingen aan te nemen of te weigeren). Deze structurele kenmerken van een onderwijssysteem zijn het resultaat van politieke keuzes of historische omstandigheden die voorafgingen aan de waargenomen segregatie en kunnen er dus geen gevolg van zijn.

## 5. Impact van de quasi-markt op de sociale ongelijkheid in onderwijs

Aangezien, zoals we net hebben aangetoond, de vrije markt segregatie veroorzaakt, zouden we, als segregatie inderdaad sociale ongelijkheid in het onderwijs veroorzaakt, zoals we in punt 3 veronderstelden, ook een positieve correlatie moeten waarnemen tussen de mate van quasi-marktwerking (de reeds bestaande structurele factoren) en de ongelijkheidsindex.

Dit is inderdaad wat de lineaire regressie  $I \sim M$  laat zien. Als we alle Europese landen beschouwen, is de correlatie duidelijk positief ( $r = +0,474$ ). Ze wordt nog hoger als we ons beperken tot de 22 grootste, en dus waarschijnlijk meest significante, onderwijssystemen ( $r = +0,643$ ,  $R^2 = 41,4\%$ ).<sup>7</sup>



Figuur 7

<sup>7</sup> Enkele kleine “atypische” landen zoals Malta en Letland doen de correlatiecoëfficiënt sterk dalen als we alle Europese landen in rekening brengen.

De grafiek in Figuur 7 laat zien hoe de belangrijkste Europese onderwijssystemen in twee grote categorieën uiteenvallen:

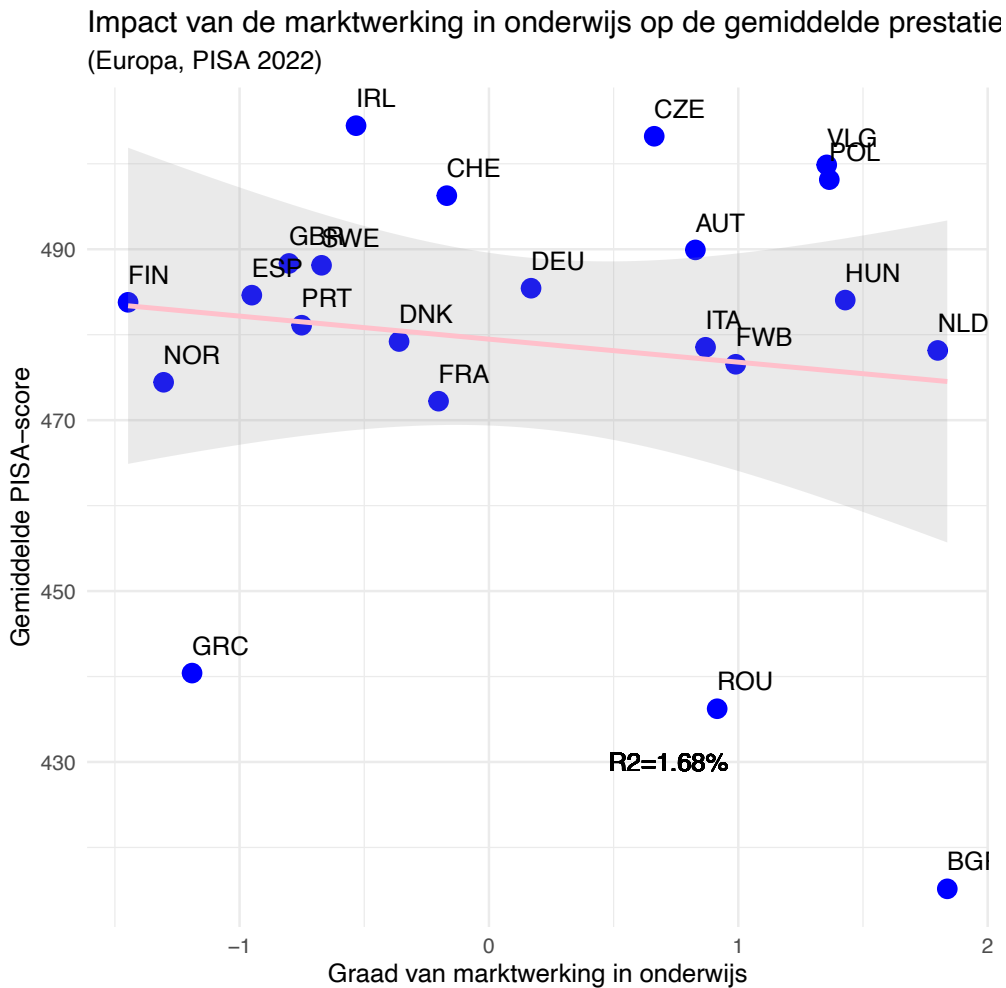
- De onderwijssystemen, linksonder, die worden gekenmerkt door een sterke regulering van de schoolmarkt (weinig privaatrechtelijk onderwijs, weinig vrijheid voor de scholen bij het aanwerven van leerlingen, meer omkadering van de schoolkeuze door de ouders) en waar de sociale ongelijkheid op school relatief laag is. Niet verrassend zijn dit Noorwegen en Finland, maar ook Griekenland, Portugal en, verrassender, Spanje en het Verenigd Koninkrijk.
- De landen rechtsboven, waar de inschrijvingen georganiseerd zijn op basis van een vrije schoolmarkt (vraag en aanbod) en waar de sociale ongelijkheden op school groot zijn. De twee Belgische gemeenschappen, Nederland en een aantal Oost-Europese landen (Hongarije, Bulgarije, Roemenië, enz.) vallen in deze categorie.

Enkele landen ontsnappen echter aan deze classificatie. Dit geldt vooral voor Zwitserland en Frankrijk, die ondanks een vrij gereguleerde onderwijsmarkt een hoge mate van sociale ongelijkheid kennen.

Omgekeerd scoort Italië goed in termen van rechtvaardigheid (sociale gelijkheid), ondanks het feit dat het een iets liberalere onderwijsmarkt heeft dan de meeste Scandinavische landen. We moeten ook de positie van Zweden vermelden, dat zijn geleidelijke trend naar meer segregatie en sociale ongelijkheid bevestigt, waarschijnlijk als gevolg van een steeds liberalere organisatie van zijn onderwijsmarkt.

## 6. Impact van de quasi-marktwerking op de gemiddelde score

Voorstanders van marktwerking in het onderwijs stellen vaak dat ze de impact op de rechtvaardigheid van onderwijssystemen weliswaar niet betwisten, maar dat ze die toch wenselijk vinden omdat een gezonde concurrentie tussen scholen de algemene resultaten zou helpen verbeteren. Het is daarom nuttig om na te gaan of meer vrije markt daadwerkelijk leidt tot een stijging van de gemiddelde PISA-score. Figuur 8 laat zien dat dit absoluut niet het geval is. Onze quasi-marktindex ( $M$ ) is helemaal niet positief gecorreleerd met de gemiddelde PISA-prestaties. Dit geldt noch voor de belangrijkste Europese landen ( $r = -0,13$ ;  $R^2=1,68\%$ ) noch voor deze landen als geheel ( $r = -0,11$ ;  $R^2=1,31\%$ ).



Figuur 8

## 7. Discussie en besluiten

We zijn ons uiteraard terdege bewust van de enigszins “rudimentaire” aard van onze drie variabelen (CHOICE, PRIVATE, LEVEL) die aan de basis liggen van onze index (M) die de graad van quasi-marktwerking weergeeft. Helaas laten de PISA 2022-gegevens hier niet toe meer solide numerieke variabelen te gebruiken.<sup>8</sup>

We zijn ons er ook van bewust dat het combineren van deze drie variabelen door ze gewoon bij elkaar op te tellen, d.w.z. door ze hetzelfde gewicht te geven, een arbitraire keuze is. We merken echter op dat elk van deze drie variabelen afzonderlijk duidelijk (positief) gecorreleerd is met de indexen van schoolsegregatie (S) en sociale ongelijkheid (I). We konden ook vaststellen dat als we de weging van de drie variabelen in de berekening van de quasi-marktindex (M) wijzigen, de correlatiecoëfficiënten lichtjes variëren, naar boven of naar beneden, maar het algemene uitzicht van de puntenwolk (scatterplot) blijft hetzelfde.

Ondanks deze reserves, of misschien juist vanwege de grofheid van onze quasi-marktindex, lijkt het onbetwistbaar dat er **een sterk causaal verband bestaat tussen de organisatie van het onderwijs als een vrije schoolmarkt enerzijds en sociale segregatie in scholen en sociale ongelijkheid in prestaties zoals gemeten door de PISA-tests anderzijds.**

De statistische determinatiecoëfficiënten tonen aan dat **verschillen in termen van regulering of vrijheid van de schoolmarkt tot 40% van de variantie in niveaus van rechtvaardigheid en tot 50% van de variantie in niveaus van segregatie** in de belangrijkste Europese onderwijssystemen verklaren.

Onze studie toonde ook het bestaan aan van een zeer hoge correlatie ( $r = +0,767$ ) tussen segregatie en ongelijkheid, wat in combinatie met de bovenstaande resultaten betekent dat er **noodzakelijkerwijs een sterk oorzakelijk verband bestaat tussen segregatie en ongelijkheid.**

Deze resultaten bevestigen grotendeels de resultaten van onze analyses, met licht verschillende methodologieën, op basis van de gegevens van eerdere PISA-onderzoeken (Hirtt, 2003, 2014, 2017, 2020).

Sociale segregatie betekent ook dat kinderen met verschillende sociale, culturele, etnische achtergronden op aparte plaatsen onderwijs krijgen. In onze ogen is dit soort "apartheid" een grote ontkenning van democratie.

Bijgevolg is elk onderwijsbeleid dat beweert een grotere educatieve, sociale of politieke democratie te bevorderen zonder de segregerende en inegalitaire impact van de quasi-schoolmarkt aan te pakken, gedoemd te mislukken. We moeten integendeel een **beleid aanmoedigen dat proactief de sociale mix in de scholen bevordert, de opdeling in openbare en privaatrechtelijke netten voorkomt en de inschrijvingen op scholen strikt reguleert, zowel aan de vraag- als aan de aanbodzijde.**

---

<sup>8</sup> Zo hebben veel landen, waaronder België, er voor gekozen om in PISA 2022 geen gegevens te publiceren over het openbaar of privaatrechtelijk karakter van hun scholen. Daardoor is het bijvoorbeeld onmogelijk de mate van sociale en academische segregatie per onderwijsnet te onderzoeken.

## Bijlage 1: componenten van de index (*I*) voor sociale ongelijkheid in onderwijs

Landcode	R2 van de lineaire regressie PISA-score ~ ESCS	Helling van de lineaire regressie PISA-score ~ ESCS	Index voor sociale ongelijkheid in onderwijs /
AUT	0,198	46,5	2,22
BGR	0,181	40,5	1,99
CHE	0,200	48,0	2,26
CZE	0,202	50,2	2,32
DEU	0,172	41,1	1,95
DNK	0,109	39,4	1,45
ESP	0,116	30,9	1,28
EST	0,112	37,4	1,43
FIN	0,109	40,1	1,48
FRA	0,196	47,5	2,23
BEL (FWB)	0,235	49,8	2,46
GBR	0,098	36,4	1,27
GRC	0,116	32,9	1,34
HRV	0,109	35,7	1,36
HUN	0,242	50,1	2,50
IRL	0,116	36,3	1,44
ISL	0,096	37,6	1,28
ITA	0,125	34,5	1,47
LTU	0,143	38,5	1,70
LVA	0,119	35,3	1,44
MLT	0,100	33,7	1,21
NLD	0,140	47,2	1,89
NOR	0,091	37,5	1,23
POL	0,140	40,3	1,73
PRT	0,151	31,2	1,55
ROU	0,241	46,8	2,42
SVK	0,235	51,7	2,50
SVN	0,136	40,7	1,71
SWE	0,149	47,2	1,95
BEL (VLG)	0,171	46,6	2,08

## Bijlage 2: componenten van de index ( $M$ ) van de quasi-markt

Landcode	CHOICE	PRIVATE	LEVEL
AUT	0,171	-0,664	0,448
BGR	0,473	-0,184	0,676
CHE	-0,385	-0,840	0,183
CZE	0,325	-0,608	0,073
DEU	-0,310	-0,606	0,212
DNK	-0,041	-0,546	-0,646
ESP	-0,186	-0,781	-0,857
EST	-0,328	-0,500	-0,194
FIN	-0,551	-0,910	-0,859
FRA	-0,222	-0,662	-0,191
BEL (FWB)	0,615	0,078	-0,577
GBR	-0,357	-0,755	-0,563
GRC	-0,451	-0,826	-0,787
HRV	0,616	-0,719	0,895
HUN	0,245	-0,159	0,470
IRL	0,031	-0,656	-0,781
ISL	0,016	-0,821	-0,732
ITA	0,260	-0,246	-0,019
LTU	-0,031	-0,566	-0,516
LVA	0,310	-0,813	-0,222
MLT	0,450	-0,225	-0,250
NLD	0,551	-0,305	0,681
NOR	-0,376	-1,000	-0,802
POL	0,563	-0,693	0,622
PRT	-0,353	-0,437	-0,835
ROU	0,276	-0,594	0,361
SVK	0,336	-0,719	-0,201
SVN	0,651	-0,858	-0,226
SWE	0,252	-0,955	-0,842
BEL (VLG)	0,863	-0,363	-0,019

### Bijlage 3: percentage leerlingen in concentratiescholen

Landcode	Arme concentratiescholen	Rijke concentratiescholen	Totaal
AUT	25,3 %	24,0 %	49,3 %
BGR	24,8 %	30,6 %	55,4 %
CHE	15,3 %	19,7 %	35,0 %
CZE	23,1 %	22,8 %	45,8 %
DEU	25,0 %	25,3 %	50,3 %
DNK	14,8 %	17,3 %	32,1 %
ESP	16,5 %	19,6 %	36,1 %
EST	19,5 %	25,3 %	44,8 %
FIN	11,5 %	12,4 %	23,9 %
FRA	22,3 %	20,5 %	42,8 %
BEL (FWB)	27,9 %	25,0 %	52,9 %
GBR	21,0 %	17,4 %	38,4 %
GRC	18,3 %	17,9 %	36,3 %
HRV	17,5 %	19,8 %	37,4 %
HUN	26,5 %	29,7 %	56,2 %
IRL	14,9 %	15,0 %	30,0 %
ISL	12,6 %	11,6 %	24,2 %
ITA	21,7 %	18,1 %	39,8 %
LTU	22,3 %	22,4 %	44,8 %
LVA	20,0 %	24,4 %	44,3 %
MLT	21,9 %	18,7 %	40,6 %
NLD	20,4 %	19,2 %	39,6 %
NOR	9,4 %	12,2 %	21,6 %
POL	25,9 %	24,4 %	50,3 %
PRT	18,6 %	15,6 %	34,2 %
ROU	30,3 %	30,4 %	60,7 %
SVK	24,8 %	27,4 %	52,2 %
SVN	23,4 %	28,2 %	51,5 %
SWE	13,7 %	17,8 %	31,5 %
BEL (VLG)	19,3 %	22,0 %	41,3 %

Landcode



## Bibliografie

Alexiadou, N. & Lundahl, L. (2016). Reforming Swedish Education by Introduction of Quasi-Markets and Competition. In H. Gunter, E. Grimaldi, D. Hall & R. Serpieri (Eds.), *New Public Management and the Reform of : European Lessons for Policy and Practice* (pp. 66–80). Londres, New York: Routledge, Taylor & Francis.

Allen, R. (2008). *Choice-Based Secondary School Admissions in England : Social Stratification and the Distribution of Educational Outcomes* [PhD Thesis]. University of London, Institute of Education. On line: <https://core.ac.uk/download/pdf/111041991.pdf>

Allen, R. (2010, 6 avril). *School Autonomy and Social Segregation*. Musings on Education Policy. On line: <https://rebeccaallen.co.uk/2010/04/06/school-autonomy-and-social-segregation/>

Allen, R. & Burgess, S. (2010). *The Future of Competition and Accountability in Education*. Technical report, 2020 Public Services Trust.

Baye, A., Demonty, I., Lafontaine, D., Matoul, A. & Monseur, C. (2010). *Lecture à 15 ans: Premiers résultats de PISA 2009*. *Les Cahiers des Sciences de l'Éducation*, 31.

Böhlmark, A., Holmlund, H. & Lindahl, M. (2015). *School Choice and Segregation : Evidence from Sweden*. Working Paper No 2015:8. Uppsala: Institute for Evaluation of Labour Market and Education Policy (IFAU).

Bunar, N. & Kallstenius, J. (2008). *Valfrihet, integration och segregation i Stockholms grundskolor*. Stockholm: Stockholms stad, Stockholm University (Department of Sociology).

Burgess, S., McConnell, B., Propper, C., & Wilson, D. (2007). *The Impact of School Choice on Sorting by Ability and Socioeconomic Factors in English Secondary Education*. In L. Woessman & P. Peterson (Eds.), *Schools and the Equal Opportunity* (pp. 273-292). Cambridge (MA): MIT Press. doi :10.7551/mitpress/6051.003.0017.

Delvaux, B. (2005), *Ségrégation scolaire dans un contexte de libre choix et de ségrégation résidentielle*. In M. Demeuse, A. Baye, M.-H. Straeten, J. Nicaise & A. Matoul (Eds.), *Vers une école juste et efficace* (pp. 275-296). Louvain-la-Neuve: De Boeck Supérieur.

Delvaux, B. (2011). *Nationalité et parcours scolaire en Belgique francophone*. *Les Cahiers de Recherche du Girsef*, 86.

Delvaux, B., Bouchat, T.-M. & Hindryckx, G. (2008). *Espace local et choix du lieu de scolarisation dans l'enseignement fondamental*. *Les Cahiers de Recherche en Education*, 64.

Delvaux, B. & Joseph, M. (2006). *Hiérarchie scolaire et compétition entre écoles : le cas d'un espace local belge*. *Revue française de pédagogie*, 156, 19-27.

Delvaux, B. & Serhadlioglu, E. (2014). *La ségrégation scolaire, reflet déformé de la ségrégation urbaine: Différenciation des milieux de vie des enfants bruxellois*. *Les Cahiers de Recherche du Girsef*, 100.

Demeuse, M. & Baye, A. (2008a). *Indicateurs d'équité éducative: Une analyse de la ségrégation académique et sociale dans les pays européens*. *Revue française de pédagogie*, 165, 91-103.

Demeuse, M. & Baye, A. (2008b). *Mesurer et comparer l'équité des systèmes éducatifs en Europe*. *Éducation et formations*, 78, 137–149.

Demeuse, M. (2012). *Une ségrégation dans notre système scolaire ?*. *Eduquer*, 87, 12-14.

- Dumay, X., Dupriez, V. & Maroy, C. (2010). Ségrégation entre écoles, effets de la composition scolaire et inégalités de résultats. *Revue française de sociologie*, 51(3), 461–480.
- Dupriez, V. & Dumay, X. (2011). Les quasi-marchés scolaires : au bénéfice de qui ?. *Revue française de pédagogie*, 176, 83–100.
- Dupriez, V., Monseur, C., & Campenhoudt, M. (2009). Etudier à l'université: le poids des pairs et du capital culturel face aux aspirations d'études. *Les Cahiers de Recherche en Education et en Formation*, 75, 3–32.
- Eurydice (European Education and Culture Executive Agency), Horváth, A., Krémó, A., Sigalas, E., and Teodora Parveva (2020). *Equity in school education in Europe: structures, policies and student performance* (Publications Office of the European Union).
- Feintuck, M. & Stevens, R. (2013). *School Admissions and Accountability : Planning, Choice Or Chance ?*. Bristol: Bristol University Press. doi:10.2307/j.ctt9qgsd.
- Friant, N. (2016). Choix de l'école et ségrégations scolaires dans un espace local en Belgique francophone, *Inégalités éducatives et espaces de vie*, Sep 2015, Rennes. On line: <https://shs.hal.science/halshs-01324908/document>.
- Gorard, S., Taylor, C. & Fitz, J. (2000). A Re-Examination of Segregation Indices in Terms of Compositional Invariance. *Social Research Update*, 30. On line: <https://sru.soc.surrey.ac.uk/SRU30.PDF>.
- Hirtt, N., (2003), *PISA 2000. Onderwijsmarkt, onderwijsvormen, onderfinanciering. De Belgische schoolmislukking*. On line : <https://www.skolo.org/nl/2003/06/21/de-belgische-onderwijsmislukking-pisa-2000/>
- Hirtt, N., (2014), *PISA 2012 ontsluit: de naakte cijfers. Waarom zijn België en Frankrijk de kampioenen van sociale ongelijkheid in het onderwijs?* On line : <https://www.skolo.org/nl/2014/01/29/pisa-2012%E2%80%A8-ontsluit-de-naakte-cijfers/>
- Hirtt, N., (2017), *PISA 2015 legt de mechanismen van de sociale ongelijkheid bloot*. On line : <https://www.skolo.org/nl/2017/07/09/onderwijsnetten-inschrijvingsbeleid-onderwijsvorm-en-financiering-mechanismen-schoolse-ongelijkheid/>
- Hirtt, N., (2020), *Nieuwe studie PISA2018 verklaart unieke positie van ons onderwijs inzake sociale ongelijkheid*. On line : <https://www.skolo.org/nl/2020/03/03/nieuwe-studie-pisa-2018/>
- Hirvenoja, P. (2000). Families in the 'Public-Markets' : School Choice in the Comprehensive School, Edinburgh.
- Jacobs, D., Danhier, J., Devleeshouwer, P. & Rea, A. (2013). Inégalité sociale, ségrégation et performance de l'enseignement obligatoire en Belgique. In P. Maystadt, E. Cantillon, L. Denayer, P. Pestieau, B. V. der Linden & M. Cattelain (Eds.), *Le modèle social belge : quel avenir ?* (pp 781-806). Charleroi: Presses interuniversitaires de Charleroi.
- Kuosmanen, I. (2014). The Effects of School Choice on Segregation of Finnish Comprehensive Schools. University of Helsinki. On line: <https://helda.helsinki.fi/server/api/core/bitstreams/427a71b0-9a5a-4c41-b548-494b28726e20/content>
- Lafontaine, D. & Monseur, C. (2011). Quasi marché, mécanismes de ségrégation sociale et académique en Communauté française de Belgique. *Education Comparée*, 6, 69-90.
- Maroy, C. (2007). Pourquoi et comment réguler le marché scolaire ?. *Les Cahiers de Recherche en Education*, 55.

- Monso, O., Fougère, D., Givord, P., & Pirus, C. (2019). Les camarades influencent-ils la réussite et le parcours des élèves? Une revue de littérature sur les effets de pairs dans l'enseignement primaire et secondaire. LIEPP Working Paper N°86. hal-03456953.
- OECD (2011). Private schools: who benefits? PISA in Focus, 7. On line: <https://www.oecd.org/pisa/pisaproducts/pisainfocus/48482894.pdf>.
- OECD (2013). Are Countries Moving Towards More Equitable Education Systems?', PISA in Focus, 25.
- Östh, J., Andersson, E., & Malmberg, B. (2013). School Choice and Increasing Performance Difference: A Counterfactual Approach. *Urban Studies*, 50, 407–425. doi : 10.1177/0042098012452322
- Pöder, K., Kerem, K., & Lauri, T. (2013). Efficiency and Equity Ruthin European Education Systems and School Choice Policy: Bridging Qualitative and Quantitative Approaches. *Journal of School Choice*, 7, 1–36. doi:10.1080/15582159.2013.759837.
- Riegert, A. (2016). Inégalités scolaires, ségrégation et effets de pairs [Thèse, EHESS]. On line: <https://theses.hal.science/tel-01333797>.
- Taylor, C. (2009). Choice, Competition, and Segregation in a United Kingdom Urban Education Market. *American Journal of Education*, 115(4), 549–568.
- Walford, G. (1996). School Choice and the Quasi-Market. *Oxford Studies in Comparative Education*, 6 (1).
- Walford, G. (2000). School Choice, Equity and Social Exclusion in England and Wales. In J. Sayer & J. L. Vanderhoeven (Eds.), *School Choice, Equity and Social Exclusion in Europe*. Leuven: Garant.
- Whitty, G. & Power, S. (2001). Devolution and Choice in Education: The Research Evidence to Date. *Zeitschrift für Pädagogik*, 43.
- Wiborg, S. (2010). Swedish Free Schools : Do they work ?. Centre for Learning and Life Chances in Knowledge Economies and Societies Research, No 18.