

**De Rol van Gendergelijkheid bij het Verzachten van de Economische Gevolgen van  
Vergrijzing**

Fadia Farhat, Rolnummer 0585798

Vrije Universiteit Brussel, Faculteit Sociale Wetenschappen & Solvay Business School

Master of Science in de Toegepaste Economische Wetenschappen

Promotor: Professor Luc Hens

19 mei 2025

## Samenvatting

Deze studie vertrekt vanuit een eenvoudige maar urgente vraag: kan meer gendergelijkheid de economische gevolgen van vergrijzing temperen? Om die hypothese te toetsen, schat ik een panelmodel met gegevens voor 85 landen tussen 2006 en 2024 ( $N=1.055$ ). De modellen bouwen voort op een aangepaste Cobb-Douglasproductiefunctie, aangevuld met variabelen over demografie, institutionele kwaliteit en gendergelijkheid. De analyse volgt een trapsgewijze aanpak: van modellen met willekeurige en vaste effecten, over interactietermen, tot instrumentele variabelen (2SLS) en dynamische schattingen via gegeneraliseerde momentenmethode (*Difference-GMM*).

De resultaten tonen dat gendergelijkheid op zichzelf geen consistente groeimotor is, maar een contextuele versterker. In interactie met vergrijzing ontstaat een robuust positief effect: gendergelijkheid verzacht de negatieve impact van demografische druk, vooral in ontwikkelingslanden. In rijkere landen daarentegen blijven de marginale baten beperkt, mogelijk door verzadiging van participatie en instituties. Deze bevindingen worden bevestigd in robuustheidsanalyses met Driscoll-Kraay standaardfouten, Instrumentele Variabelen-regressie (IV) en GMM-schattingen.

De studie nuanceert het idee dat genderbeleid universeel werkt. Haar economische waarde blijkt vooral in contexten met zowel structurele druk als beleidsruimte. Algemeen beleid volstaat niet; maatwerk is cruciaal. Vervolgonderzoek moet focussen op microdata en scenarioanalyses om de mechanismen achter deze contextuele versterking beter te begrijpen.

*Trefwoorden:* Gendergelijkheid, Vergrijzing, Arbeidsparticipatie, Economische groei, Demografie, Paneldata, Beleidsimpact, Sociale zekerheid

*JEL-onderwerpscodes:* J11; J16; J21; J24; E65; O15

## **De Rol van Gendergelijkheid bij het Verzachten van de Economische Gevolgen van Vergrijzing**

De Belgische economie vergrijst. De actieve bevolking krimpt, terwijl de uitgaven voor pensioenen en gezondheidszorg blijven stijgen. Volgens de [Studiecommissie voor de Vergrijzing \(2024\)](#) zullen de sociale uitgaven toenemen van 26% van het bbp in 2023, tot bijna 30% in 2050. Dat cijfer is geen loutere projectie, maar een beleidswaarschuwing. De druk op sociale zekerheid, arbeidsmarkt en overheidsfinanciën neemt toe. België is geen uitzondering. Ook Duitsland, Roemenië en Italië kampen met een dalende beroepsbevolking en toenemende afhankelijkheid ([Titu et al., 2012](#)).

Volgens de Organisatie voor Economische Samenwerking en Ontwikkeling (OESO) zal de verhouding ouderen ten opzichte van werkenden in de meeste lidstaten tegen 2060 bijna verdubbelen: van 31 naar 58 ouderen per 100 werkenden. Deze demografische verschuiving legt extra druk op de arbeidsmarkt, de fiscaliteit en de sociale zekerheid; niet alleen in België, maar in vrijwel alle vergrijzende economieën ([OECD, 2018](#)).

Vergrijzing wordt vaak gezien als een last. Maar misschien bevat ze ook een uitnodiging. In veel landen blijft economisch potentieel onbenut, met name in de arbeidsparticipatie van vrouwen. Gendergelijkheid op de arbeidsmarkt betekent niet alleen meer rechtvaardigheid, maar ook meer groei. In België is de loonkloof tussen mannen en vrouwen in 2021 gedaald tot 4,5%, één van de laagste binnen de OESO. Toch blijven verschillen bestaan in toegang tot werk, flexibiliteit en loopbaanontwikkeling. Volgens PwC speelt inclusie op de werkvloer daarin een sleutelrol ([PwC Belgium, 2024](#)).

De economische waarde van gendergelijkheid is inmiddels stevig onderbouwd. [Fluchtmann, Keese en Adema \(2024\)](#) berekenen dat het dichten van de participatiekloof het bbp per capita in de OESO met bijna 4% kan doen stijgen. [Ghosh en Ramanayake \(2020\)](#) vinden een verband tussen gendergelijkheid en economische groei in twee richtingen. [Cuberes](#)

en Teignier (2013) tonen aan dat uitsluiting van vrouwen wereldwijd kan leiden tot productiviteitsverliezen die kunnen oplopen tot 27%. Internationale instellingen zoals de Wereldbank, het Internationaal Monetair Fonds (IMF) en de OESO pleiten dan ook voor genderinclusief beleid (Goyal & Sahay, 2023; OECD, 2022; UN Women & UN DESA, 2021).

Dit onderzoek brengt twee grote structurele uitdagingen, vergrijzing en genderongelijkheid, voor het eerst expliciet samen in één empirisch groeimodel. Hun combinatie en onderlinge interactie blijven tot dusver opmerkelijk onderbenut in de literatuur. Centraal staat dan ook de vraag: kan gendergelijkheid de negatieve economische impact van vergrijzing verzachten?

Om die vraag te beantwoorden, schat ik een paneldatamodel voor meer dan 200 landen over de periode van 2006 tot 2024. De analyse focust op het reële bbp per capita en zijn structurele determinanten: arbeidsparticipatie, kapitaal en productiviteit. Door toepassing van *two-way fixed effects* wordt gecontroleerd voor zowel landspecifieke als tijdsgebonden invloeden. Daarbij onderzocht ik of het effect van demografische druk verschilt naargelang de mate van gendergelijkheid. Wat deze studie uiteindelijk wil nagaan, is of gendergelijkheid naast een sociaal doel ook een structurele hefboom kan vormen voor macro-economische veerkracht in vergrijzende economieën.

## 1. Empirische literatuuroverzicht

Dit kader bespreekt vier onderling verbonden thema's: (1) de relatie tussen gendergelijkheid en economische groei; (2) de macro-economische impact van vergrijzing; (3) de rol van arbeidsflexibiliteit in het bevorderen van gendergelijkheid; en (4) gendergelijkheid als beleidsantwoord op de uitdagingen van vergrijzing.

### 1.1 Gendergelijkheid en economische groei

Gendergelijkheid op de arbeidsmarkt is meer dan een kwestie van sociale rechtvaardigheid; het is ook een kwestie van economische efficiëntie. Gendergelijkheid verwijst naar gelijke toegang tot onderwijs, werk, beloning, doorgroeikansen en besluitvorming voor mannen en vrouwen. Wanneer vrouwen beperkt worden in hun toegang tot werk of leiderschap blijft een aanzienlijk deel van het menselijk kapitaal onbenut.

Volgens [Woetzel et al. \(2015\)](#) zou het wereldwijde bbp tegen 2025 met 11% kunnen toenemen als elk land het niveau van gendergelijkheid bereikt van de koploper binnen zijn regio. In een scenario van volledige gelijkheid loopt dat cijfer zelfs op tot 26%. Op langere termijn bevestigen [Fluchtmann, Keese en Adema \(2024\)](#) dit potentieel: zij schatten dat het dichten van de participatiekloof het bbp per capita in OESO-landen tegen 2060 met bijna 4% kan doen stijgen.

[Ghosh en Ramanayake \(2020\)](#) leggen de causale richting onder de loep met een panel vectorautoregressiemodel voor 87 landen. In ontwikkelingslanden vinden zij duidelijk statistisch bewijs dat gendergelijkheid economische groei stimuleert, vooral via onderwijs en hogere participatie. In ontwikkelde economieën is het verband minder eenduidig en hangt het meer af van de institutionele context.

### 1.2 Economische effecten van vergrijzing

Vergrijzing verhoogt de economische druk op actieve generaties en dwingt regeringen tot structurele keuzes. Een groeiende groep ouderen leunt op een krimpende beroepsbevolking.

De gevolgen laten zich voelen in arbeidsmarkten, pensioenstelsels en sociale bescherming. In Oost-Europa, bijvoorbeeld, voorspellen Titu et al. (2012) dat Roemenië tegen 2060 een van de hoogste afhankelijkheidsratio's in Europa zal kennen als resultaat van bevolkingsdaling, lage arbeidsparticipatie en de uitstroom van jong talent. Roemenië staat hierin niet alleen.

Kamar en Magnani (2024) analyseren de situatie in Libanon via een model met overlappende generaties. Hun conclusie is duidelijk: zonder hervormingen leidt demografische druk tot tragere groei en stijgende werkloosheid. Ze pleiten voor pensioenhervormingen en actieve maatregelen om de participatiegraad te verhogen.

Ook binnen Europa klinkt de roep om structurele hervormingen. Serban (2012) wijst op het belang van levenslang leren als buffer tegen productiviteitsverlies, en benadrukt de strategische waarde van vrouwenarbeid, een factor die in klassieke groeimodellen vaak buiten beeld blijft. Fluchtmann, Keese en Adema (2024) sluiten zich daarbij aan: zij bekritiseren traditionele groeimodellen voor hun genderblinde aannames. Onder “genderblind” verstaan zij modellen die geen onderscheid maken tussen mannen en vrouwen in termen van arbeidsparticipatie, werkuren en beloning. Daardoor onderschatten ze structureel het groeipotentieel van genderinclusieve arbeidsmarkten.

### **1.3 Arbeidsflexibiliteit en gendergelijkheid**

Digitale technologie, veranderende werkstructuren en externe schokken zoals COVID-19 hebben de mogelijkheden voor arbeidsflexibiliteit vergroot. Maar flexibiliteit is geen neutraal gegeven. De impact ervan op gendergelijkheid is gelaagd en contextafhankelijk. Enerzijds vergemakkelijkt thuiswerk de combinatie van betaalde arbeid en zorg, vooral voor vrouwen. Anderzijds dreigt het bestaande ongelijkheden te bestendigen of te verdiepen wanneer zorgtaken ongelijk verdeeld blijven binnen huishoudens.

Van der Lippe en Lippényi (2019) tonen aan dat thuiswerk weliswaar efficiënt kan zijn op individueel niveau, maar dat het ook de samenwerking en productiviteit binnen teams

ondermijnt. Dat effect is sterker wanneer vrouwen beperkte toegang hebben tot netwerken en promotiekansen. Uit een enquête bij 600 Amerikaanse tweeverdieners bleek dat vrouwen tijdens de pandemie aanzienlijk vaker zorgtaken op zich namen dan hun mannelijke partners (Feng & Savani, 2020). Dit ging gepaard met een scherpere daling in hun productiviteit en werktevredenheid. COVID-19 toonde aan dat flexibiliteit structurele ongelijkheden niet automatisch corrigeert.

Beleid kan hier corrigerend optreden. Meier (2015) toont aan dat genderquota in Belgische bestuursorganen niet alleen leidden tot meer vrouwelijke vertegenwoordiging in de politiek, maar ook indirect doorwerkten in raden van bestuur en adviesorganen. Zulke oversijpelingeffecten versterken de legitimiteit van inclusiebeleid en creëren een institutionele hefboom voor diepere verandering in werkstructuren.

#### **1.4 Gendergelijkheid als mitigatiestrategie en economisch beleidsantwoord op vergrijzing**

Gendergelijkheid is meer dan een sociaal ideaal; het vormt ook een strategisch antwoord op de economische uitdagingen van vergrijzing. In een context van krimpend arbeidsaanbod en stijgende pensioendruk biedt de activering van vrouwen op de arbeidsmarkt een concrete hefboom om demografische schokken op te vangen.

Fluchtmann, Keese en Adema (2024) benadrukken dat het dichten van de participatiekloof het verlies aan arbeidskrachten kan helpen opvangen, terwijl Kamar en Magnani (2024) op basis van een overlappende-generatiesmodel voor Libanon aantonen dat een toename in vrouwelijke participatie zowel de productiviteit verhoogt als de druk op sociale zekerheid en pensioenen vermindert.

In regio's waar genderongelijkheid het grootst is, zoals het Midden-Oosten en Noord-Afrika, zijn de potentiële baten het meest uitgesproken. Cuberes en Teignier (2013) becijferen dat het uitsluiten van vrouwen op de arbeidsmarkt leiden tot outputverliezen die kunnen oplopen tot 14% in Europa en Centraal-Azië en tot 27% van het bbp in het Midden-Oosten en

Noord-Afrika. Toch blijven veel macro-economische modellen blind voor deze ongelijkheid. Klassieke analyses van vergrijzing maken zelden expliciet onderscheid tussen mannelijke en vrouwelijke arbeidsparticipatie. Hierdoor blijven belangrijke beleidsopties onderbelicht. Gendergelijkheid verdient dan ook een expliciete plaats in economische modellen die de gevolgen van vergrijzing willen inschatten en mitigeren. Ze is niet louter normatief, maar ook instrumenteel: een beleidsvariabele met structureel economisch gewicht.

### **1.5 Conclusie van het empirisch literatuuroverzicht**

De literatuur over gendergelijkheid, economische groei en vergrijzing beweegt zich grotendeels langs gescheiden sporen. Studies over gender focussen zich op kansengelijkheid en economische output, terwijl analyses van vergrijzing zich richten op afhankelijkheidsratio's, pensioendruk en productiviteit. Maar precies waar deze domeinen elkaar raken (in arbeidsparticipatie en beleidsveerkracht) blijft hun interactie vaak onderbelicht. Ook binnen het debat over arbeidsflexibiliteit wordt de ongelijke verdeling van zorgtaken zelden erkend als structurele factor die de veerkracht van arbeidsmarkten beïnvloedt in vergrijzende samenlevingen.

Dit onderzoek vertrekt vanuit een ander perspectief. De centrale hypothese luidt dat gendergelijkheid niet enkel sociaal wenselijk is, maar ook macro-economisch relevant en waardevol: gendergelijkheid kan de negatieve impact van vergrijzing op het bbp temperen. Ik toets de hypothese aan de hand van internationale paneldata, met bijzondere aandacht voor interacties tussen gendergelijkheid, arbeidsparticipatie en demografische druk. Daarmee wordt gendergelijkheid verschoven van randpositie naar kernvraag in het economische beleidsdebat over vergrijzing.

De bestaande literatuur biedt hiervoor duidelijke aanknopingspunten. Gendergelijkheid stimuleert groei (Klasen, 1999; Cuberes & Teignier, 2015), terwijl vergrijzing diezelfde groei onder druk zet (Bloom, Canning, & Fink, 2011). Mijn onderzoek suggereert dat

gendergelijkheid mogelijk fungeert als moderator in deze relatie. Vooral in ontwikkelingslanden, waar het potentieel voor hogere vrouwelijke participatie het grootst is, kunnen de economische baten aanzienlijk zijn.

## 2. Onderzoeksvraag en Hypothese

De vergrijzing stelt de economie voor een fundamentele uitdaging. Een steeds kleinere actieve bevolking moet instaan voor een toenemende groep gepensioneerden, met oplopende kosten voor pensioenen, gezondheidszorg en sociale bescherming tot gevolg. Tegelijk blijft genderongelijkheid op de arbeidsmarkt hardnekkig: vrouwen nemen minder vaak deel aan het arbeidsproces, verdienen gemiddeld minder en zijn ondervertegenwoordigd in leidinggevende functies (Cuberes & Teignier, 2013). Deze ongelijkheid is niet alleen onrechtvaardig, maar ook economisch inefficiënt.

Steeds meer empirisch onderzoek wijst erop dat gendergelijkheid méér is dan een sociale doelstelling; ze creëert economische waarde. Door vrouwen gelijke toegang te bieden tot onderwijs, werk en besluitvorming, vergroot een land zijn arbeidsreserve en benut het zijn menselijk kapitaal efficiënter. In tijden van vergrijzing is dat geen luxe, maar een noodzaak. Studies van Kamar en Magnani (2024) en Fluchtmann, Keese en Adema (2024) tonen aan dat genderinclusie het verlies aan arbeidskrachten deels kan compenseren en tegelijk de productiviteit verhoogt. Toch wordt gendergelijkheid zelden als beleidsvariabele opgenomen in groeimodellen, zelfs niet bij simulaties van demografische druk. Dit onderzoek wil die blinde vlek blootleggen en invullen door na te gaan of gendergelijkheid de economische gevolgen van vergrijzing kan temperen.

De onderzoeksvraag is in welke mate kan gendergelijkheid de negatieve impact van vergrijzing op economische groei verzachten? De hypothese is dat in landen met meer gendergelijkheid de negatieve impact van vergrijzing op economische groei kleiner is.

De hypothese vertrekt vanuit de idee dat wanneer vrouwen gelijke kansen krijgen om deel te nemen aan het economische leven, de arbeidsparticipatie stijgt, talent doelmatiger wordt ingezet, wat het verlies aan arbeidskrachten door vergrijzing gedeeltelijk kan opvangen. In dat geval wordt gendergelijkheid een structurele hefboom voor macro-economische weerbaarheid in vergrijzende samenlevingen.

Om deze hypothese te toetsen, volgt hieronder een empirische analyse op basis van internationale paneldata. De gekozen methodologie, variabelenselectie en analysetechniek worden in volgende secties toegelicht.

### 3. Data en methode

#### 3.1 Opbouw van het panel

Voor deze studie werd een internationale paneldataset samengesteld voor de periode 2006-2024. Die afbakening is niet arbitrair: de Global Gender Gap Index (*GGGI*) is pas beschikbaar vanaf 2006, en modellen met vaste effecten vereisen voldoende tijdsvariantie om structurele verbanden te kunnen schatten (Arellano & Bond, 1991).

De data zijn afkomstig van open bronnen zoals de Wereldbank (WDI), de Penn World Tables (PWT 10.01), het World Economic Forum (*GGGI*) en de Worldwide Governance Indicators (WGI). De initiële steekproef omvatte 217 landen en 4.123 land-jaarcombinaties. Na opschoning en filtering bleven enkel landen over die voldeden aan drie criteria: (1) volledige data voor alle regressoren; (2) minimaal vijf waarnemingsjaren; en (3) voldoende tijdsvariantie in *GGGI* (standaardafwijking  $> 0,01$ ).

Landen met minder dan vijf observatiejaren werden uitgesloten, omdat een korte tijdsdimensie het aantal bruikbare instrumenten beperkt en het identificerend vermogen van dynamische panelmodellen ondermijnt (Roodman, 2009). Zonder voldoende binnenlandse variatie kunnen bovendien vaste-effectenmodellen geen betrouwbare coëfficiënten schatten

(Arellano & Bond, 1991). Uiteindelijk voldeden 85 landen aan alle voorwaarden, goed voor 1.055 observaties.

### 3.2 Variabelenbewerking en datastabiliteit

Voor de interpretatie van interactietermen werden *GGGI* en de afhankelijkheidsratio gecentreerd rond hun landgemiddelde. Deze centrering vergemakkelijkt de interpretatie van hoofdeffecten en beperkt multicollineariteit (Shieh, 2011).

De institutionele kwaliteitsvariabelen, *rule of law*, *government effectiveness* en *control of corruption*, zijn onderling sterk gecorreleerd ( $r > 0,90$ , zie Tabel 1 en Figuur 1). Om redundantie te vermijden, werden ze samengevoegd via principale-componentenanalyse (PCA) tot één samengestelde index: *governance\_pca*. De eerste component verklaart 96,86% van de gezamenlijke variantie en wordt gebruikt als gestandaardiseerde beleidsmaat in alle modellen (zie Figuur 2).

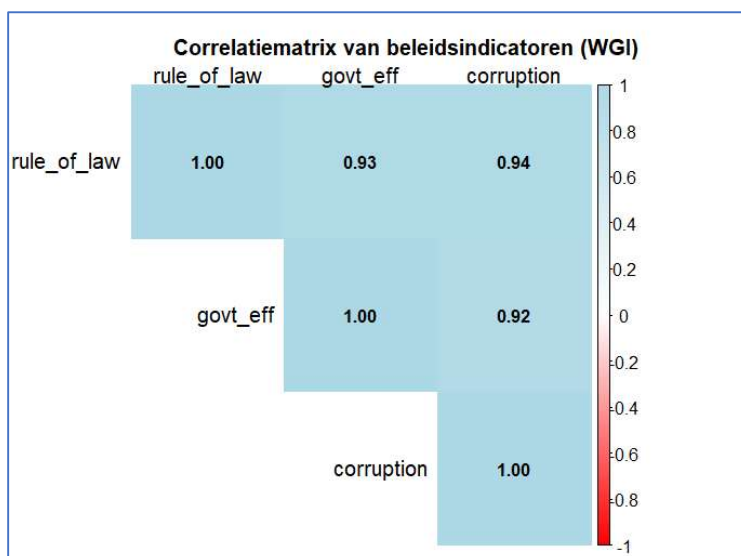
**Tabel 1**

*Correlatiematrix van institutionele kwaliteitsindicatoren*

|                    | <b>rule_of_law</b> | <b>govt_eff</b> | <b>corruption</b> |
|--------------------|--------------------|-----------------|-------------------|
| <b>rule_of_law</b> | 1,000              | 0,933           | 0,936             |
| <b>govt_eff</b>    | 0,933              | 1,000           | 0,920             |
| <b>corruption</b>  | 0,936              | 0,920           | 1,000             |

**Figuur 1**

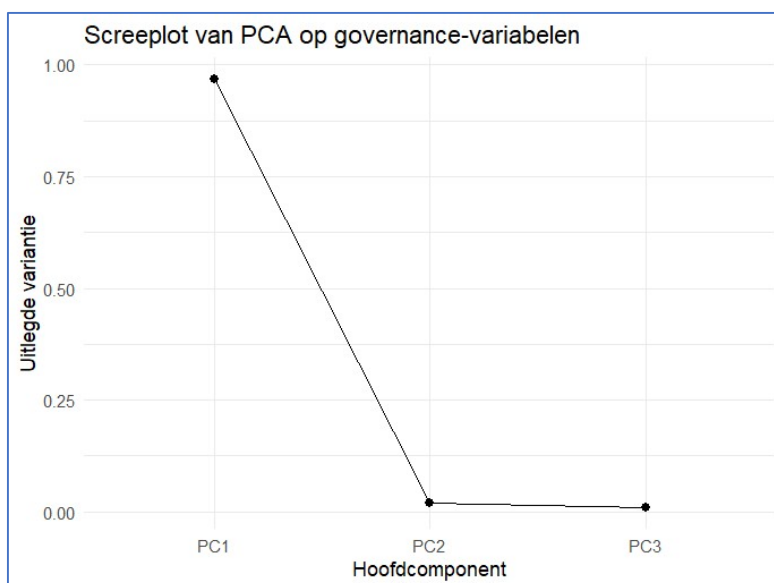
*Correlatiematrix van institutionele kwaliteitsindicatoren*



*Nota.* Hoge onderlinge correlaties ( $r > .90$ ) rechtvaardigen het gebruik van een samengestelde PCA-index.

**Figuur 2**

*Eigenwaardendiagram van principale componentenanalyse op beleidsindicatoren*



*Nota.* Het eigenwaardendiagram (Figuur 2) toont dat de eerste hoofdcomponent 97% van de gezamenlijke variantie verklaart.

### 3.3 Modelopzet en theoretisch raamwerk

Het model vertrekt vanuit een aangepaste Cobb Douglas-productiefunctie. In zijn klassieke vorm verklaart die reële output ( $Y$ ) via drie productiefactoren: fysiek kapitaal ( $K$ ), arbeid ( $L$ ) en technologische efficiëntie ( $A$ ):  $Y = A \times K^\alpha \times L^{1-\alpha}$  waarbij  $\alpha$  het aandeel van kapitaal in de productie weerspiegelt.

Arbeid wordt niet als een homogene factor behandeld. In plaats daarvan wordt gewerkt met het concept van effectieve arbeid, die zowel het aantal werkenden,  $L_{it}$ , als hun gemiddelde kwalificaties omvat. Deze kwaliteit wordt benaderd via het menselijk kapitaal per werknemer  $h_{it}$ , gemeten met de *human capital*-index uit PWT10.01. Verdere toelichting volgt in sectie 3.5.

Voor panelanalyse worden landspecifieke en tijdsspecifieke indices toegevoegd, wat leidt tot:  $Y_{it} = A_{it} K_{it}^\alpha (h_{it} L_{it})^{1-\alpha}$ .

Om de focus te leggen op arbeidsproductiviteit (output per werknemer), deel ik beide zijden door  $L_{it}$ :  $\frac{Y_{it}}{L_{it}} = A_{it} \left(\frac{K_{it}}{L_{it}}\right)^\alpha h_{it}^{1-\alpha}$ .

Door logaritmische transformatie ontstaat een lineair model:  $\ln(y_{it}) = \ln(A_{it}) + \alpha \ln(k_{it}) + (1-\alpha) \ln(h_{it})$ , waarbij  $y_{it} = \frac{Y_{it}}{L_{it}}$  de output per werknemer is en  $k_{it} = \frac{K_{it}}{L_{it}}$  het kapitaal per werknemer.

Deze basis wordt uitgebreid met structurele determinanten: vergrijzing (*dependency ratio*), gendergelijkheid (*GGGI*), hun interacties, urbanisatiegraad en institutionele kwaliteit (*governance\_pca*, samengesteld via PCA op WGI-indicatoren). Gendergelijkheid wordt gemeten op een schaal van 0 tot 1 ([World Economic Forum, 2023](#)), en vergrijzing via de ouderdomsafhankelijkheidsratio (WDI). Daarnaast worden twee interactietermen opgenomen:  $G_{it} \times DR_{it}$  toetst of gendergelijkheid het negatieve effect van vergrijzing modereert en  $G_{it} \times D_i$  toetst of het effect van gendergelijkheid verschilt per ontwikkelingsstatus

De volledige regressievorm luidt:  $\ln(y_{it}) = \beta_0 + \beta_1 G_{it} + \beta_2 DR_{it} + \beta_3 (G_{it} \times DR_{it}) + \beta_4 (G_{it} \times D_i) + \beta_5 \ln(k_{it}) + \beta_6 \ln(h_{it}) + \beta_7 urban_{it} + \beta_8 governance\_pca_{it} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it}$

Figuur 3 geeft een overzicht van deze modelstructuur.

### Figuur 3

*Conceptueel model van de relatie tussen gendergelijkheid, vergrijzing en economische output*



*Nota.* Gendergelijkheid fungeert als moderator tussen structurele determinanten (vergrijzing, ontwikkelingsstatus) en economische groei, bovenop klassieke inputfactoren zoals fysiek -en menselijk kapitaal.

### 3.4 Structuur van de empirische schattingsstrategie

Deze studie bouwt haar empirische strategie op rond veertien modellen die stap voor stap complexer worden. Elk model voegt een specifiek element toe: een interactieterm, een correctie of een deelsteekproef. Zo toetsen we de centrale vraag: kan gendergelijkheid de negatieve impact van vergrijzing op economische groei temperen?

We beginnen met de basis: modellen met willekeurige effecten (*Random Effects* (RE), Model 1 tot 4). Die verkennen het verband tussen de kernvariabelen. Ze werken efficiënt bij beperkte interne variatie, maar gaan uit van de zwakke aanname dat niet-geobserveerde landenkenmerken niet samenhangen met verklarende variabelen. Vervolgens gebruiken we vaste-effectenmodellen (*Two-Way Fixed Effects* (TWFE), Model 5 tot 7) die tijds- en landgebonden kenmerken controleren en een interactieterm opnemen tussen gendergelijkheid en vergrijzing. Zo kunnen we de moderatorhypothese testen en nagaan hoe de marginale effecten van gendergelijkheid afhangen van de vergrijzingsgraad. Eén model in dit blok gebruikt Driscoll-Kraay standaardfouten, nuttig bij cross-sectionele afhankelijkheid; denk aan wereldwijde trends in genderbeleid of demografie.

De derde modelgroep (Model 8 tot 11) bevat vier toepassingen. Model 8 corrigeert endogeniteit met een instrumentele variabelen-regressie (*Instrumental Variables*, IV). Modellen 9 en 10 splitsen de steekproef op: respectievelijk ontwikkelingslanden en hoge-inkomenslanden. Model 11 herneemt het hoofdmodel en voert een robuustheidscontrole uit door uitschieters in economische output te verwijderen. Deze modellen toetsen de robuustheid van onze resultaten over specificaties, steekproeven en contexten heen.

Tot slot gebruiken we een dynamisch model met de gegeneraliseerde momentenmethode (*Generalized Method of Moments* (GMM), Model 12) om simultaneïteit en endogeniteit te corrigeren. Deze techniek passen we ook toe op de opgesplitste steekproeven (Model 13 en 14), zodat onze benadering consistent blijft. Deze correctie is cruciaal, want

beleidsvariabelen zoals gendergelijkheid zijn vaak endogeen aan economische groei. Goldin et al. (2024) tonen aan dat gendergelijkheid zelf deels mee evolueert met het ontwikkelingsniveau van een land.

Deze opbouw biedt twee voordelen. Ten eerste vermijden we dat ons resultaat afhangt van één model. Ten tweede krijgen we meer dan statistiek: we begrijpen beter wanneer en waarom genderbeleid werkt als economische hefboom. Ik kies dus bewust voor eenvoud, transparantie en stapsgewijze opbouw, net zoals degelijk economisch onderzoek vereist.

### 3.5 Beschrijving van variabelen

De regressieanalyse gebruikt een reeks afhankelijke, verklarende en controlerende variabelen, gekozen op basis van theoretische inzichten en internationale databronnen. Elke variabele is geselecteerd wegens haar relevantie voor economische output, zoals onderbouwd in de literatuur over groei, arbeidsparticipatie, demografie en instituties.

De afhankelijke variabele is het reëel bbp per werknemer  $\ln(y_{it})$ , berekend als het logaritme van het reëel bbp aan de uitgavenzijde ( $rgdpe$ ), gedeeld door het aantal werkenden ( $emp$ ), beide uit de Penn World Tables versie 10.01. De bbp-gegevens zijn uitgedrukt in miljoenen dollars (2017 PPP) en weerspiegelen de totale economische output van een land, terwijl het aantal werkenden uitgedrukt is in miljoenen personen. Deze schaalconsistentie laat correcte deling toe.  $\ln(y_{it})$  geldt als proxy voor arbeidsproductiviteit (Barro & Sala-i-Martin, 2004) en de log-transformatie laat interpretatie toe in termen van elasticiteiten.

Fysiek kapitaal,  $\ln(k_{it})$ , wordt gemeten via kapitaaldiensten per werknemer, gebaseerd op de index  $rkna$  (PWT 10.01), geschaald op 2017 = 1. Volgens Schreyer (2004) zegt de waarde van kapitaal weinig; het gaat om de bijdrage aan productie.

Menselijk kapitaal,  $\ln(h_{it})$ , wordt geschat via de Human Capital Index ( $hc$ ) uit PWT 10.01, waarin gemiddelde scholingsjaren (Barro & Lee, 2013) worden gecombineerd met een standaard rendement van 10% (Feenstra et al., 2015). Een indexwaarde van 3,15 voor België

in 2019 betekent dat de gemiddelde werkende ongeveer elf jaar scholing genoten heeft ( $\frac{\ln(3,15)}{0,10} = 11,47$ ) en driemaal productiever is dan een analfabeet (indexwaarde = 1).

Vergrijzing wordt gemeten via de ouderdomsafhankelijkheidsratio,  $DR_{it}$  gedefinieerd als het aandeel 65-plussers per 100 personen van werkende leeftijd (15-64). Deze indicator (WDI, *SP.POP.DPND.OL*) wordt vaak gebruikt om demografische druk te vatten, die volgens Bloom et al. (2011), Kamar & Magnani (2024) en Ghosh & Ramanayake (2020) groei remt via lagere participatie en productiviteit.

Gendergelijkheid  $G_{it}$  wordt gemeten via de Global Gender Gap Index (*GGGI*, World Economic Forum, 2023). Deze samengestelde schaal (0-1) omvat participatie, onderwijs, gezondheid en politieke vertegenwoordiging. Voor ontbrekende landenjaren werden data aangevuld via webscraping (CountryEconomy, n.d.). Om te testen of gendergelijkheid het negatieve effect van vergrijzing matigt, wordt een interactieterm  $G_{it} \times DR_{it}$  toegevoegd. Deze term gaat na of het effect van demografische druk afhankelijk is van de mate van gendergelijkheid binnen een land. De hypothese, ondersteund door Bloom et al. (2011), stelt dat inclusieve arbeidsmarkten structurele schokken beter opvangen.

Daarnaast wordt met  $G_{it} \times D_i$  getest of het effect van gendergelijkheid verschilt tussen ontwikkelde en ontwikkelingslanden. De dummyvariabele  $D_i$  neemt waarde 1 aan voor lage- en middeninkomenslanden volgens de Wereldbankclassificatie. UN Women en UN DESA (2021) suggereren dat gelijkheidsbeleid juist in zwakkere institutionele contexten krachtiger doorwerkt, wat aansluit bij het werk van Cuberes en Teignier (2013) en Fluchtmann, Keese en Adema (2024).

Urbanisatiegraad,  $urban_{it}$ , wordt opgenomen als controlevariabele en gemeten via het aandeel stedelijke bevolking (WDI, *SP.URB.TOTL.IN.ZS*). Volgens de OECD (2022) zijn

stedelijke regio's vaak veerkrachtiger in het absorberen van participatiekloof en vergrijzingseffecten.

Institutionele kwaliteit wordt gevat via *governance\_pca\_it*, een samengestelde index op basis van drie WGI-indicatoren: *rule of law*, *government effectiveness* en *control of corruption*. Volgens Ghosh et al. (2020) en Bloom et al. (2011) versterken sterke instituties niet alleen de economische groei, maar ook de veerkracht tegenover structurele schokken.

Enkel output per werknemer ( $y_{it}$ ), kapitaal per werknemer ( $k_{it}$ ) en menselijk kapitaal ( $h_{it}$ ), zijn gelogaritmeerd om elasticiteiten te kunnen interpreteren. De overige variabelen worden in hun oorspronkelijke schaal opgenomen. Alle variabelen zijn geharmoniseerd qua schaal en bron voor internationale vergelijkbaarheid.

## 4. Resultaten

### 4.1 Inleiding tot de resultatensectie

Deze sectie presenteert de resultaten van de empirische analyse, opgebouwd rond veertien regressiemodellen die we in sectie 3.4 hebben toegelicht. Elk model toetst een specifiek deel van de centrale hypothese: kan gendergelijkheid de negatieve impact van vergrijzing op economische groei verzachten?

De resultaten worden gepresenteerd volgens de opbouw van de modelstrategie: van basismodellen met willekeurige en vaste effecten (RE en TWFE), over instrumentele variabelen (IV) en robuustheidsanalyses, tot dynamische modellen (GMM). Daarbij beoordeel ik de significantie, richting, robuustheid en contextafhankelijkheid van de effecten. Elk onderdeel sluit af met een korte reflectie op de betekenis en beperkingen van de resultaten binnen het bredere onderzoeksopzet.

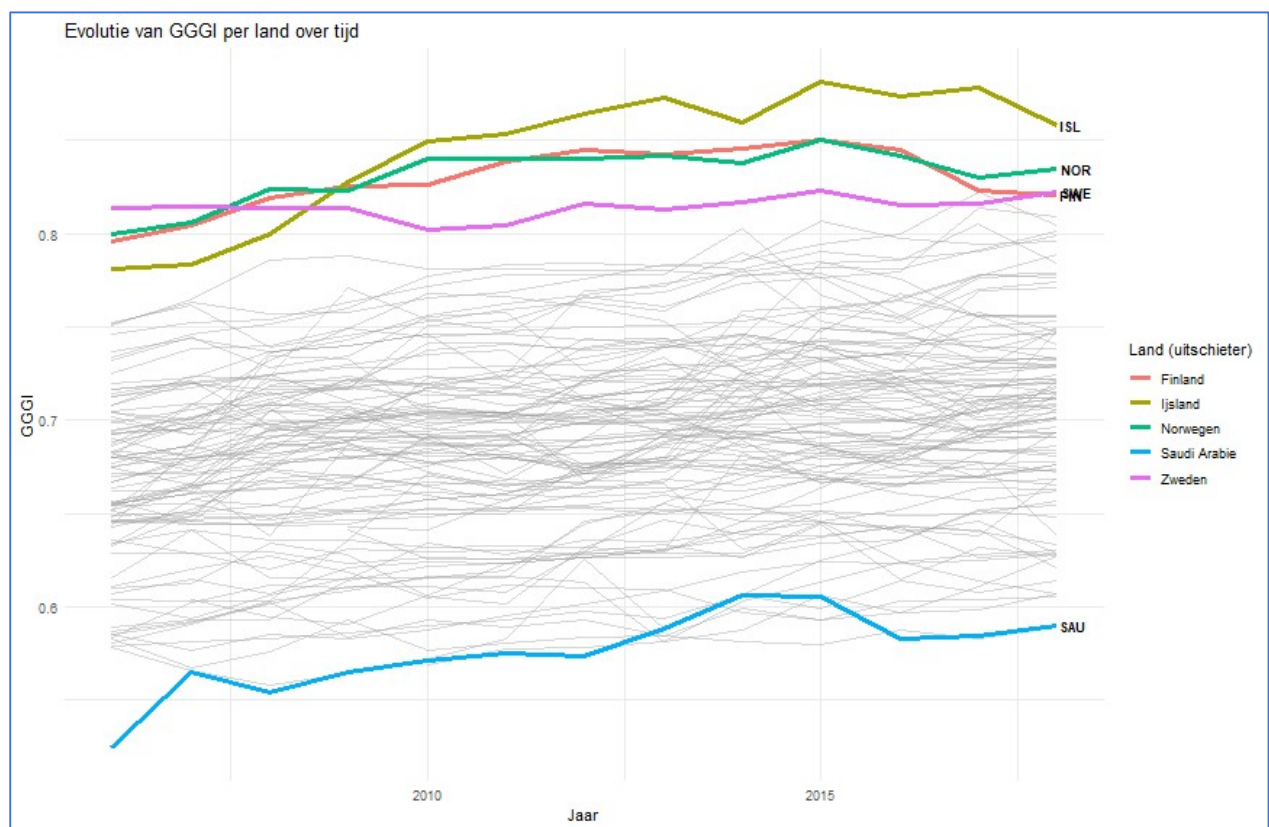
### 4.2 Resultaten: Random Effects-modellen (Model 1-5)

De eerste vijf modellen vormen het exploratief vertrekpunt van de analyse. Ze worden geschat met *one-way random effects* (RE) en bevatten nog geen vaste land- of jaareffecten. De

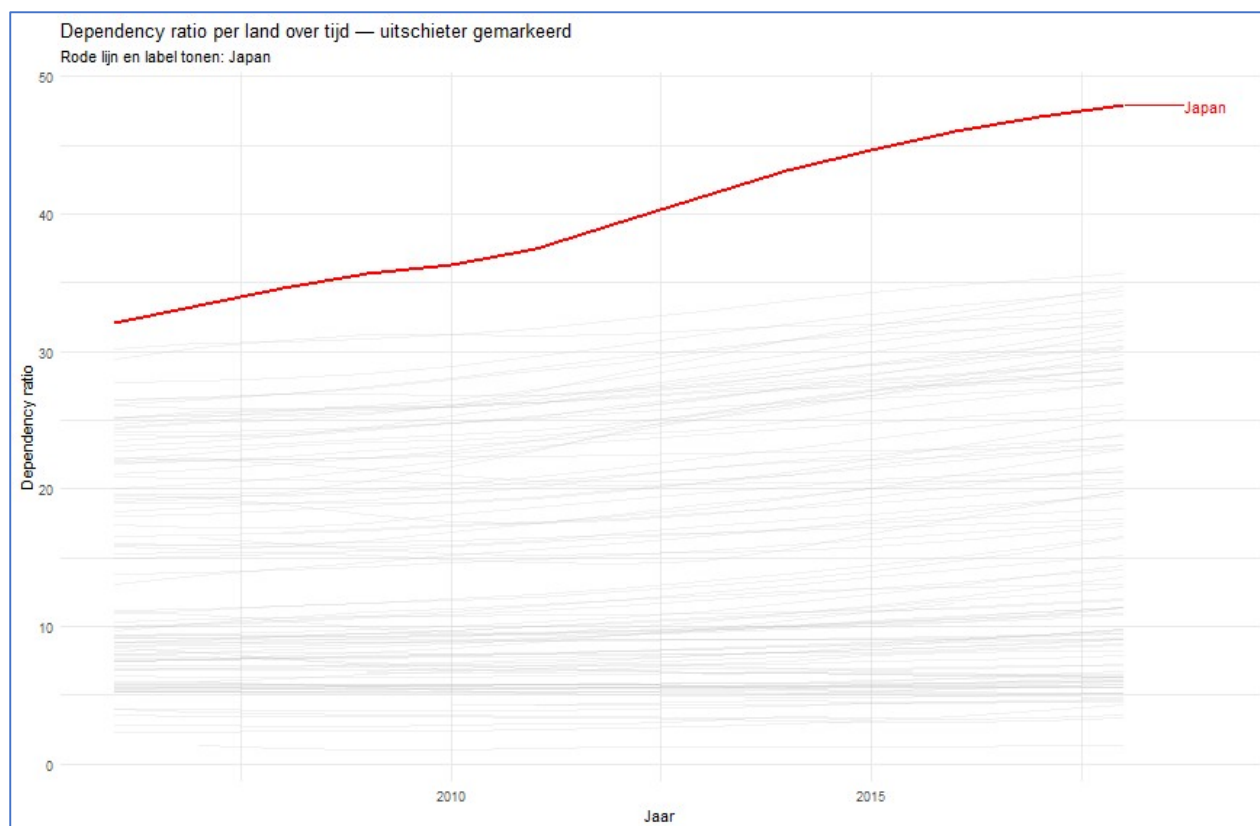
keuze voor *RE* wordt econometrisch onderbouwd door de beperkte tijdsvariantie in sleutelvariabelen: minder dan 11% voor *GGGI* en minder dan 3% voor de afhankelijkheidsratio (zie Figuur 4 en 5). Volgens [Arellano en Bond \(1991\)](#) en [Roodman \(2009\)](#) leidt dat ertoe dat *fixed effects* de kernvariantie zouden wegfilteren, wat RE hier als nuttige opstap rechtvaardigt.

**Figuur 4**

*Evolutie van GGGI per land over tijd*



*Nota.* Slechts 11% van de *GGGI*-variantie bevindt zich binnen landen. Dit beperkt de identificatiemogelijkheden van vaste-effectenmodellen

**Figuur 5***Afhankelijkheidsratio per land over tijd*

*Nota.* Voor de afhankelijkheidsratio bedraagt de binnenlandse variantie minder dan 3%, wat RE-modellen in vroege specificaties verantwoordt.

### ***Model 1, Random Effects model – basismodel***

Model 1 is een basisspecificatie waarin enkel klassieke productiefactoren worden opgenomen: fysiek kapitaal, menselijk kapitaal en urbanisatiegraad. In dit stadium worden gendergelijkheid (*GGGI*) en institutionele kwaliteit (*governance*) bewust weggelaten om het risico op overcontrolebias te vermijden. Wie te vroeg controleert voor variabelen die mogelijks mede het gevolg zijn van gendergelijkheid, riskeert het eigenlijke effect te onderschatten (Elwert & Winship, 2014). Daarnaast is er een methodologische reden om deze variabelen voorlopig uit te sluiten: *GGGI* en *governance* vertonen onderlinge correlatie, maar die relatie is sterk afhankelijk van het land en de context. Tabel 2 en Figuur 6 tonen dat duidelijk. In

sommige landen zoals Senegal en Zimbabwe is het verband tussen gendergelijkheid en *governance* sterk positief. In andere, zoals Frankrijk en IJsland, is het zelfs omgekeerd.

Bovendien blijkt uit de variantieanalyse dat de binnenlandse spreiding van zowel gendergelijkheid als vergrijzing relatief beperkt is. De *GGGI* kent slechts 11% binnenlandse variantie, en de vergrijzingsgraad (ouderdomsafhankelijkheidsratio) nog minder: slechts 2,5%. Figuur 4 (*dependency ratio*) en Figuur 5 (*GGGI*) tonen dit visueel aan: de meeste landen volgen stabiele, vlakke trajecten, met enkele duidelijke uitschieters (Japan voor vergrijzing, en Saudi-Arabië, IJsland en Finland voor gendergelijkheid).

Om die reden werd gekozen voor een klassiek *Random Effects*-model in plaats van een *within-between specificatie* (REWB). Die laatste faalde door singuliere regressiematrices, veroorzaakt door het gebrek aan binnenlandse variatie. De tussen- en binnencomponenten van beide variabelen bleken vrijwel identiek, waardoor een degelijke schatting onmogelijk was. Model 1 fungeert dus als een robuust vertrekpunt, op basis van structurele factoren die wel voldoende statistische spreiding vertonen over landen en tijd.

De resultaten in Tabel 3 bevestigen de robuustheid van de klassieke groeibepalers. Fysiek kapitaal ( $\beta = 0,20$ ;  $p < .001$ ), menselijk kapitaal ( $\beta = 0,63$ ;  $p < .001$ ) en urbanisatiegraad ( $\beta = 0,03$ ;  $p < .001$ ) zijn alle drie positief en zeer sterk significant. Het model verklaart 26% van de variantie in economische output per werknemer ( $R^2 = .260$ , *Adjusted R*<sup>2</sup> = .258), wat een degelijk resultaat is voor een model met slechts drie verklarende variabelen. De Breusch-Pagan Lagrange Multiplier-test bevestigt dat *random effects* nodig zijn ( $\chi^2(3) = 350,17$ ;  $p < .001$ ).

Uit de variantieanalyse blijkt dat 89% van de resterende variantie tussen landen ligt. Dat wijst op structurele, landgebonden factoren die buiten het model blijven. Slechts 11% van

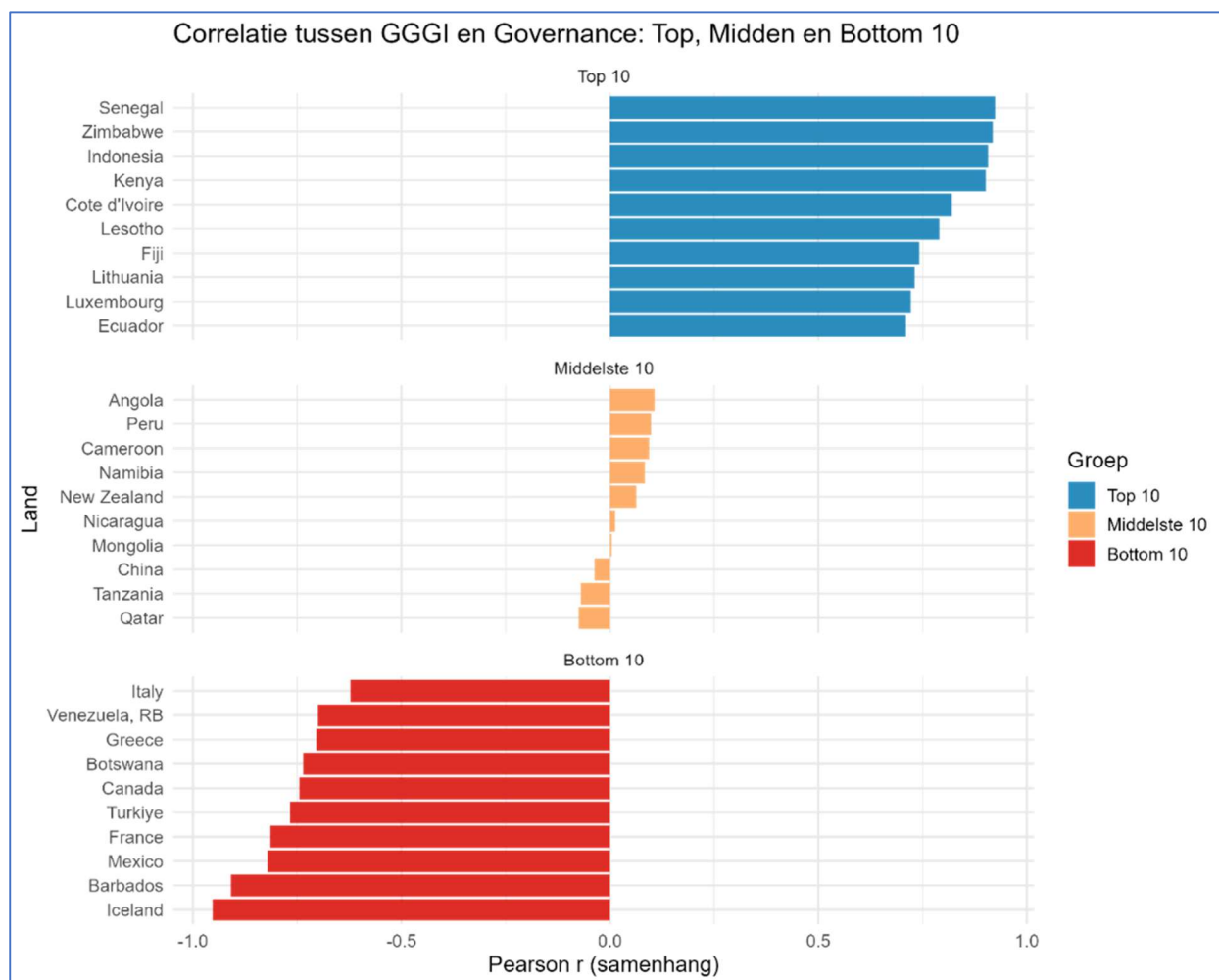
de resterende variantie is toe te schrijven aan binnenlandse, tijdsgebonden schommelingen, bijvoorbeeld jaarlijkse economische of beleidsveranderingen.

Wat betekenen deze coëfficiënten economisch? Een stijging van het fysieke kapitaal per werknemer met 1% leidt tot een toename in output van ongeveer 0,20%, ceteris paribus. Bij een gemiddeld bbp per werknemer van USD 51.322 betekent dit een winst van ca. USD 103. Voor menselijk kapitaal geldt: een stijging met 1% leidt tot een toename van 0,63% in output. Omgerekend is dat een meerwaarde van zo'n USD 3.336 per werknemer. Eén extra schooljaar loont dus, letterlijk. Urbanisatie heeft met 0,03 een kleinere coëfficiënt, maar ook hier is het effect tastbaar: één procentpunt meer urbanisatie leidt tot ca. USD 1.565 extra output. Een stijging met 10 procentpunten zou zelfs ca. USD 15.650 kunnen opleveren. Ondanks zijn kleine waarde blijkt het urbanisatie-effect dus economisch relevant.

Kortom fungeert Model 1 als analytisch ijkpunt. Het toont hoe krachtig klassieke productiefactoren zijn, en hoe gendergelijkheid en institutionele kwaliteit pas in latere modellen beoordeeld moeten worden als contextuele versterkers, niet als autonome motoren.

**Figuur 6**

*Correlatie tussen gendergelijkheid (GGGI) en institutionele kwaliteit (governance\_pca) per land*



*Nota.* Figuur 6 toont de correlatiecoëfficiënt tussen gendergelijkheid en institutionele kwaliteit voor de top-10, midden-10 en bottom-10 landen uit de steekproef. In de meeste landen is de correlatie positief, maar de sterkte en richting variëren sterk. In landen zoals Senegal en Zimbabwe is het verband sterk positief, terwijl het in landen als Italië, Frankrijk en IJsland negatief is. Deze spreiding benadrukt dat de relatie tussen gendergelijkheid en *governance* geen universeel patroon volgt en onderhevig is aan contextuele factoren.

**Tabel 2**

*Landenspecifieke regressieresultaten: verband tussen gendergelijkheid (GGGI) en institutionele kwaliteit (governance\_pca)*

| Land          | Correlatie | $\beta$ | SD   | p    | Significantie | R <sup>2</sup> |
|---------------|------------|---------|------|------|---------------|----------------|
| Senegal       | 0,92       | 0,08    | 0,01 | 0,00 | Zeer Sterk    | 0,85           |
| Zimbabwe      | 0,92       | 0,14    | 0,02 | 0,00 | Zeer Sterk    | 0,84           |
| Indonesia     | 0,91       | 0,05    | 0,01 | 0,00 | Zeer Sterk    | 0,82           |
| Kenya         | 0,90       | 0,12    | 0,02 | 0,00 | Zeer Sterk    | 0,81           |
| Cote d'Ivoire | 0,82       | 0,04    | 0,01 | 0,01 | Sterk         | 0,67           |
| Lesotho       | 0,79       | 0,12    | 0,03 | 0,00 | Sterk         | 0,62           |
| Fiji          | 0,74       | 0,01    | 0,00 | 0,02 | Significant   | 0,55           |
| Lithuania     | 0,73       | 0,04    | 0,01 | 0,00 | Sterk         | 0,53           |
| Luxembourg    | 0,72       | 0,20    | 0,06 | 0,01 | Sterk         | 0,52           |
| Ecuador       | 0,71       | 0,07    | 0,02 | 0,01 | Sterk         | 0,50           |
| Cameroon      | 0,09       | 0,07    | 0,25 | 0,77 |               | 0,01           |
| Namibia       | 0,08       | 0,02    | 0,08 | 0,79 |               | 0,01           |
| New Zealand   | 0,06       | 0,01    | 0,04 | 0,84 |               | 0,00           |
| Nicaragua     | 0,01       | 0,01    | 0,17 | 0,97 |               | 0,00           |
| Mongolia      | 0,00       | 0,00    | 0,03 | 0,99 |               | 0,00           |
| China         | -0,04      | -0,00   | 0,01 | 0,90 |               | 0,00           |
| Tanzania      | -0,07      | -0,01   | 0,02 | 0,82 |               | 0,00           |
| Qatar         | -0,07      | -0,00   | 0,02 | 0,82 |               | 0,01           |
| Sri Lanka     | -0,08      | -0,02   | 0,07 | 0,80 |               | 0,01           |
| Bahrain       | -0,10      | -0,01   | 0,03 | 0,76 |               | 0,01           |
| Italy         | -0,62      | -0,21   | 0,08 | 0,02 | Significant   | 0,39           |
| Venezuela, RB | -0,70      | -0,03   | 0,01 | 0,01 | Sterk         | 0,49           |
| Greece        | -0,70      | -0,03   | 0,01 | 0,01 | Sterk         | 0,50           |
| Botswana      | -0,74      | -0,09   | 0,03 | 0,00 | Sterk         | 0,54           |
| Canada        | -0,74      | -0,19   | 0,05 | 0,00 | Sterk         | 0,55           |
| Turkiye       | -0,77      | -0,05   | 0,01 | 0,00 | Sterk         | 0,59           |
| France        | -0,81      | -0,29   | 0,06 | 0,00 | Zeer Sterk    | 0,66           |
| Mexico        | -0,82      | -0,10   | 0,02 | 0,00 | Zeer Sterk    | 0,67           |
| Barbados      | -0,91      | -0,03   | 0,00 | 0,00 | Zeer Sterk    | 0,83           |
| Iceland       | -0,95      | -0,14   | 0,01 | 0,00 | Zeer Sterk    | 0,91           |

*Nota.* Tabel 2 rapporteert per land de correlatie tussen gendergelijkheid (GGGI) en institutionele kwaliteit (governance\_pca), aangevuld met de geschatte regressiecoëfficiënt ( $\beta$ ), standaardfout (SD), p-waarde en verklaarde variantie (R<sup>2</sup>). In de top-10 landen (bovenaan) is de correlatie sterk positief, in de bottom-10 landen (onderaan) sterk negatief. De resultaten illustreren dat het verband tussen gendergelijkheid en institutionele kwaliteit geen universeel patroon volgt, wat wijst op de noodzaak van contextspecifieke modelbenaderingen.

**Tabel 3***Resultaten van Model 1 - Random Effects regressie zonder gendergelijkheid*

| Variabele    | $\beta$ | SD   | z     | 95% BI |      | p    | Sign.      |
|--------------|---------|------|-------|--------|------|------|------------|
|              |         |      |       | LL     | UL   |      |            |
| Intercept    | 8,46    | 0,19 | 43,85 | 8,84   | 8,08 | 0,00 | Zeer Sterk |
| $\ln(k)$     | 0,20    | 0,03 | 6,65  | 0,26   | 0,14 | 0,00 | Zeer Sterk |
| $\ln(h)$     | 0,63    | 0,16 | 3,97  | 0,94   | 0,32 | 0,00 | Zeer Sterk |
| <i>urban</i> | 0,03    | 0,00 | 10,51 | 0,03   | 0,02 | 0,00 | Zeer Sterk |

*Nota.* Schattingscoëfficiënten ( $\beta$ ), standaardfouten (SD), t-waarden, p-waarden en 95%-betrouwbaarheidsintervallen.  $N = 1.055$ . Significantie op basis van  $p < .01, .05, .01$  en  $.001$ .

$R^2 = .260, R^2_{adj} = .258, \chi^2(3) = 350,2; p < .001$ . De variantie-analyse toont dat 89% van de totale variantie toe te schrijven is aan verschillen tussen landen (individuele component) en 11% aan idiosyncratische (binnenlandse) ruis. Deze verhouding ondersteunt het gebruik van een *random effects*-model.

#### ***Model 2, Random Effects model – zonder interactietermen (niet gecentreerde variabelen)***

Wanneer het model wordt uitgebreid met institutionele factoren zoals gendergelijkheid (*GGI*), *governance* en de vergrijzingsgraad (*dependency ratio*), neemt de verklaringskracht aanzienlijk toe (zie Tabel 4). Het verklaard aandeel stijgt van 26% naar 39% ( $R^2 = .387$ ), wat wijst op een sterkere specificatie. Tegelijkertijd daalt het aandeel vaste, landgebonden variantie van 89% naar 83% en stijgen de tijdsgebonden fluctuaties van 11% naar 17%. Dat suggereert dat het model beter in staat is om ook binnenlandse dynamieken op te vangen.

In deze uitgebreidere specificatie dalen de coëfficiënten van fysiek kapitaal (van  $\beta = 0,20$  naar  $\beta = 0,13$ ), menselijk kapitaal (van  $\beta = 0,63$  naar  $\beta = 0,44$ ) en urbanisatiegraad (van  $\beta = 0,03$  naar  $\beta = 0,019$ ). Dat wijst op een klassieke vorm van *omitted variable bias*: wanneer belangrijke structurele factoren aanvankelijk weggelaten worden, worden de resterende

verklarende variabelen overschat. Door institutionele factoren toe te voegen, krijgen de groeibepalers hun juiste gewicht.

De *dependency ratio* wordt in dit model ook opgenomen. De geschatte coëfficiënt ( $\beta = 0,0095; p = .027$ ) suggereert dat een stijging van de afhankelijkheidsratio met één eenheid gepaard gaat met een toename van output per werknemer van ongeveer 0,95%, ceteris paribus. Hoewel dat tegenintuïtief lijkt (vergrijzing wordt doorgaans geassocieerd met economische druk) ligt het resultaat in lijn met de steekproef. Landen met een hoge afhankelijkheidsratio zijn vaak relatief rijk en beschikken over sterk uitgebouwde sociale systemen.

Ook *governance* blijkt significant en substantieel ( $\beta = 0,245; p < .001$ ). Voor gendergelijkheid (*GGGI*) is de schattingscoëfficiënt positief maar niet significant ( $\beta = 0,39; p = .22$ ). Toch blijft het effect economisch niet verwaarloosbaar: een stijging van 0,01 indexpunt levert gemiddeld  $0,39 \times 0,01 = 0,0039$  logpunten extra output op, of ongeveer 0,39% hogere arbeidsproductiviteit. Bij een gemiddeld bbp per werknemer van USD 51.322 betekent dat een economische meerwaarde van ca. USD 200. De onzekerheid rond deze schatting kan voortkomen uit multicollineariteit met *governance* of een gebrek aan binnenlandse spreiding in de *GGGI*-waarden.

Dit model bevestigt het belang van institutionele context. Het verhoogt niet alleen de verklaringskracht van het model, maar herijkt ook de bijdrage van klassieke determinanten. Vergrijzing, *governance* en (in beperktere mate) gendergelijkheid blijken geen randvoorwaarden maar relevante schakels in het begrijpen van economische prestaties.

**Tabel 4**

*Resultaten van het Random Effects model zonder interactietermen en zonder centrering (Model 2)*

| Variabele               | $\beta$ | SD   | z     | 95% BI |       | p    | Sign.       |
|-------------------------|---------|------|-------|--------|-------|------|-------------|
|                         |         |      |       | LL     | UL    |      |             |
| Intercept               | 8,64    | 0,24 | 36,16 | 9,11   | 8,17  | 0,00 | Zeer Sterk  |
| <i>ln(k)</i>            | 0,13    | 0,02 | 5,05  | 0,18   | 0,08  | 0,00 | Zeer Sterk  |
| <i>ln(h)</i>            | 0,44    | 0,16 | 2,68  | 0,76   | 0,12  | 0,01 | Sterk       |
| <i>urban</i>            | 0,02    | 0,00 | 8,49  | 0,02   | 0,02  | 0,00 | Zeer Sterk  |
| <i>gggi</i>             | 0,39    | 0,32 | 1,23  | 1,02   | -0,24 | 0,22 |             |
| <i>governance_pca</i>   | 0,24    | 0,02 | 10,90 | 0,28   | 0,20  | 0,00 | Zeer Sterk  |
| <i>dependency_ratio</i> | 0,01    | 0,00 | 2,21  | 0,02   | 0,00  | 0,03 | Significant |

*Nota.* Schattingscoëfficiënten ( $\beta$ ), standaardfouten (SD), t-waarden, p-waarden en 95%-betrouwbaarheidsintervallen.  $N = 1.055$ ,  $R^2 = .387$ ,  $R_{adj}^2 = .384$ ,  $\chi^2(6) = 632,39$ ;  $p < .001$ .

Significantie op basis van  $p < .01$ ,  $.05$ ,  $.01$  en  $.001$ .

### ***Model 3, Random Effects met niet-gecentreerde interactieterm $GGGI \times Vergrijzing$***

Model 3 voegt aan de vorige specificatie een interactieterm toe tussen gendergelijkheid (*GGGI*) en vergrijzing (*dependency\_ratio*). De regressie toetst de hypothese dat gendergelijkheid de negatieve impact van vergrijzing op economische groei kan temperen. De interactieterm wordt hier opgenomen in niet-gecentreerde vorm. Zoals weergegeven in Tabel 5, zijn noch de hoofdeffecten noch de interactie statistisch of economisch significant. *GGGI* ( $\beta = 0,29$ ;  $p = .587$ ), *dependency\_ratio* ( $\beta = 0,003$ ;  $p = .904$ ) en hun interactie ( $\beta = 0,01$ ;  $p = .799$ ) vertonen geen betrouwbaar verband met economische groei.

De klassieke determinanten: fysiek kapitaal ( $\beta = 0,13$ ;  $p < .001$ ), menselijk kapitaal ( $\beta = 0,45$ ;  $p < .001$ ), urbanisatiegraad ( $\beta = 0,02$ ;  $p < .001$ ) en institutionele kwaliteit ( $\beta = 0,25$ ;  $p < .001$ ) blijven wel sterk en significant. Het model behoudt een verklaringkracht van

39% ( $R^2=.386$ ) en 83% van de foutvariantie komt uit verschillen tussen landen; een bevestiging van structurele heterogeniteit binnen het panel.

Een VIF-analyse verduidelijkt de oorzaak: de varianties van *GGGI*, *dependency\_ratio* en hun interactieterm zijn extreem hoog gecorreleerd. De VIF-waarden voor deze variabelen overschrijden 200, wat wijst op ernstige multicollineariteit (zie Tabel 5). Na gemiddelde-centrering dalen deze waarden tot onder de kritische grens van 5 (zie Tabel 6). Figuur 7 toont dit visueel: de overlap tussen componenten verdwijnt bijna volledig.

Zoals [Shieh \(2011\)](#) onderstreept, verlaagt centrering de collineariteit tussen componenten en hun interactie, zonder de interpretatie van het interactie-effect aan te tasten. Zonder centrering levert de interactieterm geen betrouwbare schatting op. Model 3 is dan ook minder relevant voor toetsing van de hypothese, maar toont scherp wat misloopt bij verwaarlozing van multicollineariteit. Deze technische les motiveert de correct gecentreerde benadering in Model 4 alsmede de latere TWFE- en GMM-modellen.

**Tabel 5**

*Random Effects regressie met niet-gecentreerde interactie tussen gendergelijkheid en vergrijzing*

| Variabele                      | $\beta$ | SD   | z     | 95% BI |       | p    | Sign.      |
|--------------------------------|---------|------|-------|--------|-------|------|------------|
|                                |         |      |       | LL     | UL    |      |            |
| Intercept                      | 8,72    | 0,37 | 23,44 | 9,45   | 7,99  | 0,00 | Zeer Sterk |
| <i>ln(k)</i>                   | 0,13    | 0,03 | 5,06  | 0,18   | 0,08  | 0,00 | Zeer Sterk |
| <i>ln(h)</i>                   | 0,45    | 0,17 | 2,60  | 0,79   | 0,11  | 0,01 | Sterk      |
| <i>urban</i>                   | 0,02    | 0,00 | 8,46  | 0,02   | 0,02  | 0,00 | Zeer Sterk |
| <i>gggi</i>                    | 0,29    | 0,53 | 0,54  | 1,33   | -0,76 | 0,59 |            |
| <i>dependency_ratio</i>        | 0,00    | 0,03 | 0,12  | 0,05   | -0,05 | 0,90 |            |
| <i>governance_pca</i>          | 0,25    | 0,02 | 10,84 | 0,29   | 0,20  | 0,00 | Zeer Sterk |
| <i>gggi · dependency_ratio</i> | 0,01    | 0,03 | 0,26  | 0,07   | -0,05 | 0,80 |            |

*Nota.* Schattingscoëfficiënten ( $\beta$ ), standaardfouten (SD), t-waarden, p-waarden en 95%-betrouwbaarheidsintervallen.  $N = 1.055$ ,  $R^2 = .385$ ,  $R_{adj}^2 = .382$ ,  $\chi^2(7) = 628,1$ ;  $p < .001$ . De variantie-analyse toont dat 82,9% van de totale variantie toe te schrijven is aan verschillen tussen landen (individuele component) en 17,1% aan idiosyncratische (binnenlandse) ruis. Deze verhouding ondersteunt het gebruik van een *random effects*-model. Significantie op basis van  $p < .01, .05, .01$  en  $.001$ .

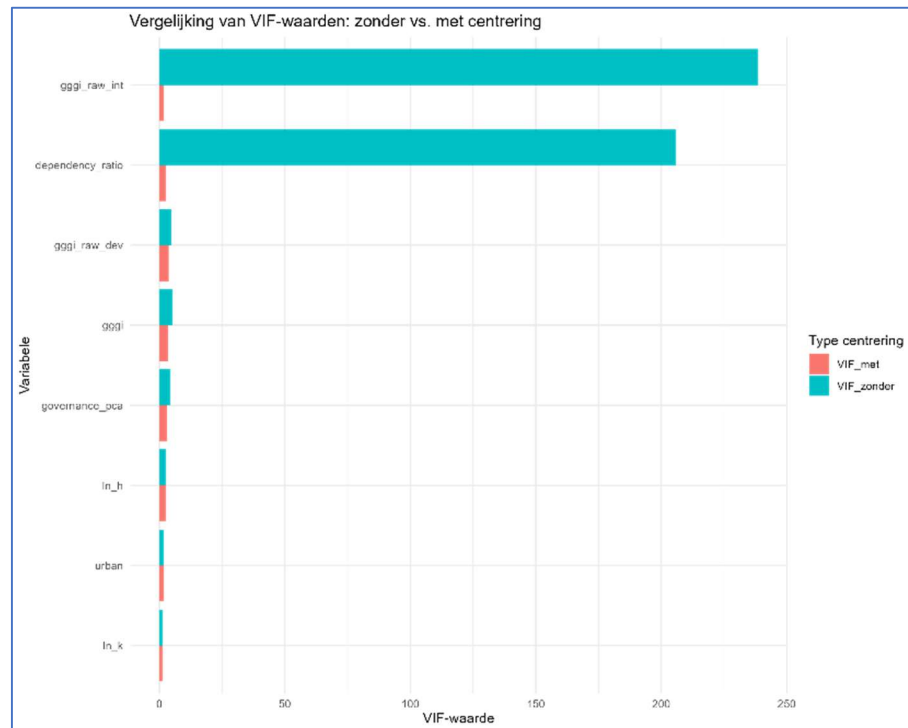
**Tabel 6**

*Vergelijking van VIF-waarden voor en na centrering*

| Variable                | VIF zonder centrering | VIF met centrering |
|-------------------------|-----------------------|--------------------|
| <i>ln_k</i>             | 1,21                  | 1,09               |
| <i>ln_h</i>             | 2,50                  | 2,53               |
| <i>gggi</i>             | 5,12                  | 3,41               |
| <i>dependency_ratio</i> | 205,83                | 2,61               |
| <i>gggi_raw_int</i>     | 238,56                | 1,91               |
| <i>gggi_raw_dev</i>     | 4,87                  | 3,72               |
| <i>urban</i>            | 1,80                  | 1,83               |
| <i>governance_pca</i>   | 4,27                  | 2,90               |

**Figuur 7**

*Grafische vergelijking van VIF-waarden voor en na centrering*



*Nota.* Variance Inflation Factors (VIF) per variabele voor twee modelversies: zonder centrering (rood) en met gemiddelde-centrering (blauw).  $VIF > 10$  wijst op mogelijke multicollineariteit.

#### ***Model 4, Random Effects met gecentreerde interactietermen $GGGI\_c \times Vergrijzing\_c$***

In Model 4 worden gendergelijkheid en vergrijzing gecentreerd toegevoegd, samen met twee interactietermen. Door de variabelen te centreren, kunnen we het effect van gendergelijkheid interpreteren bij een gemiddelde vergrijzingsdruk en gemiddeld ontwikkelingsniveau. Dat is geen technische voetnoot, maar een wezenlijk verschil: het maakt de hoofdcoëfficiënten leesbaar en hun betekenis concreet.

De verklaringskracht van het model stijgt licht ( $R^2 = 0,391$ ). Geen revolutie, wel een verfijning. De klassieke productiefactoren blijven overeind: fysiek kapitaal ( $\beta = 0,126$ ), menselijk kapitaal ( $\beta = 0,478$ ) en urbanisatiegraad ( $\beta = 0,0186$ ) dragen zoals verwacht positief

bij, met een hoge graad van zekerheid. *Governance* scoort opnieuw hoog en significant ( $\beta = 0,248$ ). De structuur blijft stevig maar de nuances veranderen (zie Tabel 7)

Het hoofdeffect van gendergelijkheid wordt negatief ( $\beta = -0,507$ ), maar is statistisch onbeduidend. Geen reden tot paniek, de gecentreerde variant zegt iets over landen met een gemiddelde vergrijzingsgraad. Wat telt, zijn de interacties. De interactie tussen gendergelijkheid en vergrijzing ( $\beta = 0,064$ ) is positief, maar niet significant. Toch is het patroon consistent: hoe ouder de samenleving, hoe waardevoller gendergelijkheid wordt. In jonge landen is de winst beperkt, maar in vergrijzende economieën kan ze de schade dempen.

Het interessantst is de interactie tussen gendergelijkheid en ontwikkelingsniveau:  $\beta = 1,53$  met een p-waarde net boven de klassieke grens van significantie. Niet voldoende voor een vlag, wel voor een sein. Gendergelijkheid lijkt vooral renderend waar de instellingen stevig zijn en de economie voldoende ontwikkeld. Waar men klaar is om haar potentieel niet enkel te erkennen, maar ook te benutten.

De vergrijzingsgraad zelf behoudt een marginaal positief effect ( $\beta = 0,0091$ ). Wederom: contra-intuïtief, maar niet onlogisch. In deze steekproef gaan hoge afhankelijkheidsratio's vaak samen met robuuste verzorgingsstaten. Vergrijzing als last? Soms. Maar ook als signaal van succes en van de nood aan beleid dat mee-evolveert.

Wat leert dit model ons? Dat gendergelijkheid niet in een vacuüm werkt. Ze is geen universeel smeermiddel, maar een contextuele hefboom. Ze doet er het meest toe waar de rek uit het systeem is: bij demografische druk en in ontwikkelde instellingen. Niet als morele luxe, maar als economische logica.

**Tabel 7***Random Effects regressie met gecentreerde interactie tussen gendergelijkheid en vergrijzing*

| Variabele                 | $\beta$ | SD   | z     | 95% BI |       | p    | Sign.      |
|---------------------------|---------|------|-------|--------|-------|------|------------|
|                           |         |      |       | LL     | UL    |      |            |
| Intercept                 | 9,06    | 0,19 | 47,06 | 9,44   | 8,68  | 0,00 | Zeer Sterk |
| $\ln(k)$                  | 0,13    | 0,02 | 5,07  | 0,17   | 0,08  | 0,00 | Zeer Sterk |
| $\ln(h)$                  | 0,48    | 0,17 | 2,78  | 0,82   | 0,14  | 0,01 | Sterk      |
| urban                     | 0,02    | 0,00 | 8,05  | 0,02   | 0,01  | 0,00 | Zeer Sterk |
| gggi (gecentreerd)        | -0,51   | 0,60 | -0,85 | 0,67   | -1,68 | 0,40 |            |
| vergrijzing (gecentreerd) | 0,01    | 0,01 | 1,75  | 0,02   | -0,00 | 0,08 | Marginaal  |
| governance_pca            | 0,25    | 0,02 | 10,97 | 0,29   | 0,20  | 0,00 | Zeer Sterk |
| gggi · vergrijzing        | 0,06    | 0,04 | 1,44  | 0,19   | -0,07 | 0,15 |            |
| gggi · ontwikkelingsgraad | 1,53    | 0,86 | 1,79  | 4,92   | -1,86 | 0,07 | Marginaal  |

*Nota.* Schattingscoëfficiënten ( $\beta$ ), standaardfouten (SD), t-waarden, p-waarden en 95%-betrouwbaarheidsintervallen.  $N = 1.055$ ,  $R^2 = .391$ ,  $R_{adj}^2 = .386$ ,  $\chi^2(8) = 640,4$ ;  $p < .001$ . De variantie-analyse toont dat 82,6% van de totale variantie toe te schrijven is aan verschillen tussen landen (individuele component) en 17,4% aan idiosyncratische (binnenlandse) ruis. Significantie op basis van  $p < .01, .05, .01$  en  $.001$ .

#### 4.3 Resultaten: Two-Way Fixed Effects modellen (Modellen 5 tot 7)

De modellen 5 tot en met 7 schakelen over op *two-way fixed effects* (TWFE), een standaardaanpak in panelanalyse. Deze modellering controleert voor zowel tijdsinvariante verschillen tussen landen (zoals cultuur, infrastructuur of wetgeving) als voor tijdsspecifieke wereldwijde schokken (zoals economische crisissen of pandemieën). Dit laat toe om binnenlandse veranderingen over tijd te analyseren, precies het niveau waarop structurele beleidswijzigingen zoals gendergelijkheid of vergrijzing hun economische effect uitoefenen (Wooldridge, 2010; Roodman, 2009).

***Model 5, Two-Way Fixed Effects: Volledig model zonder interacties***

Model 5 test of gendergelijkheid een autonoom effect uitoefent op economische groei, binnen landen over de tijd. In tegenstelling tot RE-modellen controleert dit model voor onzichtbare verschillen tussen landen en tijdstrends.

De resultaten in Tabel 8 tonen een wisselend beeld. Fysiek kapitaal ( $\beta = 0,56$ ;  $p < .001$ ) en institutionele kwaliteit ( $\beta = 0,25$ ;  $p < .001$ ) zijn sterk positief. Gendergelijkheid is positief maar niet significant ( $\beta = 0,31$ ;  $p = .406$ ). Menselijk kapitaal ( $\beta = -0,42$ ;  $p = .052$ ) en vergrijzing ( $\beta = -0,01$ ,  $p = .263$ ) zijn negatief, maar zonder statistische onderbouwing. De zwakke prestatie van menselijk kapitaal kan wijzen op endogeniteit (landen met lage groei investeren meer in scholing) of op een gebrek aan binnenlandse dynamiek in onderwijsniveaus. Urbanisatie heeft geen effect ( $\beta \approx 0$ ,  $p = .981$ ). Het model verklaart 15,2% van de variantie in output ( $R^2 = .152$ ,  $Adjusted R^2 = .061$ ). De F-statistiek is hoog en significant ( $F(6, 952) = 28,40$ ;  $p < .001$ ). Multicollineariteit met *GGGI* of *governance* is getest via VIF-analyse: de VIF voor  $\ln(h_{it})$  bleef stabiel (van 2,50 naar 2,53).

Model 5 wijst op het belang van structurele factoren, maar toont tegelijk dat gendergelijkheid als autonome beleidsvariabele zwak scoort in binnenlandse groeidynamiek. Die vastgestelde beperking, beperkte tijdsvariantie en mogelijke endogeniteit, rechtvaardigen de introductie van interactie-effecten in het vervolg. Zei zullen toelaten na te gaan of gendergelijkheid vooral effect heeft in bepaalde contexten.

**Tabel 8***Resultaten van Model 5 - Two-Way Fixed Effects zonder interactietermen*

| Variabele               | $\beta$ | SD   | T     | 95% BI |       | p    | Sign.      |
|-------------------------|---------|------|-------|--------|-------|------|------------|
|                         |         |      |       | LL     | UL    |      |            |
| <i>ln(k)</i>            | 0,56    | 0,07 | 8,00  | 0,69   | 0,42  | 0,00 | Zeer Sterk |
| <i>ln(h)</i>            | -0,42   | 0,22 | -1,94 | 0,00   | -0,85 | 0,05 | Marginaal  |
| <i>gggi</i>             | 0,30    | 0,37 | 0,83  | 1,03   | -0,42 | 0,41 |            |
| <i>dependency_ratio</i> | -0,01   | 0,01 | -1,12 | 0,00   | -0,02 | 0,26 |            |
| <i>urban</i>            | -0,00   | 0,01 | -0,02 | 0,01   | -0,01 | 0,98 |            |
| <i>governance_pca</i>   | 0,25    | 0,03 | 8,27  | 0,31   | 0,19  | 0,00 | Zeer Sterk |

*Nota.* Schattingscoëfficiënten ( $\beta$ ), standaardfouten (SD), t-waarden, p-waarden en 95%-betrouwbaarheidsintervallen. Significantie op basis van  $p < .01, .05, .01$  en  $.001$ .  $n = 85, T = 5 - 13, N = 1.055, R^2 = .260, aangepaste R^2 = .258, \chi^2(3) = 350,2; p < .001, F(6.952) = 28,40; p < .001$ .

**Model 6, TWFE met interacties ( $GGGI_c \times Vergrijzing_c$  en  $GGGI_c \times Ontwikkelingsstatus$ )**

Model 6 vormt het analytisch zwaartepunt. Het test of gendergelijkheid de negatieve impact van vergrijzing verzacht en of dit effect sterker is in ontwikkelingslanden. Centreertechniek werd toegepast op *GGGI* en de afhankelijkheidsratio om multicollineariteit te vermijden en de interpretatie van hoofd- en interactie-effecten zuiver te houden.

De resultaten (Tabel 9) bevestigen beide hypothesen: de interactie tussen gendergelijkheid en vergrijzing is positief en significant ( $\beta = 0,16; p = 0.002$ ). Ook de interactie met ontwikkelingsstatus is significant ( $\beta = 2,58; p = 0.005$ ).

Deze effecten blijven overeind na correctie voor heteroscedasticiteit, autocorrelatie en cross-sectionele afhankelijkheid via *HCI*-standaardfouten (Arellano & Bond, 1991; Roodman, 2009) (zie Tabel 10).

Vijf diagnostische testen tonen aan dat het model gevoelig is voor verstoringen die klassieke standaardfouten niet corrigeren. De Breusch-Pagan-test wijst op heteroscedasticiteit

( $BP = 41,502$ ;  $df = 8$ ;  $p < 0.001$ ), de Breusch-Godfrey/Wooldridge-test op autocorrelatie ( $\chi^2 = 601,47$ ;  $df = 5$ ;  $p < 0.001$ ) en de Pesaran CD-test op cross-sectionele afhankelijkheid tussen landen ( $z = 10,737$ ;  $p < 0.001$ ). De F-test voor vaste effecten ( $F = 52,582$ ;  $df1 = 96$ ;  $df2 = 950$ ;  $p < .001$ ) toont aan dat land- en jaarspecifieke effecten substantieel bijdragen aan variantieverklaring. De Hausman-test ( $\chi^2 = 106,01$ ;  $df = 8$ ;  $p < .001$ ) bevestigt dat het *random effects*-model inconsistent is vanwege correlatie tussen landkenmerken en verklarende variabelen. Deze gecombineerde bevindingen onderbouwen de noodzaak van TWFE en het gebruik van *HCI*-standaardfouten. Ze rechtvaardigen ook de toepassing van Driscoll-Kraay standaardfouten in Model 7, die robuust zijn voor de drie schendingen en optimaal inzetbaar bij brede panels met milde tijdscorelatie (Vogelsang, 2011).

Tegelijk versterkt Model 6 het kernresultaat van deze studie: gendergelijkheid bevordert economische groei niet automatisch, maar juist wanneer landen structureel onder druk staan door demografie of ontwikkelingsnoodzaak.

**Tabel 9**

*Resultaten van Model 6 - Two-Way Fixed Effects met interactietermen en centrering*

| Variabele                            | $\beta$ | SD   | t     | 95% BI |       | p    | Sign.       |
|--------------------------------------|---------|------|-------|--------|-------|------|-------------|
|                                      |         |      |       | LL     | UL    |      |             |
| $\ln(k)$                             | 0,63    | 0,07 | 8,49  | 0,77   | 0,48  | 0,00 | Zeer Sterk  |
| $\ln(h)$                             | -0,25   | 0,23 | -1,10 | 0,20   | -0,70 | 0,27 |             |
| $gggi\_c$                            | -1,26   | 0,67 | -1,88 | 0,06   | -2,57 | 0,06 | Marginaal   |
| $dependency\_ratio\_c$               | -0,02   | 0,01 | -2,21 | -0,00  | -0,04 | 0,03 | Significant |
| $gggi\_c \cdot dependency\_ratio\_c$ | 0,16    | 0,05 | 3,09  | 0,26   | 0,06  | 0,00 | Sterk       |
| $gggi\_c \cdot is\_developping$      | 2,58    | 0,91 | 2,82  | 4,37   | 0,79  | 0,01 | Sterk       |
| $urban$                              | -0,00   | 0,01 | -0,79 | 0,01   | -0,01 | 0,43 |             |
| $governance\_pca$                    | 0,25    | 0,03 | 8,31  | 0,31   | 0,19  | 0,00 | Zeer Sterk  |

*Nota.* Schattingscoëfficiënten ( $\beta$ ), standaardfouten (SD), t-waarden, p-waarden en 95%-betrouwbaarheidsintervallen. Significantie op basis van  $p < .01$ , .05, .01 en .001.  $R^2 = .260$ ,  $R^2_{adj} = .258$ ,  $\chi^2(3) = 350,2$ ;  $p < .001$ , ongebalanceerd panel,  $n = 85$ ,  $T = 5 - 13$ ,  $N = 1.055$ ,  $F(6,952) = 28,40$ ;  $p < .001$

**Tabel 10**

*Resultaten van Model 6.1 - Two-Way Fixed Effects met interacties, centrering en HC1-cluster-robuste standaardfouten (per land)*

| Variabele                            | $\beta$ | SD   | t     | 95% BI |       | p    | Sign.       |
|--------------------------------------|---------|------|-------|--------|-------|------|-------------|
|                                      |         |      |       | LL     | UL    |      |             |
| $\ln(k)$                             | 0,63    | 0,19 | 3,37  | 0,99   | 0,26  | 0,00 | Zeer Sterk  |
| $\ln(h)$                             | -0,25   | 1,45 | -0,06 | 2,60   | -3,10 | 0,58 |             |
| $gggi\_c$                            | -1,26   | 1,05 | -1,20 | 0,80   | -3,32 | 0,23 |             |
| $dependency\_ratio\_c$               | -0,02   | 0,01 | -2,19 | -0,00  | -0,04 | 0,03 | Significant |
| $gggi\_c \cdot dependency\_ratio\_c$ | 0,16    | 0,05 | 3,40  | 0,25   | 0,07  | 0,00 | Zeer Sterk  |
| $gggi\_c \cdot is\_developping$      | 2,58    | 1,21 | 2,14  | 4,95   | 0,21  | 0,03 | Significant |
| $urban$                              | -0,00   | 0,01 | -0,35 | 0,02   | -0,03 | 0,73 |             |
| $governance\_pca$                    | 0,25    | 0,13 | 2,00  | 0,50   | 0,01  | 0,05 | Significant |

*Nota.* Schattingscoëfficiënten ( $\beta$ ), cluster-robuste standaardfouten (SD), t-waarden, p-waarden en 95%-betrouwbaarheidsintervallen. Standaardfouten zijn berekend volgens de HC1-correctie op landniveau.  $N = 1.055$ . Significantie op basis van  $p < .01$ , .05, .01 en .001.

### ***Model 7, TWFE met Driscoll-Kraay standaardfouten en marginale effecten***

Model 7 bouwt voort op Model 6, maar vervangt de foutstructuur door Driscoll-Kraay standaardfouten. Deze zijn robuust voor heteroscedasticiteit, seriële correlatie en cross-sectionele afhankelijkheid, op voorwaarde dat tijdsrelatie beperkt blijft (Hoechle, 2007; Vogelsang, 2011). Aangezien het panel breed is ( $n = 85, T = 5 - 13$ ) en eerdere diagnostische testen deze voorwaarden bevestigden, is deze keuze econometrisch verantwoord.

De centrale hypothese blijft ongewijzigd: gendergelijkheid verzacht de negatieve impact van vergrijzing, met een sterker effect in ontwikkelingslanden. Tabel 11 bevestigt dit: de interactie tussen gendergelijkheid en vergrijzing blijft positief en significant ( $\beta = 0,16; p < .001$ ), net als interactie tussen gendergelijkheid en ontwikkelingsstatus ( $\beta = 2,58; p < .001$ ).

Fysiek kapitaal ( $\beta = 0,63; p < .001$ ) en institutionele kwaliteit ( $\beta = 0,25; p < .001$ ) blijven eveneens robuust positief.

Opvallend is dat het hoofdeffect van gendergelijkheid ( $gggi\_c$ ) nu negatief significant is ( $\beta = -1,26; p = .009$ ). In ontwikkelde landen, waar participatie reeds hoog ligt, kunnen marginale baten beperkt zijn of zelfs gepaard gaan met overgangskosten (Ghosh & Ramanayake, 2020). Dit wijst op verzadigingseffecten of tijdelijke fricties bij hervorming. De afhankelijkheidsratio heeft een marginaal negatief effect ( $\beta = -0,02; p = .053$ ), in lijn met literatuur over vergrijzing (Bloom et al., 2010). Menselijk kapitaal ( $\beta = -0,25; p = .16$ ) en urbanisatie ( $\beta \approx 0, p = .36$ ) blijven niet significant, mogelijk door endogeniteit of beperkte binnenlandse variantie.

Deze resultaten bevestigen opnieuw het theoretisch kernpunt van dit onderzoek: gendergelijkheid versterkt economische groei niet universeel, maar contextueel, waar structurele druk en institutionele ruimte samenvallen. Dankzij de Driscoll-Kraay-correctie

blijven de effecten robuust onder realistische foutstructuren. Model 7 fungeert daarmee als sluitstuk en empirische bevestiging van de centrale hypothese.

**Tabel 11**

*Resultaten van Model 7: Two-Way Fixed Effects met met Driscoll-Kraay standaardfouten*

| Variabele                          | $\beta$ | SD   | t     | 95% BI |       | p    | Sign.       |
|------------------------------------|---------|------|-------|--------|-------|------|-------------|
|                                    |         |      |       | LL     | UL    |      |             |
| <i>ln(k)</i>                       | 0,63    | 0,19 | 3,37  | 0,99   | 0,26  | 0,00 | Zeer Sterk  |
| <i>ln(h)</i>                       | -0,25   | 1,45 | -0,06 | 2,60   | -3,10 | 0,58 |             |
| <i>gggi_c</i>                      | -1,26   | 1,05 | -1,20 | 0,80   | -3,32 | 0,23 |             |
| <i>dependency_ratio_c</i>          | -0,02   | 0,01 | -2,19 | -0,00  | -0,04 | 0,03 | Significant |
| <i>gggi_c · dependency_ratio_c</i> | 0,16    | 0,05 | 3,40  | 0,25   | 0,07  | 0,00 | Zeer Sterk  |
| <i>gggi_c · is_developping</i>     | 2,58    | 1,21 | 2,14  | 4,95   | 0,21  | 0,03 | Significant |
| <i>urban</i>                       | -0,00   | 0,01 | -0,35 | 0,02   | -0,03 | 0,73 |             |
| <i>governance_pca</i>              | 0,25    | 0,13 | 2,00  | 0,50   | 0,01  | 0,05 | Significant |

*Nota.* Schattingscoëfficiënten ( $\beta$ ), Driscoll-Kraay standaardfouten (*SD*), t-waarden, p-waarden en 95%-betrouwbaarheidsintervallen. *N* = 1.055. Significantie op basis van  $p < .01$ ,  $.05$ ,  $.01$  en  $.001$ .

### ***Marginale effecten van gendergelijkheid bij variërende vergrijzing en ontwikkelingsstatus.***

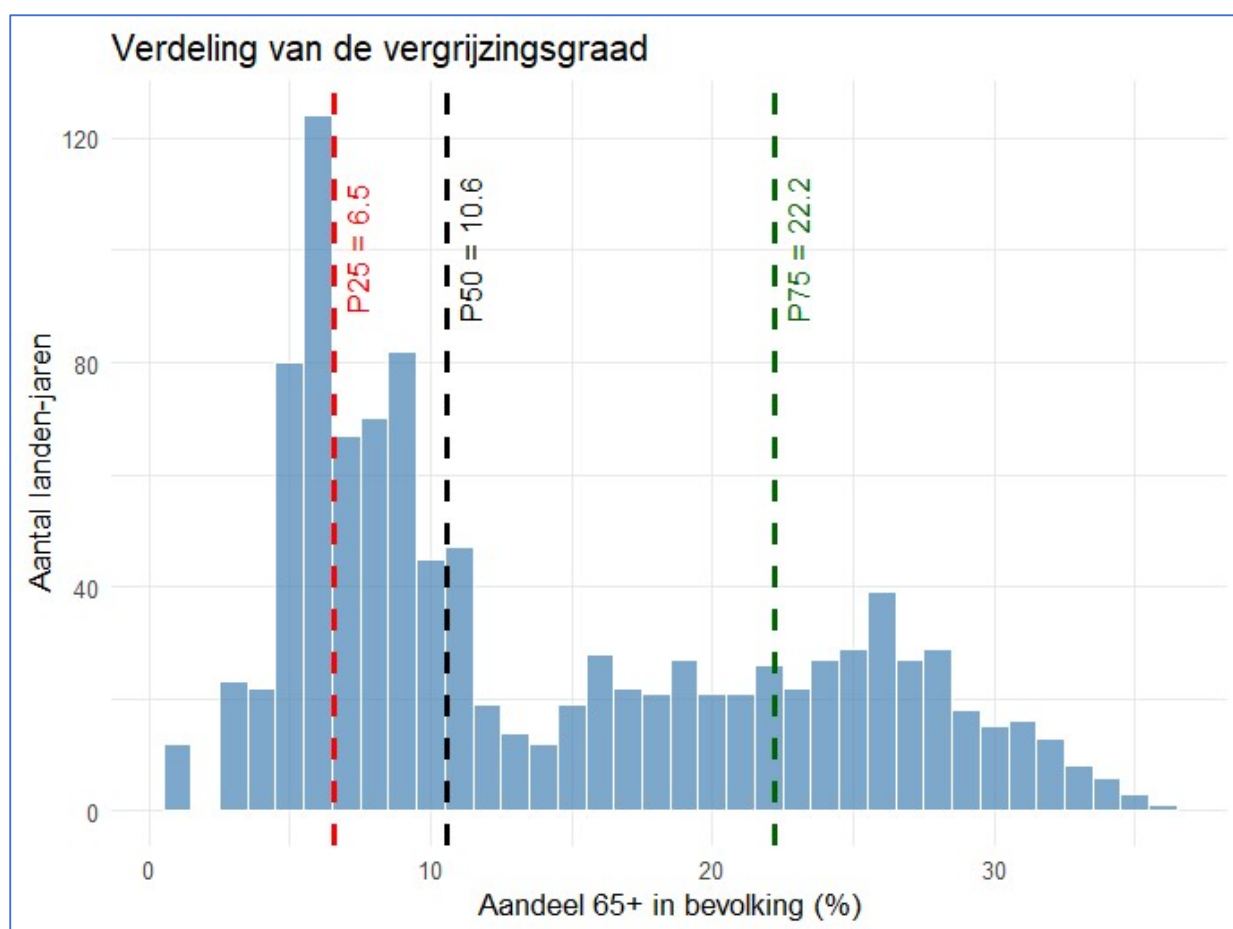
Interactietermen zoals *GGGI\_c*  $\times$  *dependency\_ratio\_c* vergen een analyse van marginale effecten om de economische betekenis ervan correct te interpreteren. Een significant positief interactiecoëfficiënt betekent dat het effect van gendergelijkheid op groei toeneemt naarmate vergrijzing sterker is. In plaats van één gemiddeld effect, wil ik weten hoe dit effect varieert bij lage, gemiddelde en hoge demografische druk. Daarnaast onderzoek ik of het marginale effect van gendergelijkheid verschilt tussen ontwikkelingslanden en ontwikkelde economieën. Beide hypothesen worden gevisualiseerd en gekwantificeerd in de volgende paragraaf.

De marginale effecten van gendergelijkheid op economische groei werden berekend bij drie niveaus van vergrijzing (Figuur 8 en 9) : laag (25e percentiel), gemiddeld (mediaan) en

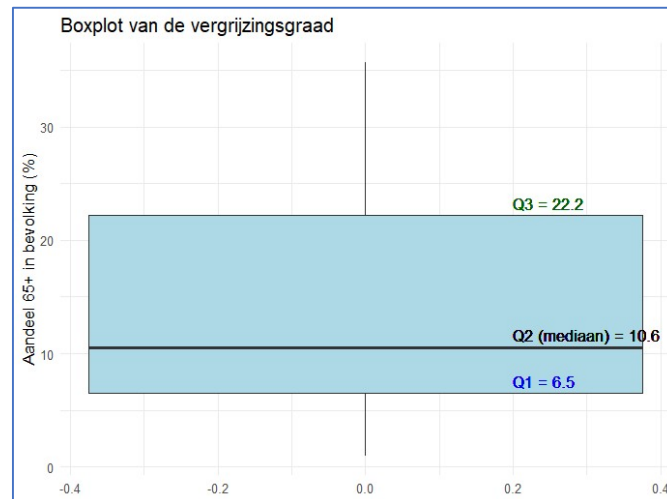
hoog (75e percentiel). Deze analyse werd uitgevoerd op basis van de gecentreerde waarden van de afhankelijkheidsgraad en gendergelijkheid in het TWFE-model met Driscoll-Kraay standaardfouten.

**Figuur 8**

*Verdeling van de vergrijzingsgraad*

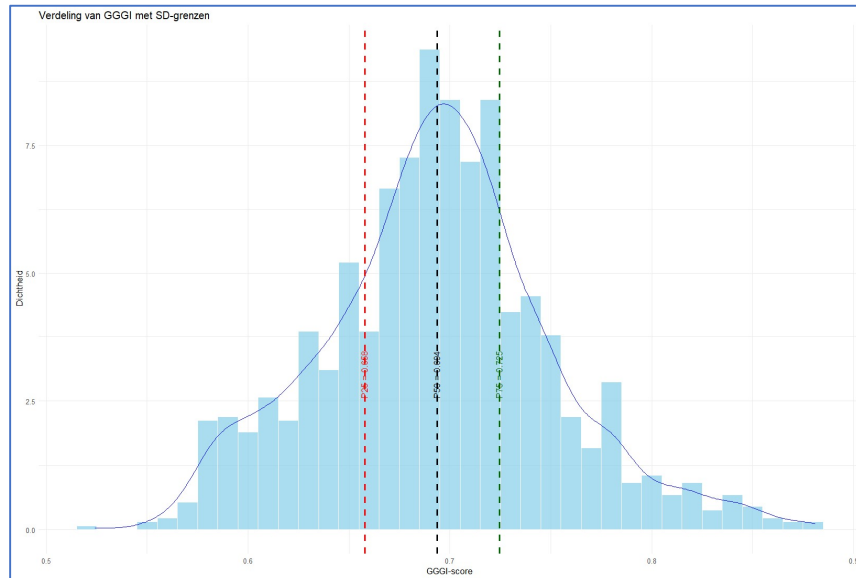


*Nota.* Weergave van de drie niveaus van vergrijzing: laag (25<sup>e</sup> percentiel), gemiddeld (mediaan) en hoog (75<sup>e</sup> percentiel)

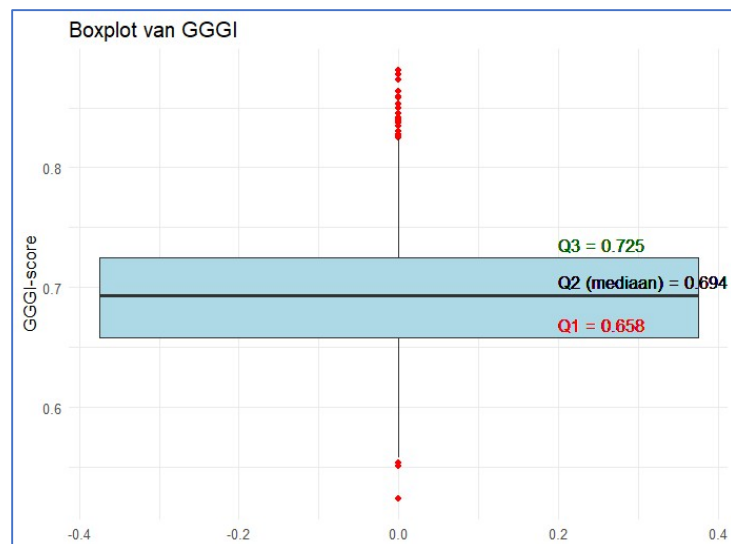
**Figuur 9***Boxplot van de vergrijzingsgraad*

*Nota.* Boxplot met de drie niveaus van vergrijzing: laag (25<sup>e</sup> percentiel), gemiddeld (mediaan) en hoog (75<sup>e</sup> percentiel)

De verdeling van gendergelijkheid wordt geïllustreerd aan de hand van een histogram (Figuur 10) en een boxplot (Figuur 11). Hieruit blijkt dat voor 99,73% van de landen de *GGI*-score ligt tussen 0,66 en 0,73

**Figuur 10***Verdeling van de gendergelijkheid*

*Nota.* 99,73% van de landen hebben een *GGGI*-score gelegen tussen 0,66 en 0,73

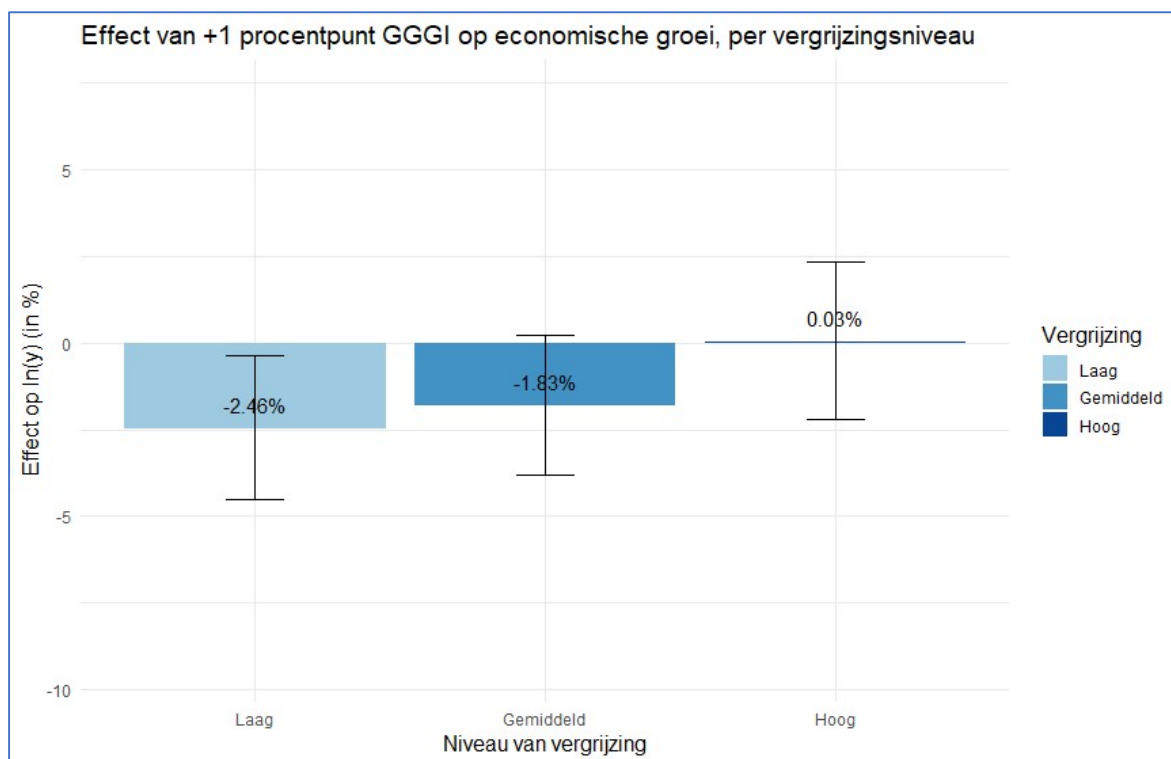
**Figuur 11***Boxplot van gendergelijkheid*

De resultaten uit Figuur 12, 13 en Tabel 12 maken duidelijk dat het marginale effect van gendergelijkheid op economische groei sterk varieert naargelang het niveau van vergrijzing. Bij lage vergrijzing, gedefinieerd als 7,64 punten onder het gemiddelde in de gecentreerde afhankelijkheidsratio (*dep\_c*), leidt een stijging van één procentpunt in de gecentreerde *GGGI* tot een daling van het bbp per werknemer met 2,49 logpunten. Omgerekend komt dit neer op een verlies van 2,46%, wat zich vertaalt in een absoluut inkomensverlies van USD 1.263 per werknemer. Bij een gemiddelde vergrijzing (-3,63 in *dep\_c*) blijft het negatieve effect significant, met een geschatte daling van -1,85 logpunten (-1,83%), oftewel USD 939 verlies. Opmerkelijk is dat bij hoge vergrijzing (8 punten boven het gemiddelde) het effect van gendergelijkheid positief wordt: een stijging van de *GGGI\_c* met één procentpunt verhoogt het bbp per werknemer licht met 0,03 logpunten, ofwel een stijging van 0,03%, overeenkomend met een winst van USD 15. Deze resultaten illustreren dat gendergelijkheid pas economisch rendeert in vergrijzende contexten, en zelfs contraproductief kan werken in jongere samenlevingen waar institutionele absorptiecapaciteit mogelijk ontbreekt.

De resultaten vertellen dus geen eenduidig verhaal van winst door gendergelijkheid. Inderdaad, in plaats van universeel positieve effecten, blijkt het economische rendement van meer gelijkheid sterk af te hangen van de demografische context. Bij lage of gemiddelde vergrijzing vertraagt een stijging in gendergelijkheid de groei. Pas onder hoge vergrijzing keert het effect om en wordt het licht positief. Dat betekent dat [Cuberes en Teignier \(2015\)](#) deels gelijk hadden: genderongelijkheid beperkt het arbeidspotentieel. Maar het benutten daarvan loont pas als de economische druk toeneemt, zoals bij structureel verouderende bevolkingen. Gendergelijkheid is dan geen sociaal ideaal meer, maar een economische noodzaak. Gelijkheid rendeert, maar enkel waar demografie ertoe dwingt.

**Figuur 12**

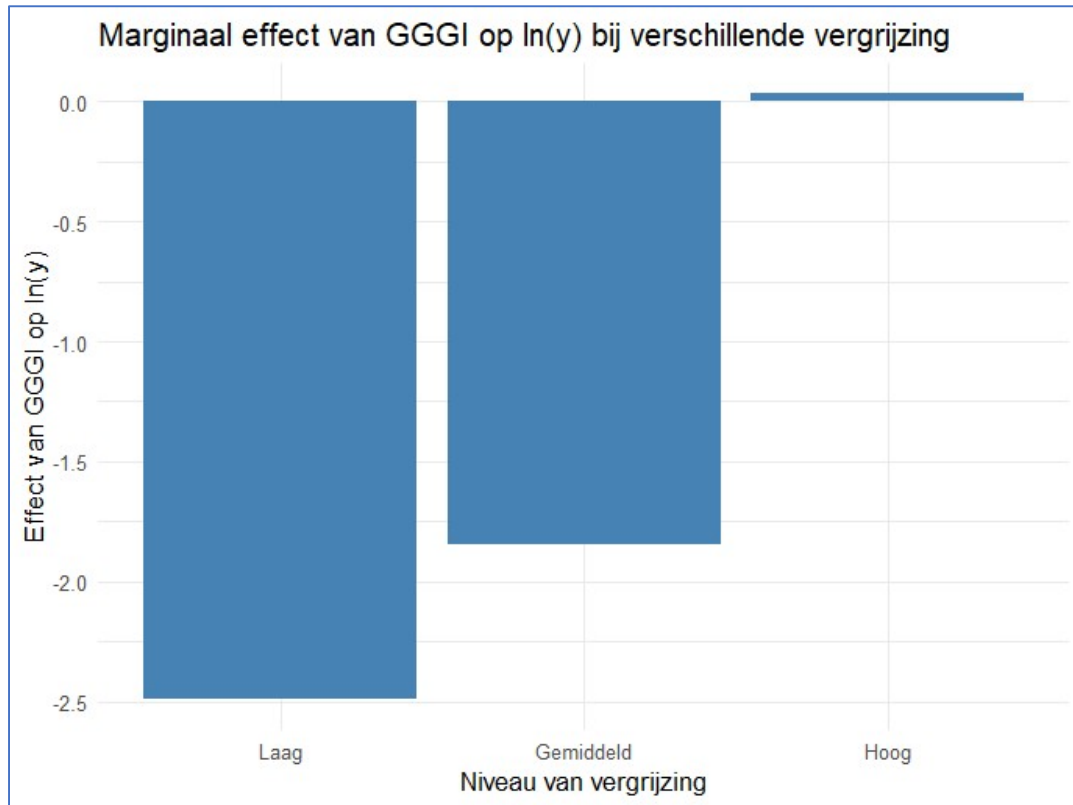
*Marginaal effect van +1 procentpunt GGGI op economische groei per niveau van vergrijzing*



*Nota.* Figuur 12 visualiseert het marginale effect van een stijging van 1 procentpunt in gendergelijkheid (GGGI) op de economische groei (uitgedrukt als procentuele verandering in  $\ln(y)$ ), voor drie niveaus van vergrijzing. De bevindingen suggereren dat gendergelijkheid economisch relevant wordt in vergrijzende samenlevingen. De foutbalken geven 95%-betrouwbaarheidsintervallen weer.

**Figuur 13**

*Marginaal effect van gendergelijkheid op economische groei, afhankelijk van vergrijzing*



*Nota.* De grafiek toont het marginale effect van een stijging van 1 procentpunt (0,01) in de GGGI op de economische groei ( $\ln(y_{it})$ ), bij drie niveaus van vergrijzing (laag, gemiddeld, hoog). De effecten zijn berekend op basis van interactietermen in het TWFE-model.

**Tabel 12**

*Marginaal effect van gendergelijkheid op economische groei bij verschillende niveaus van vergrijzing*

| Niveau van vergrijzing | Verandering in <i>dep_c</i> | Marginaal effect van gendergelijkheid op economische groei |                         |                                              |
|------------------------|-----------------------------|------------------------------------------------------------|-------------------------|----------------------------------------------|
|                        |                             | Marginaal effect in logpunten ( $\ln(y)$ )                 | Procentuele verandering | Absoluut verschil in bbp per werknemer (USD) |
| Laag                   | -7,64                       | -2,49                                                      | -2,46                   | -1.263                                       |
| Gemiddeld              | -3,63                       | -1,85                                                      | -1,83                   | -939                                         |
| Hoog                   | 8,00                        | 0,03                                                       | 0,03                    | 15                                           |

*Nota.* De cijfers tonen het geschatte effect van een stijging met 1 procentpunt in de Gender Gap Index (*GGGI*) op de economische output per werknemer ( $\ln(y_{it})$ ), afhankelijk van het niveau van vergrijzing. De variabele *dep\_c* geeft de gecentreerde afhankelijkheidsratio weer, een negatieve waarde betekent minder vergrijzing dan gemiddeld. Bij lage vergrijzing is het marginale effect van gendergelijkheid sterk negatief, terwijl dit effect omkeert bij hoge vergrijzing. Het resultaat wijst op een contextafhankelijke impact: gendergelijkheid draagt in vergrijzende samenlevingen positief bij aan economische groei, maar dit effect is afwezig of zelfs negatief in jongere demografische contexten. Berekeningseffect in USD: De procentuele verandering werd omgerekend naar een absoluut inkomenseffect op basis van het gemiddelde bbp per werknemer in de steekproef (USD 51.322, berekend via *rgdpe / emp* in PWT10.01).

Figuur 14 en Tabel 13 maken dat contrast nog duidelijker: in ontwikkelde landen daalt het bbp per werknemer met 1,24% bij een stijging van één procentpunt in gendergelijkheid. In ontwikkelingslanden gebeurt het omgekeerde: daar leidt dezelfde stijging tot een toename van 1,34%. Dat verschil is geen toeval. Gendergelijkheid rendeert vooral waar de participatiegraad laag is en de institutionele ruimte nog niet verzadigd. Dat bevestigt wat [Ghosh en Ramanayake](#)

(2020) eerder al lieten zien: genderbeleid werkt op lange termijn, en vooral in ontwikkelingslanden. In OESO-economieën blijft het effect daarentegen uit.

**Tabel 13**

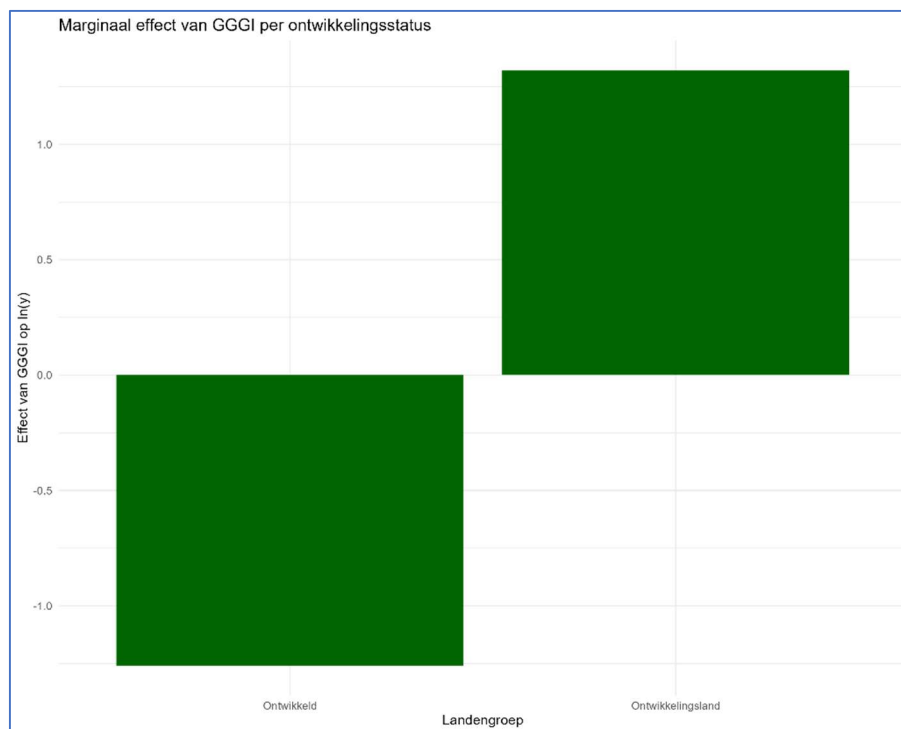
*Marginaal effect van gendergelijkheid op economische groei in ontwikkelde versus ontwikkelingslanden*

| Landtype            | Marginaal effect van gendergelijkheid op economische groei |                                                                              |                                              |
|---------------------|------------------------------------------------------------|------------------------------------------------------------------------------|----------------------------------------------|
|                     | Verandering in $\ln(y)$                                    | Effect marginale toename van 0,01 (1 procentpunt) in GGGI in % veranderingen | Absoluut verschil in bbp per werknemer (USD) |
| Ontwikkelde landen  | -1,25                                                      | -1,24 %                                                                      | -638                                         |
| Ontwikkelingslanden | 1,33                                                       | 1,34%                                                                        | 687                                          |

*Nota.* Tabel 13 (en bijhorende Figuur 14) toont het marginale effect van een stijging van 1 procentpunt (0,01) in de Gender Gap Index (GGGI) op het logaritme van het bbp per werknemer, uitgesplitst naar landtype. De resultaten illustreren dat het effect van gendergelijkheid sterk afhankelijk is van de institutionele en participatieve context.

**Figuur 14**

*Marginaal effect van gendergelijkheid op economische groei in ontwikkelde versus ontwikkelingslanden*



De regressielijnen in Figuur 15 en 16 brengen de kern van de analyse in beeld: gendergelijkheid is economisch het meest waardevol waar ze het hardst nodig is. In ontwikkelingslanden en in contexten van hoge vergrijzing gaat een hogere *GGGI*-score samen met een hogere economische output. Dat patroon sluit aan bij de positieve interactietermen ( $G_{it} \times DR_{it}$ ) en ( $G_{it} \times D_i$ ) in Model 7.

De impact van genderbeleid blijkt dus niet universeel lineair, maar afhankelijk van structurele omstandigheden. Vooral bij demografische druk of in economieën met onbenut arbeidspotentieel wordt genderinclusie geen ideologisch project, maar een economische noodzaak. Wat in rijke landen een marginale winst oplevert, blijkt elders of bij vergrijzing cruciaal.

**Figuur 15**

*Relatie tussen gendergelijkheid en economische groei per ontwikkelingsstatus*



*Nota.* De positieve helling in ontwikkelingslanden suggereert dat gendergelijkheid sterker samenhangt met economische groei waar structurele arbeidsreserves groter zijn.

**Figuur 16**

*Relatie tussen vergrijzing en het effect van gendergelijkheid op economische groei*



*Nota.* Figuur 16 toont dat het effect van gendergelijkheid op groei positiever wordt naarmate de vergrijzing toeneemt, in lijn met de positieve interactieterm ( $G_{it} \times DR_{it}$ ).

#### 4.4 Resultaten Model 8: Instrumentele Variabelen (2SLS): *GGGI* als endogene variabele

Model 8 verlaat voor even het domein van panelregressies om een fundamenteeler punt te maken: gendergelijkheid is niet exogeen ten opzichte van economische groei. [Goldin et al. \(2024\)](#) tonen aan dat het vaak net andersom loopt: economische vooruitgang creëert ruimte voor gelijkheid, niet alleen omgekeerd. Wie dat negeert en *GGGI* als zuivere verklarende variabele gebruikt, riskeert vertekende resultaten. Zoals [Roodman \(2009\)](#) stelt: endogene

regressoren ondermijnen de betrouwbaarheid van OLS- of *fixed effects*-schattingen. Wat je dan nodig hebt, is een correctie via instrumentele variabelen.

In dit model gebruik ik *rule of law* als instrument. Die maat is sterk gecorreleerd met gendergelijkheid, maar oefent geen directe invloed uit op economische groei, behalve via inclusievere instituties. Zo vormt het een conceptueel verdedigbaar en empirisch krachtig instrument voor *GGGI*. De analyse bestaat uit drie stappen : (1) Instrumentvalidatie; (2) IV-Regressie; en (3) Interpretatie en implicatie

### ***Instrumentvalidatie.***

In de eerste stap onderzoek ik of *rule of law* een geschikt instrument is voor *GGGI*. De relatie tussen beide variabelen blijkt overtuigend: de associatie, zoals blijkt in Tabel 14 is positief en significant, met een *F*-waarde van 340,6. Dat is ruim boven de grens van 10 die [Staiger en Stock \(1997\)](#) aanbevelen om zwakke instrumenten uit te sluiten. Dit betekent dat *rule of law* voldoende verklaringskracht heeft om als valide instrument op te treden.

**Tabel 14**

*First-stage regressie van GGGI op rule of law (instrument voor IV-regressie)*

| Variabele          | $\beta$ | SD   | t      | 95% BI |      | p    | Sign.      |
|--------------------|---------|------|--------|--------|------|------|------------|
|                    |         |      |        | LL     | UL   |      |            |
| Intercept          | 0,69    | 0,00 | 433,83 | 0,70   | 0,69 | 0,00 | Zeep Sterk |
| <i>rule of law</i> | 0,03    | 0,00 | 18,46  | 0,03   | 0,02 | 0,00 | Zeep Sterk |

*Nota.* Tabel 14 toont de resultaten van de eerste regressiestap in een Durbin-Wu-Hausman-instrumententest. Gendergelijkheid (*GGGI*) wordt verklaard door *rule of law*. De sterke *F*-waarde ( $F(1, 1.053) = 340,60$ ;  $p < .001$ ) bevestigt dat *rule of law* een krachtig instrument is.  $R^2 = .24$ , *aangepast*  $R^2 = .24$ .

### *IV-regressie.*

In de tweede stap verklaar ik economische output op basis van het geïstrumenteerde *GGGI*. Het effect is niet alleen positief, maar ook zeer sterk (zie Tabel 15). Voor zover het instrument geldig is, suggereert deze schatting dat gendergelijkheid een krachtige motor van economische groei kan zijn, een effect dat ik in conventionele modellen tot nu toe niet in die mate zag terugkomen.

**Tabel 15**

*Tweede stap van de Durbin-Wu-Hausman-test: IV-regressie van economische groei op gendergelijkheid (GGGI), geïstrumenteerd met rule of law*

| Variabele   | $\beta$ | SD   | t     | 95% BI |        | p    | Sign.      |
|-------------|---------|------|-------|--------|--------|------|------------|
|             |         |      |       | LL     | UL     |      |            |
| Intercept   | -8.75   | 1.21 | -7.22 | -6.37  | -11.13 | 0.00 | Zeer Sterk |
| <i>gggi</i> | 27.53   | 1.74 | 15.87 | 30.94  | 24.13  | 0.00 | Zeer Sterk |

*Nota.*  $F(1, 1053) = 251.80, p < .001, R^2 = -1.62, \text{aangepaste } R^2 = -1.62$

**Durbin-Wu-Hausman-test.** Tot slot toets ik in de derde stap expliciet of *GGGI* endogeen is. Dat doe ik door het residu uit de eerste schatting toe te voegen aan een tweede regressie waarin *GGGI* en economische output samen worden opgenomen. De uitkomst laat weinig twijfel: het residu is sterk significant (zie Tabel 16). Dat betekent dat *GGGI* systematisch samenhangt met niet-geobserveerde factoren die ook economische groei beïnvloeden. Simultane causaliteit is dus geen theoretische mogelijkheid, maar een empirisch gegeven. Endogeniteit is hier niet alleen aannemelijk, ze is aangetoond.

Deze conclusie past binnen de bredere vaststelling uit Model 7, waar de Hausman-toets al wees op inconsistentie van het *random effects*-model bij endogene regressoren. Daar leidde

de test ( $\chi^2(8) = 106,01$ ;  $p < .001$ ) tot dezelfde conclusie: *fixed effects* zijn nodig, tenzij je endogeniteit expliciet corrigeert.

**Tabel 16**

*Augmented OLS-regressie met residuen uit het instrumentenmodel (DWH-test)*

| Variabele                | $\beta$ | SD   | t      | 95% BI |        | p    | Sign.      |
|--------------------------|---------|------|--------|--------|--------|------|------------|
|                          |         |      |        | LL     | UL     |      |            |
| Intercept                | -8,75   | 0,45 | -19,45 | -7,87  | -9,64  | 0,00 | Zeer Sterk |
| <i>gggi</i>              | 27,53   | 0,64 | 42,76  | 28,79  | 26,27  | 0,00 | Zeer Sterk |
| <i>resid_first_stage</i> | -29,74  | 0,74 | -40,14 | -28,28 | -31,19 | 0,00 | Zeer Sterk |

*Nota.*  $R^2 = .64$ , *aangepaste*  $R^2 = .64$ ,  $F(2, 1.052) = 932,10$ ;  $p < .001$ .

### *Interpretatie en implicatie.*

Wat betekent dit? Simpel gezegd: wie *GGGI* in een regressie zet alsof het exogeen is, maakt een fout. De resultaten suggereren dat conventionele modellen het effect van gendergelijkheid eerder onderschatten. De reden is logisch: gendergelijkheid groeit vaak als gevolg van welvaart, en niet altijd als oorzaak ervan. Wie dit pad negeert, krijgt een vertekend beeld.

De sterke IV-coëfficiënt moet wel met omzichtigheid worden gelezen. Ze komt uit een eenvoudige bivariate IV-regressie zonder interacties of controlevariabelen. Ze is dus indicatief, geen eindpunt. Wat ze wel aantoont, is dat gendergelijkheid verweven is met andere structurele factoren. Het kan niet als losse beleidsknop worden behandeld zonder naar haar context te kijken.

Vervolgmodellen, zoals die met interacties tussen *GGGI* en demografie of ontwikkelingsniveau, moeten robuust zijn voor deze endogeniteitskwestie. Dat betekent: IV-panelmodellen of GMM zijn niet optioneel, maar noodzakelijk. Deze technieken volgen in de afsluitende modellen van deze studie.

Model 9 levert overtuigend bewijs dat gendergelijkheid endogeen is ten opzichte van economische groei. De DWH-test toont dat het effect van *GGGI* alleen correct kan worden geschat via een instrumentele benadering. De veel hogere IV-coëfficiënt suggereert dat eerdere modellen het effect onderschatten. Deze resultaten vormen de opstap naar een meer gesofisticeerde analyse waarin *GGGI* niet alleen als beleidsinstrument, maar ook als weerspiegeling van structurele economische ontwikkeling wordt begrepen.

#### **4.5 Resultaten : TWFE robuustheidmodellen per ontwikkelingsstatus en zonder uitschieters (Modellen 9 tot 11)**

##### ***Model 9, TWFE-model voor ontwikkelingslanden***

Model 9 test of het verband tussen gendergelijkheid en economische groei sterker zichtbaar wordt binnen ontwikkelingslanden, zoals gesuggereerd in Modellen 6 en 7. Deze deelanalyse sluit aan bij literatuur die stelt dat inclusiebeleid sterker doorwerkt in minder ontwikkelde economieën (Klasen, 2000; Goyal & Sahay, 2023).

De specificatie volgt het TWFE-model met land- en jaareffecten, toegepast op landen die volgens de Wereldbank niet tot de “High income”-groep behoren ( $n = 566$ ). Interactietermen ( $GGGI \times$  vergrijzing en  $GGGI \times$  ontwikkelingsstatus) werden binnen deze subset herberekend. De schatting gebeurde met Driscoll-Kraay standaardfouten, om autocorrelatie en cross-sectionele afhankelijkheid te corrigeren.

Resultaten (Tabel 17) tonen dat kapitaal een sterke voorspeller blijft. Menselijk kapitaal en urbanisatie zijn niet significant. *GGGI* op zich is evenmin significant, maar de interactieterm met vergrijzing is positief en marginaal significant. Institutionele kwaliteit blijft robuust positief.

Hoewel het directe effect van gendergelijkheid niet overtuigend is, wijzen de coëfficiëntrichtingen op contextuele meerwaarde bij structurele druk. Beperkingen zoals

meetfouten of lage binnenvariantie kunnen het resultaat temperen. Model 9 bevestigt de nood aan nuance: genderbeleid rendeert vooral onder de juiste structurele voorwaarden.

**Tabel 17**

*Two-Way Fixed Effects regressie voor ontwikkelingslanden*

| Variabele                            | $\beta$ | SD   | t     | 95% BI |       | p    | Sign.      |
|--------------------------------------|---------|------|-------|--------|-------|------|------------|
|                                      |         |      |       | LL     | UL    |      |            |
| $\ln(k)$                             | 0,78    | 0,12 | 6,62  | 1,01   | 0,55  | 0,00 | Zeer Sterk |
| $\ln(h)$                             | 0,44    | 0,38 | 1,17  | 1,18   | -0,30 | 0,24 |            |
| $gghi\_c$                            | 1,65    | 1,30 | 1,27  | 4,20   | -0,91 | 0,21 |            |
| $dependency\_ratio\_c$               | -0,09   | 0,02 | -4,19 | -0,05  | -0,13 | 0,00 | Zeer Sterk |
| $gghi\_c \cdot dependency\_ratio\_c$ | 0,34    | 0,18 | 1,86  | 0,70   | -0,02 | 0,06 | Marginaal  |
| $urban$                              | -0,01   | 0,01 | -0,99 | 0,01   | -0,02 | 0,32 |            |
| $governance\_pca$                    | 0,39    | 0,15 | 7,81  | 0,68   | 0,09  | 0,00 | Zeer Sterk |

*Nota.*  $N = 566, T = 5 - 13, n = 47, R^2 = .19, \text{aangepast } R^2 = .08, F(7, 500) = 16,75; p < .001$

#### ***Model 10, TWFE-model voor ontwikkelde landen***

Model 10 onderzoekt de relatie tussen gendergelijkheid, vergrijzing en economische groei binnen hoge-inkomenslanden ( $n = 489$ ). De vraag is of het interactie-effect ook hier standhoudt, of dat het uitblijft in contexten waar participatie en instituties reeds stevig uitgebouwd zijn. Dit sluit aan bij Ghosh en Ramanayake (2020), die stellen dat het groeipotentieel van genderbeleid in OESO-landen beperkt is.

De specificatie volgt Model 9: een TWFE-model met land- en jaareffecten, geschat met Driscoll-Kraay standaardfouten. De resultaten (zie Tabel 18) tonen dat kapitaal en institutionele kwaliteit sterk positief bijdragen aan economische groei. Gendergelijkheid op zichzelf heeft geen grote positieve coëfficiënt ( $\beta=0,05$ ), net zomin als de interactie met vergrijzing ( $\beta=0,05$ ). Menselijk kapitaal heeft, afwijkend van de theorie, een negatief significant effect; urbanisatie blijkt economisch irrelevant.

Hoewel de interactieterm positief is, mist ze statistische kracht ( $p = .08$ ). Dit wijst mogelijk op verzadigingseffecten: in hoogontwikkelde contexten zijn de marginale baten van extra inclusie beperkt. Dit sluit aan bij de literatuur van Klasen (2000) en Cuberes & Teignier (2015), die aantonen dat het effect van participatiebeleid afvlakt naarmate de participatiegraad toeneemt. Gendergelijkheid blijft er maatschappelijk belangrijk, maar levert macro-economisch slechts beperkte meerwaarde.

Model 10 bevestigt dat gendergelijkheid economisch vooral rendeert in contexten met zowel structurele druk als beleidsruimte. In ontwikkelde economieën ontbreekt vaak dat tweede element. Dit onderstreept het pleidooi van Goyal en Sahay (2023) voor beleid op maat en contextgevoelige uitvoering van hervormingen.

**Tabel 18**

*Two-Way Fixed Effects regressie voor ontwikkelde landen*

| Variabele                            | $\beta$ | SD   | t     | 95% BI |       | p    | Sign.       |
|--------------------------------------|---------|------|-------|--------|-------|------|-------------|
|                                      |         |      |       | LL     | UL    |      |             |
| $\ln(k)$                             | 0,66    | 0,06 | 11,14 | 0,78   | 0,55  | 0,00 | Zeer Sterk  |
| $\ln(h)$                             | -0,57   | 0,17 | -3,33 | -0,23  | -0,91 | 0,00 | Zeer Sterk  |
| $gggi\_c$                            | 0,05    | 0,36 | 0,14  | 0,75   | -0,65 | 0,89 |             |
| $dependency\_ratio\_c$               | 0,01    | 0,01 | 1,97  | 0,02   | -0,00 | 0,05 | Significant |
| $gggi\_c \cdot dependency\_ratio\_c$ | 0,05    | 0,03 | 1,76  | 0,10   | -0,00 | 0,08 | Marginaal   |
| $urban$                              | -0,01   | 0,01 | -0,92 | 0,01   | -0,02 | 0,36 |             |
| $governance\_pca$                    | 0,11    | 0,02 | 4,97  | 0,15   | 0,07  | 0,00 | Zeer Sterk  |

**Nota.**  $n = 38, N = 489, T = 11 - 13, R^2 = .30, \text{aangepaste } R^2 = .21, F(7, 432) = 26,73; p < .001.$

#### **Model 11, TWFE-model zonder uitschieters**

Model 11 voert een robuustheidscontrole uit op het hoofdmodel (Model 7) door observaties boven het 95ste percentiel van het reëel bbp per werknemer ( $\ln(y_{it})$ ) uit te sluiten.

De doelstelling is om na te gaan of de kernbevindingen overeind blijven wanneer extreme welvaartsniveaus geen invloed uitoefenen op de schattingen. Het model wordt geschat als TWFE met identieke specificatie, toegepast op een gesnoeide steekproef van 1.002 observaties.

Tabel 19 toont dat kapitaal ( $\beta = 0,02$ ;  $p = .02$ ), menselijk kapitaal ( $\beta = 0,85$ ;  $p < .001$ ) en urbanisatie ( $\beta = 0,02$ ;  $p < .001$ ), in contrast met de resultaten in Model 7, nu alle drie significant positief zijn. Institutionele kwaliteit blijft zeer sterk positief ( $\beta = 0,29$ ;  $p < .001$ ), wat de robuustheid van institutionele kwaliteit bevestigt.

Gendergelijkheid (*gggi\_c*) heeft in dit model een significant negatief hoofdeffect ( $\beta = -2,52$ ;  $p < .001$ ). Dit lijkt tegenintuïtief, maar moet gelezen worden in het licht van interactietermen: zonder expliciete moderatie kan het hoofdeffect geen zuivere interpretatie dragen. De interactie met vergrijzing is positief, maar niet significant ( $\beta = 0,04$ ;  $p = .24$ ), mogelijk door het wegvallen van topinkomenslanden waar vergrijzing sterker speelt.

De interactie met ontwikkelingsstatus werd niet opgenomen. Toch blijven de grote lijnen van Model 7 overeind: gendergelijkheid is geen lineaire groeimotor, maar een contextuele versterker. Uitsluiting van uitschieters beïnvloedt de precisie, maar niet de richting van de effecten.

Samengevat versterkt Model 11 het vertrouwen in de centrale hypothese. Ook in een beperkter, minder scheefgetrokken panel blijft zichtbaar dat gendergelijkheid vooral rendeert onder demografische druk en binnen institutionele grenzen. Deze robuustheid is cruciaal voor beleidsimplicaties in een internationale context met grote outputverschillen.

**Tabel 19***Two-Way Fixed Effects regressie zonder uitschieters (getrimde steekproef)*

| Variabele                            | $\beta$ | SD   | t     | 95% BI |       | p    | Sign.       |
|--------------------------------------|---------|------|-------|--------|-------|------|-------------|
|                                      |         |      |       | LL     | UL    |      |             |
| $\ln(k)$                             | 0,02    | 0,01 | 2,31  | 0,04   | 0,00  | 0,02 | Significant |
| $\ln(h)$                             | 0,85    | 0,10 | 8,25  | 1,05   | 0,65  | 0,00 | Zeer Sterk  |
| $gggi\_c$                            | -2,52   | 0,32 | -7,93 | -1,90  | -3,15 | 0,00 | Zeer Sterk  |
| $dependency\_ratio\_c$               | 0,00    | 0,00 | 0,16  | 0,01   | -0,01 | 0,84 |             |
| $gggi\_c \cdot dependency\_ratio\_c$ | 0,04    | 0,30 | 1,17  | 0,62   | -0,55 | 0,24 |             |
| $urban$                              | 0,02    | 0,00 | 17,73 | 0,02   | 0,02  | 0,00 | Zeer Sterk  |
| $governance\_pca$                    | 0,29    | 0,15 | 19,76 | 0,59   | -0,00 | 0,00 | Zeer Sterk  |

*Nota.*  $n = 85, T = 5 - 13, N = 1.051, F(7, 947) = 432,05; p < .001, R^2 = .76, aangepaste R^2 = .74$ . Significantie:  $p < .01, .05, .01$  en  $.001$ .

#### 4.6 Resultaten: Dynamische *Difference*-GMM Modellen (Modellen 12 tot 14)

Om de robuustheid van de TWFE-resultaten verder te toetsen, worden in deze sectie dynamische panelmodellen geschat met de methode van [Arellano en Bond \(1991\)](#). Deze *Difference*-GMM-benadering is geschikt wanneer verklarende variabelen mogelijk endogeen zijn en de afhankelijke variabele slechts traag reageert; een kenmerk dat economische output typeert wegens structurele inertie ([Blundell & Bond, 1998](#)).

De techniek gebruikt vertraagde waarden (*lags*) als instrumenten en verwijdert vaste effecten via eerste-differentiëring. Zo corrigeert het model tegelijk voor endogeniteit, simultaneïteit, autocorrelatie en omgekeerde causaliteit, typische problemen in macro-economische paneldata.

Model 12 schat het volledige panel, terwijl Model 14 en 13 dezelfde analyse herhalen voor respectievelijk ontwikkelingslanden en ontwikkelde economieën.

##### ***Model 12, Difference-GMM-model voor het volledige panel***

Model 12 schat het dynamische groeimodel voor het volledige panel via *two-step Difference*-GMM. Vanwege singulariteit in de instrumentatiematrix werden jaardummies

verwijderd en het instrumentarium beperkt (*collapse = TRUE*), resulterend in 12 instrumenten, conform de aanbeveling van Roodman (2009), die stelt dat het aantal instrumenten onder het aantal landen ( $n = 85$ ) moet blijven.

De wiskundige specificatie luidt als volgt :  $\Delta \ln(y_{it}) = \beta_1 \Delta \ln(y_{it-1}) + \beta_2 \Delta G_{it} + \beta_3 \Delta DR_{it} + \beta_4 \Delta (G_{it} \times DR_{it}) + \beta_5 \Delta \ln(k_{it}) + \beta_6 \Delta \ln(h_{it}) + \beta_7 \Delta urban_{it} + \beta_8 \Delta governance\_pca_{it} + \Delta \varepsilon_{it}$  met  $\Delta$ =eerste verschiloperator.

De afhankelijke variabele is het logaritme van het reëel bbp per werknemer, met een vertraagde waarde als regressand. Naast kapitaal, menselijk kapitaal, urbanisatie en governance bevat het model ook *GGGI*, vergrijzing en hun interactie. Endogene variabelen werden geïnstrumenteerd met tweede- en derde-orde vertragingen.

Tabel 20 toont dat geen van de verklarende variabelen statistisch significant is. Het hoofdeffect van *GGGI* is negatief maar niet significant ( $\beta = -2,88; p = .160$ ), net als de interactieterm met vergrijzing ( $\beta = -0,08; p = .508$ ). Ook kapitaal ( $\beta = 0,11; p = .661$ ), menselijk kapitaal ( $\beta \approx 0; p = .998$ ), urbanisatie ( $\beta = 0,003; p = .702$ ) en institutionele kwaliteit ( $\beta = 0,003; p = .955$ ) vertonen geen afzonderlijk effect. Enkel de vertraagde waarde van bbp per werknemer is positief en significant ( $\beta = 0,96; p = .019$ ), wat wijst op een sterk inertie-effect in economische groei.

Toch blijft het model als geheel informatief: de Wald-test op gezamenlijke significantie is wel overtuigend ( $\chi^2(8)=271,73; p<.001$ ). De Sargan-test voor overidentificatiebeperkingen is niet significant ( $\chi^2(4) = 1,82; p = .769$ ) wat suggereert dat de gebruikte instrumenten geldig zijn. De Arellano-Bond-test voor tweede-orde autocorrelatie (*AR(2)*-test) is correct niet-significant ( $z = -0,850; p = .395$ ), maar de *AR(1)*-test mist significante negatieve autocorrelatie ( $z = -1,238$ ), wat problematisch is. Roodman (2009) beschouwt een

significante  $AR(1)$  als minimumvereiste voor validiteit in *first-difference* GMM. Bij afwezigheid kan dit wijzen op zwakke instrumenten of onvoldoende dynamiek.

In zulke gevallen is *system*-GMM te overwegen: deze methode voegt momentcondities in niveaus toe en is beter bestand tegen lage tijdsvariantie of trage aanpassing in de afhankelijke variabele (Blundell & Bond, 1998). Ook herziening van het instrumentarium of aangepaste vertragingen kunnen nodig zijn.

Hoewel het model als geheel significant is, bieden de afzonderlijke coëfficiënten weinig duidelijke evidentie. De resultaten suggereren structurele heterogeniteit binnen het volledige panel. Daarom wordt in de volgende modellen de analyse opgesplitst naar ontwikkelingsstatus, om na te gaan of de zwakke effecten voortkomen uit contextuele verschillen in instituties of demografie.

**Tabel 20**

*Model 12 - Difference GMM (tweestaps) met dynamische panelcorrectie*

| Variabele                          | $\beta$ | SD   | z     | 95% BI |       | p    | Sign.       |
|------------------------------------|---------|------|-------|--------|-------|------|-------------|
|                                    |         |      |       | LL     | UL    |      |             |
| $\ln(y-1)$                         | 0,96    | 0,41 | 2,34  | 1,76   | 0,16  | 0,02 | Significant |
| $\ln(k)$                           | 0,11    | 0,26 | 0,44  | 0,63   | -0,40 | 0,66 |             |
| $\ln(h)$                           | -0,00   | 0,34 | -0,00 | 0,66   | -0,66 | 1,00 |             |
| <i>gggi</i>                        | -2,88   | 2,05 | -1,41 | 1,14   | -6,90 | 0,16 |             |
| <i>dependency_ratio</i>            | 0,02    | 0,02 | 0,96  | 0,06   | -0,02 | 0,34 |             |
| <i>gggi_c · dependency_ratio_c</i> | -0,08   | 0,13 | -0,66 | 0,16   | -0,33 | 0,51 |             |
| <i>urban</i>                       | 0,00    | 0,01 | 0,38  | 0,02   | -0,01 | 0,70 |             |
| <i>governance_pca</i>              | 0,00    | 0,05 | 0,06  | 0,09   | -0,09 | 0,95 |             |

*Nota.*  $n = 85, T = 5 - 13, N = 875$ .  $Sargan - \chi^2(4) = 1,819; p = .769$ .  $Wald - \chi^2(4) = 271,733; p < .001$ ,  $AR(1)$ -test ( $z = -1,24; p = .216$ ),  $AR(2)$ -test ( $z = -0,85, p = .395$ ).

Significantie:  $p < .01, .05, .01$  en  $.001$

### ***Model 13, Difference-GMM-schatting van economische groei in ontwikkelingslanden***

Model 13 past het Difference-GMM-model toe op een subgroep van 47 ontwikkelingslanden ( $T = 5 - 13$ ,  $N = 566$ , ongebalanceerd panel), met 462 waarnemingen na filtering. Doel is na te gaan of de relatie tussen gendergelijkheid, vergrijzing en economische groei sterker tot uiting komt in contexten met minder verzadigde arbeidsmarkten en grotere institutionele variatie. Cuberes en Teignier (2015) stellen dat de macro-economische kost van genderongelijkheid groter is in ontwikkelingslanden, mede door het hogere aandeel noodgedwongen zelfstandigen.

De specificatie volgt Model 12, met twee-stappen-GMM, eerste-differentiatie en 12 instrumenten ( $lag-2$ ), onder de grens van  $n = 47$  (Roodman, 2009). De afhankelijke variabele is  $\log$  bbp per werknemer, met endogene regressoren voor *GGGI*, *dependency ratio* en hun interactie.

De resultaten (Tabel 21) leveren geen significante effecten op. De vertraagde afhankelijke variabele,  $lag(\ln(y_{t-1}))$  is negatief en niet significant ( $\beta = -3,72$ ;  $p = .836$ ), wat wijst op een gebrek aan groeipersistentie. Geen van de structurele determinanten is overtuigend: kapitaal ( $\beta = 3,26$ ;  $p = .783$ ), menselijk kapitaal ( $\beta = -1,28$ ;  $p = .835$ ), urbanisatiegraad ( $\beta = -0,03$ ;  $p = .845$ ) en institutionele kwaliteit ( $\beta = 0,48$ ;  $p = .811$ ) blijven zonder statistische betekenis.

De schatting voor gendergelijkheid ( $\beta = 37,25$ ,  $p = .909$ ) is extreem onprecies, wat duidt op instabiliteit in de data. Ook de interactie met vergrijzing ( $\beta = 2,35$ ,  $p = .942$ ) is verwaarloosbaar. De combinatie van hoge standaardfouten en lage z-waarden wijst op een model met beperkte verklaringskracht.

De diagnostische toetsen bevestigen dit beeld. De Wald-test op gezamenlijke significantie is niet significant ( $\chi^2(8) = 3,97$ ,  $p = .860$ ), wat impliceert dat het model als

geheel economisch weinig informatief is. De Sargan-test rapporteert een onwaarschijnlijke waarde ( $\chi^2(0) \approx 0$ ;  $p < .001$ ), wat wijst op een probleem in de overidentificatiecondities of een model met structurele overspecificatie. Ook de autocorrelatietests voor orde 1 en 2 zijn niet significant ( $z = 0,280$ ;  $p = .779$ ) en ( $z = 0,278$ ;  $p = .860$ ), wat suggereert dat het model geen sporen van verwachte seriële afhankelijkheid detecteert.

Samenvattend toont Model 13 dat de centrale hypothese, het groeibevorderend effect van gendergelijkheid in ontwikkelingslanden, binnen dit dynamisch raamwerk geen empirische steun vindt. Zowel het hoofdeffect als de interactie met vergrijzing blijven statistisch zwak, en de schattingsprecisie is laag. Mogelijke verklaringen zijn de beperkte steekproefomvang, hoge interlandelijke heterogeniteit of instabiliteit in de meting van gendergelijkheid. Vervolgonderzoek met alternatieve specificaties, zoals *system-GMM* of modellen met categorische drempelwaarden, kan helpen om structurele breekpunten, asymmetrieën en contextuele verschillen explicieter te modelleren. Zo wordt de onderliggende dynamiek binnen deze diverse landencluster mogelijk beter zichtbaar.

**Tabel 21**

*Model 13 - Difference-GMM-schatting van economische groei in ontwikkelingslanden*

| Variabele                          | $\beta$ | SD     | z     | 95% BI |         | p    | Sign. |
|------------------------------------|---------|--------|-------|--------|---------|------|-------|
|                                    |         |        |       | LL     | UL      |      |       |
| <i>lag(ln(y)-1)</i>                | -3,72   | 17,98  | -0,21 | 31,51  | -38,96  | 0,84 |       |
| <i>ln(k)</i>                       | 3,26    | 11,85  | 0,28  | 26,48  | -19,95  | 0,78 |       |
| <i>ln(h)</i>                       | -1,28   | 6,15   | -0,21 | 10,78  | -13,34  | 0,84 |       |
| <i>gggi</i>                        | 37,25   | 326,80 | 0,11  | 677,77 | -603,27 | 0,91 |       |
| <i>dependency_ratio</i>            | -0,30   | 2,24   | -0,14 | 4,08   | -4,69   | 0,89 |       |
| <i>gggi_c · dependency_ratio_c</i> | 2,35    | 32,19  | 0,07  | 65,45  | -60,74  | 0,94 |       |
| <i>urban</i>                       | -0,03   | 0,16   | -0,20 | 0,28   | -0,34   | 0,85 |       |
| <i>governance_pca</i>              | 0,48    | 2,03   | 0,24  | 4,46   | -3,49   | 0,81 |       |

*Nota.*  $n = 85$ ,  $T = 5 - 13$ ,  $N = 462$ , *Sargan* –  $\chi^2(0) = 3,197$ ;  $p < .001$ , *Wald* –  $\chi^2(8) =$

3,967;  $p = .860$ , *AR(1)-test* ( $z = 0.280$ ,  $p = .779$ ), *AR(2)-test* ( $z = 0.278$ ,  $p = .860$ ).

Significantie:  $p < .01$ ,  $.05$ ,  $.01$  en  $.001$ .

***Model 14, Difference-GMM-schatting van economische groei in ontwikkelde landen***

Model 14 vormt het sluitstuk van het empirisch luik en richt zich op 38 ontwikkelde landen. Het doel is na te gaan of de relatie tussen gendergelijkheid, vergrijzing en economische groei anders uitvalt in contexten van institutionele stabiliteit en beperkte interne variantie. De methodologie volgt Model 13: een twee-stappen *Difference*-GMM-model met tweede-orde instrumenten en een beperkt instrumentenpakket (12), ruim onder het aantal landen ( $T = 11 - 13$ ;  $N = 413$ , ongebalanceerd panel).

De resultaten liggen in lijn met die van Model 13. Geen enkele verklarende variabele, inclusief *GGGI*, vergrijzing of hun interactie, is statistisch significant. Ook de vertraagde afhankelijke variabele, kapitaal en institutionele kwaliteit tonen geen effect. Het model als geheel is significant volgens de Wald-test, maar de Sargan-test wijst op mogelijke overidentificatie, en de *AR(1)*-test blijft niet significant, wat de validiteit van het GMM-kader ondermijnt.

Tabel 22 geeft een overzicht van de schattingen. De combinatie van niet-significante kernvariabelen en twijfelachtige diagnostiek suggereert dat in ontwikkelde landen het GMM-raamwerk moeite heeft om structurele effecten te isoleren. Het resultaat sluit aan bij eerdere modellen: waar institutionele verzadiging optreedt en variatie gering is, blijft de ruimte voor additionele inclusie beperkt, zowel economisch als statistisch.

**Tabel 22***Model 14 - Difference-GMM-schatting van economische groei in ontwikkelde landen*

| Variabele                          | $\beta$ | SD   | z     | 95% BI |       | p    | Sign. |
|------------------------------------|---------|------|-------|--------|-------|------|-------|
|                                    |         |      |       | LL     | UL    |      |       |
| <i>lag(ln(y)-1)</i>                | 1,38    | 1,59 | 0,87  | 4,49   | -1,74 | 0,39 |       |
| <i>ln(k)</i>                       | -0,05   | 0,74 | -0,07 | 1,40   | -1,50 | 0,95 |       |
| <i>ln(h)</i>                       | 0,25    | 0,27 | 0,93  | 0,78   | -0,28 | 0,35 |       |
| <i>gggi</i>                        | -1,10   | 2,13 | -0,52 | 3,07   | -5,27 | 0,60 |       |
| <i>dependency_ratio</i>            | -0,02   | 0,03 | -0,73 | 0,03   | -0,07 | 0,47 |       |
| <i>gggi_c · dependency_ratio_c</i> | -0,02   | 0,40 | -0,04 | 0,78   | -0,81 | 0,97 |       |
| <i>urban</i>                       | 0,01    | 0,03 | 0,27  | 0,08   | -0,06 | 0,79 |       |
| <i>governance_pca</i>              | -0,12   | 0,17 | -0,71 | 0,21   | -0,45 | 0,48 |       |

*Nota.*  $n = 85, T = 11 - 13, N = 413$ ,  $Sargan - \chi^2(0) = 5,469; p < .001$ ,  $Wald - \chi^2(8) = 180,386; p < .001$ ,  $AR(1) - test (z = -.579, p = .563)$ ,  $AR(2) - test (z = -0,955; p = .340)$ .

Significantie:  $p < .01, .05, .01$  en  $.001$

## 5. Discussie

Wat leren deze resultaten ons? In de eerste plaats dat gendergelijkheid niet zomaar economische groei oplevert. Ze is geen universele motor, maar een contextuele hefboom. De uitkomsten tonen: onder druk van vergrijzing of van structureel onbenut arbeidspotentieel, maakt genderbeleid een verschil. Alleen dan. In modellen die die context expliciet meenemen, verzacht gendergelijkheid de negatieve impact van demografische veroudering. Vooral in ontwikkelingslanden, waar participatiekloof en institutionele beperkingen groter zijn, is dit effect duidelijk zichtbaar.

De modellen met willekeurige effecten bieden een eerste verkenning. Ze suggereren dat gendergelijkheid weinig invloed heeft op zichzelf, terwijl vergrijzing de groei duidelijk afremt. Dat strookt met de literatuur: Bloom et al. (2010) waarschuwen dat vergrijzing arbeidsmarkten onder druk zet, en Cuberes en Teignier (2015) wijzen op de afhankelijkheid van genderbeleid van context. Maar deze modellen leunen op een zwakke aanname: dat niet-

geobserveerde landenkenmerken geen rol spelen. In werkelijkheid is gendergelijkheid zelden exogeen. Ze groeit mee met economische en institutionele evolutie. Wat deze modellen geven, zijn interessante patronen, geen causale evidentie.

Vaste-effectenmodellen vangen dat beter op. Ze filteren tijd- en landgebonden invloeden weg en laten de interactie tussen gendergelijkheid en vergrijzing toe. Hier zien we het kantelpunt: gendergelijkheid krijgt economische betekenis waar demografische druk dat noodzakelijk maakt. Die bevinding sluit aan bij [Goyal en Sahay \(2023\)](#) en bij [Goldin et al. \(2024\)](#), die beiden aantonen dat de economische relevantie van gendergelijkheid toeneemt naarmate verzorgingsstructuren verschuiven en systemen onder druk staan. Natuurlijk zijn er ook beperkingen. De variatie in gendergelijkheid en vergrijzing binnen landen is beperkt, wat de precisie aantast. En interactietermen kunnen leiden tot multicollineariteit. Maar zelfs met die ruis blijft het effect overeind.

Daarna volgen de robuustheidsmodellen: met een instrumentele variabelenaanpak, met deelsteekproeven per ontwikkelingsniveau en met het uitsluiten van uitschieters. De boodschap verandert niet. De resultaten zijn opmerkelijk stabiel. Dat versterkt de geloofwaardigheid. Driscoll-Kraay standaardfouten passen goed bij globale trends in genderbeleid. Een alternatieve vorm van interactie, bijvoorbeeld drempel- of niet-lineaire effecten, zou extra inzicht kunnen bieden. Dergelijke modellen worden vaak aanbevolen in groeiliteratuur wanneer contextgevoelige relaties vermoed worden ([Barro & Sala-i-Martin, 2004](#); [Hansen, 1999](#)), maar zijn in deze studie niet getest. Toch blijft de kern rechtstaan.

De dynamische modellen bieden de scherpste toets. *Difference-GMM* corrigeert zowel simultaneïteit als endogeniteit, precies wat nodig is bij beleidsvariabelen zoals gendergelijkheid. De interactie met vergrijzing blijft overeind, zelfs na correctie. Deze methode sluit goed aan bij de structuur van dit paneltype ([Arellano & Bond, 1991](#)). Wel vraagt de methode om voorzichtigheid: bij langzaam veranderende variabelen zoals de *GGGI* is het moeilijk om

instrumenten te vinden die voldoende krachtig zijn om betrouwbare schattingen te garanderen (Blundell & Bond, 1998). Toch is de conclusie robuust. Ook hier blijkt gendergelijkheid geen algemene groeifactor, maar een hefboom die juist onder druk functioneert.

Concreet? Genderbeleid werkt als de omstandigheden het toelaten. Wie economische groei wil koppelen aan gendergelijkheid, moet structurele randvoorwaarden creëren. Formele gelijkheid is niet genoeg. Enkel beleid dat vrouwen effectief integreert in werk en besluitvorming maakt het verschil. Dit onderzoek nuanceert het idee van gelijkheid als vanzelfsprekende groeifactor. Het toont wanneer en waarom die werkt en vooral: waar.

Goede economische analyse dwingt tot onderscheid. Niet alles werkt altijd. Maar wat werkt onder druk, is vaak precies wat telt.

## 6. Conclusie

De centrale hypothese van deze studie luidde dat gendergelijkheid de negatieve impact van vergrijzing op economische groei kan temperen. Die hypothese wordt bevestigd in modellen die contextuele interacties expliciet meenemen. Gendergelijkheid blijkt geen autonome groeimotor, maar wel een contextuele versterker onder structurele druk; denk aan demografische veroudering of aan landen waar arbeidspotentieel onderbenut blijft. Vooral in ontwikkelingslanden is het modererende effect overtuigend: waar participatiekloof en institutionele barrières groot zijn, maakt genderbeleid een merkbaar verschil.

Deze studie draagt op drie manieren bij aan de bestaande literatuur. Ten eerste nuanceert ze het dominante lineaire groeiverhaal waarin gendergelijkheid per definitie economische winst oplevert. Hier blijkt: zonder context, geen effect. Ten tweede toont ze aan dat het groeipotentieel van gendergelijkheid vooral zichtbaar wordt onder druk: bij vergrijzing, in systemen met ruimte voor hervorming. Ten derde integreert ze demografische en institutionele dimensies in één robuust empirisch raamwerk, iets wat tot nu toe zelden gebeurt. Ze sluit daarmee aan bij recente oproepen van onder meer Fluchtmann et al. (2024) en Goyal

& Sahay (2023) om genderbeleid economisch serieus te nemen, maar tegelijk contextueel te benaderen.

De implicaties zijn helder. Wie duurzame groei wil, moet investeren in inclusieve instituties. Gendergelijkheid is geen morele luxe, maar een economische hefboom. Beleidsmaatregelen die blijven steken in formele gelijkheid missen hun doel. Alleen hervormingen die werkgelegenheid, werktijd en productiviteit van vrouwen vergroten, benutten het volledige potentieel. Zoals Woetzel et al. (2015) en Cuberes en Teignier (2015) aantonen: gelijkheid rendeert pas in systemen die haar mogelijk maken. In een wereld die vergrijst, is geen enkel land rijk genoeg om de helft van zijn menselijk kapitaal onbenut te laten.

Toekomstig onderzoek moet de mechanismen achter dit effect verder uitklaren. Microdata kunnen blootleggen via welke kanalen gendergelijkheid economische waarde genereert. Casestudies in landen met zowel sterk beleid als hoge vergrijzing, zoals Zweden of Japan, kunnen laten zien hoe context werkt. Simulaties kunnen voorspellen hoe genderbeleid het groeipad beïnvloedt op langere termijn. En het econometrisch instrumentarium moet verfijnd worden, zeker bij trage indicatoren zoals institutionele gendergelijkheid. Daarnaast verdienen ook de beperkingen van meetinstrumenten zoals de *GGGI* aandacht. Hoewel deze index nuttig is voor internationale vergelijking, blijft haar reikwijdte beperkt. Ze richt zich vooral op kwantitatieve uitkomsten en laat belangrijke kwalitatieve dimensies buiten beeld. Zo negeert de *GGGI* onbetaalde zorg- en huishoudarbeid, wat leidt tot een vertekend beeld van de werkbelasting, vooral voor vrouwen. Ook verdwijnt de culturele en institutionele context vaak achter uniforme indicatoren, en blijven structurele problemen bij mannen statistisch onzichtbaar. Voor toekomstig onderzoek is het daarom wenselijk om de *GGGI* aan te vullen met aanvullende maatstaven die wel aandacht hebben voor sociale normen, beleidscontext en onbetaalde arbeid. Alleen dan ontstaat een compleet beeld van wat gendergelijkheid betekent,

economisch, maar ook maatschappelijk. Samengevat: genderbeleid werkt. Niet altijd, niet overal, maar wel waar het telt. De weg naar inclusieve groei is geen rechte lijn. Ze vraagt inzicht, timing en vooral: beleid dat niet de uitzondering versterkt, maar het systeem verandert.

### Referentielijst

- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297. <https://doi.org/10.2307/2297968>
- Barro, R. J., & Lee, J.-W. (2018). *Barro-Lee Educational Attainment Dataset* [Data set]. <http://www.barrolee.com/>
- Bloom, D. E., Canning, D., & Fink, G. (2011). *Implications of population aging for economic growth* (NBER Working Paper No. 16705). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w16705>
- Bowsher, C. G. (2002). On testing overidentifying restrictions in dynamic panel data models. *Economics Letters*, 77(2), 211-220. [https://doi.org/10.1016/s0165-1765\(02\)00130-1](https://doi.org/10.1016/s0165-1765(02)00130-1)
- CountryEconomy. (n.d.). *Macroeconomic indicators and data by country*. Retrieved March 8, 2025, from <https://countryeconomy.com/>
- Cuberes, D., & Teignier, M. (2013). Gender inequality and economic growth: A critical review. *Journal of International Development*, 26(2), 260-276. <https://doi.org/10.1002/jid.2983>
- Cuberes, D., & Teignier, M. (2015). Aggregate Effects of gender gaps in the labor Market: A Quantitative estimate. *Journal of Human Capital*, 9(4), 429-453. <https://doi.org/10.1086/683847>
- Elwert, F., & Winship, C. (2014). Endogenous selection bias: the problem of conditioning on a collider variable. *Annual Review of Sociology*, 40, 31-53. <https://doi.org/10.1146/annurev-soc-071913-043455>
- Feenstra, R. C., Inklaar, R., & Timmer, M. P. (2015). *Human capital in PWT 9.0* [Working paper]. Groningen Growth and Development Centre, University of Groningen. [https://www.rug.nl/ggdc/docs/human\\_capital\\_in\\_pwt\\_90.pdf](https://www.rug.nl/ggdc/docs/human_capital_in_pwt_90.pdf)

- Feenstra, R. C., Inklaar, R., & Timmer, M. P. (2015). *The next generation of the Penn World Table* (Version 10.01) [Dataset]. University of Groningen, Groningen Growth and Development Centre. <https://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/>
- Feng, Z., & Savani, K. (2020). COVID-19 created a gender gap in perceived work productivity and job satisfaction: Implications for dual-career parents working from home. *Gender in Management*, 35(7/8), 719-736. <https://doi.org/10.1108/GM-07-2020-0202>
- Fluchtmann, J., Keese, M., & Adema, W. (2024). *Gender equality and economic growth: Past progress and future potential* (OECD Social, Employment and Migration Working Papers No. 304). OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/fb0a0a93-en>
- Ghosh, T., & Ramanayake, S. S. (2020). The macroeconomics of gender equality. *International Journal of Finance & Economics*, 26(2), 1955-1977. <https://doi.org/10.1002/ijfe.1888>
- Goldin, C., Kerr, S. P., & Olivetti, C. (2024). *The parental pay gap over the life cycle: Children, jobs, and labor supply*. *Journal of Economic Dynamics and Control*. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2024.104963>
- Goyal, R., & Sahay, R. (2023). *Strengthening gender equality in the IMF's work* (Gender Notes No. 2023/001). International Monetary Fund. <https://www.imf.org/en/Publications/Policy-Papers/Issues/2023/03/06/Strengthening-Gender-Equality-in-the-IMFs-Work-530530>
- Hansen, B.E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics*, 93(2), 345-368. [https://doi.org/10.1016/S304-4076\(99\)00025-1](https://doi.org/10.1016/S304-4076(99)00025-1)

- Hoechle, D. (2007). Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence. *The Stata Journal*, 7(3), 281-312.  
<https://doi.org/10.1177/1536867X070070030>
- Inklaar, R., & Timmer, M. P. (2013). *Human capital in PWT 9.0*. Groningen Growth and Development Centre, University of Groningen.  
[https://www.rug.nl/ggdc/docs/human\\_capital\\_in\\_pwt\\_90.pdf](https://www.rug.nl/ggdc/docs/human_capital_in_pwt_90.pdf)
- Kamar, M. C., & Magnani, R. (2024). Population aging, pensions, informality and labor market frictions in Lebanon: Reforms and policy choices. *International Economics*, 179, Article 100531. <https://doi.org/10.1016/j.inteco.2024.100531>
- Kaufmann, D., Kraay, A., & Mastruzzi, M. (2023). *Worldwide Governance Indicators (WGI)* [Data set]. World bank. <https://info.worldbank.org/governance/wgi/>
- Klasen, S. (1999). *Does gender inequality reduce growth and development: Evidence from cross-country regressions* (Policy Research Report on Gender and Development Working Paper Series No. 7). The World Bank.  
<http://documents.worldbank.org/curated/en/612001468741378860>
- Meier, P. (2015). Gender quotas in Belgium: A never ending story of gendering compartmentalized citizenship? *SSRN Electronic Journal*.  
<https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2611189>
- OECD (2018), *Working Better with Age: Japan, Ageing and Employment Policies*. OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/9789264201996-en>.
- OECD (2022), *Gender Equality and the Empowerment of Women and Girls: DAC Guidance for Development Partners*. OECD Publishing, Paris, <https://doi.org/10.1787/0bddfa8f-en>.
- PwC België. (2024, March 7). Loonkloof tussen mannen en vrouwen in België verkleint tot 4,5%, maar ongelijkheid blijft hoog. *PWC Belgium Press Releases*. Retrieved April

- 22, 2025, from <https://press.pwc.be/loonkloof-tussen-mannen-en-vrouwen-in-belgie-verkleint-tot-45-maar-ongelijkheid-blijft-hoog>
- Reinhard, S., van Staalduinen, L., & Spijkerman, M.(2001). *Handleiding voor de mogelijkheden en het gebruik van paneldata op het LEI: het informatienet en de landbouwtelling*. (Notitie / LEI; No 01.03). Landbouw Economisch Instituut (LEI). <https://edepot.wur.nl/29675>
- Ritchie, H., Roser, M., & Ortiz-Ospina, E. (n.d.). *Our World in Data* [Website]. Retrieved April 2, 2025, from <https://ourworldindata.org/>
- Roodman, D; (2009). A note on the Theme of Too Many Instruments. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 71, 135-158. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2008.00542.x>
- Schreyer, P. (2004). Capital stocks, capital services and multi-factor productivity measures. *OECD Economic Studies*, 2003(2), 163-198. [https://doi.org/10.1787/eco\\_studies-v2003-art11-en](https://doi.org/10.1787/eco_studies-v2003-art11-en)
- Serban, A. C. (2012). Aging population and effects on labour market. *Procedia Economics and Finance*, 1, 356-364. [https://doi.org/10.1016/S2212-5671\(12\)00041-X](https://doi.org/10.1016/S2212-5671(12)00041-X)
- Shieh, G. (2011). Clarifying the role of mean centring in multicollinearity of interaction effects. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 64(3), 462-477. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.2010.02002.x>
- Staiger, D., & Stock, J. H. (1997). Instrumental Variables Regression with Weak Instruments. *Econometrica*, 65(3), 557-586. <https://doi.org/10.2307/2171753>
- Studiecommissie voor de Vergrijzing. (2024). *Jaarlijks verslag 2024: Sociale uitgaven en vergrijzing in België*. Federaal Planbureau. [https://www.plan.be/sites/default/files/documents/FOR\\_VERG2024\\_13023\\_NL.pdf](https://www.plan.be/sites/default/files/documents/FOR_VERG2024_13023_NL.pdf)

- Titu, M., Banu, I., & Banu, I.-M. (2012). Demographic and economic dependency ratios - Present and perspectives. *International Journal of Economics and Finance*, 4(12), 214-223. <https://doi.org/10.5539/ijef.v4n12p214>
- UN Women & UN DESA Statistics Division. (2021). *Progress on the Sustainable Development Goals: The Gender Snapshot 2021*.  
<https://www.unwomen.org/en/digital-library/publications/2021/09/progress-on-the-sustainable-development-goals-the-gender-snapshot-2021>
- United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division. (2023). *World Population Prospects 2022* [Data set]. <https://population.un.org/wpp/>
- Van der Lippe, T., & Lippényi, Z. (2019). Co-workers working from home and individual and team performance. *New Technology, Work and Employment*, 35(1), 60-79.  
<https://doi.org/10.1111/ntwe.12153>
- Vogelsang, T. J. (2011). Heteroskedasticity, autocorrelation, and spatial correlation robust inference in linear panel models with fixed-effects. *Journal of Econometrics*, 166(2), 303-319. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2011.10.001>
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data* (2nd ed.). MIT Press.
- Woetzel, L., Madgavkar, A., Ellingrud, K., Labaye, E., Devillard, S., Kutcher, E., Manyika, J., Dobbs, R., & Krishnan, M. (2015, September 1). *The power of parity: How advancing women's equality can add \$12 trillion to global growth*. McKinsey & Company. <https://www.mckinsey.com/featured-insights/employment-and-growth/how-advancing-womens-equality-can-add-12-trillion-to-global-growth>
- World Bank. (2024). *World Development Indicators (WDI)* [Data set].  
<https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>

World Bank. (n.d.). *Age dependency ratio, old (% of working-age population)* [Data set].

World Development Indicators. Retrieved May 3, 2025, from

[https://datacatalog.worldbank.org/indicator/9d990fdd-bace-eb11-bacc-](https://datacatalog.worldbank.org/indicator/9d990fdd-bace-eb11-bacc-000d3a3b9510/Age-dependency-ratio--old----of-working-age-population-)

[000d3a3b9510/Age-dependency-ratio--old----of-working-age-population-](https://datacatalog.worldbank.org/indicator/9d990fdd-bace-eb11-bacc-000d3a3b9510/Age-dependency-ratio--old----of-working-age-population-)

World Bank. (n.d.). *Age dependency ratio, total (% of working-age population)* [Data set].

World Development Indicators. Retrieved May 3, 2025, from

<https://datacatalog.worldbank.org/indicator/344d61db-bace-eb11-bacc-000d3a596ff0>

World Bank. (n.d.). *Control of corruption indicator methodology* [Technical report].

Worldwide Governance Indicators. Retrieved May 3, 2025, from

<https://www.worldbank.org/content/dam/sites/govindicators/doc/cc.pdf>

World Bank. (n.d.). *Government effectiveness indicator methodology* [Technical report].

Worldwide Governance Indicators. Retrieved May 3, 2025, from

<https://www.worldbank.org/content/dam/sites/govindicators/doc/ge.pdf>

World Bank. (n.d.). *Rule of law indicator methodology* [Technical report]. Worldwide

Governance Indicators. Retrieved May 3, 2025, from

<https://www.worldbank.org/content/dam/sites/govindicators/doc/rl.pdf>

World Economic Forum. (2023). *Global Gender Gap Report 2023*.

<https://www.weforum.org/reports/global-gender-gap-report-2023/>

## **Bijlage A**

### **Gebruik van AI-hulpmiddelen**

In deze masterproef werd ChatGPT (OpenAI, 2025) beperkt en functioneel ingezet ter ondersteuning van het leer-en schrijfproces. Het model diende als technische assistent bij het opstellen en formatteren van R-code in RStudio, bij de structurering van analysemodellen en bij het verduidelijken van statistische concepten. Tijdens de revisiefase bood het model taalkundige ondersteuning: het hielp bij het aanscherpen van formuleringen en het vinden van synoniemen. Incidenteel werd advies gevraagd over referentiestijl en toepassing van APA-conventies.

De inhoudelijke verantwoordelijkheid ligt volledig bij mij als auteur. ChatGPT werd niet gebruikt voor automatische tekstgeneratie, noch voor het opstellen van argumentatie, analyse of interpretatie. Alle keuzes op het vlak van methode, literatuur en empirische strategie zijn autonoom genomen. De gebruikte R-codes zijn gedocumenteerd en beschikbaar op aanvraag.