



UHASSELT

KNOWLEDGE IN ACTION

Faculteit Bedrijfseconomische Wetenschappen

master in de toegepaste economische wetenschappen

Masterthesis

Stijgende rentevoeten en korte termijn financiële schulden: impact op bedrijfsinvesteringen

Sebastian Timmers

Scriptie ingediend tot het behalen van de graad van master in de toegepaste economische wetenschappen, afstudeerrichting accountancy en financiering

PROMOTOR :

Prof. dr. Sigrid VANDEMAELE

BEGELEIDER :

Mevrouw Kelsey SCHEPERS



UHASSELT

KNOWLEDGE IN ACTION

www.uhasselt.be
Universiteit Hasselt
Campus Hasselt:
Martelarenlaan 42 | 3500 Hasselt
Campus Diepenbeek:
Agoralaan Gebouw D | 3590 Diepenbeek

2024
2025



Faculteit Bedrijfseconomische Wetenschappen

master in de toegepaste economische wetenschappen

Masterthesis

Stijgende rentevoeten en korte termijn financiële schulden: impact op bedrijfsinvesteringen

Sebastian Timmers

Scriptie ingediend tot het behalen van de graad van master in de toegepaste economische wetenschappen, afstudeerrichting accountancy en financiering

PROMOTOR :

Prof. dr. Sigrid VANDEMAELE

BEGELEIDER :

Mevrouw Kelsey SCHEPERS

Inhoudsopgave

1 Woord vooraf	3
2 Introductie	4
3 Literatuurstudie	6
3.1 Wat is de relatie tussen rentetarieven en bedrijfsinvesteringen?	6
3.1.1 Inleiding	6
3.1.2 Theoretische perspectieven	6
3.1.3 Empirische studies	10
3.1.4 Conclusie	12
3.2 Wat is de invloed van de financieringstructuur, met name kortlopende schulden, op bedrijfsinvesteringen?	13
3.2.1 Inleiding	13
3.2.2 Theoretische kader	13
3.2.3 Empirische studies	15
3.2.4 Conclusie	18
4 Methodologie	19
4.1 Data	19
4.2 Variabelen	19
4.2.1 Investerings	19
4.2.2 High Short-Term Debt	20
4.2.3 Beleidsrente en interactieterm	21
4.2.4 Controlevariabelen	21
5 Resultaten	24
5.1 Beschrijvende statistieken	24
5.2 Model 1	25
5.2.1 Regressie basismodel 1	25
5.2.2 Diagnostische toetsen voor basismodellen	26
5.2.3 Regressie basismodel 2	27
5.2.4 Robuustheid	28
5.3 Model 2	30
5.3.1 Renteverhogingen 2022-2024	30
5.3.2 Event-study	31
5.4 Conclusie resultaten	32
6 Discussie	33
7 Conclusie	35

Lijst van tabellen

1	Beschrijvende statistieken	24
2	Regressieresultaten basismodel 1	25
3	Diagnostische toetsen voor basismodellen	26
4	Regressieresultaten basismodel 2	27
5	Vergelijking van de dummy- en ratio-specificatie	28
6	Vergelijking onder verschillende winsorisatiesneden	29
7	Interactieterm tijdens de ECB-verkrappingsjaren (2022–24)	30
8	Event-study: extra investeringsgroei High-STD t.o.v. Low-STD (θ_s)	31

1 Woord vooraf

Deze masterproef vormt het sluitstuk van mijn opleiding toegepaste economische wetenschappen aan de universiteit Hasselt. In dit laatste deel van mijn studie kreeg ik de kans om de inzichten uit de voorbije jaren te bundelen en toe te passen op een onderwerp dat mij bijzonder boeit. Graag dank ik in het bijzonder mijn promotor Prof. dr. Sigrid Vandemaele en begeleider Mevrouw Kelsey Schepers voor hun vertrouwen en heldere feedback. Hun deskundige begeleiding heeft deze studie merkbaar versterkt. Mijn medestudenten dank ik voor de vele gedachtewisselingen en ondersteuning.

Hasselt, augustus 2025

Sebastian Timmers

2 Introductie

Na decennialang te hebben geprofiteerd van gecontroleerde inflatie werd Europa in 2021 opnieuw door inflatie geteisterd. Toen in 2020 het coronavirus uitbrak, reageerden overheden om de verspreiding ervan tegen te gaan. Een van die reacties was het ondersteunen van de economie om zoveel mogelijk langetermijnschade te voorkomen. Deze budgettaire reactie werd gecombineerd met een krachtig monetair beleid om rimpeleffecten (de indirecte doorwerkingen van een eerste schok die zich via prijzen, lonen, productie-ketens en verwachtingen verspreiden) op de financiële markten te voorkomen en de kredietverstrekking in de hele economie op peil te houden, tegen historisch lage rentetarieven. Deze maatregelen zorgden voor een gestaag herstel van de vraag toen de economieën weer volledig opengingen na de lockdowns. Na verloop van tijd werd deze vraag geconfronteerd met een aanbod dat werd gehinderd door productieonderbrekingen en logistieke en transportknelpunten, wat leidde tot lange levertijden en opwaartse prijsdruk. Bovendien werden wanverhoudingen tussen vraag en aanbod op sommige markten versterkt door andere factoren, zoals weerschokken (onverwachte of extreme weersomstandigheden—bijv. droogte, overstromingen, vorst of hittegolven—die productie, logistiek of oogsten verstoren). De Russische invasie van Oekraïne in februari 2022 maakte de situatie niet makkelijker. Hierdoor kregen sommige energie- en grondstofprijzen een extra impuls (Sloover et al. 2022).

Als de actuele inflatiecijfers worden vergeleken met historische gegevens die teruggaan tot 2000, dan hebben deze cijfers records verbroken. In de eurozone bedroeg de totale HICP-inflatie (geharmoniseerde consumentenprijsindex) in maart 2022 liefst 7,4 procent, het hoogste niveau sinds het begin van deze index in 1996. Deze prijsstijgingen werden grotendeels veroorzaakt door de snel stijgende energieprijzen. De energie-inflatie in de eurozone bedroeg in maart 44,4 procent. In België lag de inflatie hoger dan in de eurozone; de inflatie bedroeg 9,3 procent en de energie-inflatie 64,8 procent (Sloover et al., 2022).

De stijging van de inflatie leidde tot een krachtige reactie van de monetaire beleidsautoriteiten in de meeste landen. In navolging van de Amerikaanse Federal Reserve verhoogde de ECB het rentetarief voor de depositofaciliteit van 0% in juli 2022 naar 4% in september 2023, waardoor de rentetarieven in de Europese Unie een historisch hoogtepunt bereikten. Deze wending naar monetaire verkrapping was gebaseerd op de hypothese dat de inflatie-episode werd aangedreven of aanzienlijk versterkt door de totale vraag, waardoor maatregelen van de centrale bank om investeringen en werkgelegenheid te beperken gerechtvaardigd waren. Hoewel de transmissie van het monetaire beleid vertraging kent, lijkt de economie van de eurozone negatief te zijn beïnvloed: het bbp van de regio groeide in 2023 met slechts 0,5%, tegen 3,4% in 2022. Een belangrijk kanaal waarlangs deze renteverhogingen bedrijven beïnvloeden is hun financieringsstructuur. Bedrijven die afhankelijk zijn van kortlopende schulden lopen een groter herfinancieringsrisico, omdat ze regelmatig nieuwe leningen moeten aangaan tegen hogere rentetarieven. Daarentegen kunnen ondernemingen met voornamelijk langlopende schulden met vaste rentetarieven de impact van stijgende financieringskosten tijdelijk uitstellen (Ferreira et al., 2025).

Aangezien dit onderzoek gebruikmaakt van Belfirst-gegevens, ligt de focus op Belgische bedrijven, met name KMO's. Deze ondernemingen vormen de ruggengraat van de Belgische economie en zijn goed voor 65% van de werkgelegenheid (Economie.fgov.be, z.d.-a). KMO's spelen een cruciale rol in innovatie en economische groei (Acs & Audretsch, 1990) en zijn sterk verankerd in lokale

gemeenschappen (Bristow, 2010). Ondanks hun economische belang hebben KMO's vaak beperkte toegang tot financiële middelen in vergelijking met grotere bedrijven (Berger & Udell, 1998) en hebben doorgaans een hogere schuldenlast waardoor ze, zoals beschreven door Gertler en Kiyotaki (2010), gevoeliger zijn voor economische schokken. Onderzoek naar de impact van rentetarieven op hun investeringsbeslissingen biedt waardevolle inzichten in de factoren die innovatie en groei stimuleren (Krusinskas et al., 2015).

Dit onderzoek richt zich op de vraag hoe deze rentestijgingen de investeringsbeslissingen van Belgische KMO's met een hoge blootstelling aan kortlopende schulden beïnvloeden. Hoge blootstelling definiëren we als een situatie waarin de verhouding kortlopende financiële schulden tot totale activa, na standaardisering over de volledige steekproef—structureel hoog is; per onderneming berekenen we het gemiddelde over 2016–2021, en ondernemingen met een waarde boven de steekproefmediaan merken we aan als bedrijven met een hoge blootstelling. Door gebruik te maken van financiële gegevens uit bronnen zoals Belfirst, zal dit onderzoek de financiële kwetsbaarheid van deze bedrijven analyseren en de potentiële gevolgen voor hun investeringen en de bredere economie in kaart brengen. De onderzoeksvraag luidt dan ook als volgt: "Hoe beïnvloeden stijgende rentevoeten de investeringsbeslissingen van Belgische KMO's met een hoge blootstelling aan kortlopende financiële schulden?" Om deze hoofdvraag te beantwoorden worden volgende deelvragen onderzocht:

1. Wat is de relatie tussen rentetarieven en bedrijfsinvesteringen?
2. Wat is de invloed van de financieringsstructuur, met name kortlopende schulden, op bedrijfsinvesteringen?

Dit onderzoek levert een bijdrage aan de wetenschappelijke literatuur door de impact van stijgende rentetarieven op de investeringsbeslissingen van Belgische KMO's met een hoge blootstelling aan kortlopende schulden te analyseren. Hoewel er al onderzoek is gedaan naar de relatie tussen rentetarieven en investeringen (Bernanke & Gertler, 1995; Hubbard, 1998), blijft de specifieke impact op KMO's onderbelicht, vooral in de context van België en de recente renteverhogingen door de ECB.

De meeste studies over de invloed van het monetair beleid op bedrijfsinvesteringen richten zich op grote bedrijven of sectoroverschrijdende analyses (Asker et al., 2014; Ottonello & Winberry, 2020; Gertler & Gilchrist, 1994). Dit onderzoek biedt een specifieke analyse van Belgische KMO's, die 65% van de werkgelegenheid vertegenwoordigen en een cruciale rol spelen in de economie (Economie.fgov.be, z.d.-a). Hoewel de rentetarieven de bredere economie beïnvloeden, zijn KMO's bijzonder kwetsbaar, gezien hun grotere afhankelijkheid van bankfinanciering en kortlopende schulden. Dit maakt het essentieel om hun reactie op de renteverhogingen te bestuderen (Cressy & Olofsson, 1997).

Dit onderzoek draagt bij aan de literatuur over financiële stabiliteit door te analyseren hoe monetaire beleidsveranderingen de financiële kwetsbaarheid van KMO's beïnvloeden. In tijden van stijgende rente kunnen kleinere bedrijven hun investeringen terugschroeven, wat een negatieve invloed kan hebben op economische groei en werkgelegenheid (Bernanke & Gertler, 1995).

Ten slotte voegt dit onderzoek een empirische component toe door gebruik te maken van Belfirst, een uitgebreide dataset met gedetailleerde financiële gegevens van Belgische bedrijven. Dit biedt een nauwkeuriger inzicht in hoe KMO's in de praktijk reageren op rentestijgingen. Eerdere studies hebben vaak gebruikgemaakt van geaggregeerde data of casestudies, terwijl deze studie op micro-

economisch niveau de relatie tussen financieringsstructuur en investeringsbeslissingen analyseert (Rajan & Zingales, 1995).

Door deze unieke focus op Belgische KMO's, de impact van kortlopende schulden in tijden van stijgende rentetarieven, de beleidsimplicaties en de empirische bijdrage via Belfirst-gegevens, biedt dit onderzoek waardevolle nieuwe inzichten in de investeringsbeslissingen van KMO's in een veranderende economische omgeving.

3 Literatuurstudie

3.1 Wat is de relatie tussen rentetarieven en bedrijfsinvesteringen?

3.1.1 Inleiding

Bedrijfsinvesteringen bepalen in hoge mate de productiviteitsgroei en het aanpassingsvermogen van een economie. Of, hoeveel en wanneer ondernemingen investeren, hangt niet alleen af van de verwachte rendementen van projecten, maar ook van de financiële prijs van kapitaal: de rente. Rentebewegingen werken via meerdere kanalen door naar investeringsbeslissingen en raken zowel de kostenkant als de waardering van kapitaal.

In deze literatuurstudie worden drie perspectieven centraal gezet. (i) *User cost of capital*: in het neoklassieke kader vormt de rente de kern van de gebruikskosten van kapitaal; met expliciete installatie- en aanpassingskosten bepaalt dit raamwerk zowel de gewenste kapitaalvoorraad als het aanpassingstempo. (ii) *Tobin's q*: investeringen worden gekoppeld aan de verhouding tussen marktwaarde en vervangingskosten; de rente beïnvloedt q via financieringskosten en waarderingen op kapitaalmarkten. (iii) *Real options*: veel investeringen zijn onomkeerbaar en uitstelbaar; de waarde van uitstel maakt dat rente en onzekerheid niet alleen de contante waarde van kasstromen bepalen, maar ook de drempel waarboven een project wordt gestart.

Daarna volgt een overzicht van empirische benaderingen die (i) de user cost rechtstreeks meten, (ii) verbeterde q -indicatoren hanteren en (iii) onzekerheid en onomkeerbaarheid binnen een real-optionskader kwantificeren. Zo ontstaat een heldere basis voor de latere analyse van data en methoden, zonder vooruit te lopen op resultaten.

3.1.2 Theoretische perspectieven

User cost of capital De neoklassieke investeringstheorie begint vanuit het optimalisatiegedrag van een onderneming. Het doel van de onderneming is om de huidige verdisconteerde waarde van de netto kasstromen te maximaliseren, onder de technologische beperkingen die worden samengevat in de productiefunctie. Dit betekent dat investeringsbeslissingen niet op zichzelf staan, maar voortvloeien uit de noodzaak om een optimale kapitaalvoorraad te bereiken die de productiviteit en winstgevendheid van de onderneming maximaliseert. Jorgenson's vroege versie van de neoklassieke investeringstheorie, zoals ontwikkeld in *Capital Theory and Investment Behavior* (1963), richt zich in eerste instantie op de bepaling van de optimale kapitaalvoorraad onder de aanname van constante schaalopbrengsten en een exogeen bepaalde output. In dit model is de kapitaalvraag afhankelijk van de productiefunctie en de gebruikskosten van kapitaal, waarbij investeringen worden uitgevoerd totdat de marginale productiviteit van kapitaal gelijk is aan de gebruikskosten. Omdat dit model echter geen

duidelijke bepaling van de investeringsdynamiek biedt, introduceert Jorgenson een verspreide vertraging (distributed lag function) om het investeringsgedrag te modelleren. Dit mechanisme beschrijft hoe bedrijven hun kapitaalvoorraad slechts geleidelijk aanpassen, waardoor het model rekening houdt met het feit dat investeringen tijd kosten om te worden voltooid (Jorgenson, 1963; Hayashi, 1982).

Hoewel dit vroege model een belangrijke stap betekende in de integratie van de neoklassieke theorie met econometrische modellen, kent het twee beperkingen. Ten eerste veronderstelt het een exogeen outputniveau, wat impliceert dat de kapitaalvoorraad van een onderneming op voorhand wordt bepaald door een externe factor in plaats van door marktdynamieken. Dit is problematisch, omdat het moeilijk te rijmen valt met het idee van perfecte concurrentie, waarin output endogeen tot stand komt door interacties tussen vraag en aanbod (Lucas, 1967; Gould Waud, 1973). Ten tweede lost de theorie zelf het probleem van investeringsbepaling niet volledig op. De optimale kapitaalvoorraad wordt wel bepaald, maar de snelheid waarmee investeringen plaatsvinden wordt grotendeels overgelaten aan een ad-hoc-aanpassingsmechanisme (Gould, 1968). Dit betekent dat het model impliciet aanpassingskosten introduceert via de verspreide vertraging, zonder deze expliciet te modelleren als een kostencomponent die bedrijven afwegen bij hun investeringsbeslissingen. Moderne varianten ondervangen dit door installatie- en aanpassingskosten expliciet in het optimalisatieprobleem op te nemen (Treadway, 1969; Mussa, 1977).

Ondanks deze beperkingen blijft de rol van rentevoeten in Jorgensons model van cruciaal belang. De rentevoet beïnvloedt rechtstreeks de gebruikskosten van kapitaal en daarmee de gewenste kapitaalvoorraad van een onderneming. In zijn model geldt dat een hogere rentevoet leidt tot hogere gebruikskosten, waardoor de marginale productiviteit van kapitaal relatief minder aantrekkelijk wordt. Dit heeft tot gevolg dat bedrijven minder investeren en hun kapitaalvoorraad beperken. Omgekeerd zorgt een daling van de rentevoet ervoor dat de gebruikskosten afnemen, wat investeringen stimuleert en bedrijven aanmoedigt om hun kapitaalvoorraad uit te breiden. Dit verklaart waarom investeringen in de praktijk vaak negatief gecorreleerd zijn met veranderingen in de rentevoet. Bovendien beïnvloeden rentevoeten niet alleen de statische vraag naar kapitaal, maar ook de snelheid waarmee investeringen worden aangepast. Omdat Jorgenson uitgaat van een verspreide vertraging in het investeringsproces, betekent een stijging van de rente dat investeringsprojecten langer worden uitgesteld of zelfs worden geannuleerd. Omgekeerd kan een lagere rente de aanpassingssnelheid verhogen, waardoor bedrijven sneller nieuwe investeringen doorvoeren. Dit heeft belangrijke implicaties voor monetair beleid, omdat centrale banken via renteverlagingen investeringen kunnen stimuleren en economische groei kunnen bevorderen (Jorgenson, 1963).

Hoewel Jorgensons vroege model bepaalde aannames maakt die later bekritiseerd zijn, blijft het een fundamentele bijdrage aan de neoklassieke investeringstheorie. Zijn integratie van de gebruikskosten van kapitaal in het investeringsproces en de introductie van een dynamisch aanpassingsmechanisme vormden de basis voor latere uitbreidingen (Jorgenson, 1963). Deze uitbreidingen, waarin endogene outputbepaling en expliciete aanpassingskosten een grotere rol kregen, zijn door Jorgenson zelf verder uitgewerkt (Jorgenson, 1972, pp. 223–224). In dat latere werk én in de bespreking bij Hayashi (1982, p. 213) wordt expliciet betoogd dat “een afleiding ... met installatie- (adjustment-)kosten duidelijk bevredigender is dan de oorspronkelijke” modelvariant. In die vernieuwde benadering wege ondernemingen hun investeringen niet langer alleen af tegen het verschil tussen gewenste en feitelijke kapitaalvoorraad, maar expliciet tegen de (convexe) kosten van snelle kapitaalaanpassing versus de verwachte toekomstige opbrengsten (Jorgenson, 1972; Hayashi, 1982).

Hierbij kregen rentevoeten een nog explicietere rol binnen het aangepaste theoretische raamwerk. Omdat rentevoeten rechtstreeks de gebruikskosten van kapitaal bepalen, beïnvloeden zij direct de investeringsbeslissingen en daarmee ook de snelheid waarmee bedrijven hun kapitaalvoorraad aanpassen. Lagere rentevoeten verminderen de economische barrières voor snelle en grootschalige investeringen, terwijl hogere rentevoeten investeringsprojecten vertragen of zelfs ontmoedigen, doordat ze de totale kosten van kapitaal verhogen (Hall Jorgenson, 1967, *Tax Policy and Investment Behavior*).

Tobin's q Tobin's q-theorie, oorspronkelijk geïntroduceerd door James Tobin (1969), benadert investeringsgedrag vanuit een financieel-economisch perspectief, waarin de verhouding tussen de marktwaarde en de vervangingskosten van kapitaal bepalend is voor investeringsbeslissingen. Centraal binnen Tobins theorie staat het begrip 'q', gedefinieerd als de verhouding van de totale marktwaarde van een onderneming (inclusief de marktwaarde van aandelen en schulden) ten opzichte van de actuele vervangingskosten van haar fysieke kapitaalvoorraad. Wanneer Tobin's q groter is dan één, betekent dit dat het voor ondernemingen voordeliger is om te investeren in nieuwe kapitaalgoederen dan bestaande activa te kopen op de markt. Dit stimuleert bedrijven tot extra investeringen, wat doorgaat totdat q uiteindelijk terugvalt naar één, het evenwichtsniveau volgens Tobins model. Omgekeerd is een q kleiner dan één een signaal dat investeringen ontmoedigt, omdat nieuw kapitaal dan relatief duur is vergeleken met bestaande activa (Tobin, 1969). Cruciaal in Tobins oorspronkelijke werk is de nadruk op de rol van kapitaalmarkten en financiële waarderingen bij het bepalen van investeringsbeslissingen. De q-ratio is niet louter een technische indicator, maar juist een uitdrukking van de interactie tussen de reële economie en financiële markten, waarbij markten de toekomstige rendementen van fysieke investeringen waarderen. Hierdoor krijgen verwachtingen en financiële condities expliciet een rol in het investeringsproces (Tobin, 1969).

De rentevoet heeft binnen Tobins q-theorie een cruciale rol, omdat deze invloed heeft op de gebruikskosten van kapitaal en dus op de waarde van q. Hogere rentevoeten verhogen financieringskosten, verminderen de verwachte rendementen op kapitaal en verlagen daardoor de waarde van q, waardoor investeringen worden afgeremd. Lagere rentevoeten hebben het tegenovergestelde effect en stimuleren investeringen door het verhogen van q (Tobin, 1969).

In zijn uitbreiding en neoklassieke interpretatie van Tobins theorie benadrukt Hayashi (1982) expliciet het belang van aanpassingskosten bij het investeringsgedrag van ondernemingen. Volgens Hayashi is Tobins q-theorie in essentie gelijk aan een geoptimaliseerd neoklassiek investeringsmodel, waarin expliciet rekening wordt gehouden met kosten voor het aanpassen van de kapitaalvoorraad. Door deze aanpassingskosten worden investeringen niet onmiddellijk uitgevoerd, maar geleidelijk gespreid over de tijd, afhankelijk van de marginale waarde van extra kapitaal. Deze marginale waarde noemt Hayashi de 'marginale q', die theoretisch gezien de ideale maatstaf vormt voor investeringsbeslissingen. Omdat marginale q in de praktijk moeilijk meetbaar is, gebruikt men echter meestal de gemiddelde q, die de totale marktwaarde van een onderneming vergelijkt met de totale vervangingskosten van haar kapitaal. Hayashi toont aan dat onder voorwaarden van perfecte concurrentie en constante schaalopbrengsten de marginale q gelijk is aan de gemiddelde q. Bij imperfecte concurrentie of variabele schaalopbrengsten verschilt de marginale q van de gemiddelde q, wat kan leiden tot vertekeningen in empirische studies naar investeringsgedrag (Hayashi, 1982). Een belangrijke bijdrage van Hayashi is dat hij de intuïtieve q-theorie van Tobin formeel heeft geïntegreerd binnen het neoklassieke theoretische raamwerk van investeringen, waardoor de verbinding tussen financiële

waardering (q-theorie) en traditionele neoklassieke investeringstheorie expliciet werd gemaakt. Hierdoor ontstond een theoretisch kader dat het mogelijk maakte om investeringsgedrag zowel financieel als economisch beter te analyseren en modelleren (Hayashi, 1982).

In de uitbreiding van Hayashi (1982) blijft de rentevoet het kernmechanisme dat investeringen stuurt, maar nu binnen een framework dat Tobin's q en de traditionele user cost samenbrengt. Hayashi toont dat, zodra ondernemingen rekening houden met convexe aanpassingskosten, de marginale q—de financiële waarde van een extra eenheid kapitaal—exact dezelfde informatie bevat als de neoklassieke user cost waarin de rente r de eerste en meest gevoelige component is. Stijgt de rente, dan loopt de user cost op; in q-termen betekent dat een daling van de marginale waardering van nieuw kapitaal richting (of onder) één, waardoor het rendabelheidsverschil tussen nieuw en bestaand kapitaal verdwijnt en investeringen worden afgeremd. Diezelfde aanpassingskosten zorgen er bovendien voor dat bedrijven hun investeringsplannen niet in één sprong uitvoeren; ze spreiden de besluitvorming in de tijd omdat het onmiddellijk uitbreiden van de kapitaalvoorraad extra kosten met zich meebrengt. Rente beïnvloedt in Hayashi's model dus zowel het niveau van de investeringsprikkel via de prijs van kapitaal als het tempo waarmee die prikkel in daadwerkelijke uitgaven wordt omgezet (Hayashi, 1982).

Real options Het traditionele netto-contante-waarderegime (NPV-regel) dat Jorgenson en Tobin impliciet hanteren, veronderstelt eigenlijk twee stilzwijgende voorwaarden: ofwel kun je een investering later ongedaan maken en de uitgaven grotendeels recupereren, ofwel is het project een nu-of-nooit-beslissing. In de praktijk geldt voor de meeste bedrijfsprojecten geen van beide. Investeringen zijn doorgaans onomkeerbaar (de uitgaven zijn "sunk") én kunnen in principe worden uitgesteld. Dixit en Pindyck noemen die uitstelmogelijkheid een reële optie: het management heeft het recht, maar niet de plicht, om het project nu te starten. Wanneer het bedrijf investeert, "dooft" het deze optie; het verliest de kans om te wachten op nieuwe informatie die het project aantrekkelijker of minder riskant kan maken. Die verloren optie vertegenwoordigt een reële waarde, een extra opportuiniteitskost, die boven op de aankoop- en installatiekosten komt. Daarom is de klassieke NPV-drempel "investeer zodra de waarde gelijk is aan de kosten" te laag; de projectwaarde moet bovendien de waarde van de uitsteloctie overstijgen. Hiermee wordt duidelijk waarom de eenvoudige neoklassieke regel uit Jorgenson en de $q > 1$ -prikkel bij Tobin vaak te optimistisch blijken: zij negeren de optiewaarde en voorspellen investeringsgolven zodra de rente daalt of de prijs-kostverhouding net boven één komt. In het option-kader daarentegen verschuift de investeringsdrempel naar een hoger "trigger-q"; bedrijven wachten langer, vooral bij meer onzekerheid. Dat verklaart zowel de hoge drempelrendementen die in de praktijk worden geobserveerd als het trage, soms zwakke effect van renteverlagingen op investeringen.

Kortom, de option-approach verfijnt de neoklassieke modellen door te laten zien dat rente niet alleen de contante waarde van toekomstige kasstromen verlaagt of verhoogt, maar ook de waarde van wachten beïnvloedt. Hierdoor wordt het rentekanaal naar investeringen minder direct en duidelijk vertraagd, iets wat de klassieke Jorgenson- en Tobin-kaders zonder irreversibiliteit niet kunnen verklaren (Dixit & Pindyck, 1994). Het option-perspectief werpt ook nieuw licht op het vaak zwakke empirische verband tussen rente en investeringen. Dixit en Pindyck wijzen erop dat econometrische tests van de "orthodoxe" modellen meestal slechts een geringe of zelfs onbetekenende rente-elasticiteit vinden, terwijl renteverlagingen bijvoorbeeld tijdens de recessie van 1991–1992 de investeringsgroei maar

beperkt stimuleerden. In een real-optionskader is dat logisch: een lagere rente verhoogt tegelijk de contante waarde van het project én de waarde van wachten. Beide effecten verheven zich, zodat het nettosignaal soms klein of zelfs dubbelzinnig blijft. Het model benadrukt bovendien dat onzekerheid over productprijzen, wisselkoersen, belasting- of reguleringsbeleid en zelfs over het toekomstige rentepad zelf een veel grotere rem op investeringen kan zetten dan het niveau van de rente alleen. Beleidsmakers die investeringen willen stimuleren doen er daarom minstens zoveel aan door onnodige onzekerheid weg te nemen als door de rente te verlagen; langdurige politieke debatten over mogelijke maatregelen kunnen om die reden juist een aanzienlijke investeringsdemping veroorzaken. Deze inzichten vullen het neoklassieke schema van Jorgenson en Tobin aan: niet alleen de hoogte van de rente, maar vooral de irreversibiliteit van kapitaal en de bijbehorende optiewaarde bepalen hoe en hoe snel bedrijven op renteschokken reageren (Dixit & Pindyck, 1994).

3.1.3 Empirische studies

User cost of capital Een panelstudie op Estse bedrijven laat zien dat de bruto-investeringsratio positief samenhangt met outputgroei en negatief met de user cost of capital. De geschatte elasticiteiten liggen tussen 0,15–0,35 voor output en –0,20 tot –0,50 voor de user cost, in lijn met de standaard neoklassieke investeringstheorie. Variatie naar bedrijfsgrootte of sector blijkt beperkt; grotere ondernemingen vertonen slechts iets hogere output-elasticiteiten. Bij de huidige combinatie van lage rente en lage kapitaabelastingen in Estland is de ruimte om investeringen verder aan te jagen via een nog lagere user cost volgens de auteurs gering. Hiermee levert de studie recente micro-evidence dat hogere rente (als onderdeel van de user cost) bedrijfsinvesteringen merkbaar afremt, terwijl lage renteniveaus de gevoeligheid kunnen doen afvlakken (Paulus, 2022).

Een vergelijkbare benadering voor de Verenigde Staten koppelt secundaire-marktprijzen van uitstaande bedrijfsobligaties aan balans- en resultaatengegevens. Daardoor kan voor elke firma een eigen “user cost of capital” worden berekend, die de rentekost van langlopende externe financiering rechtstreeks weerspiegelt. Schattingen tonen dat een stijging van die user cost met 1 procentpunt de investeringsratio van de onderneming met 0,50–0,75 procentpunt verlaagt en op langere termijn ongeveer 1 procent minder kapitaalvoorraad oplevert. Het effect blijft robuust na correctie voor gelijktijdige schokken en blijft significant wanneer Tobin’s q mee wordt opgenomen; financieringskosten bevatten dus investeringsinformatie die q niet volledig vangt. De auteurs concluderen dat de sterke verruiming van corporate yield-spreads in 2001–02 waarschijnlijk een substantieel remmend effect heeft gehad op bedrijfsinvesteringen, wat het belang onderstreept van rente- en risicopremies in het investeringsproces (Gilchrist & Zakrajšek, 2007).

Tobin’s q Cummins, Hassett en Oliner (2006) vergelijken de gangbare, marktgebaseerde maatstaf voor Tobins gemiddelde q —waarbij de beurskoers dient als proxy voor de intrinsieke waarde van het bedrijf—met een alternatief dat die intrinsieke waarde afleidt uit winstverwachtingen van professionele analisten. Zij motiveren dit alternatief doordat beurskoersen “met aanzienlijke en aanhoudende fouten” rond de werkelijke waarde kunnen fluctueren, wat de verklaaringskracht van traditionele q -modellen ondermijnt. Met het analistengebaseerde q blijkt investering zowel economisch als statistisch sterk te reageren op fundamentals, terwijl de tot dan toe robuuste samenhang tussen investering en kasstroom volledig verdwijnt—ook voor bedrijven die doorgaans als financieel beperkt

worden gezien. De auteurs concluderen daarom dat (i) correct gemeten fundamentals cruciaal zijn voor investeringsbeslissingen, en (ii) positieve cash-flowcoëfficiënten in eerdere studies waarschijnlijk vooral voortkwamen uit meetfouten in Brainard-Tobin-q (Cummins et al., 2006).

Peters en Taylor (2017) onderzoeken of de neoklassieke q-theorie ook geschikt is voor investeringen in immaterieel kapitaal. Op bedrijfsniveau blijkt Tobins q fysieke en immateriële investeringen ongeveer even goed te verklaren, terwijl q de som van beide investeringsvormen nog beter voorspelt. De geschatte aanpassingskosten van immaterieel kapitaal zijn circa twee keer zo hoog als die van fysiek kapitaal, wat een tragere respons op investeringskansen impliceert. Verder blijkt dat in jaren, sectoren en ondernemingen met een hoge intangible-intensiteit q een sterkere voorspelkracht heeft en investeringen minder gevoelig zijn voor kasstroom. Op macroschaal verklaart q het niveau van immateriële investeringen veel beter dan dat van fysieke investeringen. Tot slot introduceren de auteurs een aangepaste q-maatstaf die immaterieel kapitaal meeneemt en tonen zij dat deze proxy zowel fysieke als immateriële investeringskansen beter samenvat (Peters & Taylor, 2017).

Andrei, Mann & Moyon (2019) documenteren dat de klassieke regressie tussen aggregate investment en Tobins q de afgelopen jaren aanzienlijk beter presteert dan in vroegere perioden. Zij koppelen dit aan een sterk toegenomen empirische spreiding in q—zowel door de tijd als tussen ondernemingen. Twee mechanismen rond R&D-activiteiten vergroten volgens hun model endogene de volatiliteit van de waarderingfunctie van bedrijven: (i) stochastische innovatiesprongen in toekomstige kasstromen en (ii) frequenter bijstellen van verwachtingen. Die extra variatie in q verhoogt de verklaringskracht van de investering-q-relatie, vooral in research-intensieve sectoren, ondanks hun hoge aandeel immateriële activa. De bevindingen suggereren dat, naarmate R&D-gedreven bedrijven een groter deel van de economie uitmaken, Tobins q een steeds effectievere proxy wordt voor investeringskansen (Andrei et al., 2019).

Real options Bloom, Bond en Van Reenen (2007) analyseren de impact van onzekerheid op investeringsreacties binnen een model met partiële onomkeerbaarheid en toetsen dit met paneldata voor grote Britse industriebedrijven. Hun resultaten tonen dat een stijging van onzekerheid de gevoeligheid van investeringen voor een gegeven vraagschok aanzienlijk verkleint: vergeleken met het eerste kwartiel van de onzekerheidsverdeling halveert de investeringsrespons in het derde kwartiel, terwijl een toename van onzekerheid van het 10e naar het 90e percentiel de respons op positieve schokken tot een kwart reduceert. Dit “cautionary effect” bevestigt de real-optionsvoorspelling dat hogere optiewaarden van wachten de zone van inactiviteit verbreden. Daarnaast vinden de auteurs een convexe investeringsreactie, waarbij bedrijven pas na grote positieve schokken abrupt investeren. Empirisch blijkt dat perioden met sterk verhoogde onzekerheid, zoals de oliecrisis van 1973 en de schok na 11 september 2001, het effect van latere monetaire of fiscale stimulansen substantieel verzwakten. Deze bevindingen onderstrepen dat in een real-optionskader de rentestand pas krachtig doorwerkt op investeringen wanneer onzekerheid laag is (Bloom et al., 2007).

Kellogg (2014) gebruikt een unieke micro-dataset waarin voor duizenden Texaanse olie- en gasvelden detailinformatie over boorbeslissingen wordt gekoppeld aan voorwaarts gerichte volatiliteitsverwachtingen uit NYMEX-optieprijsen. In een dynamisch real-optionsmodel laat hij zien dat ondernemingen hun booractiviteit duidelijk terugschroeven wanneer de verwachte prijsvolatiliteit stijgt, met een ordegrootte die overeenkomt met de theoretisch optimale “wacht-drempel” bij onomkeerbare investeringen. Het niet aanpassen aan zo’n volatiliteitsschok kan volgens zijn kalibratie tot 25%

waardeverlies van een boorprospect opleveren. Voorts blijkt dat impliciete (optie-afgeleide) volatiliteit het investeringsgedrag aanzienlijk beter verklaart dan traditionele, terugkijkende maatstaven zoals GARCH-schattingen, wat suggereert dat forward-looking marktsignalen cruciaal zijn om het rente-/onzekerheidskanaal in een real-optionsomgeving juist te meten (Kellogg, 2014).

3.1.4 Conclusie

Uit de besproken theorie en empirische studies komt een samenhangend beeld naar voren. Rentestijgingen remmen bedrijfsinvesteringen doordat zij de user cost of capital verhogen en de waarde van Tobin's q doen dalen, waardoor nieuwe projecten minder aantrekkelijk worden. Empirische panelstudies voor Estland en de Verenigde Staten bevestigen dat een hogere user cost de investeringsratio meetbaar verlaagt. Een verbeterde q -maatstaf die analistenverwachtingen gebruikt in plaats van volatiele beurskoersen laat zien dat bedrijven hun investeringen vooral afstemmen op de onderliggende economische waarde van kapitaal, niet op de beschikbare kasstroom. Daarnaast blijkt uit onderzoek naar bedrijven met veel immateriële activa of intensieve R&D dat in die omgevingen, waar aanpassingskosten hoger zijn en q sterker uiteenloopt, het q -model investeringen juist nóg beter verklaart. Real-optionsstudies tonen vervolgens aan dat renteverlagingen pas effectief op investeringen doorwerken wanneer omgevingsonzekerheid gering is; bij hoge volatiliteit verhoogt de optiewaarde van uitstel de drempel waaronder bedrijven actief blijven wachten. Samengevat is het effect van rente op investeringen duidelijk negatief en economisch relevant, maar de omvang en timing worden mede bepaald door gebruikskosten, marktwaarderingen, aanpassingskosten en vooral het onzekerheidsniveau waarin bedrijven hun kapitaalbeslissingen nemen.

3.2 Wat is de invloed van de financieringstructuur, met name kortlopende schulden, op bedrijfsinvesteringen?

3.2.1 Inleiding

Bedrijfsinvesteringen zijn een motor voor productiviteitsgroei en vernieuwing. Of, hoeveel en wanneer ondernemingen investeren, hangt echter niet alleen af van de winstverwachting van projecten, maar ook van de manier waarop die projecten worden gefinancierd. Zodra een onderneming externe middelen aantrekt, ontstaat er immers een spanning tussen de belangen van aandeelhouders, schuldeisers en het management. Die spanning wordt het scherpst zichtbaar bij kortlopende schulden: zij moeten regelmatig worden geherprijsd en geherfinancierd, waardoor zelfs kleine schokken in rente- of liquiditeitscondities onmiddellijke gevolgen kunnen hebben voor de kasstromen, het kredietrisico en uiteindelijk de investeringsbereidheid van de onderneming. In theorie zijn er twee tegengestelde krachten aan het werk. Flexibiliteit: kortlopende leningen kunnen snel worden afgelost of vernieuwd, zodat ondernemingen hun leverage dynamisch kunnen aanpassen aan nieuwe kansen zonder zich lang vast te leggen. Kwetsbaarheid: dezelfde noodzaak tot frequente herfinanciering vergroot het zogeheten roll-overrisico, de kans dat kredietmarkten opdrogen precies op het moment dat nieuwe investeringen zich aandienen. Welke kracht overheerst, lijkt te worden bepaald door (i) de gezondheid van de balans, (ii) de beschikbaarheid van onderpand en (iii) de toestand van de financiële markt. Het doel van deze literatuurstudie is om de bestaande theorie en empirische evidentie systematisch te ordenen rond de centrale vraag: 'Wat is de invloed van de financieringsstructuur, met name kortlopende schulden, op bedrijfsinvesteringen?' Daartoe wordt eerst het theoretisch kader geschetst: van klassieke neutraliteitsresultaten op volmaakte markten, via informatie- en agency-problemen (pecking order, debt overhang), tot macro-economische mechanismen zoals de financiële accelerator. Vervolgens worden empirische bevindingen besproken die de rol van kortlopende schuld, herfinancieringsrisico en kredietschokken in uiteenlopende regio's en bedrijfstypen kwantificeren.

3.2.2 Theorethische kader

Kapitaalstructuur In hun oorspronkelijke verhandeling zoals besproken door Ahmeti en Prenaj (2015) vertrekken Modigliani en Miller (1958) van een absoluut efficiënte kapitaalmarkt waarin belastingen, transactiekosten, faillissementsrisico's en informatie-asymmetrie afwezig zijn en alle marktdeelnemers over identieke, volledige informatie beschikken. Binnen dit ideale raamwerk bepalen louter de omvang en het risicoprofiel van toekomstige operationele kasstromen de totale marktwaarde van de onderneming. Modigliani en Miller bewijzen dat elke wijziging in de verhouding vreemd vermogen en eigen vermogen de waarde uitsluitend herverdeelt tussen aandeelhouders en schuldeisers, zonder de som en de firmawaarde te veranderen. Dit valt uiteen in drie proposities: Propositie I verklaart de irrelevantie van de kapitaalstructuur doordat de waarde van een door schuld gefinancierde onderneming gelijk blijft aan die van een niet door schuld gefinancierde onderneming. Propositie II laat zien dat de toename van het verwachte aandelenrendement congruent is met de schuldratio, waardoor de gewogen gemiddelde vermogenskosten (WACC) constant blijven op het niveau van de kapitaalkost van een volledig met eigen vermogen gefinancierde onderneming. Propositie III sluit daarop aan door het dividendbeleid eveneens als waardeloos voor de firmawaarde te beschouwen: enkel het risico en de rendementen van de onderliggende activa zouden meetellen. In hun latere werk

(1963) breiden Modigliani en Miller deze analyse uit met een fiscaal element, waarbij de aftrekbaarheid van rentebetalingen via het 'tax shield' alsnog een positief waardeffect introduceert (Ahmeti en Prenaj, 2015).

Hieruit volgt dat er in dit zuivere M&M-paradigma geen invloed van schuld op investeringsbeslissingen is: omdat de WACC onveranderlijk is, kunnen financieringsbeslissingen, inclusief de keuze tussen kortlopende en langlopende leningen, geen enkel effect hebben op de beoordeling of selectie van investeringsprojecten. In praktische termen betekent dit dat, zolang de vereiste perfectie van de kapitaalmarkt niet wordt aangetast, de netto-contante-waarde (NPV) van nieuwe projecten niet verschuift door variaties in schuldgraad of looptijd.

Pecking-order Myers en Majluf (1984) tonen in een evenwichtsmodel met asymmetrische informatie dat de volgorde waarin ondernemingen externe middelen aantrekken fundamenteel wordt bepaald door de informatiekosten van elke financieringsvorm. Omdat beleggers een aandelenuitgifte interpreteren als signaal dat het aandeel mogelijk overgewaardeerd is, daalt de koers als managers nieuw eigen vermogen aanbieden. Om dit verlies te vermijden kiezen ondernemingen, zodra de interne kasstroom tekortschiet, eerst voor 'veilige' financiering die weinig informatie verschaft over de werkelijke waarde, typisch kortlopende of vrijwel risicovrije schuld. Zolang die schuldcapaciteit nog niet is uitgeput, kunnen bedrijven waardevolle projecten realiseren zonder koersval. Is de limiet op laagrisico (kortlopende) schuld echter bereikt, dan kan het in het belang van de zittende aandeelhouders zijn om zelfs een positief-NPV-investering af te wijzen, omdat de kosten van een aandelenemissie de projectopbrengst overstijgen. De auteurs concluderen dat ondernemingen ex ante beter af zijn wanneer zij 'financiële slack' aanhouden via ingehouden winst of tijdige uitgifte van laagrisicoschuld—zodat toekomstige investeringen niet afhankelijk worden van dure equity. In deze analyse vormt kortlopende schuld dus een cruciale schakel tussen investeringskansen en de daadwerkelijke uitvoering ervan: de beschikbaarheid en prijs van die schuld bepalen of projecten doorgaan of noodgedwongen worden uitgesteld (Myers en Majluf, 1984).

Hoewel een hoge verhouding kortlopende schuld in de basis de externe financieringsruimte verkleint en investeringen kan uitstellen, tonen studies aan dat bedrijven met sterke interne kasstromen dit effect deels compenseren (Fazzari et al., 1988). Daarnaast kan een solide bankrelatie tijdelijk extra kredietlimieten opleveren waardoor projecten ondanks een grote kortlopende schuld toch doorgang vinden (Petersen & Rajan, 1994). Vanuit de pecking-ordertheorie in combinatie met M&M's trade-offbenadering geldt dus dat, hoewel kortlopende schuld in principe investeringen remt, de feitelijke remsterkte kan afhangen van factoren zoals de beschikbare interne middelen en relatiekrediet (Myers & Majluf, 1984; Modigliani & Miller, 1963).

Financial accelerator In Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations ontwikkelen Bernanke en Gertler (1989) een neoklassiek business-cycle-model waarin de balansposities van kredietnemers, uitgedrukt in hun eigen vermogen of net worth, centraal staan bij de verklaring van investeringsschommelingen. Doordat spaarders de kwaliteit van projecten niet kosteloos kunnen verifiëren (costly state verification), ontstaan agency-kosten bij externe financiering. Deze kosten dalen naarmate de net worth van de ondernemer toeneemt, omdat hogere solvabiliteit als onderpand fungeert en daarmee de verwachte deadweight losses in de financiële contracten verkleint (Bernanke & Gertler, 1989).

Door de procyclische beweging van net worth leidt een opleving in de economie tot een versterking van de balanspositie, lagere agency-kosten en een extra impuls aan de investeringsvraag. In slechte tijden verslechtert de net worth, stijgen de agency-kosten en worden investeringen afgeremd. Bovendien kunnen exogene schokken die direct de netto waarde aantasten, zoals een onverwachte prijsdaling van onderpand tijdens een debt-deflation, op zichzelf al een daling van investeringen en productie veroorzaken. Hiermee tonen Bernanke en Gertler aan dat, in tegenstelling tot Modigliani- & Miller-irrelevantie, de omvang en samenstelling van schulden (en de daaruit voortvloeiende fluctuaties in net worth) wel degelijk bepalend zijn voor investeringsgedrag (Bernanke & Gertler, 1989).

Verder illustreren Acharya, Gale & Yorulmazer (2011) dat kortlopende schulden, vanwege de noodzaak tot frequente herfinanciering, bij een kleine verslechtering van de onderpandwaarde kunnen leiden tot een plotselinge inkrimping van de leencapaciteit en een daaropvolgende marktfreeze. Hierdoor kunnen ondernemingen geen nieuw krediet aantrekken voor groeiprojecten, waardoor geplande investeringen (capex) abrupt worden bevroren of zelfs geannuleerd (Acharya, Gale & Yorulmazer, 2011).

Bernanke, Gertler en Gilchrist (1996) bouwen voort op het net-worth-mechanisme van 1989, maar verschuiven de focus naar wie de financiële accelerator het hardst voelt en hoe dat empirisch zichtbaar wordt. Zij voorspellen een flight to quality: zodra de conjunctuur keert, verschuift krediet van leners met hoge agency-kosten (kleine, balanszwakke bedrijven) naar solide debiteuren. In panelgegevens van Amerikaanse industrie-ondernemingen laten zij zien dat juist de kleinste firma's tijdens recessies sterkere dalingen in kortlopende schulden, verkopen en voorraden rapporteren dan grotere bedrijven, en dat dit verschil in financieringsbeperkingen naar schatting een derde van de sectorale outputvolatiliteit verklaart. Daarmee tonen zij dat de krediettoewijzing, niet louter het algemene rentepeil, bepalend is voor de investeringsdip bij een hoge afhankelijkheid van kortlopende obligaties of bankkrediet (Bernanke et al., 1996).

3.2.3 Empirische studies

Kalemli-Özcan, Laeven en Moreno (2018) analyseren met een difference-in-differences-model op een pan-Europees firm-bankpanel uit acht landen hoe de verhouding tussen kortlopende en langlopende schulden de investeringsgroei na de crisis van 2008–2009 heeft beïnvloed. De paper toont aan dat hogere leverage leidt tot sterkere investeringsdalingen, vooral in perifere eurolanden met soevereinstress. Bedrijven met een groot aandeel kortlopende schulden verlagen hun kapitaaluitgaven extra sterk door roll-overrisico, maar bij de gemiddelde onderneming blijft de rem op investeringen uiteindelijk gedomineerd door de negatieve effecten van langlopende schuld. In landen met soevereinstress houdt deze investeringsremming tot vier jaar na de crisis aan en stapelt de daling zich op tot ongeveer 32 procentpunten. Op aggregatieniveau verklaart het debt-overhang-kanaal zo'n veertig procent van de totale terugval in bedrijfsinvesteringen tussen 2009 en 2013. Deze bevindingen ondersteunen dat zowel schuld maturiteit als de aanwas van schulden de veerkracht van investeringen na een systeemshock wezenlijk bepalen, en wijzen op de risico's van een overmatige afhankelijkheid van kortlopende financiering (Kalemli-Özcan et al., 2018).

Een panelanalyse van Italiaanse kmo's over 2006–2016 laat zien hoe een exogene krimpshock in het bankkrediet hun kapitaalstructuur ingrijpend hertekende. Tijdens en na de wereldwijde financiële crisis beperkten deze ondernemingen hun totale hefboom duidelijk, vooral via een forse terugloop in

kortlopende bankschuld; langlopende schulden daalden minder sterk. Het korte segment blijkt daarmee het meest kredietconditiegevoelig. Handelskrediet bood géén substituuat voor de wegvallende bankfinanciering, maar kromp mee, zodat de totale externe liquiditeit afnam. De determinanten van leverage verschoven eveneens. In de crisis verlaagden risicovollere en meer winstgevende bedrijven hun schuldgraad sterker dan voorheen, terwijl bezit aan onderpand (tangible assets) juist hielp om toegang tot, met name langlopende, leningen te behouden. In combinatie wijst dit op een dominante rol van de pecking-orderlogica: winst werd intern gehouden om schulden af te bouwen wanneer externe fondsen schaars werden, en waar wél externe financiering nodig was, golden harde onderpandeisen. Na de crisis begonnen de gevoeligheden van leverage en looptijd geleidelijk terug te keren naar hun pre-crisispatroon. De studie concludeert dat een kredietschok, en vooral de druk op kortlopende schulden, het financiële gedrag van kmo's structureel beïnvloedt: hoge voorafgaande leverage vergroot de kwetsbaarheid, en lagere beschikbaarheid van zowel bank- als handelskrediet dwingt ondernemingen hun investeringen intern te financieren of uit te stellen. Dit heeft beleidsimplicaties: banken en autoriteiten die in een neergang de kredietkraan dichtdraaien, kunnen een langdurige investeringsdip veroorzaken tenzij gerichte steunmaatregelen de kortetermijnfinanciering van kmo's stutten (D'Amato, 2019).

Een volgende studie gebruikt jaarobservaties van Chinese niet-financiële ondernemingen die tussen 2007 en 2017 op de beurzen van Shanghai en Shenzhen noteerden om na te gaan hoe kortlopende schuld en onbenutte kredietcapaciteit het financieringsgedrag beïnvloeden. De auteurs vinden allereerst dat kortlopende schuld systematisch gepaard gaat met een hogere totale leverage. Daarnaast blijkt bedrijfsgroei een positieve stimulans voor leverage, maar vooral dat kortlopende schuld dit groeieffect versterkt: door de frequente herprijzing en heronderhandeling van kortetermijnleningen kunnen firma's in expansieve perioden hun schuldratio vlot opschalen en in krimpperiodes weer afbouwen. Verder vergroot schuldcapaciteit—het onderpand waartegen toekomstige leningen kunnen worden aangetrokken—de totale leverage, wat duidt op eenvoudiger toegang tot extern krediet en een lager liquiditeitsrisico. Samen suggereren deze bevindingen dat kortlopende schuld financiële flexibiliteit creëert en, mits ondersteund door voldoende kredietcapaciteit, het klassieke onderinvesteringsprobleem verkleint: ondernemingen kunnen waardevolle groeiprojecten financieren zonder langdurige vaste schuldenstructuren. De resultaten gelden zowel voor staats- als niet-staatsbedrijven en blijven robuust bij alternatieve maatstaven voor groei. Beleidsmatig impliceert dit dat het faciliteren van kortetermijnfinanciering en het bevorderen van solide onderpandposities investeringen kan stimuleren, vooral wanneer winstgevende kansen zich voordoen in een volatiel financieringsklimaat (Bhat et al., 2020).

Diamond en He (2014) laten zien dat de looptijdstructuur van schuld de klassieke debt-overhang-problematiek op een subtielere manier beïnvloedt dan eerder werd aangenomen. In hun Black-Scholes-Merton-kader geldt dat een aandeelhoudersgedreven investering aantrekkelijk is zolang slechts een klein deel van de projectopbrengst in handen van bestaande schuldeisers valt. Voor één onmiddellijke investering blijkt kortlopende schuld dan meestal gunstig: omdat haar marktwaarde relatief ongevoelig is voor stijgingen in de ondernemingswaarde, vloeit minder winst naar de crediteuren en blijft de prikkel om te investeren intact. Zodra investeringsmogelijkheden echter in de toekomst liggen of elkaar opvolgen, kantelt dit beeld. Kortlopende schuld deelt minder risico met crediteuren; daardoor worden zowel de aandeelhouderswaarde als het overhangniveau volatieler. In economisch slechtere periodes, waar de volatiliteit van de activa toeneemt, kan juist

kortlopende schuld leiden tot méér overhang dan langlopende schuld. Bovendien kan frequente herfinanciering een vervroegde default uitlokken, waardoor toekomstige groeikansen verdwijnen en ook de huidige bereidheid om in onderhoud of uitbreidingen te investeren afneemt. Het probleem verergert wanneer het rendement van nieuwe projecten zwak gecorreleerd is met de waarde van bestaande activa: in dat geval absorbeert kortlopende schuld nóg minder projectrisico en groeit de overhang verder aan. Voor sectoren met structureel veel kortlopende financiering, zoals banken, impliceert dit dat de overhang tijdens neerwaartse marktfasen uitzonderlijk groot kan worden, los van liquiditeitsrisico's of mogelijke runs. In bredere zin waarschuwen Diamond en He dat ondernemingen die louter op de ogenschijnlijke flexibiliteit van kortlopend krediet afgaan, bij hoge onzekerheid en seriële investeringsplannen gemakkelijk in onderinvestering verzeild raken. Een goed afgewogen schuld maturiteit is dus cruciaal om investeringsprikkels overeind te houden wanneer balansrisico's in de tijd fluctueren (Diamond, 2014).

Harford, Klasa en Maxwell onderzochten Amerikaanse beursgenoteerde ondernemingen over 1980–2008 en tonen dat een verkorting van de looptijd van langlopende schulden het herfinancieringsrisico verhoogt, wat bedrijven ertoe aanzet substantiële kasreserves op te bouwen en meer van hun operationele kasstromen te bewaren. Deze kortere schuldlooptijd verklaart een groot deel van de toename in cashposities van bedrijven gedurende de onderzoeksperiode. De extra liquiditeit is voor deze bedrijven niet louter passief: zij vermindert de kans op onderinvestering wanneer externe kredietmarkten stroef worden. De waarde van een bijkomende dollar cash én de mate waarin cash uitmondt in daadwerkelijke investeringsuitgaven blijken dan ook hoger bij ondernemingen met korte schuldhorizons, vooral wanneer zij veel schulden dragen of de kredietmarkt verstrakt. Zelfs beschikbare bankkredietlijnen fungeren niet als volwaardig substituut voor die buffers. De studie concludeert dat beslissingen over schuldlooptijd, liquiditeitsbeheer en investeringen nauw verweven zijn: kortlopende schulden vergroten de kwetsbaarheid voor herfinancieringsschokken, waardoor bedrijven hun eigen investeringscapaciteit veiligstellen via hogere kasvoorraden (Harford et al., 2014).

Kleine ondernemingen financieren zich hoofdzakelijk via kortlopende bankkredieten en leverancierskrediet, die samen meer dan tweederde van hun totale externe middelen vormen. Die leningen worden doorgaans tegen variabele rente en korte looptijden afgesloten, zodat een stijging van de beleidsrente vrijwel onmiddellijk hun financieringskosten opdrijft. Omdat kmo's weinig onderpand bezitten en hun jaarrekeningen niet publiek verhandelbaar zijn, eisen banken persoonlijke garanties, frequente herprijsing en strikte convenanten. Rentestijgingen verzwakken dan niet alleen de kasstroom, maar ook de privé-kredietcapaciteit van de ondernemer, waardoor nieuwe kredietruimte snel opdroogt. Tegelijk laat de informatieve opaciteit van kmo's weinig ruimte om via publieke kapitaalmarkten langetermijnschuld of aandelen uit te geven. Volgens de pecking-orderlogica, die stelt dat ondernemingen investeringen eerst uit interne middelen financieren, bij tekorten schuldfinanciering gebruiken en pas als laatste nieuw eigen vermogen uitgeven wegens informatie-asymmetrie en hoge emissiekosten, teren zij eerst in op interne cashflow; wanneer rentelasten een groter deel daarvan opsouperen, slinkt die buffer en worden investeringen uitgesteld of geschrapt. Het financieringsmodel van kmo's—een mix van kortlopend, herfinancierbaar vreemd vermogen en beperkte toegang tot alternatieve bronnen—maakt hun user cost of capital daardoor aanzienlijk gevoeliger voor renteverhogingen dan die van grote ondernemingen met diversere financieringsopties en langdurige vasterentecontracten (Berger & Udell, 1998).

Caglio, Darst & Kalemli-Özcan koppelen gedetailleerde Amerikaanse firm-bank-loan-kwartaaldata om te analyseren hoe verschillen in onderpandcontracten de transmissie van monetair beleid bepalen. De auteurs tonen dat kleine, risicovolle ondernemingen hun leningen vooral gedekt zien door hun lopende verdiensten en immateriële activa—onderpanden die procyclisch meebewegen met de conjunctuur. Wanneer het beleidstarief daalt, zakt voor deze bedrijven niet alleen de marginale kost van externe financiering; hun onderpandwaarde stijgt mee, waardoor hun leenruimte extra toeneemt. Bij grotere ondernemingen, die doorgaans ongedekt of met fysiek onderpand financieren, werkt dat mechanisme omgekeerd: meer onderpand signaleert eerder stress en leidt niet tot vergelijkbare kredietverruiming. Het effect van een monetaire verruiming is dus het sterkst in economieën waar het ondernemingslandschap wordt gedomineerd door kleinere firma's die inkomsten- en intangibles-gebaseerd onderpand gebruiken—ook al dragen zij een hoger defaultrisico. Deze duale rol van onderpand impliceert dat de kracht van het investerings- en kredietkanaal van monetair beleid direct afhangt van de verdeling naar bedrijfsomvang en het type onderpand dat ondernemingen kunnen aanwenden (Caglio et al., 2021).

3.2.4 Conclusie

Uit theorie en empirische evidentie ontstaat een consistent maar contextgevoelig beeld van de rol van kortlopende schuld in investeringsdynamiek. In normale omstandigheden biedt deze schuldvorm flexibiliteit: hefboom en looptijd kunnen snel worden aangepast. Zodra financieringscondities verslechteren, slaat die flexibiliteit om in kwetsbaarheid door roll-overrisico en frequente herprijsing. Na 2008 verlaagden Europese bedrijven met veel kortlopende schuld in landen met soevereinstress hun investeringen disproportioneel; bij Italiaanse kmo's fungeerde druk op kortlopend bankkrediet als aanhoudende rem. Tegelijk laten Chinese beursdata zien dat kortlopende schuld, mits gesteund door voldoende kredietcapaciteit en onderpand, investeringen juist kan versnellen doordat leverage snel kan meebewegen met groeikansen. Theoretisch verklaren Diamond en He (2014) en Harford et al. (2014) dit spanningsveld: kortlopende schuld kan debt-overhang verminderen bij onmiddellijke investeringen, maar vergroot de gevoeligheid voor volatiliteit en herfinancieringsschokken, waardoor bedrijven hogere liquiditeitsbuffers aanhouden om onderinvestering te voorkomen. Dit sluit aan bij de financiële accelerator: zwakkere balansen en procyclisch, waarderingsgevoelig onderpand versterken de rem op kapitaaluitgaven in neergang. Het rentekanaal werkt bovendien heterogeen: vooral kleine, risicovolle bedrijven die lenen op immateriële activa of inkomstenprojecties zien hun kredietruimte sterk meebewegen met beleidsrentes, waarbij versoepeling investeringen stimuleert en verkrapping dubbel treft.

4 Methodologie

4.1 Data

Dit onderzoek maakt gebruik van Bel-first, de jaarrekeningendatabank van Bureau van Dijk die vrijwel alle Belgische vennootschappen dekt. De steekproef bevat uitsluitend kmo's in de zin van de Europese Unie, dat wil zeggen ondernemingen met minder dan 250 werknemers en met een jaaromzet van hoogstens 50 miljoen euro óf een balanstotaal van hoogstens 43 miljoen euro. De analyse bestrijkt de boekjaren 2016 tot en met 2024.

Uit de oorspronkelijke extract verwijder ik ondernemingen in NACE-afdeling K (financiële dienstverlening) en NACE-afdeling L (vastgoedholdings), omdat hun balansstructuur sterk wordt bepaald door sectorspecifieke regelgeving en daardoor moeilijker vergelijkbaar is met die van operationele bedrijven. Verder laat ik alle observaties vallen waarbij PPENT of het balanstotaal nul of negatief is, zodat log-transformaties ongehinderd kunnen worden toegepast.

Na toepassing van deze filters resteert een panel van 7 266 ondernemingen en 67 239 observaties. Om de invloed van extreme uitschieters te beperken zijn alle nodige variabelen gewinsorised. Het uiteindelijke databestand wordt in Stata als panel gedeclareerd, zodat lag- en lead-operatoren probleemloos kunnen worden gebruikt bij het construeren van logverschillen en voortschrijdende gemiddelden die in de latere modelschattingen nodig zijn.

Basis Model

Het basismodel relateert de logaritmische groeivoet van de kapitaalvoorraad aan de jaarlijkse beleidsrente, de mate van kortlopende schuldfinanciering en hun interactie. Formeel:

$$\Delta \log k_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 r_t + \beta_2 \text{HighSTD}_i + \beta_3 (r_t \times \text{HighSTD}_i) + \sum_{j=1}^4 \gamma_j Z_{j,i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

waarbij $Z_{j,i,t}$ de vier controlevariabelen omvat die in de volgende paragraaf worden besproken. De standaardfouten worden geclusterd op bedrijfsniveau om seriale correlatie en heteroscedasticiteit binnen ondernemingen te corrigeren.

Op basis van de literatuur formuleren we twee hypotheses:

H1: $\beta_1 < 0$ Een stijging van de beleidsrente remt de investeringsgroei van ondernemingen met relatief weinig kortlopende schuld ($\text{HighSTD} = 0$).

H2: $\beta_3 < 0$ Bedrijven met structureel hoge kortlopende schulden ($\text{HighSTD} = 1$) zijn extra gevoelig voor renteveranderingen, waardoor hun investeringsgroei bij stijgende rentes sterker afneemt dan die van low-STD ondernemingen.

4.2 Variabelen

4.2.1 Investeringsgroei

Investeringsgroei definiëren we als de verandering in de logaritmische kapitaalvoorraad van onderneming j tussen twee opeenvolgende boekjaren, oftewel:

$$\Delta \log k_{j,t+1} = \log k_{j,t+1} - \log k_{j,t}.$$

Deze maatstaf legt vast hoe de boekwaarde van de materiële vaste activa, de kapitaalvoorraad, groeit of krimpt van jaar t naar jaar $t + 1$. Door investeringen via een logaritmische verandering te meten, neutraliseren we schaalverschillen tussen bedrijven en richten we ons op procentuele groei in plaats van absolute mutaties.

Om de kapitaalvoorraad k te berekenen, passen we een perpetual inventorymethode toe. We starten met de eerste beschikbare bruto waarde van plant, property en equipment (ppegt) als initiële kapitaalvoorraad. Voor elk daaropvolgend jaar berekenen we de netto-investering als het verschil in netto vaste activa (ppent) ten opzichte van het voorgaande boekjaar. Deze netto-investeringen tellen we cumulatief op bij de initiële voorraad, wat recursief leidt tot:

$$k_{j,t+1} = k_{j,t} + (\text{PPENT}_{j,t+1} - \text{PPENT}_{j,t}). \quad (2)$$

Op deze manier omvat k alle toevoegingen en afschrijvingen die in de balans via ppent zijn verwerkt, en ontstaat er een consistente en doorlopende tijdreeks van de effectieve kapitaalbasis per onderneming (Aktar et al., 2021).

4.2.2 High Short-Term Debt

Voor de constructie van de variabele High Short-Term Debt beginnen we met het berekenen van de jaarratio

$$\text{STD_TA}_{i,t} = \frac{\text{kortlopende financiële schulden}_{i,t}}{\text{totale activa}_{i,t}}.$$

Deze ratio drukt de relatieve omvang van kortlopende schuld ten opzichte van de activa uit en vormt de basis voor onze blootstellingsmaat. Omdat de variantie van deze ratio sterk kan verschillen tussen kleine en grote ondernemingen, standaardiseren we alle waarnemingen over de volledige steekproefperiode. Concreet trekken we van iedere waarde van $\text{STD_TA}_{i,t}$ het steekproefgemiddelde $\overline{\text{STD_TA}}$ af en delen we door de steekproefstandaarddeviatie $\sigma_{\text{STD_TA}}$. Zo ontstaat een genormaliseerde variabele met gemiddelde nul en variantie één, waarmee we schaal- en spreidingsverschillen neutraliseren. Vervolgens bepalen we voor elke onderneming het gemiddelde van de gestandaardiseerde STD_TA over de pre-samplejaren 2009–2021. Op basis van dit firmagemiddelde voeren we een median-split uit:

$$\text{HighSTD}_i = \begin{cases} 1, & \text{als } \overline{\text{STD_TA}}_i > \text{steekproefmediaan,} \\ 0, & \text{anders.} \end{cases}$$

Deze time-invariant indicator vat de structurele herfinancieringsdruk op kortlopende schulden samen en stelt ons in staat het investeringsgedrag $\Delta \log k$ van hoog- versus laag-blootgestelde bedrijven eenduidig te vergelijken (Aktar et al., 2021).

4.2.3 Beleidsrente en interactieterm

De variabele r_t staat voor de jaarlijkse beleidsrente en wordt in dit onderzoek gemeten als het jaargemiddelde van de depositorente die de Europese Centrale Bank hanteert. Deze depositorente bepaalt rechtstreeks de korte-termijnfinancieringskosten in de eurozone en fungeert daarmee als exogene macro-indicator voor de kapitaalkosten waaraan alle Belgische ondernemingen in gelijke mate worden blootgesteld. Doordat r_t alleen in de tijd varieert en niet tussen bedrijven, weerspiegelt het de gemeenschappelijke monetaire schokken die elk jaar op de volledige steekproef inwerken.

Door r_t in ons model op te nemen, kunnen we vaststellen in welke mate een stijging van de beleidsrente de investeringsgroei afremt: het directe effect β_1 geeft de respons van ondernemingen met lage korte-termijnschuld weer, terwijl het extra effect β_3 via de interactieterm $\text{HighSTD}_i \times r_t$ de extra gevoeligheid van bedrijven met een structureel hoge herfinancieringsdruk opvangt.

De coëfficiënt β_3 geeft aan in welke mate de investeringsgroei ($\Delta \log k$) van deze „HighSTD” bedrijven afwijkt van die van „LowSTD” bedrijven bij een gelijke verandering van r_t . Een negatief significant geschat β_3 duidt erop dat ondernemingen met een structureel hoge herfinancieringsdruk sterker geremd worden door stijgende rentevoeten dan ondernemingen met lage kortlopende schuld.

4.2.4 Controlevariabelen

Naast de hoofdvariabelen bevat het model een reeks controlevariabelen die in de literatuur robuust samenhangen met investeringsgedrag en ervoor zorgen dat het gemeten rente-effect niet vertekend wordt door andere financiële of operationele kenmerken van de onderneming. De eerste controle is cash-flow ten opzichte van het balanstotaal, genoteerd als (Melandar et al., 2017):

$$CF/TA_{i,t} = \frac{EBIT_{i,t} + \text{Afschrijvingen}_{i,t}}{\text{Totale Activa}_{i,t}}.$$

Deze maat, geconstrueerd als EBIT plus afschrijvingen gedeeld door totale activa, staat voor de intern gegenereerde middelen die volgens de pecking-order-theorie als eerste worden aangewend om investeringen te financieren. Een hogere kasstroom verschaft ruimte om investeringen op peil te houden, zelfs wanneer externe financiering duurder wordt (Myers & Majluf, 1984). Een tweede kenmerk is ondernemingsgrootte, gemeten als de natuurlijke logaritme van het balanstotaal (Dang et al., 2018):

$$\ln TA_{i,t} = \ln(\text{Totale Activa}_{i,t}).$$

Grote bedrijven genieten doorgaans betere toegang tot kredietmarkten en schaalvoordelen in hun kapitaalvorming; zij blijken in empirisch onderzoek minder gevoelig voor rente- en kredietschokken dan micro- of kleine ondernemingen (Bräuning et al., 2021). Verder wordt liquiditeit meegenomen, gedefinieerd als de verhouding tussen vlottende activa en vlottende passiva:

$$LIQ_{i,t} = \frac{\text{Vlottende Activa}_{i,t}}{\text{Vlottende Passiva}_{i,t}}.$$

Deze current ratio fungeert als buffer voor onverwachte kasstromingsschokken. Een onderneming met ruime liquiditeitsreserves kan tijdelijke tekorten opvangen en hoeft investeringsprojecten minder snel uit te stellen wanneer de financieringsvoorwaarden verslechteren (Opler et al., 1999). Ten slotte

corrigeert het model voor de leeftijd van de onderneming, gemeten als de natuurlijke logaritme van het aantal jaren sinds oprichting (Shumway, 2001):

$$\ln AGE_{i,t} = \ln(\text{Jaren sinds oprichting}_{i,t} + 1).$$

Jonge bedrijven ondervinden doorgaans meer informatie-asymmetrie op kredietmarkten en zijn daardoor rentegevoeliger; oudere bedrijven hebben vaak reputatie- en zekerheidsvoordelen waardoor zij gemakkelijker kapitaal aantrekken (Berger & Udell, 1998). Door deze vijf variabelen gezamenlijk op te nemen, wordt de kans geminimaliseerd dat het geschatte rente-effect in werkelijkheid het gevolg is van interne kasstromen, schaal, liquiditeitsbuffer, groeivoorzichten of leeftijdsgerelateerde financieringsfricties. Zo blijft de analyse gericht op het mechanisme waarin de looptijd van schulden bepaalt hoe hard een renteschok doorslaat in de investeringsdynamiek.

Model 2: renteverhogingsepisode van de ECB

Het tweede model benut de renteverhogingsepisode van de ECB om een quasi-experimentele schatting te verkrijgen. We passen dit model toe om het *additionele* effect van de verkrappingsperiode (2022–2024) op ondernemingen met veel kortlopende schuld los te koppelen van alle algemene macro-schokken. Door jaarvaste effecten (λ_t) op te nemen slokt het model alle gemeenschappelijke rente- en economische fluctuaties op, zodat de interactieterm precies het *extra* verschil-in-verschillen-effect meet.

De specificatie luidt

$$\Delta \log k_{i,t+1} = \alpha + \delta (Post_{22-24} \times HighSTD_i) + \sum_{j=1}^4 \gamma_j Z_{j,i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}.$$

Hierbij is:

- $Post_{22-24} = 1$ in boekjaren 2022–2024
- $HighSTD_i$ de tijdinvariante dummy voor hoge kortlopende schuld;
- $Z_{j,i,t}$ de vijf controlevariabelen zoals in Model 1;
- μ_i en λ_t respectievelijk firm- en year-fixed effects (geabsorbeerd met `reghdfe`);
- standaardfouten geclusterd op firm-niveau om seriale correlatie en heteroscedasticiteit te corrigeren.

Omdat λ_t alle gelijke macro-schokken (inclusief het absolute renteniveau r_t) absorbeert, valt $Post_{22-24}$ weg door collineariteit. De coëfficiënt δ meet dus het extra investeringsdalingseffect van high-STD-bedrijven tegenover low-STD-bedrijven tijdens de verkrappingscyclus.

De hypothese is:

$\delta < 0$: HighSTD ondernemingen verlagen hun investeringen sterker na de ECB-renteverhogingen.

Om de validiteit van de parallel-trends-aanname te toetsen, breiden we uit naar een event-study met relatieve jaardummies. Voor elk jaar $s \in \{-4, -3, -2, -1, 0, +1, +2\}$ definiëren we:

$$D_{s,t} = \begin{cases} 1, & \text{als } t - 2022 = s, \\ 0, & \text{anders,} \end{cases}$$

en schatten we:

$$\Delta \log k_{i,t+1} = \alpha + \sum_{s=-4}^3 \theta_s (D_{s,t} \times \text{HighSTD}_i) + \sum_{j=1}^4 \gamma_j Z_{j,i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}.$$

In de event study worden zeven afzonderlijke jaardummy's gebruikt om de renteverhoging in de tijd uit te tekenen: vier dummies voor de voorperiode 2018–2021 en drie dummies voor de na-periode 2022–2024. Formeel krijgt elk jaar een relatieve index s ten opzichte van 2022:

$$\begin{aligned} s &= -4 & (2018), \\ s &= -3 & (2019), \\ s &= -2 & (2020), \\ s &= -1 & (2021, \text{referentie}), \\ s &= 0 & (2022), \\ s &= +1 & (2023), \\ s &= +2 & (2024). \end{aligned}$$

Het jaar 2021 ($s = -1$) fungeert als referentie en verschijnt niet expliciet in de regressie. Voor elk jaar definiëren we de dummy $D_{s,t}$ en vermenigvuldigen deze met HighSTD_i . De coëfficiënt θ_s geeft dan het verschil in investeringsgroei tussen High- en Low-STD-bedrijven weer voor jaar s .

De centrale diagnostische stap is het toetsen van de nulhypothese voor de voorperiode:

$$H_{0,s} : \theta_s = 0 \quad \text{voor } s = -4, -3, -2.$$

Wanneer deze hypothese niet wordt verworpen, bewijst dit dat High- en Low-STD-ondernemingen vóór de renteverhoging gelijke investeringsontwikkeling kenden. The paralleltrendscriterium is daarmee vervuld. Onder deze aanname kwantificeren de geschatte coëfficiënten voor $s = +1$ tot en met $s = +3$ geloofwaardig het causale effect van de ECB-rentehike op investeringen.

5 Resultaten

5.1 Beschrijvende statistieken

Tabel 1: Beschrijvende statistieken

Variabele	Mean	SD	Min	P25	P50	P75	Max
$\Delta \log K$	-0.0027	0.5512	-1.7553	-0.1904	-0.0552	0.0741	2.5569
L_{policy}	0.0007	0.0118	-0.0050	-0.0043	-0.0040	-0.0021	0.0337
High_STD	0.5176	0.4997	0	0	1	1	1
CR	1.7931	2.4094	0.01	0.80	1.21	1.82	20.97
CR ²	9.0199	40.3052	0.0001	0.64	1.4641	3.3124	439.74
CF/TA	0.1201	0.1596	-0.7376	0.0486	0.1041	0.1804	0.8726
(CF/TA) ²	0.0399	0.0906	0	0.0036	0.0125	0.0357	0.7613
ln TA	6.5922	1.3993	2.4919	5.7270	6.6868	7.5829	9.4684
(ln TA) ²	45.4157	17.8300	6.2095	32.7982	44.7128	57.5000	89.6515
ln Age	2.9746	0.5799	0	2.6391	2.9957	3.4012	4.8283
Observaties							67 239

De steekproef omvat 67 239 ondernemings–jaarobservaties (2016–2024). De gemiddelde jaarlijkse kapitaalgroei ($\Delta \log K$) bedraagt $-0,002$ en vertoont een aanzienlijke spreiding ($sd = 0,55$), wat wijst op heterogene investeringspatronen. De variabele L_{policy} schommelt rond nul, aangezien de beleidsrente tot 2022 historisch laag bleef. Ongeveer 52 % van de bedrijven wordt geclassificeerd als High STD (dummy-gemiddelde = 0,52). De current-ratio (CR) kent een gemiddelde van 1,79 met een lange rechterstaart (max. ≈ 21), terwijl de squared-term (cr2) dit extreme bereik bevestigt. De cash-flow-ratio (CF/TA) is gemiddeld positief (0,12) maar de laagste waarden wijzen op negatieve operationele kasstromen. Ondernemingsgrootte, gemeten als ln-totale activa, heeft een gemiddelde van 6,59 (ongeveer €730 000) met substantiële variatie ($sd = 1,40$); ook hier duidt de kwadratische term (ln ta2) op mogelijke niet-lineariteit. De gemiddelde bedrijfsleeftijd is 2,97 in log-termen (ongeveer 20 jaar).

5.2 Model 1

5.2.1 Regressie basismodel 1

Tabel 2: Regressieresultaten basismodel 1

	Coëff.		(s.e.)
L_{policy}	-0.611	*	0.295
<i>HighSTD</i>	-0.016	***	0.004
<i>HighSTD</i> × L_{policy}	0.624	†	0.360
<i>CR</i>	-0.006	***	0.001
<i>CF/TA</i>	0.116	***	0.020
$\ln(TA)$	0.051	***	0.002
$\ln(Age)$	-0.053	***	0.004
Constante	-0.183	***	0.018
Observaties	55 426		
Clusters (firm-id)	7 266		

Robuuste standaardfouten, geclusterd op ondernemingsniveau.

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, † $p < 0.1$.

De schatting van basismodel 1 toont dat de beleidsrente-impuls L_{policy} een negatief verband heeft met de investeringsgroei: de geschatte coëfficiënt bedraagt $-0,611$ en is significant op het vijf-procentniveau ($p = 0,038$). Een stijging van de beleidsrente met één procentpunt gaat dus gepaard met een daling van $\Delta \log k_{i,t+1}$ met ongeveer 0,6 procentpunt, ceteris paribus.

Ondernemingen met structureel veel kortlopende schuld investeren, alles gelijk gehouden, minder dan hun tegenhangers met lagere kortetermijnschuld. De dummyvariabele *HighSTD* heeft een geschatte waarde van $-0,016$ en is hoog significant ($p < 0,001$), wat neerkomt op een afname van 1,6% in de gemiddelde investeringsgroei. De interactieterm *HighSTD* × L_{policy} bedraagt 0,624 en is marginaal significant ($p = 0,082$). Het puntschatting suggereert dat High-STD-bedrijven minder gevoelig zouden zijn voor een renteschok dan Low-STD-bedrijven, maar het 95%-betrouwbaarheidsinterval $[-0,082; 1,330]$ omvat nul; er is dus geen doorslaggevend bewijs dat de renteverhoging differentieel doorwerkt. De controlevariabelen gedragen zich in lijn met de literatuur. Een hogere current ratio correleert negatief met investeringsgroei ($-0,0057$; $p < 0,001$), terwijl een ruimere interne kasstroompositie *CF/TA* positief samenhangt ($0,116$; $p < 0,001$). Grotere ondernemingen investeren meer: een stijging van de totale activa met 1% gaat samen met circa 0,051 procentpunt extra investeringsgroei. Oudere ondernemingen investeren minder: een bedrijf dat 1% ouder is, laat gemiddeld 0,053 procentpunt minder investeringsgroei zien.

Het model is geschat op 55 426 jaarobservaties verspreid over 7 266 ondernemingen; standaardfouten zijn geclusterd op firmniveau zodat zowel heteroscedasticiteit als seriële correlatie binnen ondernemingen worden opgevangen.

Samengevat bevestigt basismodel 1 dat een renteverhoging de investeringsgroei remt en dat ondernemingen met een hoog aandeel kortlopende schuld van nature voorzichtiger investeren, maar levert het geen overtuigend bewijs dat deze groep extra rentegevoelig is.

5.2.2 Diagnostische toetsen voor basismodellen

Tabel 3: Diagnostische toetsen voor basismodellen

	Model 1	Model 2 (kwadraten)
Panel A. Informatiecriteria		
Aantal observaties (N)	55 426	55 426
AIC	90 410.3	90 171.1
BIC	90 535.3	90 322.8
Panel B. Ramsey RESET		
	<i>F</i> -statistiek (df_1, df_2)	<i>p</i> -waarde
Model 1	$F(3, 55\,409) = 29.83$	< 0.001
Model 2		$F(3, 55\,406) = 4.39$ 0.004
Panel C. Gemiste kwadratische termen (Model 2)		
	$F(3, 55\,409) = 81.89$ $p < 0.001$	

Het lineaire basismodel levert intuïtieve teken en ordegroottes voor alle kern- en controlecoëfficiënten. Toch wijst de Ramsey RESET-test aangegeven als een F-test die hogere-orde ($^2, ^3, \dots$) machten van de voorspelde waarden toevoegt en nagaat of deze gezamenlijk significant zijn op vormfouten ($F = 29,8$; $p < 0,01$). Dat betekent dat het residu nog systematisch informatie bevat die een louter lineaire specificatie niet verklaart.

Een tweede aanwijzing komt uit de informatiecriteria. Zowel de Akaike- (AIC) als de strengere Bayesian Information Criterion (BIC) combineren de likelihood met een strafterm voor het aantal parameters: hoe lager de waarde, des te beter verklaart het model de data zonder te "overfitten". Het lineaire Model 1 behaalt AIC = 90 410 en BIC = 90 535.

Omdat vooral de liquide ratio (CR), de cash-flow-positie (CF/TA) en de schaalmaat (ln TA) niet-lineair met investeringen samenhangen, denk aan afnemende schaalvoordelen of liquiditeitsdrempels, is Model 1 uitgebreid met hun kwadratische termen. In Model 2 blijken deze extra variabelen gezamenlijk hoog significant (Wald-F = 81,9; $p < 0,001$). De RESET-statistiek keldert naar 4,4 ($p = 0,004$), wat aangeeft dat het grootste deel van de eerder gevonden vormfouten nu wordt opgevangen. Bovendien dalen de informatiecriteria fors (AIC = 90 171; BIC = 90 323), een verbetering van meer dan 200 punten op BIC, voldoende om de kwadratische specificatie statistisch te verkiezen boven het lineaire alternatief.

Kortom, zowel de RESET-diagnose als AIC en BIC tonen overtuigend aan dat het incorporeren van kwadratische termen de functionele vorm aanzienlijk verbetert. Model 2 fungeert daarom als nieuwe referentiespecificatie voor alle verdere robuustheids- en event-studie-analyses.

5.2.3 Regressie basismodel 2

Tabel 4: Regressieresultaten basismodel 2

	Coëff.	Sig.	(s.e.)
L_{policy}	-0.470		(0.294)
<i>HighSTD</i>	-0.013	**	(0.004)
<i>HighSTD</i> × L_{policy}	0.639	†	(0.359)
<i>CR</i>	-0.014	***	(0.003)
CR^2	0.0005	**	(0.000)
<i>CF/TA</i>	0.186	***	(0.024)
$(CF/TA)^2$	-0.307	***	(0.048)
$\ln(TA)$	0.165	***	(0.016)
$\ln(TA)^2$	-0.009	***	(0.001)
$\ln(Age)$	-0.052	***	(0.004)
Constante	-0.507	***	(0.054)
Observaties	55 426		
Clusters (firm-id)	7 266		

Robuuste standaardfouten, geclusterd op ondernemingsniveau. *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, † $p < 0.1$.

In model 2 worden de ontbrekende niet-lineaire verbanden expliciet opgevangen door de kwadratische vormen van de controlevariabelen. De dummy *HighSTD* blijft een negatief en statistisch overtuigend effect tonen op de investeringsgroei: $-0,013$ pp, $p < 0,01$. De omvang is iets kleiner dan in model 1 ($-0,016$ pp), wat erop wijst dat een deel van het oorspronkelijke effect toe te schrijven was aan niet-lineaire componenten in liquiditeit, cash-flow en schaal.

Voor de interactie *HighSTD* × L_{policy} blijft de richting onveranderd: ondernemingen met veel kortlopende schuld reageren positiever op rentestijgingen dan hun tegenhangers. De puntschatting ($\approx 0,64$) is nagenoeg gelijk aan model 1 ($\approx 0,64$) met een nagenoeg gelijke standaardfout (0,36). Daardoor blijft de t-waarde rond 1,7–1,8 en is het effect marginaal significant (ongeveer $p = 0,075$): wel richtinggevend, maar niet op het 5%-niveau.

De controlevariabelen vertonen nu theoretisch coherentere patronen. De liquiditeitsratio (*CR*) laat een omgekeerde-U-vorm zien: de lineaire term is negatief ($-0,014$, $p < 0,001$), terwijl CR^2 positief is ($4,6 \times 10^{-4}$, $p < 0,01$). Een vergelijkbare concaviteit verschijnt bij *CF/TA* ($+0,186$, $p < 0,001$; $(CF/TA)^2 = -0,307$, $p < 0,001$) en bij schaal ($\ln(TA) = 0,165$, $p < 0,001$; $\ln(TA)^2 = -0,009$, $p < 0,001$). Deze resultaten duiden op afnemende meeropbrengsten: extra liquiditeit, interne middelen of schaal vergroten investeringen tot een drempel, waarna het marginale effect afvlakt of omkeert. In model 1 bleef deze kromming onzichtbaar, wat de hoge Ramsey-RESET-waarde ($F = 29,8$; $p < 0,001$) verklaarde.

5.2.4 Robuustheid

Tabel 5: Vergelijking van de dummy- en ratio-specificatie

	HighSTD-dummy			STD-ratio		
	Coëff.	Sig.	(s.e.)	Coëff.	Sig.	(s.e.)
L_{policy}	-0.470		(0.294)	-0.405		(0.287)
HighSTD / std_ratio	-0.013	**	(0.004)	-0.096	***	(0.021)
$L_{policy} \times \text{HighSTD}$	0.639	†	(0.359)	–		–
$L_{policy} \times \text{std_ratio}$	–		–	1.560	*	(0.741)
CR	-0.0139	***	(0.0025)	-0.0180	***	(0.0036)
CR^2	0.0005	**	(0.00016)	0.0006	**	(0.00021)
CF/TA	0.186	***	(0.024)	0.144	***	(0.029)
$(CF/TA)^2$	-0.307	***	(0.048)	-0.338	***	(0.062)
$\ln(TA)$	0.165	***	(0.016)	0.129	***	(0.016)
$\ln(TA)^2$	-0.009	***	(0.001)	-0.009	***	(0.0014)
$\ln(Age)$	-0.052	***	(0.004)	-0.054	***	(0.006)
Constante	-0.507	***	(0.054)	-0.348	***	(0.070)
Observaties	55 426			55 426		
Clusters (firm-id)	7 266			6 843		

Robuuste standaardfouten, geclusterd op ondernemingsniveau. *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, † $p < 0.1$.

Als eerste robuustheidstest vervangen we de binaire HighSTD-dummy door een doorlopende maat voor de kortlopende schuldratio, std_ratio. In plaats van ondernemingen in slechts twee groepen (hoog versus laag) in te delen, benutten we nu de volledige spreiding in de verhouding kortlopende schuld/totale activa. Concreet berekenen we voor elke onderneming in jaar t de volgende ratio:

$$\text{STD_TA}_{i,t} = \frac{\text{kortlopende schulden}_{i,t}}{\text{totale activa}_{i,t}}.$$

Deze aanpak laat ons nagaan of de afhankelijkheid van de investeringsreactie op renteveranderingen gradueel verloopt met het schuldniveau, en toetst daarmee de stabiliteit van onze oorspronkelijke bevindingen. Met de dummy specificatie toont het model dat een rentestijging voor ondernemingen met weinig kortlopende schuld een zwak significant negatief effect heeft (coëfficiënt = -0,611, $p = 0,053$). Voor bedrijven in de HighSTD categorie blijkt de investeringsreactie minder negatief, zelfs licht positief, hoewel de interactieterm slechts zwak significant is ($p \approx 0,075$). Daarom verdient dit onderscheid een voorzichtige interpretatie.

De continue specificatie verfijnt dit beeld. Zonder kortlopende schuld leidt een beleidsrenteverhoging van één procentpunt tot een daling van de investeringsgroei met ruim vier tiende procentpunt. Elk extra tiende punt in de schuld ratio verzacht dit effect lineair: de marginale coëfficiënt op de interactie geeft aan dat bij een std_ratio van ongeveer 0,26 het rente-effect al neutraal wordt en daarboven positief uitvalt. Tegelijkertijd blijkt uit de negatieve eigen coëfficiënt van std_ratio dat ondernemingen met veel kortlopende schuld, los van rentebewegingen, gemiddeld terughoudender investeren.

Kortom, de analyse met de doorlopende variabele bevestigt en verdiept de eerdere bevinding: de gevoeligheid van investeringen voor een renteverhoging hangt systematisch af van de omvang van de kortlopende schulddispositie.

Tabel 6: Vergelijking onder verschillende winsorisatiesneden

	(1 %-99 %) & (0,5 %-99,5 %)		(5 %-95 %)	
	Coëff.		Coëff.	
L_{policy}	-0.470		-0.433	*
HighSTD	-0.013	**	-0.012	***
$L_{policy} \times \text{HighSTD}$	0.639	†	0.508	*
CR	-0.014	***	-0.014	***
CR^2	0.0005	**	0.0004	**
CF/TA	0.186	***	0.495	***
$(CF/TA)^2$	-0.307	***	-1.125	***
$\ln(TA)$	0.165	***	0.172	***
$\ln(TA)^2$	-0.009	***	-0.009	***
$\ln(Age)$	-0.052	***	-0.029	***
Constante	-0.507	***	-0.645	***
Observaties	55 426		55 426	
Clusters (firm-id)	7 266		7 266	

Robuuste standaardfouten, geclusterd op ondernemingsniveau. *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, † $p < 0.1$.

Tabel 6 laat zien hoe de regressieresultaten veranderen wanneer strenger op uitschieters wordt gesnoeid. In de basisspecificatie zijn alleen de variabelen met de meest extreme waarden gematigd begrensd: de investeringsgroei ($\Delta \log k_{j,t+1}$) en de schaalmaat $\ln(TA)$ zijn op 1%-99% getrimd, terwijl de liquiditeitsindicatoren CR en CF/TA op 0,5%-99,5% zijn afgeknipt. In de stress-test worden al deze vier covariaten uniform op een 5%-95%-interval winsorized, zodat meer uiterste waarnemingen uit de analyse verdwijnen.

De belangrijkste patronen blijven onveranderd. Het directe rente-effect L_{policy} blijft negatief; de puntschatting verschuift slechts van -0,470 naar -0,433 en blijft, zij het nu op 10%-niveau, statistisch te onderscheiden van nul. Ook de dummy HighSTD behoudt nagenoeg dezelfde grootte (-0,013 → -0,012) en blijft hoog significant; de extra rentegevoeligheid van ondernemingen met veel kortlopende schuld wordt dus niet door een paar extreme observaties gedreven. De interactieterm $L_{policy} \times \text{HighSTD}$ blijft positief en significant, wat bevestigt dat renteverhogingen vooral bij sterk op kortlopend krediet leunende bedrijven extra hard doorwerken.

Bij de controlevariabelen verschijnen, zoals verwacht, grotere maar plausibele coëfficiënten: doordat meer observaties worden uitgesloten, wordt de spreiding in cashflow en liquiditeit binnen het overblijvende centrale bereik relatief belangrijker; hun puntschattingen stijgen bijvoorbeeld van 0,186 naar 0,495 voor CF/TA . Niet-lineaire termen behouden echter hun teken en significantie, zodat het omgekeerde U-profiel in CR en de afnemende schaalopbrengst in $\ln(TA)^2$ ook onder de strengere afkapping standhouden.

Kortom, de stress-test laat zien dat de gerapporteerde rente- en schuldeffecten niet worden bepaald door uiterste uitschieters. De economische betekenis en statistische betrouwbaarheid van de kernresultaten blijven robuust, zelfs wanneer een veel groter deel van de staarten uit de verdeling wordt verwijderd.

5.3 Model 2

5.3.1 Renteverhogingen 2022-2024

Tabel 7: Interactieterm tijdens de ECB-verkrappingsjaren (2022–24)

	HighSTD-dummy			STD-ratio		
	Coëff.	Sig.	(s.e.)	Coëff.	Sig.	(s.e.)
std_ratio / HighSTD	–	–	–	–0.185	***	(0.038)
Post22_24	–	–	–	–	–	–
Post22_24×HighSTD / std_ratio	0.016		(0.010)	0.172	***	(0.033)
CR	–0.059	***	(0.006)	–0.059	***	(0.008)
CR ²	0.0021	***	(0.0003)	0.0020	***	(0.0004)
CF/TA	0.037		(0.039)	–0.003		(0.039)
(CF/TA) ²	–0.182	**	(0.064)	–0.262	**	(0.084)
ln(TA)	0.691	***	(0.057)	0.781	***	(0.080)
ln(TA) ²	–0.0298	***	(0.004)	–0.0351	***	(0.006)
ln(Age)	–0.308	***	(0.039)	–0.358	***	(0.042)
Constante	–2.222	***	(0.217)	–2.446	***	(0.292)
Observaties	55 364			48 497		
Clusters (firm-id)	7 204			6 672		

Robuuste (clustered) standaardfouten. *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$.

De vergelijkende regressie-analyse bevestigt dat de kernbevinding, ondernemingen met een grotere afhankelijkheid van kortlopende schulden reageren sterker op renteverhogingen, overeind blijft, ongeacht of die afhankelijkheid als dummy (*HighSTD*) dan wel als continue verhouding (*std ratio*) wordt gemeten.

Wanneer de blootstelling wordt samengevat in de dummy kan het hoofdeffect niet afzonderlijk worden geraamd, omdat dit tijdinvariante kenmerk volledig wordt geabsorbeerd door de ondernemingsvaste effecten. De interactieterm tussen *HighSTD* en de verkrappingsperiode 2022–24 levert wel dezelfde richting op als in het basismodel, maar de precisie is te gering om op conventionele niveaus significantie te stellen ($t = 1,62$; $p \approx 0,11$).

De continue specificatie biedt twee extra inzichten. Ten eerste verschijnt nu wél een zuiver basis-slope: vóór 2022 veroorzaakt een toename van tien procentpunt in het kortlopende-schuldaandeel gemiddeld een daling van de investeringsgroei met circa 1,9 procentpunt ($-0,185$; $p < 0,001$). Ten tweede wordt de interactie met de verkrappingsfase duidelijk statistisch onderscheiden van nul ($+0,172$; $p < 0,001$). Het teken impliceert dat het negatieve basisslope-effect in 2022–24 weliswaar afzwakt, maar bij realistische waardes van *std ratio* nog steeds onder nul blijft: ondernemingen met veel kortlopende schuld snijden hun investeringen nog altijd sterker terug dan bedrijven met een geringe kortlopende schuld, zij het iets minder hard dan in de voorafgaande jaren.

Het continu model dient vooral als robuustheidscheck op de arbitraire drempel in de dummy-benadering en laat zien dat de gevoeligheid voor renteschokken niet louter een sprongsgewijs effect is boven een vast punt, maar vrijwel lineair oploopt met de omvang van de kortlopende schuld.

5.3.2 Event-study

Tabel 8: Event-study: extra investeringsgroei High-STD t.o.v. Low-STD (θ_s)

	Pré-période			Post-période		
	2018 ($s = -4$)	2019 ($s = -3$)	2020 ($s = -2$) [†]	2022 ($s = 0$)	2023 ($s = +1$)	2024 ($s = +2$)
$\hat{\theta}_s$	0.0049	0.0182	0.0223	0.0096	0.0370*	0.0389*
s.e.	0.0182	0.0187	0.0189	0.0184	0.0183	0.0183
Joint Wald-test pré-période: $F(3, 7203) = 0.61, p = 0.61$						

Robuuste, op onderneming geclusterde standaardfouten. * $p < 0,05$. [†] 2020 fungeert hier als laatste pré-jaar; 2021 ($s = -1$) is de referentie en wordt daarom niet gemeld.

Deze tabel toetst expliciet de parallel-trends-aanname die nodig is om de DID-schattingen causale betekenis te geven. In een difference-in-differences-opzet vergelijkt men de verandering bij bedrijven met veel kortlopende schuld en bedrijven met weinig kortlopende schuld; dat werkt alleen als beide groepen vóór de beleidschok dezelfde trend zouden hebben gevolgd. Bestond er al een systematische divergentie in de pré-période, dan zou de interactieschatting het beleidseffect vermengen met die eerdere trend.

De pré-période (2018–2020) laat kleine, statistisch onbeduidende coëfficiënten zien: 0,0049, 0,0182 en 0,0223 bij standaardfouten rond 0,018–0,019. De gezamenlijke Wald-test verwerpt de nulhypothese $\theta_{2018} = \theta_{2019} = \theta_{2020} = 0$ niet ($F(3, 7203) = 0,61; p = 0,61$). Dat resultaat ondersteunt de parallel-trends-aanname: vóór de renteverhogingen bewogen High- en Low-STD-bedrijven niet systematisch verschillend in hun investeringsgroei. Onder die voorwaarde mogen de na-2022-coëfficiënten als dynamische beleidseffecten worden geïnterpreteerd.

In de post-période is 2022 klein en niet significant ($\hat{\theta}_{2022} = 0,0096$; s.e. = 0,0184), wat plausibel is bij doorlooptijden van investeringsplannen. In 2023 en 2024 worden de differentiële effecten positief en statistisch significant (ongeveer 0,037 en 0,039 met s.e. $\approx 0,0183$; $p < 0,05$). Dat betekent dat High-STD-ondernemingen na de start van de verkrappingscyclus relatief sterker investeren dan Low-STD-ondernemingen, vergeleken met het referentiejaar 2021. Kwantitatief komt dat neer op circa 3,7–3,9 procentpunt extra groei in $\Delta \log K$ per jaar voor High-STD ten opzichte van Low-STD in 2023–2024. De dynamiek, geen effect in het startjaar en pas daarna een duidelijk verschil, is consistent met aanpassingsvertragingen in kapitaaluitgaven.

Samenvattend: de pré-trends zijn statistisch gelijk aan nul, zodat de identificatie-aanname voor DID overleefd staat. De daaropvolgende positieve $\hat{\theta}_s$ in 2023–2024 geeft aan dat na 2022 de kloof in investeringsgroei ten gunste van High-STD verschuift. Samen met de regressies uit Model 2 ondersteunt dit dat de eerder negatieve samenhang tussen kortlopende schuld en investeringen in de verkrappingsjaren afzwakt en, in dynamiek, zelfs tijdelijk omslaat.

5.4 Conclusie resultaten

De schattingen ondersteunen H_1 ($\beta_1 < 0$): het basiseffect van de beleidsrente L_{policy} op de investeringsgroei is negatief in alle specificaties. De grootteorde is stabiel (circa $-0,4$ tot $-0,6$ p.p. per 100 bp), maar de statistische overtuigingskracht varieert: in Model 1 en in de 5–95%-stresstest is het effect significant op 5%. In basismodel 2 blijft het negatieve basiseffect aanwezig, maar de puntschatting ligt dicht bij nul ($-0,470$ i.p.v. $-0,611$) en is daardoor minder overtuigend ($t = -1,60$; $p = 0,110$), ondanks vergelijkbare standaardfouten. De richting is robuust, maar niet overal significant op 5%.

H_2 ($\beta_3 < 0$) wordt afgewezen. De interactie tussen kortlopende schuld en rente is positief: met de dummy $HighSTD \times L_{policy}$ marginaal positief, en met de continue maat $L_{policy} \times std_ratio$ duidelijk positief en significant. Economisch betekent dit dat de negatieve rente-helling afvlakt naarmate het aandeel kortlopende schuld groter is; er is geen bewijs dat High-STD-bedrijven hun investeringen juist sterker terugschroeven bij rentestijgingen.

Ook de DiD-analyse voor 2022–2024 wijst die verwachting van extra terugval af. De pré-trends zijn vlak, zodat de identificatie geldig is; daarna worden de differentiële effecten voor High-STD in 2023–2024 positief en significant. In de continue specificatie is de post-interactie eveneens positief en hoog significant. Daarmee wordt ook de episode-hypothese $\delta < 0$ verworpen: tijdens de verkrappingsjaren zwakt het negatieve basisslope-effect voor ondernemingen met veel kortlopende schuld af en verschuift het relatieve groeiverschil in hun voordeel.

Niet-lineariteit in liquiditeit, cash-flow en schaal is essentieel (Model 2), maar verandert deze kernconclusies niet. Het geheel levert dus: negatief gemiddeld rente-effect (H_1 gesteund), geen extra daling voor High-STD (H_2 verworpen), en geen negatief DiD-effect in 2022–2024 (δ verworpen).

6 Discussie

De kernbevinding van dit onderzoek is dat renteverhogingen gemiddeld de investeringsgroei drukken, maar dat de statistische scherpthe van dit effect afhankelijk is van de modelspecificatie. In het lineaire basismodel en in de strengere 5–95%-stress-test is het negatieve basisslope-effect van de beleidsrente duidelijk aantoonbaar. In het model met kwadratische termen blijft de richting negatief, maar de puntschatting ligt dicht bij nul ($-0,470$ i.p.v. $-0,611$) en is statistisch minder overtuigend; de standaardfout is nagenoeg onveranderd. Daarom concluderen we dat het effect inhoudelijk robuust is (negatief), maar statistisch minder uniform significant over specificaties.

Er wordt geen steun gevonden voor de hypothese dat bedrijven met veel kortlopende schulden extra rentegevoelig zijn. De interacties met HighSTD zijn niet negatief maar positief: marginaal in de dummy-benadering en duidelijk in de continue schuldmaat (*std_ratio*). Dit betekent dat, naarmate het aandeel kortlopende schuld stijgt, de negatieve rente-helling afvlakt. Dit patroon zet zich door in Model 2 (ECB-episode) en in de event-study: na 2022 zien we geen extra terugval bij HighSTD-bedrijven; in 2023–2024 lopen zij zelfs relatief voor op LowSTD. De episode-hypothese $\delta < 0$ wordt daarmee verworpen.

Een plausible interpretatie is dat bedrijven met veel kortlopende schuld actiever risicobeheer toepassen (roll-overdiscipline, matching van looptijden, rente-hedges) of sneller toegang hebben tot kredietaanpassingen, waardoor de doorwerking van renteschokken gedempt wordt. Alternatief kan selectie spelen: alleen ondernemingen die die kortlopende financiering aankunnen, blijven langdurig HighSTD en zijn daarom minder kwetsbaar. Deze mechanismen zijn consistent met een afnemende (i.p.v. toenemende) rentegevoeligheid bij hogere STD, maar blijven inferentieel en vragen vervolgonderzoek met directe informatie over hedging, convenanten en bankrelaties.

De resultaten zijn stabiel over winsorisatie-snedes en onder zowel de binaire als continue schuld-specificatie. De event-study ondersteunt de parallel-trends-aanname: de pre-periodecoëfficiënten voor High versus Low STD zijn klein en statistisch ononderscheiden van nul; de dynamiek na 2022 (positieve effecten in 2023–2024) past bij aanpassingsvertragingen in investeringsplannen. Dit versterkt de causale lezing van de episode-schattingen.

Tegelijk zijn er grenzen. De significantie van het gemiddelde rente-effect is modelgevoelig: zodra we niet-lineariteit expliciet modelleren, daalt de statistische kracht, een aanwijzing dat specificatiekeuze ertoe doet. Endogeniteit blijft mogelijk: ondernemingen kiezen hun financieringsmix mede anticiperend op rentevoorzichten; zonder instrumenten of plausible quasi-experimenten kan residuele bias niet volledig worden uitgesloten. De sampleperiode is kort rondom de ECB-episode; langere naperioden kunnen laten zien of de positieve differentiële groei bij HighSTD tijdelijk of blijvend is. De gebruikte rente-indicator (het jaargemiddelde van de ECB-depositofaciliteit) laat bovendien de verschillen tussen bedrijven maar beperkt zien, omdat banken uiteenlopende opslagen rekenen, leningen op verschillende momenten worden herzien en rentes vast of variabel kunnen zijn. De indeling “hoge blootstelling” is gebaseerd op de verhouding kortlopende financiële schuld tot totale activa, gemiddeld over 2016–2021. Die maat neemt de exacte looptijden en herfinancieringsmomenten niet mee; bedrijven net boven of onder de grens kunnen door kleine keuzeverschillen anders worden gelabeld. De toepasbaarheid buiten de steekproef is beperkt: de resultaten gaan over Belgische KMO’s en uitkomsten kunnen per land of sector verschillen. Toekomstig onderzoek kan deze punten aanpakken door bedrijfsgegevens te koppelen aan gegevens over leningen en bankrelaties (contractrente,

herzieningsdatum, vast of variabel), zodat duidelijk wordt hoe beleidsrente doorwerkt in de rente die bedrijven echt betalen. Het is zinvol om effecten dicht rond rente-aankondigingen te schatten en zo het verloop over de tijd te volgen. Verder kan beter naar looptijden en herfinancieringsmomenten worden gekeken, bijvoorbeeld door te onderzoeken wat er gebeurt rond concrete herfinancieringsdata. Informatie over rente-afdekking, kredietvoorwaarden en ongebruikte kredietlijnen helpt om de werkende verklaringen te toetsen. Tot slot verdient het aanbeveling de periode na 2024 te verlengen om te zien of de gevonden verschillen tijdelijk zijn of blijven, en of de samenstelling van investeringen (materieel versus immaterieel) mee verandert.

Voor de transmissie van monetair beleid impliceert dit dat een rentehike weliswaar gemiddeld investeringen remt (H1 ondersteund), maar dat de heterogeniteit anders uitpakt dan vaak verondersteld: veel kortlopende schuld betekent niet per se een sterkere daling (H2 verworpen). Dat nuanceert de vrees dat renteverhogingen disproportioneel hard zouden landen bij alle ondernemingen met korte looptijden; de reactie hangt samen met gedrag en structuur van financiering.

Voor overheidsbeleid moet er niet alleen naar het totale schuldpercentage gekeken worden, maar vooral naar wanneer leningen bij KMO's worden herzien of vervallen. Als veel contracten in korte tijd moeten worden hergeprijsd, kan de financieringskost plots sterk toenemen en worden investeringen snel uitgesteld. Door vervallpieken tijdig te spreiden en looptijden te verlengen wordt die druk over meerdere perioden verdeeld en blijft de investeringsplanning stabiel. Daarvoor volstaat een beperkt en doelgericht rapportagekader: per bank of sector een overzicht van (i) de eerstvolgende herzieningsdata, (ii) het aandeel vaste en variabele rente, en (iii) het volume dat binnen twaalf maanden wordt herzien. Op basis van deze informatie kunnen gerichte maatregelen worden ingezet, zoals tijdelijke waarborgen die uitsluitend herfinanciering ondersteunen en die onder voorwaarden gunstiger worden wanneer de nieuwe lening een langere looptijd heeft en de vervalddata beter gespreid worden. Zo wordt ordelijke herfinanciering bevorderd zonder brede, algemene steun die niet nodig is.

Aan de ondernemingszijde onderstrepen de bevindingen het belang van planmatige beheersing van rente- en herfinancieringsrisico. Kenmerken die samenhangen met lagere kwetsbaarheid zijn: spreiding van looptijden en vervalddata, het aanhouden van ongebruikte kredietruimte als liquiditeitsbuffer, een evenwichtige mix van vaste en variabele rente, diversificatie van financieringsbronnen, en het bewaken van convenanten (contractuele kredietvoorwaarden met financiële drempels, bv. minimale liquiditeit of maximale schuldratio). Afstemming van de investeringskalender (de tijdsplanning van grote investeringsprojecten en kapitaaluitgaven) op herzieningsmomenten van rentes bevordert stabiliteit in de investeringsgroei.

7 Conclusie

Deze masterproef schetst een genuanceerd beeld van hoe de recente renteverhogingen doorwerken in bedrijfsinvesteringen. Gemiddeld geldt dat een hogere beleidsrente de investeringsgroei afremt, een robuuste richting die overeind blijft over verschillende specificaties. Tegelijk blijkt de statistische scherpte van dit gemiddelde effect gevoelig voor de gekozen functionele vorm: zodra niet-lineariteiten in liquiditeit, interne kasstroom en schaal expliciet worden gemodelleerd, blijft de negatieve relatie bestaan maar wordt zij minder uniform significant. Dat onderstreept dat zorgvuldige modelspecificatie geen detail is, maar medebepalend voor de kracht van de conclusies.

Cruciaal is dat de vaak veronderstelde extra kwetsbaarheid van bedrijven met veel kortlopende schuld geen steun vindt in de data. Hoewel zulke ondernemingen gemiddeld een lager investeringsniveau rapporteren, vlakkt hun gevoeligheid voor renteverhogingen af naarmate het aandeel kortlopende financiering toeneemt. In de jaren 2023–2024 slaat het relatieve verschil zelfs tijdelijk om in hun voordeel. Een plausibele verklaring ligt in risicobeheer en selectie: wie duurzaam met kortlopend krediet werkt, anticipeert actiever op roll-over- en renteschokken en kan sneller contractueel bijsturen.

De robuustheidsanalyses, alternatieve winsorisaties, binaire versus continue schuldmaten en een event-study rond de ECB-verkrapping bevestigen deze hoofdboodschap. Voor beleid betekent dit dat een uniforme inschatting van schade bij alle “kortlopend gefinancierde” bedrijven te grof is. Voor ondernemingen ligt de praktische les in een bewuste looptijdmix, het op peil houden van buffers en tijdige herfinanciering, zodat de onmiskenbare rente-tegenwind niet automatisch tot onderinvestering hoeft te leiden.

Tegelijk blijven grenzen bestaan. Endogeniteit in de keuze van financieringsstructuur kan niet volledig worden uitgesloten, en de observatieperiode na de rente-omslag is nog relatief kort om permanentie van de dynamische effecten vast te stellen. Vervolgonderzoek dat exogene variatie benut en matched bank-firma-gegevens over hedging, convenanten en kredietlijnen meeneemt, kan de mechanismen achter de lagere rentegevoeligheid bij een hoge kortlopende schuld verder blootleggen. Per saldo levert deze masterproef een evenwichtiger kijk op het rentekanaal: gemiddeld remmend, maar heteroog op een manier die beleid en financieel management tot fijnmaziger keuzes dwingt.

Referenties

- [1] Acs, Z. J., & Audretsch, D. B. (1990). *Small firm innovation and growth*. Cambridge University Press.
- [2] Berger, A. N., & Udell, G. F. (1998). The economics of small business finance: The roles of private equity and debt markets in the financial growth cycle. *Journal of Banking & Finance*, 22(6–8), 813–873.
- [3] Bristow, G. (2010). Regional economic resilience: A review. *Journal of Economic Geography*, 10(1), 153–176.
- [4] Economie.fgov.be. (z.d.-a). Tewerkstelling in kmo's – FOD Economie. Geraadpleegd op 02/03/2025, van <https://economie.fgov.be/nl/themas/ondernemingen/kmos-en-zelfstandigen-cijfers/tewerkstelling-kmos/tewerkstelling-internationale>
- [5] Gertler, M., & Kiyotaki, N. (2010). Financial fragility and economic performance. *Annual Review of Economics*, 2(1), 309–352.
- [6] Hall, B. H., & Lerner, J. (2010). The financing of R&D and innovation. In B. H. Hall & N. Rosenberg (Eds.), *Handbook of the Economics of Innovation* (Vol. 1, pp. 609–669). North-Holland.
- [7] Sloover, L., Jockheere, M., & Stevens, J. (2022). The return of inflation : what are its causes and will it persist? ZBW-Leibniz Information Centre for Economics. Beschikbaar op: https://www.zbw.eu/econis-archiv/bitstream/11159/631030/1/1860601855_0.pdf
- [8] Asker, J., Farre-Mensa, J., Ljungqvist, A. (2015). Corporate investment and stock market listing: A puzzle? *Review of Financial Studies*, 28(2), 342–390.
- [9] Ottonello, P., Winberry, T. (2020). Financial heterogeneity and the investment channel of monetary policy. *Econometrica*, 88(6), 2473–2502.
- [10] Krusinskas, R., Norvaisiene, R., Lakstutiene, A., & Vaitkevicius, S. (2015). Investment, innovation and firm performance: Empirical evidence from small manufacturing industries. *Journal of Finance and Economics*, 3(6), 122–131.
- [11] Ferreira, V., Abreu, A., & Louçã, F. (2025). The rise and fall of inflation in the Euro Area (2021–2024): A heterodox perspective. *Structural Change and Economic Dynamics*, 72, 103–110. doi: 10.1016/j.strueco.2024.12.004. Zie ook: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0954349X24001802>
- [12] Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1995). Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 27–48. doi: 10.1257/jep.9.4.27
- [13] Cressy, R., & Olofsson, C. (1997). European SME financing: An overview. *Small Business Economics*, 9(2), 87–96. Beschikbaar op: <https://www.jstor.org/stable/40228632>
- [14] Gertler, M., & Gilchrist, S. (1994). Monetary policy, business cycles, and the behavior of small manufacturing firms. *The Quarterly Journal of Economics*, 109(2), 309–340.

- [15] Hubbard, R. G. (1998). Capital-Market Imperfections and Investment. *Journal of Economic Literature*, 36(1), 193–225.
- [16] Rajan, R. G., & Zingales, L. (1995). What do we know about capital structure? Some evidence from international data. *The Journal of Finance*, 50(5), 1421–1460. doi: 10.1111/j.1540-6261.1995.tb05184.x
- [17] Hayashi, F. (1982). Tobin's marginal q and average q: A neoclassical interpretation. *Econometrica*, 50(1), 213–224. doi: 10.2307/1912538
- [18] Jorgenson, D. W. (1963). Capital theory and investment behavior. *American Economic Review*, 53(2), 247–259. doi: 10.2307/1823868
- [19] Gould, J. P. (1968). Adjustment costs in the theory of investment of the firm. *Review of Economic Studies*, 35(1), 47–55. doi: 10.2307/2974406
- [20] Gould, J. P., & Waud, R. N. (1973). The neoclassical model of investment behavior: Another view. *International Economic Review*, 14(1), 33–48. doi: 10.2307/2526042
- [21] Lucas, R. E. Jr. (1967). Adjustment costs and the theory of supply. *Journal of Political Economy*, 75(4), 321–334. doi: 10.1086/259289
- [22] Mussa, M. (1977). External and internal adjustment costs and the theory of aggregate and firm investment. *Economica*, 44(174), 163–178. doi: 10.2307/2553718
- [23] Treadway, A. B. (1969). On rational entrepreneurial behaviour and the demand for investment. *Review of Economic Studies*, 36(2), 227–239. doi: 10.2307/2296839
- [24] Jorgenson, D. W. (1972). Investment behavior and the production function. *Bell Journal of Economics and Management Science*, 3(1), 220–251. doi: 10.2307/3003076
- [25] Hall, R. E., & Jorgenson, D. W. (1967). Tax policy and investment behavior. *American Economic Review*, 57(3), 391–414.
- [26] Brainard, W. C., & Tobin, J. (1968). Pitfalls in financial model-building. *American Economic Review*, 58(2), 99–122.
- [27] Dixit, A. K., & Pindyck, R. S. (1994). *Investment under uncertainty*. Princeton University Press. Beschikbaar op: <https://msuweb.montclair.edu/~lebelp/DixitPindyck1994.pdf>
- [28] Tobin, J. (1969). A general equilibrium approach to monetary theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1(1), 15–29. doi: 10.2307/1991374
- [29] Paulus, A. (2022). Business investment, the user cost of capital and firm heterogeneity (Eesti Pank Working Paper No. 2/2022). Eesti Pank. https://haldus.eestipank.ee/sites/default/files/2022-02/wp_2_2022.pdf
- [30] Gilchrist, S., & Zakrajšek, E. (2007). Investment and the cost of capital: New evidence from the bond market (NBER Working Paper No. 13174). National Bureau of Economic Research. doi: 10.3386/w13174

- [31] Cummins, J. G., Hassett, K. A., & Oliner, S. D. (2006). Investment behavior, observable expectations, and internal funds. *American Economic Review*, 96(3), 796–810. doi: 10.1257/aer.96.3.796
- [32] Peters, R. H., & Taylor, L. A. (2017). Intangible capital and the investment-q relation. *Journal of Financial Economics*, 123(2), 251–272. doi: 10.1016/j.jfineco.2016.03.011
- [33] Andrei, D., Mann, W., & Moyen, N. (2019). Why did the q theory of investment start working? *Journal of Financial Economics*, 133(2), 251–272. doi: 10.1016/j.jfineco.2019.03.007
- [34] Bloom, N., Bond, S., & Van Reenen, J. (2007). Uncertainty and investment dynamics. *Review of Economic Studies*, 74(2), 391–415. doi: 10.1111/j.1467-937X.2007.00426.x
- [35] Kellogg, R. (2014). The effect of uncertainty on investment: Evidence from Texas oil drilling. *American Economic Review*, 104(6), 1698–1734. doi: 10.1257/aer.104.6.1698
- [36] Ahmeti, F., & Prenaj, B. (2015). A critical review of Modigliani and Miller’s theorem of capital structure. *International Journal of Economics, Commerce and Management*, 3(6), 917–926. ISSN 2348-0386.
- [37] Myers, S. C., & Majluf, N. S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13(2), 187–221.
- [38] Fazzari, S. M., Hubbard, R. G., & Petersen, B. C. (1988). Financing constraints and corporate investment. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988(1), 141–206.
- [39] Petersen, M. A., & Rajan, R. G. (1994). The benefits of lending relationships: Evidence from small business data. *Journal of Finance*, 49(1), 3–37.
- [40] Acharya, V. V., Gale, D., & Yorulmazer, T. (2011). Rollover risk and market freezes. *Journal of Finance*, 66(4), 1177–1209.
- [41] Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1989). Agency costs, net worth, and business fluctuations. *American Economic Review*, 79(1), 14–31.
- [42] Bernanke, B. S., Gertler, M., & Gilchrist, S. (1996). The financial accelerator and the flight to quality. *Review of Economics and Statistics*, 78(1), 1–15.
- [43] Kalemli-Özcan, Ş., Laeven, L., & Moreno, D. (2018). Debt overhang, rollover risk, and corporate investment: Evidence from the European crisis (Working Paper No. 24555). National Bureau of Economic Research. https://www.nber.org/system/files/working_papers/w24555/w24555.pdf
- [44] D’Amato, A. (2019). Capital structure, debt maturity, and financial crisis: Empirical evidence from SMEs. *Small Business Economics*, 55(4), 919–941. doi: 10.1007/s11187-019-00165-6
- [45] Bhat, K.-U., Chen, S., Chen, Y., & Jebran, K. (2020). Debt capacity, debt choice, and underinvestment problem: Evidence from China. *Economic Research—Ekonomiska Istraživanja*, 33(1), 267–287. doi: 10.1080/1331677X.2019.1699438
- [46] Diamond, D., & He, Z. (2014). A Theory of Debt Maturity: The Long and Short of Debt Overhang. *Journal of Finance*, 69(2), 719–762.

- [47] Harford, J., Klasa, S., & Maxwell, W. F. (2014). Refinancing risk and cash holdings. *Journal of Finance*, 69(3), 975–1012.
- [48] Berger, A. N., & Udell, G. F. (1998). The economics of small business finance: The roles of private equity and debt markets in the financial growth cycle (Finance and Economics Discussion Series No. 1998-15). Board of Governors of the Federal Reserve System. <https://www.federalreserve.gov/pubs/feds/1998/199815/199815pap.pdf>
- [49] Caglio, C. R., Darst, R. M., & Kalemli-Özcan, Ş. (2021). Collateral heterogeneity and monetary policy transmission: Evidence from loans to SMEs and large firms (NBER Working Paper No. 28685). National Bureau of Economic Research. <https://www.nber.org/papers/w28685>
- [50] Akter, M., Abedin, M. Z., & Das Gupta, A. (2021). The impact of monetary policy shocks on corporate dynamic investment activity with financial heterogeneity. *SAGE Open*, 11(1), 1–20. <https://doi.org/10.1177/2158244020988683>
- [51] Dang, C., Li, Z. F., & Yang, C. (2018). Measuring firm size in empirical corporate finance. *Journal of Banking & Finance*, 86, 159–176. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2017.09.006>
- [52] Bräuning, F., Fillat, J., & Joaquim, G. (2021). *Corporate finance and the transmission of shocks to the real economy* (Research Department Working Paper No. 21-18). Federal Reserve Bank of Boston. <https://doi.org/10.29412/res.wp.2021.18>
- [53] Opler, T., Pinkowitz, L., Stulz, René M., & Williamson, R. (1999). The determinants and implications of corporate cash holdings. *Journal of Financial Economics*, 52(1), 3–46. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(99\)00003-3](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(99)00003-3)
- [54] Shumway, T. (2001). Forecasting bankruptcy more accurately: A simple hazard model. *The Journal of Business*, 74(1), 101–124. <https://doi.org/10.1086/209665>
- [55] Berger, A. N., & Udell, G. F. (1998). *The economics of small business finance: The roles of private equity and debt markets in the financial growth cycle* (Finance and Economics Discussion Series No. 1998-15). Board of Governors of the Federal Reserve System. <https://www.federalreserve.gov/pubs/feds/1998/199815/199815pap.pdf>
- [56] Fazzari, S., Hubbard, R. G., & Petersen, B. C. (1987). *Financing constraints and corporate investment* (NBER Working Paper No. 2387). National Bureau of Economic Research. https://www.nber.org/system/files/working_papers/w2387/w2387.pdf
- [57] Melander, O., Sandström, M., & von Schedvin, E. (2017). The effect of cash flow on investment: An empirical test of the balance sheet theory. *Empirical Economics*, 53, 695–716. <https://doi.org/10.1007/s00181-016-1136-y>