



CHALMERS

ECB:s klimattilt och greenium på företagsobligationsmarknaden

En empirisk studie av hur klimatrelaterad penningpolitik påverkar gröna företagsobligationers emissionsprissättning

Kandidatarbete inom Industriell ekonomi

Lukas Ekman
Gustav Eurén
David Karlsson

Tilda Lagergren
Max Lundberg

**INSTITUTIONEN FÖR TENIKENS EKONOMI OCH ORGANISATION
AVDELNINGEN FÖR INNOVATION AND R&D MANAGEMENT**

CHALMERS TEKNISKA HÖGSKOLA
Göteborg, Sverige 2026
www.chalmers.se

Kandidatarbete TEKX18-26-08A

ECB:s klimattilt och greenium på företagsobligationsmarknaden

En empirisk studie av hur klimatrelaterad penningpolitik
påverkar gröna företagsobligationers emissionsprissättning

The ECB's climate tilt and greenium in the corporate bond
market

An empirical study of how climate-related monetary policy
affects green corporate bond pricing at issuance

Lukas Ekman
Gustav Eurén
David Karlsson

Tilda Lagergren
Max Lundberg

ECB:s klimattilt och greenium på företagsobligationsmarknaden

En empirisk studie av hur klimatrelaterad penningpolitik påverkar gröna företagsobligationers emissionsprissättning

Lukas Ekman Tilda Lagergren
Gustav Eurén Max Lundberg
David Karlsson

© Lukas Ekman, 2026
© Gustav Eurén, 2026
© David Karlsson, 2026

© Tilda Lagergren, 2026
© Max Lundberg, 2026

Kandidatarbete TEKX18-26-08A
Teknikens ekonomi och organisation
Chalmers tekniska högskola
412 96 Göteborg
Sverige
Telefon + 46 (0)31-772 1000

Göteborg, Sverige 2026

Gothenburg, Sweden 2026

The ECB's climate tilt and greenium in the corporate bond market

An empirical study of how climate-related monetary policy affects green corporate bond pricing at issuance

Lukas Ekman Tilda Lagergren
Gustav Eurén Max Lundberg
David Karlsson

Department of Technology Management and Economics
Chalmers University of Technology

ABSTRACT

Problem

The market for green bonds has grown rapidly, but the existence and drivers of a greenium remain heavily debated. While central banks like the European Central Bank (ECB) have introduced climate-tilted monetary policies to support the green transition, it is unclear to what extent such climate-oriented monetary policies affect corporate financing conditions and the pricing of green corporate bonds on the primary market.

Aim

This study examines whether the European Central Bank's 2022 climate tilt affected the greenium, defined as the yield difference between comparable green and conventional bonds, on the primary market for EUR-denominated corporate bonds.

Theoretical Framework

The study contrasts the Efficient Market Hypothesis (EMH) with theories of preference-driven pricing, preferred habitat, and institutional signaling to explain the mechanisms through which central bank interventions might influence the greenium.

Method

Using a dataset of 3,279 corporate bond observations from 2015 to 2026, the study applies difference-in-differences (DiD) and triple difference-in-differences (DDD) regression models. The Swedish corporate bond market (SEK) serves as the control group in the DDD model to isolate the specific policy effect on the treated market.

Results and implications

The DiD model finds that green EUR-denominated bonds were issued at an approximately 13 basis points lower credit spread relative to conventional bonds following the policy shift, a statistically significant result. The DDD model yields a coefficient of similar magnitude (-14 bps) but does not reach statistical significance. This discrepancy is likely attributable to spillover effects arising from the overlapping institutional investor base between the EUR and SEK markets, contaminating the control group. The results indicate that green bond spreads tightened on the EUR market following the ECB's climate tilt, but do not provide sufficient evidence to causally attribute this change solely to the policy itself.

SAMMANDRAG

Problem

Marknaden för gröna obligationer har vuxit kraftigt, men existensen av och drivkrafterna bakom ett så kallat greenium är fortfarande omdebatterade. Även om centralbanker som Europeiska centralbanken (ECB) har infört klimatviktad penningpolitik för att stödja den gröna omställningen, är det oklart i vilken utsträckning en sådan klimatinriktad penningpolitik faktiskt påverkar företags finansieringsvillkor och prissättningen av gröna företagsobligationer på primärmarknaden.

Syfte

Denna studie undersöker huruvida ECB:s klimattilt 2022 har påverkat greenium, definierat som skillnaden i kreditspread mellan jämförbara gröna och konventionella obligationer, på primärmarknaden för EUR-denominerade företagsobligationer.

Teoretiskt ramverk

Studien kontrasterar den effektiva marknadshypotesen (EMH) mot teorier om preferensdriven prissättning, preferred habitat och institutionell signalering, för att förklara de mekanismer genom vilka centralbankers interventioner kan förväntas påverka greenium.

Metod

Med en datamängd bestående av 3 279 observationer av företagsobligationer över perioden 2015–2026 tillämpas difference-in-differences (DiD) och triple difference-in-differences (DDD). Den svenska företagsobligationsmarknaden (SEK) används som kontrollgrupp i DDD-modellen för att isolera den specifika policyeffekten på den behandlade marknaden.

Resultat och implikationer

DiD-modellen visar att gröna EUR-obligationer emitterades till en cirka 13 räntepunkter lägre kreditspread relativt konventionella obligationer efter policyskiftet, vilket är ett statistiskt signifikant resultat. DDD-modellen ger en koefficient av liknande storlek (-14 räntepunkter) men saknar statistisk signifikans. Denna diskrepans drivs troligtvis av spridningseffekter till följd av en överlappande institutionell investerarbass mellan EUR- och SEK-marknaderna, vilket kontaminerar kontrollgruppen. Resultaten indikerar att greenium förstärktes på den europeiska marknaden efter ECB:s klimattilt, men ger inte tillräcklig statistisk evidens för att fastställa ett direkt kausalt samband enbart till policyn.

The report is written in Swedish.

Keywords: Green bonds; greenium; ECB climate policy; corporate bond pricing; Difference-in-differences

Förord

Denna rapport är resultatet av ett kandidatarbete inom Industriell Ekonomi vid Institutionen för teknikens ekonomi och organisation på Chalmers Tekniska Högskola. Arbetet genomfördes under våren 2026.

Vi vill rikta ett varmt tack till vår handledare Hans Hellsmark för hans vägledning, konstruktiva återkoppling och stöd under arbetets gång.

Förkortningar och begreppslista

Förkortningar

APP	Asset Purchase Program
CSPP	Corporate Sector Purchase Programme
DDD	Triple Difference-in-Differences
DiD	Difference-in-Differences
ECB	Europeiska centralbanken
ESG	Environmental, Social and Governance
ISIN	International Securities Identification Number
OLS	Ordinary Least Squares
PEPP	Pandemic Emergency Purchase Programme
YTM	Yield To Maturity

Begreppslista

Anticiperingseffekt	Effekt som uppstår när marknadsaktörer ändrar beteende innan en policy har implementerats.
Arbitrage	Riskfri vinst som uppstår genom prisskillnader mellan likvärdiga tillgångar.
Emittent	Aktör som ger ut en obligation för att låna kapital från investerare.
Greenium	Skillnaden i kreditspread mellan gröna och konventionella obligationer med likartad kreditrisk.
HC1	Metod för att skatta standardfel som är robusta mot icke-konstant varians i felterm.
High yield	Obligationer eller emittenter med lägre kreditvärdighet än investment grade.
Investment grade	Obligationer eller emittenter med relativt hög kreditvärdighet, normalt BBB-/Baa3 eller högre.
Klimattilt	ECB:s policyskifte inom dess investeringskriterier för köp av företagsobligationer 2022.
Kreditbetyg	Extern aktörs bedömning av en emittents eller obligations kreditvärdighet.
Kreditspread	Skillnaden i yield mellan en obligation och riskfri ränta med motsvarande löptid.
Likviditetspremie	Den extra avkastning som investerare kräver kopplat till likviditeten i en tillgång.
Obligation	Skuldfinansiering där emittenten förbinder sig att betala tillbaka det lånade beloppet samt ränta till investeraren.
Parallella trender	Antagande om att behandlings- och kontrollgrupp skulle ha utvecklats likartat utan policyförändringen.
Primärmarknad	Marknaden där obligationer säljs för första gången vid emission.
Sekundärmarknad	Marknaden där redan emitterade obligationer handlas mellan investerare.
Spridningseffekt	Effekt som uppstår när en policy även påverkar kontrollgruppen.
Yield	En obligations ränta i förhållande till aktuellt marknadspris, vilket speglar den årsavkastning en investerare erhåller.

Innehåll

Förkortningar och begreppslista	ix
Figurer	xiv
Tabeller	xv
1 Introduktion	1
1.1 Syfte	3
1.2 Hypoteser	3
2 Teoretiskt ramverk	4
2.1 Hållbar finansiering och gröna obligationer	4
2.1.1 Obligationer	4
2.1.2 Gröna obligationer	7
2.2 Obligationsprissättning och marknadseffekt	8
2.2.1 Obligationsprissättning och creditspread	8
2.2.2 Primär- vs. sekundärmarknadsprissättning	10
2.3 Greenium	10
2.3.1 Definition	10
2.3.2 Den effektiva marknadshypotesens konflikt med greenium	11
2.3.3 Preferensdriven prissättning och institutionell efterfrågan	11
2.4 Klimatinriktad penningpolitik och transmissionsmekanismer	14
2.4.1 Kvantitativa lättnader	14
2.4.2 ECB:s klimattilt	15
2.4.3 ECB:s klimattilt som transmissionsmekanism	16
2.5 Tidigare empiriska resultat och forskningsgap	17
2.5.1 Kvantitativa lättnader och finansiell prissättning	17
2.5.2 Empiriska bevis för greenium	18
3 Data & metod	20
3.1 Metodologisk ansats	20
3.2 Datainsamling	21
3.2.1 Datakällor	21
3.2.2 Urvalskriterier	21
3.3 Datahantering och bortfall	22
3.4 Konstruktion av variabler och creditspreadar	23

3.4.1	Konstruktion av kreditspread och interpolation av riskfri ränta . . .	23
3.4.2	Indikatorvariabler	24
3.5	Dataanalys	24
3.5.1	Difference-in-Differences	25
3.5.2	Triple Difference-in-Differences	25
3.5.3	OLS-regression	26
3.5.4	P-värde	27
3.5.5	R^2	27
3.5.6	Simulerad analys av statistisk styrka	28
3.6	Antaganden för Difference-in-Differences-estimatorn	29
3.6.1	Parallella trender och samtidiga händelser	29
3.6.2	Avsaknad av anticiperingseffekter och spridningseffekter	29
4	Empiriska resultat	31
4.1	Deskriptiv statistik	31
4.1.1	Överblick av data för DDD-modell	31
4.1.2	Distribution av kreditbetyg	32
4.1.3	Deskriptiv statistik för kontinuerliga variabler	32
4.1.4	Kreditspread över tid	33
4.1.5	Greenium per valuta och period	34
4.2	Regressionsresultat	35
4.2.1	DiD-modell för EUR-marknaden	35
4.2.2	DDD-modellen för hela dataurvalet	37
4.3	Parallella trender	38
4.4	Statistisk styrka och känslighetsanalys	39
4.4.1	Monte Carlo	40
4.4.2	Bootstrapping	41
4.4.3	Utvärdering av statistisk styrka	41
5	Diskussion	44
5.1	Effekten av ECB:s klimatpolicy på greenium	44
5.2	Jämförelse mot teori och tidigare litteratur	45
5.3	Diskussion om antaganden	47
5.3.1	Parallella trender	47
5.3.2	Avsaknad av anticiperingseffekter och spridningseffekter	48
5.4	Implikationer	49
5.4.1	Finansrelaterad klimatpolicy	49
5.4.2	Implikationer för framtida forskning	50
6	Slutsats	52
	Litteratur	53
A	Appendix 1	I
A.1	Monte Carlo-metoden	I
A.2	Bootstrapping	I

B	Appendix 2	III
B.1	Antaganden för OLS-estimatorn	III
B.1.1	Multikollinearitet	III
B.1.2	Homoskedasticitet	IV
B.1.3	Normalfördelade residualer	V
B.1.4	Strikt exogenitet	VII
C	Appendix 3	IX

Figurer

4.1	Fördelning av kreditbetyg för obligationsdata.	32
4.2	Kreditspread över tid: Jämförelse mellan SEK- och EUR-denominerade obligationer, samt gröna och konventionella obligationer.	33
4.3	Årvis förändring av koefficienten $\text{Green} \times \text{År}$ relativt basår 2016 för SEK- respektive EUR-denominerade obligationer.	38
4.4	Monte Carlo-simulerad statistisk styrka för DDD-modellen vid olika effektstorlekar.	40
4.5	Bootstrappad statistisk styrka för DDD-modellen vid olika effektstorlekar och stickprovsstorlekar.	41
B.1	Korrelationsmatris av oberoende variabler i DDD-modellen.	IV
B.2	Q-Q plot av residualer.	VI
B.3	Histogram av standardiserade feltermen.	VI
B.4	Directed Acyclic Graph (DAG) för prissättningen av gröna obligationer.	VIII
C.1	Monte Carlo-simulerad statistisk styrka för DiD-modellen vid olika effektstorlekar.	IX
C.2	Bootstrappad statistisk styrka för DiD-modellen vid olika effektstorlekar och stickprovsstorlekar.	IX

Tabeller

2.1	Kreditbetyg hos Standard & Poor's och Moody's.	6
3.1	Urvalskriterier vid screening av obligationer i Capital IQ.	22
4.1	Överblick av data: obligationer per DDD-cell.	31
4.2	Deskriptiv statistik för kontinuerliga variabler DDD-modellen.	32
4.3	Genomsnittlig kreditspread per obligationstyp och valuta, före och efter tilt-datum.	34
4.4	Difference-in-differences regression: ECB:s klimattilt och kreditspread. .	35
4.5	Triple-difference regression: ECB:s klimattilt och kreditspread.	37
B.1	VIF-test för multikollinearitet i DDD-modellen.	IV
B.2	Breusch-Pagan-test för heteroskedasticitet.	V

1

Introduktion

Klimatförändringarna medför omfattande fysiska och ekonomiska konsekvenser, samtidigt som den nödvändiga klimatomställningen ställer stora krav på det finansiella systemet. Genom att styra kapitalflöden mot verksamheter som bidrar till klimatomställningen och bort från verksamheter med hög negativ klimatpåverkan, kan finansiella aktörers investerings- och utlåningsbeslut indirekt påverka de miljöföreningar som uppstår i den reala ekonomin (Naturvårdsverket, 2024).

Under det senaste årtiondet har grön finansiering vuxit fram som ett viktigt verktyg för att mobilisera privat och institutionellt kapital till hållbara ändamål. Ett av de mest etablerade finansiella instrumenten inom grön finansiering är gröna obligationer, det vill säga ett skuldinstrument där likviden är dedikerad till miljö- och klimatrelaterade projekt. Det finns ingen juridiskt bindande definition av en grön obligation i lagstiftning, vilket innebär att en sådan obligation inte har några särskilda villkor som skiljer sig från konventionella obligationer. Däremot finns det internationellt erkända standarder och riktlinjer som rekommenderar hur en grön obligation bör utformas, hur likviden får användas och vilka transparens- och rapporteringskrav som bör uppfyllas för att främja trovärdighet och spårbarhet i marknaden (International Capital Market Association, 2021; Moser & Fischer, 2023). Den första gröna obligationen utfärdades av Världsbanken 2008 och marknaden har sedan dess vuxit kraftigt i takt med att investerare och företag efterfrågar hållbara finansiella produkter. Under 2024 uppgick den totala volymen till USD 572 miljarder, där Europa utgjorde den dominerande marknaden (SEB, 2025; World Bank, 2019).

I takt med att gröna obligationer har etablerats på den finansiella marknaden har även begreppet greenium vuxit fram, vilket avser ränteskillnaden mellan en grön obligation och en jämförbar konventionell obligation. Ett greenium kan förklaras av investerares vilja att betala en premie för att inneha gröna obligationer, ofta kopplat till hållbara investeringspolicyer som kräver att en viss andel av portföljer är placerade i ESG-märkta tillgångar (Nederkoorn & Scholten, 2024).

Parallellt med utvecklingen inom grön finansiering har centralbanker fått en mer aktiv roll i det finansiella systemet genom olika typer av tillgångsköpsprogram, så kallade kvantitativa lättnader. Syftet med dessa tillgångsköpsprogram är att uppnå inflationsmål när en konventionell penningpolitik inte längre är effektiv genom att öka penningmängden i det finansiella systemet. Utöver effekten på inflation ger en ökad penningmängd en rad olika ekonomiska konsekvenser, däribland sänkta finansieringskostnader för hushåll och företag (European Central Bank, 2024d).

Inom euroområdet har den Europeiska centralbanken (ECB) varit aktiv med kvantitativa lättnader, inte minst genom sina tillgångsköpsprogram Asset purchase program (APP) samt Pandemic emergency purchase programme (PEPP), vilka omfattade köp av både stats- och företagsobligationer (European Central Bank, 2024b, 2024c). Liknande tillgångsköpsprogram har initierats av den svenska Riksbanken. År 2015 började Riksbanken köpa statsobligationer som svar på ECB:s APP-ramverk. Senare, efter coronapandemin, genomförde Riksbanken även köp av företagsobligationer (B. Andersson m. fl., 2022). Genom dessa tillgångsköpsprogram har ECB och Riksbanken varit centrala aktörer på EUR-respektive SEK-marknaden och påverkat företags finansieringskostnader genom storskaliga köp av företagsobligationer.

Under juli 2022 annonserade ECB att deras investeringskriterier för företagsobligationer under ramverken för både APP och PEPP skulle justeras. ECB planerade att inkludera en viktad allokering mot emittenter (utfärdare av obligationer) med bättre klimatprestanda, vilket sedan implementerades i deras obligationsköp från oktober 2022. Initiativet grundades på ECB:s mål att minska koldioxidavtrycket i dess innehav av företagsobligationer i linje med målen i Parisavtalet. Denna klimatviktning syftade inte enbart till att köpa gröna obligationer. ECB kommunicerade däremot att gröna obligationer i praktiken kunde komma att gynnas, eftersom ECB blev en aktiv investerare i värdepapper som låg i linje med deras klimatinitiativ (European Central Bank, 2024a). Samtidigt har den svenska Riksbanken inte implementerat en jämförbar klimataspekt i sin investeringspolicy. Istället har man enbart en screeningsprocess där man exkluderar emittenter som inte uppnår internationella standarder och normer för hållbarhet (Sveriges Riksbank, 2025).

Sammantaget skapar ECB:s klimatrelaterade viktning en direkt koppling mellan penningpolitik och finansiella incitament för att bidra till den hållbara omställningen. Genom att styra efterfrågan mot emittenter med bättre klimatprestanda kan ECB påverka finansieringskostnaderna för hållbara projekt. Detta kan ske både direkt via sina köp och indirekt genom signaleffekter till övriga marknadsaktörer (Krishnamurthy & Vissing-Jorgensen, 2011). En sådan efterfrågeförskjutning kan i teorin reflekteras i ett förändrat greenium, det vill säga att gröna obligationer prissätts till en lägre ränta än jämförbara konventionella obligationer.

För att studera hur denna policyförändring påverkar emittenters finansieringskostnader är primärmarknaden för obligationer särskilt relevant, eftersom emissionsvillkoren fastställs när obligationen emitteras och därmed speglar emittentens faktiska finansieringskostnad (Sveriges Riksbank, 2024a). För att undersöka en eventuell förändring i greenium till följd av ECB:s klimatpolicy framstår en jämförelse mellan euroområdet och Sverige som särskilt lämplig. ECB:s klimatpolicy utgör ett tydligt och tidsmässigt avgränsat policyskifte, medan Riksbanken saknar en motsvarande klimatstyrning i sina tillgångsköp.

Tidigare forskning har studerat förekomsten av greenium, men resultaten är inte entydiga. Vidare identifieras ett forskningsgap i litteraturen som kan struktureras längs tre dimensioner. För det första täcker majoriteten av studierna breda globala marknader utan ett tydligt marknadsfokus (Flammer, 2021; Lau m. fl., 2022; Löffler m. fl., 2021; Zerbib, 2019). För det andra baseras merparten av litteraturen på sekundärmarknadsdata (Lau m. fl., 2022;

Pietsch & Salakhova, 2022; Zerbib, 2019), när det är primärmarknaden som utgör den direkta kanalen för företagens finansieringskostnader. För det tredje omfattar studierna inte senare tidsperioder (Flammer, 2021; Lau m. fl., 2022; Pietsch & Salakhova, 2022; Teti m. fl., 2022; Zerbib, 2019), och fångar därmed inte effekterna av de penningpolitiska policyskiften som genomfördes från 2022. Sammantaget saknas evidens kring hur ett specifikt policyskifte – som ECB:s klimattilt 2022 – påverkar greenium vid emissionstillfället, vilket denna studie ämnar att undersöka.

1.1 Syfte

Studien syftar till att undersöka huruvida ECB:s klimatviktade investeringspolicy 2022 har påverkat greenium på primärmarknaden för EUR-denominerade företagsobligationer. Studien bidrar därigenom med empirisk evidens om hur klimatrelaterad penningpolitik påverkar finansieringsvillkoren för gröna projekt vid emissionstillfället.

1.2 Hypoteser

Mot bakgrund av studiens syfte och den underliggande problemdiskussionen formuleras följande hypoteser för att empiriskt pröva huruvida ECB:s klimatpolicy har påverkat greenium på primärmarknaden för företagsobligationer:

$$H_0: \beta_{Policy} \geq 0$$

$$H_1: \beta_{Policy} < 0$$

där nollhypotesen H_0 innebär att ECB:s klimatpolicy inte har lett till ett ökat greenium för EUR-denominerade företagsobligationer på primärmarknaden. Den alternativa hypotesen H_1 innebär att policyn har sänkt kreditspreaden för gröna obligationer relativt konventionella obligationer, vilket motsvarar ett ökat greenium. I den empiriska analysen betecknar β_{Policy} den skattade effekten av ECB:s klimatpolicy på greenium.

2

Teoretiskt ramverk

Följande kapitel presenterar det teoretiska ramverk som ligger till grund för studiens analys av hur ECB:s klimattilt kan påverka greenium på primärmarknaden. Eftersom analysen ligger i skärningspunkten mellan obligationsprissättning, gröna obligationer, greenium och klimatinriktad penningpolitik redogör kapitlet för dessa fält samt hur de interagerar.

2.1 Hållbar finansiering och gröna obligationer

2.1.1 Obligationer

En obligation är ett räntebärande värdepapper vars huvudsakliga syfte är kapitalanskaffning (Berk & DeMarzo, 2020). Utfärdaren av en obligation, emittenten, säljer obligationer för att finansiera sin verksamhet, exempelvis till investeringar i olika typer av projekt. Köparen av obligationen erhåller ränta, dels i form av periodvisa kupongbetalningar och dels i form av det nominella belopp som betalas av emittenten på obligationens förfalldag. Marknaden där obligationer handlas vid emissionstillfället kallas primärmarknaden, men obligationen kan säljas vidare av ägaren på sekundärmarknaden, varvid fordran på emittenten överförs till nästa köpare.

Kupongbetalningarna kan utformas på olika sätt för olika obligationer. I det enklaste fallet har obligationen en fast kupongränta, det vill säga en förutbestämd procentsats av det nominella beloppet, vilket medför fasta kupongbetalningar (Fabozzi, 2021). Kupongbetalningen sker med en viss frekvens under obligationens löptid, där obligationens löptid anger hur länge kontraktet gäller. Det förekommer flera andra kupongtyper, där en rörlig, eller flytande, kupong tillhör de vanligare, det vill säga att kupongräntan följer en referensränta, såsom STIBOR eller EURIBOR¹, men denna studie fokuserar uteslutande på obligationer med fast kupong.

Det nominella beloppet är ett fast belopp som erhålls av köparen på förfalldagen (Berk & DeMarzo, 2020). Om priset på obligationen och det nominella beloppet är lika säger man att obligationen handlas till par och då ges hela obligationens avkastning av kupongen. På motsvarande sätt handlas en obligation till rabatt om priset är lägre än det nominella beloppet och till premie om priset är högre än det nominella beloppet, varvid obligationens

¹STIBOR (Stockholm Interbank Offered Rate) är en referensränta som speglar den ränta till vilken banker erbjuder varandra osäkerställda lån i svenska kronor, och EURIBOR (Euro Interbank Offered Rate) är motsvarande referensränta för eurozonen (European Money Markets Institute (EMMI), 2024; Swedish Financial Benchmark Facility (SWFBF), 2024).

totala avkastning är en funktion av både pris och kupong.

Eftersom studien fokuserar på företagsobligationer utgörs de relevanta emittenterna av företag och finansiella institutioner. Företag emitterar för att finansiera olika typer av investeringar och finansiella institutioner gör det i syfte att finansiera egen utlåning (Sveriges Riksbank, 2024a).

Obligationer köps av olika typer av investerare, vars beteende och aktivitet varierar över tid beroende på marknadsförutsättningar (M. Andersson, 2024). Investerare har även olika syften med sina innehav av obligationer. Vissa eftersträvar en stabil och långsiktig avkastning och tenderar att hålla obligationer till förfall, medan andra är mer aktiva och handelsinriktade samt utnyttjar prisförändringar på marknaden (Finansinspektionen, 2025). Huvudsakliga köpare är institutionella investerare såsom centralbanker, pensionsfonder, försäkringsbolag och investeringsfonder, vilka innehar en stor andel av utestående obligationer (OECD, 2026). Efterfrågan på obligationer drivs i stor utsträckning av behovet av stabil och förutsägbar avkastning samt matchning av framtida betalningsåtaganden (Finansinspektionen, 2025).

En ytterligare kategorisering av emittenter kan göras utifrån den kreditrisk som förknippas med en viss emittent, det vill säga risken att emittenten inte kan fullfölja sina betalningsåtaganden (Berk & DeMarzo, 2020). Emittenter med lägre kreditrisk klassas som investment grade, medan emittenter med högre kreditrisk klassas som high yield. I denna kontext är kreditbetyg ett centralt begrepp, vilket fungerar som en indikator på emittentens kreditvärdighet och bedöms av oberoende kreditvärderingsinstitut. Kreditbetyget anges på en skala som kan skilja sig något mellan kreditvärderingsinstitut. Exempelvis använder två av de största kreditvärderingsinstituten Standard & Poor's Global Ratings och Moody's Investor Service en skala från AAA till BBB- respektive Baa3 för investment grade-företag och från BB+ respektive Ba1 till C för high yield-företag (Moody's Ratings, 2024; S&P Global Ratings, 2024). I tabell 2.1 visas skalorna som respektive institut använder.

Tabell 2.1: Kreditbetyg hos Standard & Poor's och Moody's.

	Standard & Poor's Global Ratings	Moody's Ratings
Investment grade	AAA	Aaa
	AA+	Aa1
	AA	Aa2
	AA-	Aa3
	A+	A1
	A	A2
	A-	A3
	BBB+	Baa1
	BBB	Baa2
	BBB-	Baa3
High yield	BB+	Ba1
	BB	Ba2
	BB-	Ba3
	B+	B1
	B	B2
	B-	B3
	CCC+	Caa1
	CCC	Caa2
	CCC-	Caa3
	CC	Ca
Default	C	C
	D	

Tabell 2.1 visar kreditbetygsskalorna i fallande ordning, där AAA respektive Aaa motsvarar högsta kreditvärdighet (Moody's Ratings, 2024; S&P Global Ratings, 2024).

Kreditrisk är i regel förknippat med emittenten snarare än enskilda obligationer men olika obligationer från samma emittent kan ändå vara förenade med olika risknivåer. Skillnader i risk mellan obligationer från samma emittent kan bland annat bero på vilken fordran obligationsinnehavaren har på emittenten (Fabozzi, 2021). Köparen är fordringsägare där ett juridiskt kontrakt sätter villkoren för vad emittenten är skyldig obligationsinnehavaren. Det innebär att priset vid emission, villkoren för kupong, nominellt belopp och löptid fastställs i samband med emissionen och blir juridiskt bindande för emittenten.

Utöver detta fastställs obligationens senioritet, det vill säga vilken prioritet obligationsinnehavaren har gentemot andra fordringsägare om emittenten går i konkurs. Bland de vanligaste nivåerna av senioritet är säkerställda, seniora icke-säkerställda, seniora efterställda och juniora efterställda obligationer (Fabozzi, 2021). Säkerställda obligationer backas av emittentens tillgångar, vilket innebär att obligationsinnehavaren har en prioriterad fordran på dessa tillgångar vid konkurs och därför är den associerade risken relativt låg. Exempelvis kan en bank emittera säkerställda obligationer som backas av huslån banken har mot dess kunder. Seniora icke-säkerställda obligationer saknar däremot specifik säkerhet och är i stället beroende av emittentens generella återbetalningsförmåga. Vid konkurs har inne-

havaren av sådana obligationer lägre prioritet än innehavaren av säkerställda obligationer, vilket innebär en högre kreditrisk. För efterställda och juniora efterställda obligationer står köparens fordran på emittenten ännu lägre i prioritet men inom ramen för studien är enbart de två förstnämnda typerna relevanta och en ytterligare förklaring utelämnas därför. I praktiken finns en mängd andra varianter utöver de relativt enkla obligationsstrukturer som har tagits upp ovan men ur ett teoretiskt och förståelsemässigt perspektiv är dessa förenklade varianter tillräckliga.

2.1.2 Gröna obligationer

En grön obligation är ett skuldinstrument där det lånade kapitalet öronmärks för att finansiera projekt som har positiva miljö- och klimatrelaterade effekter (Hachenberg & Schiereck, 2018). För gröna obligationer ställs högre krav på rapportering och uppföljning av hur kapitalet används, ofta genom tredjepartscertifiering (Nederkoorn & Scholten, 2024). Under senare år har investerare blivit allt mer intresserade av att öka exponeringen mot gröna obligationer för att uppnå sina ESG-mål² (Sangiorgi & Schopohl, 2021). Ofta är det kopplat till hållbara investeringspolicier och ESG-mandat som främjar investeringar i ESG-relaterade tillgångar, vilket har lett till ökat intresse för de gröna obligationerna.

En viktig distinktion för gröna obligationer är att emissionslikvidens tilltänkta användning i regel inte är juridiskt bindande i den mening att ett löftesbrott utgör en formell kredithändelse. Om emittenten misslyckas med att allokera kapital som öronmärkts till gröna projekt ger det normalt sett inte investeraren rätt att kräva förtida återbetalning av lånet. Strukturellt och juridiskt är gröna obligationer därmed likställda (*pari passu*) med emittentens konventionella obligationer, vilket innebär att investeraren har samma fordran på emittenten oavsett obligationstyp och att kreditrisken bärs av företaget som helhet. Den huvudsakliga påföljden för en emittent som inte uppfyller sina miljöåtaganden är därmed inte av avtalsrättslig natur, utan utgörs snarare av en betydande ryktesrisk på marknaden (Flammer, 2021).

Trots den snabba tillväxten saknas en gemensam och bindande definition av gröna obligationer (Ferlin & Sternbeck Fryxell, 2020). I praktiken används därför icke-bindande ramverk och standarder, särskilt ICMA:s Green Bond Principles (GBP), som ger riktlinjer för struktur och rapportering (Ferlin & Sternbeck Fryxell, 2020; International Capital Market Association, 2018). Även certifieringssystem som Climate Bond Standard (CBS) används, där obligationer måste uppfylla sektorspecifika och vetenskapsbaserade kriterier samt genomgå oberoende verifiering (Climate Bonds Initiative, 2024). På EU-nivå stärker taxonomin och European Green Bond Standard (EUGBS) standardiseringen genom krav på hållbara aktiviteter, transparens, rapportering och extern granskning (European Commission, 2026a, 2026b). Marknaden är dock fortfarande i hög grad självreglerad, vilket kan leda till skilda tolkningar av vad som är grönt och påverka både transparens och prissättning.

²ESG är en akronym för Environmental, Social and Governance och betecknar de standarder som används för att mäta företags och organisationers arbete med miljö, social hållbarhet och bolagsstyrning (Swedbank, 2024)

2.2 Obligationsprissättning och marknadseffekt

2.2.1 Obligationsprissättning och kreditspread

Priset på obligationer baseras på nuvärdet av förväntade framtida kassaflöden, det vill säga summan av nuvärdet på obligationens kupongbetalningar och det nominella beloppet som köparen förväntas erhålla av emittenten (Berk & DeMarzo, 2020). Prissättningen beskrivs i följande ekvation där P är priset på obligationen, C_E är obligationens förväntade kupong, F_E är det förväntade nominella beloppet, r är diskonteringsräntan per period och n är antalet betalningsperioder till förfall. Eftersom periodens längd bestäms av kupongbetalningarnas frekvens måste den underliggande årliga diskonteringsräntan anpassas i ekvationen; om kupongen exempelvis betalas ut halvårsvis, halveras den årliga räntan samtidigt som antalet perioder dubblas i förhållande till löptiden i år.

$$P = \sum_{t=1}^n \frac{C_E}{(1+r)^t} + \frac{F_E}{(1+r)^n} \quad (2.1)$$

Förväntade framtida kassaflöden kan inte observeras direkt, utan bygger på investerares bedömningar av emittentens återbetalningsförmåga. (Fabozzi, 2021). I teorin kan därför C_E och F_E beräknas med väntevärdesoperatoren, det vill säga summan av alla möjliga värden på framtida kassaflöden, viktade med den korresponderande sannolikheten att ett visst värde ska realiseras. Detta är en teoretisk konstruktion som inte är praktiskt applicerbar eftersom den underliggande sannolikhetsfördelningen inte existerar, men det ligger till grund för vidare resonemang om vilka faktorer som påverkar sannolikheten att emittenten kan betala hela, eller alternativt delar av kupong och nominellt belopp.

Diskonteringsräntan reflekterar investerares avkastningskrav och påverkas därför av den risk som förknippas med obligationsköpet (Fabozzi, 2021). Ju högre risk och ju mer riskundvikande investerare, desto högre avkastning kräver investeraren. En direkt följd av ekvation 2.1 är därmed att förändringar i prissättningen av en viss obligation är en konsekvens av att investerarnas avkastningskrav eller uppfattning av emittentens återbetalningsförmåga ändras. Marknadspriset på en obligation med fast ränta kan ses som en marknadsjämvikt av dessa subjektiva vyer.

En naturlig fråga i denna kontext är vilka specifika faktorer som bygger upp diskonteringsräntan och emittentens återbetalningsförmåga. I grunden påverkas avkastningskravet av breda makroekonomiska faktorer såsom den riskfria räntan, förväntad inflation och obligationens löptid (Berk & DeMarzo, 2020). Om exempelvis inflationen eller den riskfria räntan stiger, urholkas värdet av framtida kupongbetalningar och incitamenten att investera i riskfyllda tillgångar minskar, vilket pressar ner obligationens pris. Även löptid har en indirekt prispåverkan eftersom en längre löptid innebär en större exponering mot andra riskfaktorer. Elton m. fl. (2001) identifierar dock den specifika riskpremien som den mest centrala och dynamiska komponenten i prissättningen av företagsobligationer. Förutom den systematiska marknadsrisken drivs riskpremien till stor del av kreditrisk och likviditetsrisk.

Kreditrisken och emittentens återbetalningsförmåga är tätt sammankopplade då båda reflekterar osäkerheten kring emittentens finansiella stabilitet och bestäms primärt av två dimensioner: sannolikheten att emittenten ställer in betalningarna samt risken att som investerare inte erhålla obligationens kassaflöden givet att en konkurs inträffar (Elton m. fl., 2001). Det sistnämnda är specifikt för obligationstypen och påverkas bland annat av dess senioritet och eventuella underliggande säkerheter. Däremot hör sannolikheten att emittenten ställer in betalningar mer ihop med emittenten själv eftersom det huvudsakligen beror på risken för konkurs. Vidare utgör likviditetsrisken en betydande del av diskonteringsräntan. Denna risk grundar sig i svårigheten att köpa eller sälja obligationen snabbt utan att behöva acceptera en negativ prispåverkan. Eftersom företagsobligationer generellt handlas mindre frekvent än statsobligationer kräver investerare en likviditetspremie som kompensation för inlåsningseffekten och de högre transaktionskostnaderna. Det är samspillet mellan dessa specifika riskfaktorer som avgör den spread som en företagsobligation handlas till utöver den riskfria räntan.

I befintlig litteratur är standardmålet för prissättning av obligationer med fast ränta Yield-to-Maturity (YTM). YTM är den totala avkastningen obligationen genererar från att den köps tills den löper ut (Fabozzi, 2021). Den innefattar alltså avkastningen både från kupongbetalningarna och den rabatt eller premie obligationen handlas till vid en viss tidpunkt givet det pris som gäller vid tidpunkten. Således är YTM en deterministisk funktion av en obligations pris, kupong, nominella belopp och löptid. Matematiskt kan YTM härledas som obligationens internränta, det vill säga den diskonteringsränta per period som löser ekvation 2.2. I denna modell betecknar P obligationens observerade marknadspris, C representerar kupongbetalningen per period, och F utgör det nominella belopp som emittenten åtagit sig att betala till obligationsinnehavaren. Notera att YTM följer ett omvänt förhållande till obligationens pris.

$$P = \sum_{t=1}^n \frac{C}{(1 + YTM)^t} + \frac{F}{(1 + YTM)^n} \quad (2.2)$$

YTM ska inte förväxlas med diskonteringsräntan i ekvation 2.1 vilket är obligationens förväntade avkastning medan YTM är den avkastning som obligationen ger utifall inget oväntat händer innan den förfaller, exempelvis om emittenten inte kan uppfylla kontraktet. Skillnaden ligger alltså i att YTM baseras på kupongen och det nominella belopp som står angivet i obligationscertifikatet medan diskonteringsräntan baseras på förväntade kassaflöden. En direkt utveckling av YTM är kreditspread vilket är överskottsavkastningen utöver den riskfria räntan, det vill säga skillnaden mellan YTM och en korresponderande riskfri ränta³ (Christiansen, 2002). Kreditspreaden möjliggör jämförelse över tid eftersom den riskfria räntan reflekterar det generella riskläget i ekonomin. Under perioder med mycket finansiell turbulens kräver investerare högre avkastning på obligationer vilket förhindrar direkta jämförelser över olika makroekonomiska klimat men genom att analysera kreditspreaden kontrolleras en stor del av sådana effekter, vilket gör den till ett användbart mått i samband med regressionsmodeller som baseras på tvärsnittsdata (Gilchrist & Zakrajsek, 2012).

³Den korresponderande riskfria räntan är en referensränta med liknande löptid som tiden till obligationens förfallodatum vilket beskrivs i djupare detalj i sektion 3.4.

2.2.2 Primär- vs. sekundärmarknadsprissättning

Inom obligationsmarknaden skiljer man mellan primär- och sekundärmarknaden. Primärmarknaden avser det tillfälle då obligationen emitteras och säljs för första gången till investerare, varvid villkor såsom kupongränta och emissionskurs fastställs (Sveriges Riksbank, 2024a). Den ränta som bestäms vid emission speglar därmed emittentens faktiska finansieringskostnad. Sekundärmarknaden avser den efterföljande handeln av redan emitterade obligationer mellan investerare, där priser och räntor kan variera över tid till följd av förändringar i marknadsförhållanden, exempelvis i form av räntenivåer och riskpremier, utan att emittentens finansieringskostnad påverkas direkt. Trots att vidareförsäljning av emittentens obligationer inte har någon direkt påverkan på dess finansiering spelar sekundärmarknaden en viktig roll i att skapa likviditet. Dessutom agerar priser på sekundärmarknaden som en referensram för prissättning på primärmarknaden vilket i sin tur påverkar emittentens möjligheter till finansiering (Mishkin, 2021).

För att ge en tydligare bild av mekanismen bakom prissättningen på primärmarknaden och dess koppling till sekundärmarknaden beskrivs emissionsprocessen i enkelhet nedan. När ett företag emitterar en ny obligation inleds processen med att potentiella investerare kontaktas i en så kallad road show och ges ett första prisbud, IPT (Initial Price Thoughts) baserat på priset på jämförbara utestående obligationer på sekundärmarknaden (BBVA, n.d.). Innan obligationen ska emitteras behöver investerare ange hur stor volym av obligationen de vill köpa och till vilken ränta, varvid en orderbok byggs upp. Det slutgiltiga priset vid emission beror till stor del på om orderboken är under- eller övertecknad. Om investeringsvolymen är större än det lån emittenten efterfrågar kan räntan pressas ner för att reducera finansieringskostnader. Om orderboken däremot är undertecknad kan emittenten välja att höja räntan för att locka fler investerare, minska volymen om en förhöjd ränta anses för dyrt eller helt enkelt dra in emissionen.

På likviddagen tar respektive investerare över sin del av obligationen och kan omedelbart sälja den vidare på sekundärmarknaden. Även om denna mekanism innebär att primärmarknadspriset är starkt förankrat i rådande sekundärmarknadspriser, uppstår ofta en liten systematisk prisavvikelse. Cai m. fl. (2007) visar att nyemissioner generellt prissätts något lägre än jämförbara utestående obligationer. Detta fenomen, känt som emissionsrabatt, är en konsekvens av hur orderboken byggs upp. För att säkerställa en fulltecknad orderbok och ge investerare incitament att tidigt avslöja sin sanna efterfrågan, tvingas emittenten acceptera en prisjustering som garanterar att emissionsräntan möter marknadens faktiska avkastningskrav.

2.3 Greenium

2.3.1 Definition

I kontexten av gröna obligationer har begreppet greenium uppstått vilket avser skillnaden i avkastning en investerare erhåller, alternativt skillnaden i emittentens finansieringskost-

nad, mellan en grön och en jämförbar⁴ konventionell obligation (Nederkoorn & Scholten, 2024). Begreppet används således för att beskriva hur gröna obligationer prissätts relativt konventionella obligationer och mäts vanligen i termer av Yield To Maturity (YTM) eller kreditspread. Ett greenium kan vara positivt, vilket innebär att den gröna obligationen har en lägre YTM relativt en jämförbar konventionell obligation, men även negativ, vilket innebär det motsatta. Utifrån ett investerarperspektiv motiverar Pástor m. fl. (2021) greenium som den premie en investerare är villig att betala för att inneha gröna obligationer i sin portfölj genom det extra värde som erhålls av att bidra med ett positivt klimatavtryck.

2.3.2 Den effektiva marknadshypotesens konflikt med greenium

Teorin om effektiva kapitalmarknader, formulerad av Fama (1970), visar att tillgångspriser vid varje givet tillfälle fullt ut reflekterar all tillgänglig information. En direkt implikation av detta är att det inte ska vara möjligt att systematiskt generera riskfri överavkastning (arbitrage), eftersom all relevant information redan är inprisad. På obligationsmarknaden innebär detta att prisskillnader mellan jämförbara obligationer omedelbart arbitreras bort, det vill säga priserna justeras av rationella investerare som exploaterar möjligheter till riskfri avkastning.

Tillämpad på gröna och konventionella obligationer ger den effektiva marknadshypotesen ett tydligt teoretiskt argument mot förekomsten av ett greenium. Om två obligationer enbart skiljer sig åt genom att den ena är märkt som grön obligation, bör deras prissättning, enligt teorin, inte skilja sig åt. Detta eftersom priset enligt 2.1 beror på diskonterade framtida kassaflöden där diskonteringsräntan utgörs av komponenter som bör vara samma för obligationer som enbart skiljer sig i användningen av likviden. Kreditrisken är knuten till emittentens finansiella ställning och sannolikheten för att de finansiella åtagandena följs, snarare än till hur likviden används. Därtill är jämförbara gröna och konventionella obligationer pari passu, vilket innebär att de har samma fordringsrätt och prioritet till återbetalning vid en eventuell konkurs. Betalningsåtagandet vilar således på emittenten som sådan och inte på de specifika projekt som obligationslikviden finansierar (Ma m. fl., 2020). Mot denna bakgrund bör det inte föreligga någon skillnad i obligationernas förväntade framtida kassaflöden. Ur ett strikt kvantitativt perspektiv implicerar teorin därför att något greenium inte bör existera – en sådan prisskillnad skulle annars utgöra en arbitragemöjlighet som rationella investerare förväntas utnyttja, varpå prisavvikelsen elimineras.

Frågan som kvarstår är huruvida förändrade investerarpreferenser, till följd av hur likviden används av emittenten, kan introducera en ytterligare beståndsdel i prissättningen som bryter med den effektiva marknadshypotesens förutsättningar.

2.3.3 Preferensdriven prissättning och institutionell efterfrågan

Som framgick av föregående avsnitt förutsätter den effektiva marknadshypotesen att investerare uteslutande drivs av riskjusterad avkastning och att all relevant information redan är inprisad. När dessa förutsättningar bryts - exempelvis när investerare tillmäter gröna

⁴Befintlig litteratur har olika strikta krav på vad som menas med jämförbara obligationer. Inom ramen för denna studie syftar jämförbar på obligationer enbart skiljer sig i användningen av likviden.

tillgångar ett värde utöver deras finansiella egenskaper, eller när stora institutionella aktörer agerar utifrån andra motiv än finansiella sådana - uppstår förutsättningar för att en prisskillnad mellan gröna och konventionella obligationer kan kvarstå utan att arbitreras bort. I följande avsnitt presenteras två sådana mekanismer: preferensdriven prissättning, där investerarpreferenser för gröna tillgångar skapar förutsättningar för att prisskillnader uppstår, samt institutionell signalering, där institutionella investerares beteende på marknaden kan skapa ett strukturellt efterfrågeöverskott och förstärka förutsättningarna för prisskillnader.

Preferensdriven prissättning utgår från att investerare inte enbart värderar tillgångar utifrån förväntade kassaflöden och risk, utan även utifrån de egenskaper som tillgångarna representerar. Pástor m. fl. (2021) visar i en jämviktsmodell⁵ att investerares ESG-preferenser påverkar tillgångspriser i jämvikt: investerare är beredda att betala mer för gröna tillgångar och därigenom acceptera lägre förväntad avkastning, eftersom innehavet i sig genererar en icke-finansiell nytta. Översatt till obligationsmarknaden innebär detta att investerare kan acceptera en lägre yield på en grön obligation än på en i övrigt jämförbar konventionell obligation - det vill säga att ett greenium uppstår. Viktigt att notera är att effekten i Pástors modell förutsätter en skillnad i investerarnas ESG-preferenser. Om alla investerare hade identiska preferenser skulle priserna anpassas fullt ut och den systematiska prisskillnaden skulle ej existera. Det är alltså skillnaden i preferenser mellan investerare som ger upphov till en differens i tillgångspriser. (Pástor m. fl., 2021).

Denna prissättningsmekanism kan förklaras ytterligare med hjälp av preferred habitat-teorin. Vayanos och Vila (2021) presenterar en modell där obligationsmarknaden är segmenterad mellan två typer av aktörer: preferred habitat-investerare, som har starka preferenser för specifika marknadssegment, samt arbitragörer, som är prisökänsliga och kan röra sig fritt mellan segment. I modellen uppstår en prisskillnad när preferred habitat-investerare har en stark och prisökänslig efterfrågan på ett specifikt segment. Arbitragörer har visserligen incitament att motverka denna prisskillnad, men för att göra det måste de ta positioner som exponerar dem för risk. Eftersom arbitragörerna är riskaversiva är de inte villiga att skala upp sina positioner till den punkt där prisskillnaden är helt reducerad. Det är alltså inte avsaknaden av marknadsaktörer som försöker kapitalisera på en prisskillnad utan deras riskaversion som gör att prisskillnaden kan bestå även i närvaro av arbitrage (Vayanos & Vila, 2021).

Preferred habitat-ramverket kan tillämpas på marknaden för gröna obligationer genom att betrakta marknadsaktörers investeringsbeteende. Boutabba och Rannou (2022) visar att investerare av gröna obligationer tenderar att följa en buy-and-hold-strategi och behåller sina innehav över långa tidsperioder, där man inte är påverkad av löpande prisrörelser. Denna karaktäristiska investeringsstrategi ger upphov till en efterfrågan som uppträder relativt prisökänslig, vilket i linje med Vayanos och Vila (2021) modell skapar förutsättningar till en varaktig prisskillnad: när preferred habitat-investerarnas efterfrågan inte viker vid stigande priser måste en arbitragör som vill motverka prisskillnaden ta positioner proportionella till storleken av prisskillnaden. Eftersom all handel är förknippad med

⁵Med jämviktsmodell avses vad tillgångspriserna måste bli när investerare köper tillgångar enligt deras optimala val och utbudet av varje tillgång motsvarar efterfrågan

risk är storleken på arbitragörens position begränsad till den riskexponering som den är villig att ta. Följaktligen kan greenium kvarstå om efterfrågeöverskottet är tillräckligt stort.

Boermans (2023) tillämpar Vayanos & Vilas modell på den europeiska obligationsmarknaden för gröna obligationer och finner att europeiska fonder och pensionsfonder uppvisar just de egenskaper som kännetecknar Vayanos & Vilas modell: de allokerar oproportionerligt mycket kapital till gröna obligationer och deras efterfrågan är påtagligt prisokänslig. Om denna preferred habitat är tillräckligt stark bland en tillräckligt stor grupp institutionella investerare kan den, i linje med Vayanos & Vilas modell, skapa en varaktig prisskillnad gentemot jämförbara konventionella obligationer.

En kompletterande mekanism till preferensdriven prissättning är institutionell signalering, som verkar genom att observerbara allokeringsbeslut av aktörer påverkar andra marknadsaktörers beteende och därigenom skapas en strukturell övervikt mot en typ av tillgångar.

Krueger m. fl. (2020) dokumenterar i en enkätstudie av institutionella investerare att de tre främsta motiven för att integrera klimatrisker i investeringsbeslut är ryktesmässiga överväganden, moraliska och etiska skyldigheter samt rättsliga och finansiella åtaganden. Det icke-finansiella motivet gällande rykte rankades högst, vilket visar att institutionella investerare i hög grad agerar utifrån ett behov av att uppfattas som klimatmedvetna aktörer i förhållande till klienter och andra intressenter. En möjlig konsekvens av detta är ett självförstärkande mönster där institutionella aktörers allokering mot gröna tillgångar skapar ett normativt tryck på övriga aktörer att följa efter. Dyck m. fl. (2019) ger stöd för detta genom att visa att kapitalförvaltare är särskilt känsliga för rådande ESG-normer i sin omgivning, eftersom de måste attrahera kapital och därmed är beroende av investerares ESG-förväntningar. En avvikelse från den etablerade normen riskerar således att uppfattas som eftersläpande i ESG-hänseende och därmed påverka förvaltarens förmåga att attrahera kapital, vilket förstärker incitament för aktörer att konvergera mot gröna tillgångar.

Empiriskt stöd för att denna dynamik ger upphov till en strukturell efterfrågeöverskott på gröna obligationer ges av Sangiorgi och Schopohl (2021), vars enkätstudie av 48 europeiska kapitalförvaltare visar att majoriteten av respondenterna är överexponerade mot gröna obligationer relativt deras marknadsvikt. Dessutom uppvisar dessa investerare ett efterfrågeöverskott på gröna obligationer som inte kan mötas från marknaden, det vill säga utbudet av gröna obligationer kan ej bemöta den efterfrågan som föreligger från investerare i marknaden. Ett sådant strukturellt efterfrågeöverskott av gröna tillgångar kan, utifrån presenterade teori som visar att icke-finansiella faktorer delvis driver efterfrågan, speglas genom en prisskillnad mellan gröna och konventionella tillgångar.

Sammantaget illustrerar dessa två mekanismer under vilka förutsättningar som greenium kan uppstå och kvarstå när marknadens förutsättningar avviker från den effektiva marknadshypotesens antaganden – investerarpreferenser som möjliggör att arbitrage existerar och institutionella aktörer som konvergerar mot gröna obligationer från normativa tryck. Hittills har dessa mekanismer behandlats på en generell nivå, oberoende av specifika policybeslut eller marknadsinterventioner. I följande kapitel sätts dessa resonemang i kontexten av ECB:s klimatrelaterade penningpolitik, där centralbanken genom sina till-

gångsköpsprogram och klimattilt agerar som en stor institutionell aktör på marknaden för företagsobligationer och därigenom kan ha initierat eller förstärkt de mekanismer som presenterats ovan.

2.4 Klimatinriktad penningpolitik och transmissionsmekanismer

I detta kapitel konkretiseras resonemang kring mekanismer som kan driva greenium genom att sätta dem i kontexten av klimatinriktad penningpolitik. Inledningsvis introduceras kvantitativa lättnader som penningpolitiskt verktyg och de program genom vilka ECB och Riksbanken agerat på obligationsmarknaden. Därefter presenteras ECB:s klimattilt som ett specifikt policyskifte, följt av en analys av de transmissionsmekanismer genom vilka detta skifte kan ha påverkat prissättningen av gröna obligationer på primärmarknaden.

2.4.1 Kvantitativa lättnader

Kvantitativa lättnader är ett penningpolitiskt verktyg som centralbanker tillgriper när de konventionella verktygen, framförallt sänkningar av styrräntan, inte längre är effektiva för att uppnå inflationsmålet. Detta inträffar typiskt när styrräntorna befinner sig nära sin effektiva nedre gräns, det vill säga det läge då ytterligare räntesänkningar i princip saknar verkan. I ett sådant läge kan centralbanken istället stimulera ekonomin genom att köpa finansiella tillgångar i stor skala på marknaden, vilket ökar penningmängden i systemet (European Central Bank, 2024d).

Mekanismen bakom kvantitativa lättnader verkar huvudsakligen genom tre kanaler. Den första är ett direkt genomslag, där köp av tillgångar kopplade till bankernas utlåning driver upp priserna på dessa tillgångar och uppmuntrar bankerna att öka sin utlåning, vilket i sin tur sänker finansieringskostnaderna för företag och hushåll. Den andra kanalen är portföljomfördelning. När centralbanken köper tillgångar från investerare placerar dessa om sina medel i andra tillgångar, vilket breddar efterfrågan och sänker avkastningen även på tillgångar som inte direkt köps inom programmet. Detta minskar finansieringskostnaderna på kapitalmarknaderna generellt. Den tredje kanalen är en signaleffekt, där tillgångsköpen kommunicerar att styrräntorna kommer att förbli låga under en längre period eftersom kvantitativa lättnader ofta riktas mot tillgångar med lång löptid. Detta reducerar osäkerheten på marknaden och underlättar investerings- och finansieringsbeslut (European Central Bank, 2024d).

Inom euroområdet har ECB genomfört kvantitativa lättnader via två huvudsakliga program som båda innefattar köp av företagsobligationer - Asset Purchase Programme (APP) och Pandemic Emergency Purchase Programme (PEPP). APP initierades 2014 och omfattar köp av både statliga och privata värdepapper emitterade i euro. Det delprogram inom APP som specifikt riktade sig mot företagsobligationer benämns Corporate Sector Purchase Programme (CSPP) och initierades i juni 2016. För att vara valbar för köp under CSPP krävdes bland annat att obligationen var emitterad av ett icke-finansiellt företag⁶ med säte

⁶Med icke-finansiellt företag avses företag som inte är tillgångsförvaltningsföretag, kreditinstitut eller

i euroområdet, denominerad i euro, med kreditbetyg om minst BBB-/Baa3 (investment grade) (European Central Bank, 2025). ECB var nettoköpare av tillgångar inom APP fram till juli 2022, varefter enbart förfallna värdepapper återinvesterades fram till juli 2023, då samtliga återinvesteringar upphörde (European Central Bank, 2024d).

PEPP initierades i mars 2020 som ett tillfälligt krisverktyg för att motverka de ekonomiska effekterna av covid-19-pandemin. Det ursprungliga köputrymmet om EUR 750 miljarder utökades vid två tillfällen till totalt EUR 1 850 miljarder (European Central Bank, 2024c). Alla tillgångstyper som var valbara under APP var även valbara under PEPP, inklusive företagsobligationer under CSPP-kriterierna. ECB var nettoköpare inom PEPP fram till mars 2022, varefter återinvesteringar genomfördes fram till slutet av 2024 då programmet avvecklades fullständigt (European Central Bank, 2024c).

Genom APP och PEPP har ECB varit en central aktör på den EUR-denominerade marknaden för företagsobligationer och påverkat finansieringsförhållanden via direkt genomslag, portföljomsättning och signaleffekter (European Central Bank, 2024d). Liknande tillgångsköpsprogram har genomförts av Sveriges Riksbank, som inledde köp av statsobligationer 2015 och senare, efter coronapandemin, även köpte företagsobligationer. Riksbankens innehav av företagsobligationer uppgick som mest till cirka SEK 12 miljarder och nettoköpen avslutades i slutet av 2021 (Sveriges Riksbank, 2024b). Till skillnad från ECB implementerade Riksbanken aldrig någon klimatrelaterad styrning i sina tillgångsköp, vilket får en betydelse för studiens metodologiska design och diskuteras vidare i nästkommande avsnitt.

2.4.2 ECB:s klimattilt

I juli 2022 annonserade ECB ett skifte från marknadsneutrala investeringskriterier till en klimatviktad allokering inom CSPP och PEPP (Schnabel, 2021). Marknadsneutralitet innebär att köp sker proportionellt i förhållande till obligationernas andel av det totala marknadsvärdet, baserat på deras utestående nominella belopp. (Schnabel, 2021). Initiativet grundades på ECB:s mål att avkarbonisera sitt innehav av företagsobligationer i linje med målen i Parisavtalet. Klimattilten kommunicerades under juli 2022 och trädde i kraft i oktober samma år. I februari 2023 beslutade ECB:s råd att ytterligare förstärka vikten mot emittenter med bättre klimatprestanda (European Central Bank, 2024a).

Klimatprestandan fastställs genom ECB:s Climate Score, som avgör hur stor andel av en emittents obligationer ECB får inneha. Poängen bygger på tre delar: historiska utsläppsdata, framtida utsläppsmål och kvaliteten på klimatrapporteringen (European Central Bank, 2024a). Emittenter utan egenrapporterade utsläppsdata fick lägsta delpoäng, medan ambitiösa, vetenskapligt baserade och tredjepartsvaliderade utsläppsmål premierades.

Vad gäller gröna obligationer erkände ECB deras roll i att finansiera den gröna omställningen. De gavs därför en förmånlig behandling vid köp på primärmarknaden, förutsatt att de uppfyllde ett strikt identifieringsförfarande. Detta krävde bland annat att obligationsramverket var i linje med ledande marknadsstandard, såsom ICMA:s Green Bond

vars moderbolag inte är ett kreditinstitut (enligt definitionen i ECB:s riktlinje ECB/2014/60).

Principles, att en oberoende aktör bekräftat efterlevnaden, samt att prospektet föreskrev regelbunden verifiering av hur likviden använts (European Central Bank, 2024a).

Som konstaterades i avsnitt 2.4.1 implementerade den svenska Riksbanken aldrig någon motsvarande klimatviktning i sina tillgångsköp. Riksbankens ansats begränsar sig till en negativ screeningsprocess där emittenter som inte uppfyller internationella hållbarhetsstandarder eller inte redovisar utsläpp exkluderas (Sveriges Riksbank, 2025). I övrigt använde den svenska Riksbanken marknadsneutrala investeringskriterier där den enda begränsningen i köp sattes av ett tak kallat Issue Share Limit, vilket användes för att upprätthålla en fungerande marknad med tillräcklig likviditet (Schnabel, 2021). Avsaknaden av en aktiv klimatviktning på den svenska marknaden är central för studiens metodologiska ansats, vilket utvecklas vidare i metodkapitlet.

2.4.3 ECB:s klimattilt som transmissionsmekanism

I avsnitt 2.3.3 presenterades preferensdriven prissättning och institutionell signalering som två generella mekanismer genom vilka greenium kan uppstå och kvarstå. Med ECB:s klimattilt, såsom beskrivits i föregående avsnitt, introduceras en stor institutionell aktör på marknaden för företagsobligationer med ett explicit icke-finansiellt motiv inkluderat i dess investeringspolicy. I detta avsnitt analyseras hur ECB:s klimatviktade tillgångsköp kan ha initierat eller förstärkt dessa mekanismer specifikt för gröna obligationer på primärmarknaden, genom tre transmissionskanaler: Portföljombalansering, signaleffekter och likviditetspremieeffekter.

En första kanal verkar genom portföljombalansering. En förutsättning för att ECB:s klimattilt ska påverka den relativa prissättningen av gröna och konventionella obligationer är att dessa inte är perfekta substitut för övriga marknadsaktörer. Ferrari och Nispi Landi (2020) visar att klimatviktade centralbanksköp enbart har reala priseffekter under denna förutsättning. Om obligationer vore perfekta substitut skulle privata aktörer omedelbart motverka centralbankens portföljskifte genom arbitrage och inga prisskillnader kan uppstå. De preferred habitat-strukturer som presenterades i avsnitt 2.3.3 kan förklara denna imperfekta substitutbarhet. Institutionella investerare med ESG-mandat eller andra klimatåtaganden kan inte fritt substituera gröna obligationer mot konventionella utan att bryta mot sina egna investeringsrestriktioner.

Därtill kan ECB:s klimatviktade köp förstärka denna preferred habitat-struktur snarare än att enbart utnyttja den. När ECB absorberar stora volymer av gröna obligationer minskar det fritt cirkulerande utbudet av dessa tillgångar. Detta tvingar institutionella investerare med krav på en viss andel gröna tillgångar, från ryktes- och etiska motiv, att konkurrera om ett krympande utbud. På så sätt skapas ett betydande efterfrågeöverskott och deras efterfrågan blir än mer prisokänslig. Ett potentiellt resultat är således att ECB:s klimattilt inte enbart utnyttjar befintliga preferred-habitat-strukturer utan även förstärker dem, vilket i Vayanos & Vilas modell från avsnitt 2.3.3 minskar möjligheterna att utjämna prisskillnader mellan tillgångar.

En andra kanal verkar genom signaleffekter. ECB:s klimattilt verkar inte enbart genom di-

rekt köp utan även genom den signal som policyskiftet sänder till marknaden. ECB:s beslut att avvika från marknadsneutralitet till förmån för en klimatviktad allokering kommunicerar en tydlig institutionell preferens för gröna tillgångar från en inflytelserik centralbank. Enligt de mekanismer som beskrivs i avsnitt 2.3.3 kan en sådan signal förstärka det normativa trycket på andra institutionella investerare att följa efter. Pietsch och Salakhova (2022) visar empiriskt att dynamiken av greenium på europeiska gröna obligationer drivs av investerares efterfrågan och att efterfrågan i sin tur drivs av ESG-medvetenhet men även centralbankers ökade engagemang i den gröna omställningen. Därav kan ECB:s explicita policysignal kring gröna obligationer öka det institutionella trycket av att integrera klimathänsyn i sina investeringsbeslut, vilket expanderar efterfrågebaser av gröna tillgångar bortom ECB:s direkta köp.

En tredje kanal verkar genom likviditetspremien. Ferdinandusse m. fl. (2020) visar att centralbanksköp påverkar obligationsmarknaden genom två separata mekanismer, en efterfrågeeffekt och en utbudseffekt. När ECB tillträder marknaden som en stor köpare skapas å ena sidan ett efterfrågeöverskott vilket initialt förbättrar marknadens likviditet och driver upp priset. Utöver att tillgångspriser ökar kan även en utökad efterfrågan, enligt teorin i avsnitt 2.2.1, ha en påverkan på diskonteringsräntan. Detta genom att avkastningskravet bör sjunka till följd av en minskad likviditetspremie vilket förstärker prisökningen, ceteris paribus. I takt med att ECB ackumulerar obligationer på sin balansräkning minskar å andra sidan det fritt tillgängliga utbudet, vilket på sikt försämrar likviditeten.

Ferdinandusse m. fl. (2020) visar att priset på obligationer stiger otvetydigt genom båda mekanismer, men med en avtagande likviditetsförbättring som till slut vänder negativt. Vidare visas att effekternas styrka beror på andelen preferred habitat-investerare i marknaden. I marknader med en hög andel preferred habitat-investerare, där prisökning efterfrågan redan dominerar, är den initiala likviditetsförbättringen märkbart positiv och i synnerhet är prisseffekten väsentlig i sådana marknader, vilket resulterar i en lägre yield. (Ferdinandusse m. fl., 2020). Prisseffekternas överlägsenhet i förhållande till den senare avvikande likviditeten tyder på att efterfrågetrycket från preferred habitat-investerarna förstärker snarare än motverkar centralbankernas tillgångssköps påverkan på räntor. Mot bakgrund av att preferred habitat-strukturen existerar enligt Boermans (2023) ges därför ett teoretiskt stöd för att ECB:s klimatviktade köp kan generera en skillnad i prissättningen av gröna kontra konventionella obligationer.

2.5 Tidigare empiriska resultat och forskningsgap

2.5.1 Kvantitativa lättnader och finansiell prissättning

I avsnitt 2.4.1 redogörs för teorin bakom kvantitativa lättnader och hur detta fungerar som ett verktyg för centralbanker att stimulera ekonomin och höja inflationen genom att sänka räntorna. Dessa teoretiska resonemang stöds även av tidigare studier, vilka har visat att kvantitativa lättnadsprogram kan användas för att sänka obligationsräntor, särskilt i de medel- och långfristiga segmenten. Två studier som undersöker hur obligationsräntor påverkats av kvantitativa lättnader är Gagnon m. fl. (2011) och Joyce m. fl. (2011), vilka undersöker Federal Reserves respektive Bank of Englands tillgångssköp.

Gagnon m. fl. (2011) undersöker hur Federal Reserves storskaliga tillgångsköp påverkade finansiella marknader i USA, med särskilt fokus på hur längre obligationsräntor reagerade på Federal Reserves kommunikation om kommande och genomförda tillgångsköp. Studien kombinerar en eventstudie med tidsserieanalys för att uppskatta effekten av dessa köp på olika marknadsräntor, bland annat amerikanska statsobligationsräntor, MBS-räntor, swapräntor och företagsobligationsräntor. Studien finner att tillgångsköpen ledde till betydande nedgångar i längre räntor, även för sådana som inte omfattades direkt av tillgångsköpen. Studien visar att dessa effekter främst kan förklaras av lägre riskpremier och att det framförallt är löptidspremie som reduceras (Gagnon m. fl., 2011).

Liknande resultat presenteras i Joyce m. fl. (2011) studie som undersöker Bank of Englands kvantitativa lättnader under åren 2009-2010 och dess påverkan på tillgångspriser och räntor. Joyce m. fl. (2011) använder både eventstudier och modellbaserade skattningar i studien för att undersöka effekter vid annonsering av kvantitativa lättnader. Under den studerade perioden köpte Bank of England tillgångar för 200 miljarder pund och studien visar att statsobligationsräntorna sjönk med omkring 100 bps.

Studien finner att den största förklaringen till den minskade avkastningen på statsobligationer är portföljombalansering. Ombalansering sker enligt Joyce m. fl. (2011) eftersom centralbankens köp av statsobligationer leder till att det finns färre sådana kvar för privata investerare att äga, vilket leder till att investerare tvingas allokera om kapital och justera sina portföljer. Eftersom det saknas perfekta substitut, så ökar totala efterfrågan på statsobligationer och räntan pressas nedåt. Investerare söker sig även till liknande tillgångar, såsom andra typer av obligationer, vilket leder till lägre räntor även för dessa instrument (Joyce m. fl., 2011).

Litteraturen ger också stöd för att effekterna inte är homogena mellan olika obligationssegment. Joyce m. fl. (2011) finner i studien att räntorna för investment grade-obligationer föll 70 baspunkter samtidigt som räntorna för high yield-obligationer föll 150 baspunkter vid de sex annonseringarna av kvantitativa lättnader som gjordes under studiens undersökta tidsperiod. Studien påvisar alltså att Bank of Englands kvantitativa lättnader ökade riskbenägenheten hos investerare.

Sammantaget ger dessa studier stöd för att kvantitativa lättnader kan minska de långfristiga avkastningskraven. Litteraturen pekar också på att denna effekt i stor utsträckning verkar gå genom portföljbalanskanalen. Det innebär att centralbanken förändrar utbudet av obligationer i privat sektor, vilket i sin tur påverkar investerares portföljval. Det ges även stöd för att ränteeffekterna inte är begränsade till de tillgångar som centralbanken direkt köper, utan att det får bredare marknadseffekter.

2.5.2 Empiriska bevis för greenium

Forskning om greenium uppvisar stor variation i resultat beroende på geografisk marknad, tidsperiod och marknadssegment. Litteraturen kan struktureras i tre grupper utifrån dessa dimensioner, där en trend framträder: greenium tenderar att vara starkare på europeiska

marknader, på primärmarknaden och under senare tidsperioder.

Flera studier i litteraturen saknar evidens för ett existerande greenium. Larcker och Watts (2020) undersöker den amerikanska marknaden för kommunala obligationer för perioden 2013-2018 med strikt matchade obligationspar på primärmarknaden och finner inget statistiskt signifikant greenium. Avsaknaden av greenium förklaras av att amerikanska kommunala investerare inte var beredda att acceptera lägre avkastning av miljömässiga skäl, de behandlade gröna och konventionella obligationer som nära substitut. Flammer (2021) bekräftar ett liknande mönster för globala företagsobligationer på primärmarknaden 2013-2018. Studien argumenterar, med grund i Larcker och Watts, att marknaden vid denna tidpunkt befann sig i ett tidigt skede. I detta skede kunde lönsamma gröna projekt generera konkurrenskraftiga avkastningar utan att investerare behövde acceptera en yield-kompromiss.

Vidare finner annan litteratur evidens för greenium, dock med låg ekonomisk signifikans. Zerbib (2019) och Lau m. fl. (2022) undersöker den globala sekundärmarknaden för perioderna 2013–2017 respektive 2014–2019. De finner greenium om 2 respektive 1 räntepunkt. Zerbib visar att prisskillnaden drivs av investerarpreferenser snarare än riskfaktorer. Vidare belyses att greenium är känsligt för politiska signaler, vilket illustreras av att ett mätbart fall observerades i samband med USA:s utträde ur Parisavtalet (Lau m. fl., 2022). Detta tyder på att investerarsentimentet kring gröna obligationer är nära kopplat till det globala klimatpolitiska landskapet.

Andra studier finner stöd för ett statistiskt och ekonomiskt starkt resultat. Därtill visar litteraturen stöd för att resultaten är starkare på europeiska marknader och primärmarknaden. Löffler m. fl. (2021) finner ett greenium om 15–20 räntepunkter på den globala primär- och sekundärmarknaden för 2007–2019. Studien bedömer att institutionella investerares miljöpreferenser, snarare än lägre risk, är den primära förklaringen. Teti m. fl. (2022) finner ett greenium om 35–40 räntepunkter på den italienska primärmarknaden 2014–2020, med starkare effekter för icke-finansiella emittenter vars gröna projekt är lättare att verifiera för investerare. Pietsch och Salakhova (2022) finner 4 räntepunkter på den europeiska sekundärmarknaden 2016–2021. Studien visar att greenium drivs av investerarefterfrågan och är konsekvent signifikant först från 2020 och framåt. Detta är en tidsdynamik som är central för tolkningen av studiens resultat.

Sammantaget visar litteraturen att greenium är ett efterfrågedrivet och kontextberoende fenomen. Studierna fokuserar övervägande på sekundärmarknaden, och de som undersöker primärmarknaden gör det i en global eller landspecifik kontext utan hänsyn till hur avgränsade penningpolitiska förändringar påverkar prissättningen. Ingen studie undersöker specifikt hur ECB:s klimatviktade investeringspolicy påverkat greenium på primärmarknaden för EUR-denominerade företagsobligationer, vilket utgör det gap som denna studie ämnar fylla.

3

Data & metod

Följande kapitel beskriver hur studien genomfördes för att besvara frågan om ECB:s klimatrelaterade investeringspolicy har påverkat greenium på primärmarknaden. Kapitlet redogör för datainsamling, datahantering, konstruktion av analysvariabler samt den statistiska analysen med linjär regression.

3.1 Metodologisk ansats

Studien använde en kvantitativ och deduktiv ansats baserad på sekundärdata från obligationsmarknaden. Studien genomfördes som en regressionsbaserad studie där två regressionsmodeller konstruerades för att undersöka om ECB:s klimattilt påverkade greenium på obligationsmarknaden. Den första modellen som konstruerades var en difference-in-differences-modell (DiD), som undersökte hur kreditspreaden för EUR-denominerade företagsobligationer förändrades efter ECB:s policyskifte 2022. Den andra modellen som konstruerades var en triple difference-in-differences-modell (DDD), som undersökte hur kreditspreaden för EUR-denominerade företagsobligationer förändrades relativt SEK-denominerade obligationer efter policyskiftet.

Detta tillvägagångssätt möjliggjorde dels en analys av den isolerade förändringen i greenium efter ECB:s policyskifte 2022, dels också den isolerade relativa förändringen för EUR-denominerade obligationer genom kontroller för bredare marknadsförhållanden via jämförelser med Sverige, eftersom Sveriges Riksbank inte implementerade liknande policyer.

I regressionsmodellerna användes kreditspread som beroende variabel. Genom att analysera kreditspreaden, snarare än den effektiva räntan, möjliggjordes jämförelse mellan obligationer med olika emissionsdatum. Kreditspreaden isolerar den riskpremie som marknaden kräver utöver den riskfria räntan för att hålla en viss obligation vid ett visst tillfälle (Christiansen, 2002). Detta möjliggjorde inkludering av ett större antal observationer i analysen och därmed en ökning av datamängdens omfattning.

I avsnitt 2.3.1 introduceras greenium som skillnaden i avkastningskrav mellan gröna och jämförbara konventionella obligationer. Med avseende på ovan avsåg greenium i den empiriska analysen den relativa skillnaden i kreditspread mellan gröna och konventionella obligationer. Analysen fokuserade därmed på hur denna relativa skillnad förändrades mellan perioden före och efter ECB:s policyskifte.

3.2 Datainsamling

Datainsamlingen i studien baserades på sekundärdata från etablerade finansiella databaser och offentliga institutioner. Insamlingen omfattade två huvudsakliga datakällor: (i) emissionsdata för företagsobligationer och (ii) riskfria räntor i form av statsobligationer.

3.2.1 Datakällor

Studien bygger på sekundärdata som i huvudsak hämtades från Capital IQ. Databasen användes för både obligationer emitterade i euro och i svenska kronor. För att kategorisera obligationerna som gröna eller konventionella användes kompletterande data från databaserna Euronext, Luxembourg Green Exchange och Cbonds.

För varje obligation samlades följande information in: Emissionsdatum, löptid, kreditbetyg, emissionsvolym, kupongränta, emissionspris, yield to maturity vid emission (YTM), bransch, valuta, ISIN, samt kategorisering som grön eller konventionell. Variablerna användes för att beskriva obligationernas emissionsvillkor samt som kontrollvariabler i den linjära regressionsmodellen. Samtliga emissionsdata exporterades till Excel där datan renades och strukturerades.

För att konstruera kreditspreadar (avsnitt 2.2.1) samlades även data för riskfria räntor. För obligationer emitterade i euro användes avkastningskurvor från Europeiska centralbanken baserade på statsobligationer med AAA-betyg, och för obligationer emitterade i svenska kronor användes statsskuldväxlar och statsobligationer från Sveriges Riksbank (European Central Bank, 2026; Sveriges Riksbank, 2026). Dessa hämtades från respektive centralbanks databas. Även data för riskfria räntor exporterades till Excel.

3.2.2 Urvalskriterier

För att skapa ett dataunderlag som var lämpligt för regressionsanalysen utgick datainsamlingen från ett antal fördefinierade urvalskriterier. Dessa kriterier användes för att avgränsa urvalet till obligationer som är relevanta för studiens syfte i den mening att de var kvalificerade för köp i ECB:s köpprogram. Vidare gjordes urvalet för att inkludera jämförbara obligationer på den svenska och europeiska obligationsmarknaden. Tabell 3.1 visar urvalskriterierna som användes i Capital IQ:

Tabell 3.1: Urvalskriterier vid screening av obligationer i Capital IQ.

Kriterium	EUR-emitterade obligationer	SEK-emitterade obligationer
Emissionsvolym	10–2 500 USD miljoner	Inget kriterium
Emissionsdatum	2015-11 till 2026-04	2015-11 till 2026-04
Geografisk tillhörighet	Europa (ultimate parent)	Sverige (issuer eller ultimate parent)
Valuta	Euro	Svenska kronor
Senioritetsnivå	Senior icke-säkerställd eller säkerställd	Senior icke-säkerställd eller säkerställd
Instrumenttyp	Corporate bond eller corporate note	Corporate bond eller corporate note
Kreditbetyg	BBB- eller högre (issuer eller ultimate parent)	BBB- eller högre (issuer eller ultimate parent)
Kupongtyp	Fast	Fast

Urvalskriteriet för emissionsvolym användes enbart för obligationer emitterade i euro. Detta motiverades av en teknisk begränsning för storleken på det dataset som uppstår efter det första urvalskriteriet i Capital IQ. Urvalet gjordes för att matcha stickprovet från den svenska obligationsmarknaden i emissionsvolym.

3.3 Datahantering och bortfall

Innan insamlad data kunde användas i regressionsmodellen analyserades och bearbetades den i Python. Datahanteringen utgick från ett dataset med EUR-denominerade företagsobligationer, ett dataset med SEK-denominerade företagsobligationer, ett dataset med riskfria räntor för euroområdet samt ett dataset med riskfria räntor för Sverige. Dessa dataset användes separat i regressionskoden där respektive obligationsdataset kopplades till motsvarande riskfria räntekurva utifrån obligationens valuta, emissionsdatum och löptid.

En central del av datahanteringen handlade om att klassificera obligationerna som antingen gröna eller konventionella. För detta utvecklades en automatiserad kod som, baserat på obligationernas ISIN, kontrollerade om respektive obligation kunde identifieras i databaserna Euronext, Luxembourg Green Exchange eller Cbonds. Om obligationen återfanns

i någon av dessa källor tilldelades den en klassificering utifrån den funna informationen som grön eller konventionell. Om obligationen inte kunde identifieras i någon av dessa källor klassificerades den som oklar. Observationer med klassificeringen oklar exkluderades från analysen. Det bör nämnas att detta kan skapa ett snedvridet urval om det finns en strukturell skillnad mellan obligationer som finns i dessa databaser och obligationer som inte gör det. Vidare saknades möjligheten att utläsa huruvida de gröna obligationerna var tredjepartscertifierade eller ej, då inga öppna databaser erbjuder informationen. Detta medför en viss begränsning i dataurvalet eftersom ECB:s direkta köp av obligationer inom klimattilt krävde tredjepartscertifiering, som redovisat i avsnitt 2.4.2.

För att kontrollera tillförlitligheten i den automatiserade klassificeringen genomfördes även en manuell validering där ett urval om 200 obligationer kontrollerades manuellt mot tillgänglig information från externa källor och emittenternas dokumentation. Den manuella kontrollen visade att den automatiserade klassificeringen hade en träffsäkerhet på över 95%, vilket indikerade att metoden hade hög precision.

Det insamlade dataset som låg till grund för studien innehöll även bristfälliga datapunkter. För att undvika att anta eller estimeras saknad information för vissa obligationer, eller använda alternativa modellantaganden, exkluderades obligationer med ofullständig data från regressionen.

Vidare, för att säkerställa att analysen speglar normala marknadsförhållanden och inte påverkas av extrema obligationsdata som inte speglar hela dataurvalet, har winsorizing använts på den beroende variabeln kreditspread vid den 1:a och 99:e percentilen. Observationer utanför detta intervall ersattes med respektive percentilvärde snarare än att exkluderas helt, vilket innebär att antalet observationer i urvalet bevaras samtidigt som extremvärdenas inflytande på regressionsresultaten begränsas. Motivet är att kreditspreader i de yttersta percentilerna typiskt reflekterar extrema marknadsförhållanden eller specifika emittentrelaterade händelser snarare än den generella prissättningsdynamiken som studien ämnar fånga. Genom winsorizing säkerställs att OLS-skattningarna inte domineras av dessa ytterligheter, utan ger en mer representativ bild av hur ECB:s klimattilt påverkat prissättningen under normala marknadsförhållanden.

3.4 Konstruktion av variabler och kreditspreadar

3.4.1 Konstruktion av kreditspread och interpolation av riskfri ränta

Den beroende variabeln i analysen är kreditspreaden vid emission, vilken definieras som skillnaden mellan obligationens yield to maturity och den riskfria räntan (Christiansen, 2002):

$$\text{Spread}_i = YTM_i - r_f \quad (3.1)$$

där Spread_i är kreditspreaden vid emission för obligation i , YTM_i är obligationens yield to maturity vid emission och r_f är den riskfria räntan med motsvarande löptid.

Beräkningen av kreditspreadar gjordes i Python. För varje obligation fastställdes först yield to maturity (YTM). För varje obligation identifierades sedan den avkastningskurva för riskfria räntan som motsvarade obligationens valuta, löptid och datum. För de obligationer där exakt motsvarande löptid inte kunde observeras användes linjär interpolation mellan närliggande löptider för att approximera den riskfria räntekurvan.

3.4.2 Indikatorvariabler

Indikatorvariabler konstruerades för att identifiera vilka obligationer som var gröna, vilka som emitterades i euro samt vilka som emitterades efter ECBs policyskifte. Dessa variabler utgör grunden för studiens DiD- och DDD-modell, eftersom de användes både separat och i interaktion med varandra för att estimerar policyeffekten.

Följande indikatorvariabler konstruerades:

$$\begin{aligned} \text{Grön obligation:} \quad Green_i &= \begin{cases} 1 & \text{om obligation } i \text{ är grön} \\ 0 & \text{annars} \end{cases} \\ \text{Efter policyskiftet:} \quad Post_i &= \begin{cases} 1 & \text{om obligation } i \text{ emitteras efter ECB:s klimatpolicy} \\ 0 & \text{annars} \end{cases} \\ \text{Valuta (EUR):} \quad EUR_i &= \begin{cases} 1 & \text{om obligation } i \text{ är denominerad i EUR} \\ 0 & \text{om denominerad i SEK} \end{cases} \end{aligned}$$

3.5 Dataanalys

För att analysera om ECB:s klimattilt påverkade greenium estimerades två linjära regressionsmodeller: en difference-in-differences-modell (DiD) och en triple difference-in-differences-modell (DDD). Båda modellerna jämförde hur kreditspreaden för gröna företagsobligationer förändrades jämfört med konventionella företagsobligationer efter ECB:s policyskifte. Skillnaden mellan modellerna låg i hur kontrollgruppen definierades och vilka antaganden som krävdes för att tolka resultaten.

DiD-modellen avgränsades till EUR-denominerade obligationer och jämförde gröna och konventionella obligationer på den marknad som direkt omfattades av ECB:s policy. Denna modell fångade upp förändringar i greenium efter policyskiftet, men avsaknaden av kontrollgrupp som inte påverkades direkt av ECB:s klimatpolicy begränsar modellens förklaringsgrad gällande huruvida en eventuell påvisad förändring kan kopplas till ECB:s policyskifte eller inte, då den även fångar andra generella marknadseffekter. DiD-modellen krävde alltså att gröna och konventionella obligationer i EUR-marknaden skulle ha haft parallella trender i frånvaro av policyskiftet.

DDD-modellen inkluderade både EUR- och SEK-denominerade obligationer och jämförde hur greenium förändrades i EUR-marknaden relativt SEK-marknaden. Denna modell kunde i högre grad kontrollera för bredare faktorer som påverkade gröna obligationer generellt genom att använda SEK-marknaden som kontrollgrupp, eftersom den marknaden inte di-

rekt omfattades av ECB:s policy. Därmed kunde DDD-modellen ha bättre förutsättningar att uppfylla antagandet om parallella trender. Samtidigt introducerade DDD-modellen en annan begränsning i att den fångade eventuella spridningseffekter till SEK-marknaden och skulle under sådana förutsättningar underskatta den skattade DDD-effekten.

Mot denna bakgrund konstruerades och användes båda modellerna för att belysa policyeffekten från två kompletterande perspektiv. DiD-modellen fångade förändringen i greenium inom EUR-marknaden, medan DDD-modellen undersökte om denna förändring skilde sig från utvecklingen på SEK-marknaden. För att testa resultatets statistiska signifikans för de båda modellerna beräknades p-värden för de skattade koefficienterna och R^2 . R^2 användes för att utvärdera modellens förklaringsgrad.

3.5.1 Difference-in-Differences

För att analysera förändringen i greenium inom EUR-marknaden estimerades en DiD-modell. Modellen avgränsades till EUR-denominerade obligationer eftersom dessa obligationer direkt omfattades av ECB:s klimatpolicy. I modellen jämfördes gröna obligationer med konventionella obligationer före och efter policyskiftet. Gröna obligationer utgjorde behandlingsgruppen, medan konventionella obligationer utgjorde kontrollgruppen.

Modellen specificerades enligt följande:

$$\text{Spread}_i = \alpha + \beta_1 \text{Green}_i + \beta_2 \text{Post}_i + \beta_3 (\text{Green}_i \times \text{Post}_i) + \gamma X_i + \epsilon_i \quad (3.2)$$

där Spread_i är kreditspread vid emission, X_i är en vektor av kontrollvariabler och ϵ_i är en stokastisk felterm. $(\text{Green}_i \times \text{Post}_i)$ var modellens variabel av intresse och dess koefficient β_3 fångade förändringen i kreditspread för gröna obligationer relativt konventionella obligationer efter policyskiftet.

För att isolera förändringar i kreditspreaden till policyskiftet kontrollerade modellen för obligations- och emittentspecifika faktorer. Skattningen av β_3 justerades för skillnaden i löptid, emissionsvolym, kreditbetyg och senioritet. I enlighet med etablerad praxis i befintlig litteratur, såsom Zerbib (2019), log-transformerades kontrollvariablerna för emissionsvolym och löptid. Denna transformering genomfördes dels för att minska högerskevheten i variablernas fördelning och reducera inflytandet av extrema observationer, dels för att fånga ett teoretiskt förväntat konkavt förhållande till den beroende variabeln. Detta icke-linjära förhållande motiveras av en avtagande marginalavkastning vid längre löptider, samt en avtagande marginalnytta av likviditet vid ökande emissionsvolym.

3.5.2 Triple Difference-in-Differences

För att analysera om förändringen i greenium på EUR-marknaden skilde sig från utvecklingen på SEK-marknaden estimerades även en DDD-modell. Modellen inkluderar både EUR- och SEK-denominerade obligationer och jämförde gröna relativt konventionella obligationer, perioden efter relativt före policyskiftet samt EUR-marknaden relativt SEK-marknaden. SEK-denominerade obligationer användes som jämförelsegrupp

eftersom Sveriges Riksbank inte implementerade en motsvarande klimatpolicy.

Modellen specificerades enligt följande:

$$\begin{aligned} \text{Spread}_i = & \alpha + \beta_1 \text{Green}_i + \beta_2 \text{Post}_i + \beta_3 \text{EUR}_i \\ & + \beta_4 (\text{Green}_i \times \text{Post}_i) + \beta_5 (\text{Green}_i \times \text{EUR}_i) + \beta_6 (\text{EUR}_i \times \text{Post}_i) \\ & + \beta_7 (\text{Green}_i \times \text{Post}_i \times \text{EUR}_i) + \gamma X_i + \epsilon_i \end{aligned} \quad (3.3)$$

där Spread_i är kreditspread vid emission, X_i är en vektor av kontrollvariabler och ϵ_i är en stokastisk felterm. $(\text{Green}_i \times \text{Post}_i \times \text{EUR}_i)$ var modellens variabel av intresse och dess koefficient β_7 representerade den relativa förändringen i greenium efter policyskiftet på EUR-marknaden jämfört med motsvarande förändring på SEK-marknaden.

För att isolera förändringar i kreditspreaden till policyskiftet kontrollerade modellen för obligations- och emittentspecifika faktorer. Skattningen av β_7 justerades för skillnaden i löptid, emissionsvolym, kreditbetyg och senioritet. Precis som i DiD-modellen log-transformerades kontrollvariablerna för emissionsvolym och löptid i enlighet med etablerad praxis.

3.5.3 OLS-regression

Ordinary least squares (OLS) används för att skatta parametrar i linjära regressionsmodeller. Metoden utgår från att den beroende variabeln kan skrivas som en linjär funktion av ett antal förklarande variabler och en felterm (Rajh-Weber m. fl., 2026):

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki} + \epsilon_i \quad (3.4)$$

där y_i är värdet på den beroende variabeln för observation i , β_0 är interceptet, $\beta_1, \dots, \beta_k$ är regressionskoefficienter, $x_{1i}, \dots, x_{ki}$ är förklarande variabler och ϵ_i är feltermen.

OLS skattar koefficienterna genom att minimera summan av de kvadrerade residualerna (Mahaboob m. fl., 2018). Residualen för varje observation definieras som skillnaden mellan observerat och predicerat värde,

$$e_i = y_i - \hat{y}_i \quad (3.5)$$

och skattningen erhålls genom att lösa:

$$\arg \min_{\beta} \sum_{i=1}^n e_i^2 \quad (3.6)$$

Detta innebär att modellen anpassas så att de samlade avvikelserna mellan observerade och predicerade värden blir så små som möjligt.

I denna studie användes OLS för att skatta sambandet mellan kreditspread vid emission och de förklarande variabler som ingår i DiD- och DDD-modellen. Metoden möjliggjorde skattning av både huvudtermer och interaktionstermer, där interaktionen mellan grön

obligation och post-period respektive grön obligation, eurodenominering och post-period användes för att fånga den estimerade policyeffekten.

Regressionerna skattades i Python med hjälp av paketet `statsmodels`. Eftersom inferens i linjär regression kan påverkas när feltermerna inte har konstant varians användes robusta standardfel av typen HC1. Detta gjorde standardfel, teststatistik och p-värden mindre känsliga för heteroskedasticitet i datamaterialet.

3.5.4 P-värde

Enligt Forcino m. fl. (2025) används p-värde för att utvärdera statistisk signifikans. P-värdet definieras som sannolikheten att få ett resultat minst lika extremt som den skattade koefficienten, baserat på den observerade datan, under nollhypotesen. Resultatet sägs vara statistiskt signifikant om p-värdet är tillräckligt lågt, ofta används en gräns mellan 1-5%, vilket medför att nollhypotesen kan förkastas. I denna studie testades hypoteserna:

$$H_0 : \beta_{Policy} \geq 0 \quad (3.7)$$

$$H_1 : \beta_{Policy} < 0 \quad (3.8)$$

Det ensidiga p-värdet som beräknades i denna studie definieras enligt:

$$p = \mathbb{P}(T < t_{obs} \mid H_0) \quad (3.9)$$

där T motsvarar en asymptotiskt normalfördelad stokastisk variabel, och t_{obs} motsvarar det observerade värdet på teststatistikan i studiens stickprov. Teststatistikan t_{obs} definieras enligt:

$$t_{obs} = \frac{\hat{\beta}_{Policy}}{SE(\hat{\beta}_{Policy})} \quad (3.10)$$

I denna studie användes p-värdet för att pröva om den skattade policyeffekten var statistiskt signifikant mindre än 0. Den valda signifikansnivån i studien var 5% och nollhypotesen förkastades om p-värdet understeg vald signifikansnivå.

3.5.5 R^2

R^2 är ett mått på modellens anpassningsgrad. Enligt Kim (2018) används måttet för att bedöma hur bra en regressionsmodell förklarar variationen i den beroende variabeln. Ett högre R^2 -värde innebär att modellen fångar en större del av variationen i utfallet.

Matematiskt definieras R^2 enligt:

$$R^2 = \frac{SSR}{SST} = \frac{\sum(\hat{Y} - \bar{Y})^2}{\sum(Y - \bar{Y})^2} \quad (3.11)$$

där SSR betecknar den förklarade kvadratsumman, SST den totala kvadratsumman, Y den observerade beroende variabeln, $\hat{Y}$ det värde som modellen predicerar för den beroende

variabeln och $\bar{Y}$ medelvärde av den beroende variabeln. R^2 beskriver därmed hur stor del av den totala variationen i den beroende variabeln som fångas av regressionsmodellen (Kim, 2018).

I denna studie rapporterades R^2 som ett kompletterande mått på modellens anpassningsgrad. Måttet användes för att ge en övergripande bild av hur väl de inkluderade förklarande variablerna tillsammans fångade variationen i kreditspread vid emission.

3.5.6 Simulerad analys av statistisk styrka

Ett återkommande problem i studien var tillgängligheten på data för gröna obligationer. För regressionsanalyser är kvalitén på datasetet en central faktor för regressionsmodellens statistiska styrka (sannolikheten att korrekt förkasta en falsk nollhypotes) och är därför avgörande för att kunna upptäcka samband och dra slutsatser. I syfte att undersöka regressionsmodellernas robusthet och statistiska styrka gjordes således två kompletterande simuleringar för respektive modell. Den underliggande matematiken bakom simulerings-teknikerna beskrivs vidare i Appendix 1

Stock och Watson (2020) tar upp ett antal faktorer som påverkar modellens styrka, däribland stickprovsstorleken, variationen i de oberoende variablerna och magnituden av behandlingseffekten. Eftersom variationen i den oberoende variabeln *Green*, det vill säga andelen gröna obligationer, samt datasetets storlek utgjorde de största praktiska begränsningarna användes simuleringarna till att besvara hur dessa faktorer påverkar förmågan att identifiera ECB:s policyeffekt. Detta gjordes för olika storlekar på policyeffekten genom ensidiga hypotestest med en signifikansnivå om 5%, i linje med studiens hypotes. Vidare tillämpades 80 procent som riktmärke för tillräcklig statistisk styrka, i enlighet med den konventionella nivån inom power-analys (Cohen, 1988).

För att approximera hur stor andel gröna obligationer som krävdes för att uppnå en tillräckligt hög statistisk styrka genomfördes en Monte Carlo-simulering. Simuleringen använde det insamlade datasetet men simulerade variabeln *Green* med hjälp av en Bernoullifördelning. Således klassades respektive obligation som grön med en bestämd sannolikhet. Genom upprepade regressioner på dessa dataset konvergerar simuleringen mot modellens teoretiskt sanna statistiska styrka för en given andel gröna obligationer. Detta upprepades för olika andelar gröna obligationer från 5% upp till 50%. Eftersom OLS-estimatorns precision ökar när variationen i de förklarande variablerna är stor, vilket för en binär variabel som *Green* uppnås vid en så jämn fördelning som möjligt, bör regressionsmodellernas styrka öka i takt med att andelen gröna obligationer växer, ceteris paribus.

På motsvarande sätt genomfördes en bootstrap-baserad Monte Carlo-simulering för att undersöka modellens statistiska styrka vid olika storlekar på stickprovet. Bootstrapping bygger på slumpmässig dragning med återläggning från det ursprungliga datasetet vilket möjliggör manipulering av stickprovsstorleken. Genom att variera både den simulerade ECB-effekten och antalet observationer kunde analysen empiriskt illustrera hur mycket data som krävdes för att modellen med tillräckligt stor sannolikhet skulle urskilja en statistiskt signifikant effekt för olika effektstorlekar. Eftersom OLS-estimatorn, enligt Centrala

Gränsvärdessatsen, är normalfördelad runt den sanna parametern med en varians som är omvänt proportionell mot stickprovets storlek påverkas regressionsmodellens styrka positivt av ett större stickprov ur ett teoretiskt perspektiv.

3.6 Antaganden för Difference-in-Differences-estimatorn

För att DiD- och DDD-koefficienterna ska kunna tolkas som kausala policyeffekter krävs att ett antal identifikationsantaganden är uppfyllda. De centrala antagandena inkluderar parallella trender mellan behandlings- och kontrollgruppen, samt avsaknaden av anticiperings- och spridningseffekter (Wooldridge, 2023).

Utöver de antaganden som är specifika för Difference-in-Differences-estimatorn måste även ett antal generella antaganden gällande OLS-estimatorn vara uppfyllda för att regressionsmodellerna ska ge pålitliga och väntevärdesriktiga resultat. Validiteten och hanteringen av dessa OLS-specifika antaganden utvärderas i Appendix 2.

3.6.1 Parallella trender och samtidiga händelser

Det centrala identifieringsantagandet i DDD-modellen är att differensen i greenium mellan EUR- och SEK-marknaden skulle ha utvecklats parallellt över tid i frånvaro av ECB:s klimattilt. Eftersom det kontrafaktiska scenariot, hur marknaderna hade sett ut om policyn aldrig införts, är strikt oobserverbart, kan detta antagande aldrig bevisas formellt för policyperioden. Däremot kan dess rimlighet utvärderas empiriskt genom att studera de historiska trenderna före policyns införande, samt motiveras teoretiskt utifrån marknadernas strukturella likheter.

Antagandet om parallella trender implicerar även en frånvaro av asymmetriska samtidiga störningar. Det innebär att det inte får förekomma några andra oobserverade händelser i anslutning till annonseringen av ECB:s klimattilt som asymmetriskt påverkade prissättningen av gröna EUR-obligationer, utan att ha en motsvarande effekt på SEK-marknaden. Om en sådan marknadsspecifik chock existerar fångas den felaktigt upp av interaktions termen och OLS-estimatorn tillskriver den den kausala policyeffekten.

3.6.2 Avsaknad av anticiperingseffekter och spridningseffekter

Ett ytterligare krav i DiD- och DDD-modellerna är avsaknaden av anticiperingseffekter, vilket innebär att marknadsaktörer inte får ha anpassat sitt beteende och prissatt policyn före det faktiska annonseringsdatumet (Wooldridge, 2023). Om investerare började omallokera kapital mot gröna obligationer innan ECB:s formella policyskifte, uppstår en del av behandlingseffekten redan i pre-perioden, vilket späder ut och förvränger den skattade effekten. Exempelvis publicerade Europeiska centralbanken (ECB) (2021) en handlingsplan redan i juli 2021 för hur klimatförändringar skulle kunna integreras i penningpolitiken. Även om ingen explicit viktning mot gröna tillgångar genomfördes vid detta tillfälle, utgör

annonseringen en institutionell signal som potentiellt kan ha utlöst tidiga marknadsreaktioner och därmed anticiperingseffekter.

Precis som anticiperingseffekter kontaminerar uppdelningen ur ett tidsmässigt perspektiv, kan spridningseffekter kontaminera kontrollgruppen i tvärsnittsdimensionen. Inom ramverket för kausal inferens benämns kravet på isolerade grupper som *Stable Unit Treatment Value Assumption* (SUTVA) (Cunningham, 2021). SUTVA stipulerar att utfallet för en specifik marknad inte får påverkas av om den andra marknaden behandlas eller inte.

4

Empiriska resultat

I följande avsnitt presenteras studiens empiriska resultat. Inledningsvis redovisas deskriptiv statistik för datamaterialet. Därefter redovisas resultatet från regressionsmodellerna, följt av tester för validitet, robusthet samt känslighetsanalys av studiens statistiska styrka.

4.1 Deskriptiv statistik

4.1.1 Överblick av data för DDD-modell

Tabell 4.1: Överblick av data: obligationer per DDD-cell.

Cell	N	Andel (%)
Konventionell, SEK, Före-tilt	295	9.0
Konventionell, SEK, Efter-tilt	73	2.2
Konventionell, EUR, Före-tilt	1418	43.2
Konventionell, EUR, Efter-tilt	828	25.2
Grön, SEK, Före-tilt	85	2.6
Grön, SEK, Efter-tilt	133	4.0
Grön, EUR, Före-tilt	224	6.8
Grön, EUR, Efter-tilt	230	7.0
Totalt antal obligationer	3286	

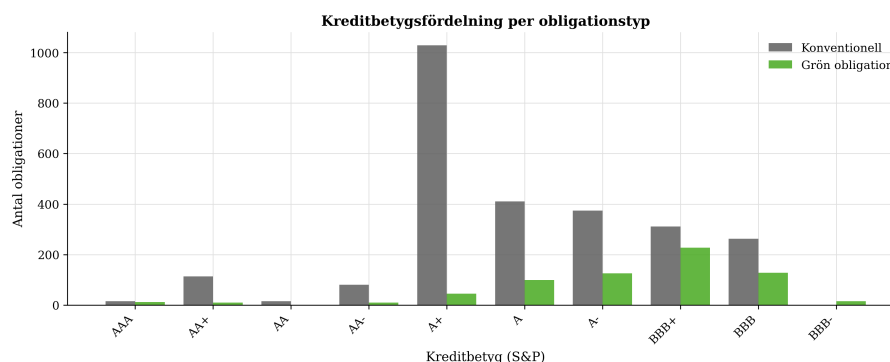
Tabell 4.1 presenterar en översikt av urvalet uppdelat enligt triple difference-in-differences strukturen som används i analysen, det vill säga efter obligationstyp, valuta och period.

Totalt omfattar urvalet 3 286 obligationer, varav majoriteten utgörs av konventionella EUR-denominerade obligationer. Denna grupp är störst både före tilten (43,2%) och efter tilten (25,2%). Konventionella SEK-obligationer före tilten utgör den tredje största delen medan urvalet efter tilten för SEK-obligationer är minst.

Gröna obligationer utgör en mindre del av urvalet. Fördelningen mellan före och efter tilten är relativt jämn, särskilt inom EUR-denominerade obligationer, medan antalet observationer är lägre för SEK-denominerade obligationer, särskilt före tilten.

Sammantaget visar tabellen att urvalet är ojämnt fördelat, i synnerhet när det kommer till valuta och obligationstyp där datamängden väger tungt mot EUR-denominerade respektive konventionella obligationer.

4.1.2 Distribution av kreditbetyg



Figur 4.1: Fördelning av kreditbetyg för obligationsdata.

Figur 4.1 visar fördelningen av kreditbetyg i dataurvalet mellan gröna och konventionella obligationer. Urvalet uppvisar en koncentration kring A- och BBB-kategorierna för båda obligationstyperna, men konventionella obligationer är i högre grad representerade i de högre ratingkategorierna medan gröna obligationer är mer koncentrerade i de lägre kategorierna. Denna skillnad i kreditkvalitet bidrar strukturellt till en högre genomsnittlig kreditspread för gröna obligationer som presenteras i avsnitt 4.1.5. Regressionsmodellen hanterar detta direkt genom att inkludera kreditbetyg som kontrollvariabel, vilket isolerar kreditbetygets effekt på kreditspreadar från den estimerade policyeffekten.

4.1.3 Deskriptiv statistik för kontinuerliga variabler

Tabell 4.2: Deskriptiv statistik för kontinuerliga variabler DDD-modellen.

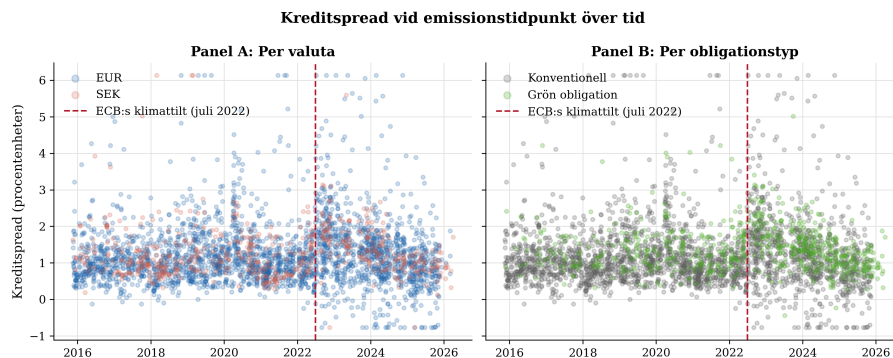
	Medel	Std.avv.	Min	25%	50%	75%	Max
Kreditspread	1.2	0.8	-0.8	0.7	1.1	1.5	6.1
Löptid [År]	8.3	2.01	0.17	4.48	7.0	10.0	100.1
Emissionsvolym (USDmm)	284.8	371.0	0.1	27.0	54.5	554.4	2501.0

Den beroende variabeln kreditspread uppvisar ett medelvärde om 1.23 procentenheter och en standardavvikelse om 0.842, vilket reflekterar en väsentlig variation i spreadnivåer inom urvalet. Medianen om 1.085 procentenheter understiger medelvärdet samtidigt som det förekommer en tydlig diskrepans mellan maximivärdet och den 75:e percentilen. Det tyder på att det föreligger ett antal observationer med avsevärt högre kreditspreadar i relation till observationer med lägst kreditspread.

Löptiden visar på ett medelvärde om 8.3 år med en stor variation där värdena varierar från under 1 år till 100 år. Vidare är fördelningen högervriden, vilket kan utläsas från medelvärdet och percentilerna. Detta motiverar att variabeln log-transformeras även om rådata presenteras här för att ge en mer direkt bild av dataurvalets karaktär. Emissionsvolym visar

samma typ av variation med ett minimum på 0.1 USD mm och maximum på 2501.0 USD mm. Vidare visar variabeln på en kraftigt högervriden fördelning, vilket i linje med löptid motiverar valet att log-transformera variabeln.

4.1.4 Kreditspread över tid



Figur 4.2: Kreditspread över tid: Jämförelse mellan SEK- och EUR-denominerade obligationer, samt gröna och konventionella obligationer.

Figuren visar utvecklingen av kreditspreadar vid emission över tid, uppdelat efter valuta (Panel A) och obligationstyp (Panel B). Den vertikalt streckade linjen markerar datumet för när införandet av ECB:s klimattilt kommunicerades i juli 2022.

I panel A framgår att EUR- och SEK-denominerade obligationer uppvisar en liknande utveckling av kreditspread, utan någon tydlig systematisk divergens i nivå eller trend innan policyskiftet. Den ökade spridningen i observationer efter 2022 återspeglar det generellt förändrade ränteläget som kännetecknade denna period, snarare än en isolerad policyeffekt.

Panel B visar en jämförbar bild för gröna och konventionella obligationer, där de båda grupperna följer ett likartat mönster utan uppenbara systematiska nivåskillnader över tid.

Sammantaget ger den deskriptiva bilden ett preliminärt stöd för att utvecklingen av kreditspreaden var relativt parallell mellan de jämförda grupperna innan policyskiftet, ett antagande som testas formellt i avsnitt 4.3.

4.1.5 Greenium per valuta och period

Tabell 4.3: Genomsnittlig kreditspread per obligationstyp och valuta, före och efter tilt-datum.

	SEK	EUR
<i>Panel A: Före tilt (Före = 0)</i>		
Konventionell	1.1849	1.1469
Grön	1.3736	1.3846
<i>Panel B: Efter tilt (Efter = 1)</i>		
Konventionell	1.2879	1.2567
Grön	1.4098	1.3811

Tabell 4.3 presenterar genomsnittliga kreditspreadar uppdelat efter obligationstyp, valuta och period, vilket ger en deskriptiv illustration av den effekt som DDD-modellen formellt skattar.

Före policyskiftet uppvisar gröna obligationer i genomsnitt högre kreditspreadar än konventionella i både EUR- och SEK-marknaden. Detta mönster kan delvis förklaras av att dataurvalet visar på att gröna obligationer tenderar att ha längre löptider men även lägre genomsnittligt kreditbetyg, vilket utan kontroll leder till en strukturellt högre spread – ett samband som hanteras i regressionsmodellen.

Den centrala observationen är hur detta gap förändras efter policyskiftet. På EUR-marknaden minskar differensen i kreditspread mellan gröna och konventionella obligationer från 0.238 till 0.124 procentenheter – en minskning om 0.113 procentenheter. Denna siffra representerar den okontrollerade Difference-in-Differences-effekten (DiD) för euroområdet. På SEK-marknaden är motsvarande minskning 0.067 procentenheter. Skillnaden mellan dessa två förändringar resulterar i en implicit Triple Difference-effekt (DDD) på cirka -4.65 räntepunkter.

Detta illustrerar den teoretiska intuitionen bakom den policyeffekt som formellt estimeras i avsnitt 4.2. Det är dock viktigt att poängtera att denna uträkning enbart baseras på råa genomsnitt. Eftersom beräkningen inte tar hänsyn till hur underliggande skillnader i kontrollvariablerna påverkar spreaden, fungerar den primärt som en förenklad deskriptiv illustration av den effekt som regressionsmodellerna syftar till att isolera.

4.2 Regressionsresultat

4.2.1 DiD-modell för EUR-marknaden

Tabell 4.4: Difference-in-differences regression: ECB:s klimattilt och kreditspread.

Variabel	Koefficient	Std. fel	z-värde	p-värde
Intercept	1.0064***	0.090	11.125	0.000
AAA	-0.8427***	0.120	-7.019	0.000
AA+	-0.5017***	0.061	-8.287	0.000
AA	0.2259	0.338	0.668	0.504
AA-	-0.1055	0.087	-1.218	0.223
A+	-0.0716	0.057	-1.262	0.207
A-	-0.0425	0.054	-0.787	0.431
BBB+	0.2404***	0.053	4.525	0.000
BBB	0.4550***	0.057	7.942	0.000
BBB-	0.8525**	0.353	2.412	0.016
Green	0.0707	0.053	1.334	0.182
Post	0.1337***	0.038	3.520	0.000
Green × Post	-0.1322*	0.068	-1.954	0.051
Log(Emissionsvolym)	-0.0302***	0.010	-2.897	0.004
Log(Löptid)	0.1568***	0.026	6.124	0.000
Säkerställd	-0.4476***	0.033	-13.573	0.000
Observationer		2.696		
Justerat R ²		0.117		
R ²		0.122		

Not: Den beroende variabeln är kreditspread. Robusta standardfel av typen HC1 används.
 Signifikansnivåer: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Kreditbetyg inkluderas som kategoriska kontrollvariabler. Den centrala policyeffekten mäts av interaktionen *Green* × *Post*.

DiD-regressionen visar inte någon statistiskt säkerställd skillnad i kreditspread mellan gröna och konventionella EUR-denominerade obligationer före policyskiftet, eftersom koefficienten för *Green* är positiv, men inte statistiskt signifikant. Däremot visar modellen en negativ koefficient för interaktionstermen *Green* × *Post*. Koefficienten uppgår till -0.1322, vilket motsvarar en minskning i kreditspreaden för gröna EUR-denominerade obligationer med cirka 13 baspunkter relativt konventionella EUR-denominerade obligationer efter ECB:s klimattilt. Det tvåsidiga p-värdet uppgår till 0.051. Eftersom studiens hypotes är riktad motsvarar detta ett ensidigt p-värde om cirka 0.026, vilket innebär att resultatet är statistiskt signifikant på femprocentsnivån.

4. Empiriska resultat

Kontrollvariablerna uppvisar huvudsakligen förväntade samband med creditspreaden. Längre löptid är associerad med högre creditspread, medan större emissionsvolym och säkerställda obligationer är associerade med lägre creditspread. Kreditbetygsvariablerna visar generellt att lägre kreditvärdighet är förknippad med högre creditspread.

Regressionen omfattar ett urval på 2 696 observationer och har ett justerat R^2 på 0.117. Sammantaget visar DiD-modellen inte någon statistiskt säkerställd skillnad i creditspread mellan gröna och konventionella EUR-denominerade obligationer före policyskiftet, men däremot en statistiskt signifikant minskning i creditspreaden för gröna EUR-denominerade obligationer efter ECB:s klimattilt vid ett ensidigt test.

4.2.2 DDD-modellen för hela dataurvalet

Tabell 4.5: Triple-difference regression: ECB:s klimattilt och kreditspread.

Variabel	Koefficient	Std. fel	z-värde	p-värde
Intercept	1.1017***	0.079	13.972	0.000
AAA	-0.4482***	0.094	-4.758	0.000
AA+	-0.4343***	0.051	-8.487	0.000
AA	0.2662	0.336	0.793	0.428
AA-	0.1738*	0.103	1.680	0.093
A+	-0.0639	0.049	-1.296	0.195
A-	0.0138	0.045	0.310	0.757
BBB	0.4921***	0.049	9.993	0.000
BBB+	0.2793***	0.047	5.983	0.000
BBB-	0.6080***	0.179	3.406	0.001
Green	-0.0209	0.059	-0.356	0.722
EUR	-0.1608***	0.040	-4.063	0.000
Green × EUR	0.1004	0.079	1.278	0.201
Post	0.1308	0.087	1.509	0.131
Green × Post	0.0016	0.108	0.015	0.988
EUR × Post	0.0182	0.095	0.193	0.847
Green × EUR × Post	-0.1401	0.127	-1.102	0.271
Log(Emissionsvolym)	-0.0378***	0.011	-3.592	0.000
Log(Löptid)	0.1880***	0.024	7.949	0.000
Säkerställd	-0.4224***	0.029	-14.423	0.000
Observationer		3,279		
Justerat R ²		0.130		
R ²		0.135		

Not: Den beroende variabeln är kreditspread. Robusta standardfel av typen HC1 används.
 Signifikansnivåer: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Kreditbetyg inkluderas som kategoriska kontrollvariabler. Den centrala policyeffekten mäts av interaktionen *Green × EUR × Post*.

DDD-regressionen visar inte någon statistiskt säkerställd skillnad i kreditspread mellan gröna och konventionella obligationer i referensgruppen före policyskiftet, eftersom koefficienten för *Green* är negativ, men inte statistiskt signifikant. Däremot visar modellen en negativ koefficient för interaktionen *Green × EUR × Post*. Koefficienten uppgår till -0.1401, vilket indikerar att förändringen i kreditspread för gröna EUR-denominerade obligationer efter ECB:s klimattilt är cirka 14 baspunkter lägre relativt SEK-denominerade obligationer. Det tvåsidiga p-värdet uppgår till 0.271, vilket motsvarar ett ensidigt p-värde om cirka 0.136 givet studiens riktade hypotes. Resultatet är därmed inte statistiskt signifi-

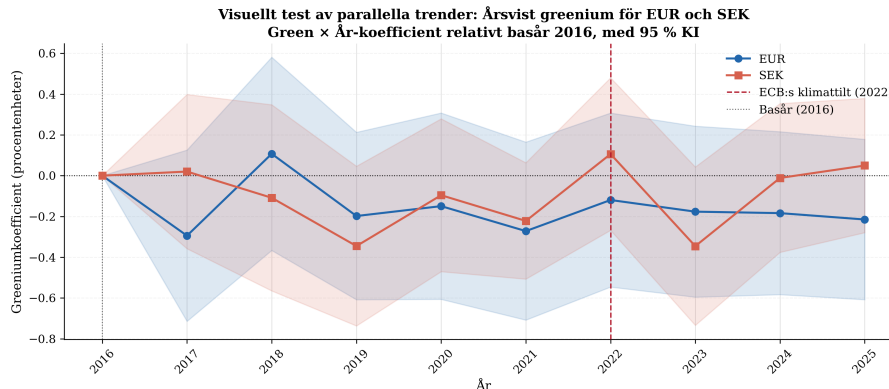
kant på femprocentnivån.

De underliggande interaktionstermerna $Green \times Post$ och $EUR \times Post$ ligger båda nära noll utan signifikans. Termen $Green \times EUR$ uppvisar ett positivt värde om 0.1004 men är inte statistiskt signifikant.

Bland kontrollvariablerna uppvisar EUR en negativ och statistiskt signifikant koefficient om -0.1608. Löptid är positiv och signifikant, emissionsvolym negativ och signifikant, och säkerställd uppvisar en negativ och starkt signifikant koefficient. Kreditbetyg uppvisar signifikanta resultat för de flesta kategorierna, där kreditbetyg över A generellt uppvisar negativa koefficienter medan kreditbetyg under A uppvisar positiva koefficienter. Kreditbetyget A utgör baslinjen för kreditbetygs-indikatorvariablerna och utesluts för att undvika multikollinearitet.

Regressionen omfattar ett urval på 3 279 observationer och har ett justerat R^2 på 0.130. Sammantaget visar DDD-modellen en negativ men icke-signifikant policyeffekt. Resultaten ger därmed ingen statistiskt säkerställd evidens för att skillnaden i kreditspread mellan gröna och konventionella obligationer minskade mer på EUR-marknaden än på SEK-marknaden efter ECB:s klimattilt.

4.3 Parallella trender



Figur 4.3: Årsvist förändring av koefficienten $Green \times \text{År}$ relativt basår 2016 för SEK-respektive EUR-denominerade obligationer.

Figur 4.3 visar en visuell bedömning av antagandet om parallella trender i DDD-modellen genom årsvisa skattningar av greenium, mätt som koefficienten för $Green \times \text{År}$, för SEK-respektive EUR-denominerade obligationer, relativt basåret 2016. Koefficienterna ska tolkas som den årliga skillnaden i kreditspread mellan gröna och konventionella obligationer inom respektive marknad. Antagandet innebär inte att greenium måste vara noll eller lika stort i EUR och SEK, utan att förändringen i greenium bör följa ett likartat mönster före policyåret. Under perioden före ECB:s klimattilt uppvisar serierna variation, men ingen tydlig trendmässig divergens mellan EUR och SEK kan identifieras. Samtidigt är konfidensintervallen breda, vilket innebär att figuren inte bör tolkas som ett starkt bevis för

parallella trender, snarare som ett indikativt stöd för att DDD-antagandet inte uppenbart motsägs.

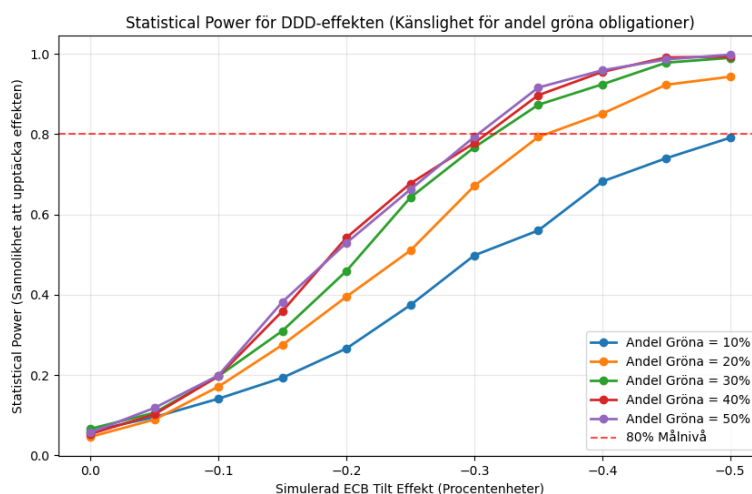
Båda marknaderna regleras av samma EU-rättsliga ramverk vilket innebär att emittenter och investerare på de två marknaderna verkar under i allt väsentligt identiska transparens- och informationskrav (OECD, 2022). Det gemensamma regulatoriska ramverket skapar likvärdiga förutsättningar för prissättning och investerarbeteende och minskar risken för att marknadsspecifika skillnader driver en systematisk divergens i greenium-dynamiken.

4.4 Statistisk styrka och känslighetsanalys

Inom hypotesprövningar är förmågan att minimera typ-I- och typ-II-fel essentiell för tillförlitligheten hos den modell som ligger till grund för testet. Typ-I-fel definieras som händelsen att ett hypotestest förkastar nollhypotesen trots att nollhypotesen är sann och sannolikheten för att göra ett typ-I-fel benämns ofta testets storlek. I teorin, då OLS-estimatorn är asymptotiskt normalfördelad runt de sanna parametervärdena, bestäms testets storlek av den signifikansnivån.

Förutsatt att samtliga antaganden för en OLS-regression håller, samt de kausala antaganden som tillkommer med DiD-estimatorn avgörs därmed modellens analytiska kvalitet av dess förmåga att minimera typ-II-fel. Att minimera typ-II-fel är ekvivalent med att maximera modellens statistiska styrka. Eftersom studiens datamängd kännetecknas av en kraftig obalans mellan behandlings- och kontrollgrupper, är det svårt att analytiskt bedöma om modellen besitter tillräcklig statistisk styrka för att identifiera en potentiellt subtil policyeffekt. Med detta som bakgrund följer nedan resultaten från Monte Carlo-simuleringen och den Bootstrap-baserade Monte Carlo-simuleringen för modellens styrka. Nedan presenteras resultaten från dessa simuleringar, följt av en ekonometrisk analys av de underliggande mekanismerna.

4.4.1 Monte Carlo



Figur 4.4: Monte Carlo-simulerad statistisk styrka för DDD-modellen vid olika effektstorlekar.

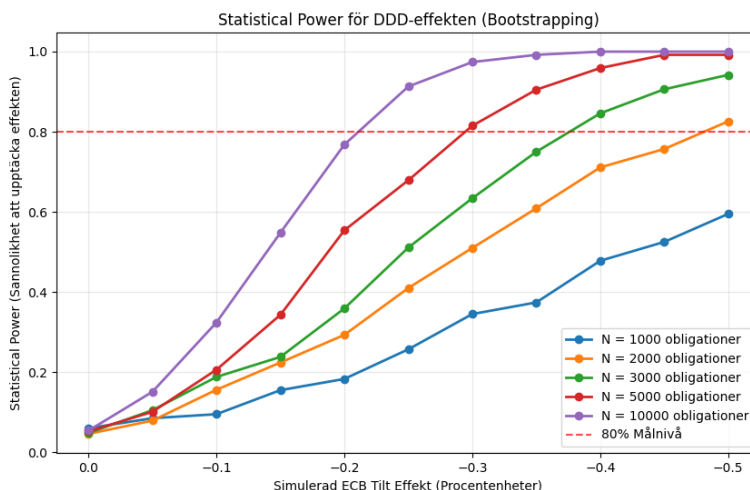
Figur 4.4 visar resultatet från Monte Carlo-simuleringen av statistisk styrka för DDD-modellen vid olika andelar gröna obligationer. På x-axeln visas effektstorlekar för ECB:s klimattilt uttryckt i procentenheter och y-axeln visar den statistiska styrkan uttryckt som sannolikhet att upptäcka en effekt vid respektive effektstorlek. Varje färg representerar en fixerad andel gröna obligationer i dataurvalet.

Resultatet visar att den statistiska styrkan ökar när den simulerade effekten blir större. Resultatet visar för samtliga andelar att sannolikheten att upptäcka simulerade effekter nära noll är låg, medan den successivt ökar för större simulerade effekter. Mer specifikt är sannolikheten att förkasta noll-hypotesen när policyeffekten är 0 ungefär 0.05 för samtliga andelar, vilket är konsekvent med testets signifikansgrad. Vidare ökar modellens styrka med en snabbare takt för större andelar när den simulerade effekten ökar. När andelen gröna obligationer är 10% når modellen en statistisk styrka på 0.8 vid en simulerad effekt om -0.5 procentenheter medan samma styrka uppnås vid en simulerad effekt på -0.3 procentenheter när andelen är 50%. Från figur 4.4 framgår också att skillnaden i statistisk styrka för andelar över 30% är relativt liten.

I det aktuella datasetet är andelen gröna obligationer ungefär 20% vilket motsvarar en ungefärlig policyeffekt på -0.35 procentenheter för att uppnå en 80-procentig statistisk styrka. Notera att detta inte implicerar en lika stor styrka för det slutgiltiga datasetet eftersom simuleringen antar en fördelning av gröna obligationer som är approximativt proportionell mot respektive delgrupps andel av det totala antalet obligationer. Andelen gröna obligationer antas alltså vara lika stor inom delgrupperna SEK - Före tilt, SEK - Efter tilt, EUR - Före tilt och EUR - Efter tilt vilket tydligt inte stämmer enligt tabell 4.1. Liknande resultat uppvisas för DiD-modellen men med en högre statistisk styrka, ceteris paribus. Resultaten för Monte Carlo-simuleringen av DiD-modellens statistiska

styrka redovisas i Appendix 3.

4.4.2 Bootstrapping



Figur 4.5: Bootstrappad statistisk styrka för DDD-modellen vid olika effektstorlekar och stickprovsstorlekar.

Figur 4.5 redovisar bootstrappad statistisk styrka för DDD-modellen vid olika simulerade effektstorlekar och stickprovsstorlekar. På x-axeln visas den simulerade effekten av ECB:s klimattilt uttryckt i procentenheter och y-axeln visar den statistiska styrkan uttryckt som sannolikhet att upptäcka en effekt. De fyra linjerna representerar olika antal obligationer, N , i urvalet: 1 000, 2 000, 3 000, 5 000 respektive 10 000. Den streckade röda linjen markerar en statistisk styrka på 80 procent.

Resultatet visar att den statistiska styrkan ökar både med storlek på effekten och antalet observationer. För ett urval om 1 000 obligationer uppnås inte en statistisk styrka om 0.8 för policyeffekter mindre än -0.5 procentenheter. För 2 000 obligationer krävs en effekt om cirka -0.49 för att uppnå 80 procent statistisk styrka. Motsvarande effekt för 3 000, 5 000 respektive 10 000 obligationer är cirka -0.37, -0.3 respektive -0.21. Liknande resultat uppvisas för DiD-modellen men med en högre statistisk styrka, ceteris paribus. Resultaten från den Bootstrap-baserade simuleringen av DiD-modellens statistiska styrka redovisas i Appendix 3.

4.4.3 Utvärdering av statistisk styrka

Eftersom OLS-estimatorn är asymptotiskt normalfördelad runt det sanna värdet av koefficienten som testas enligt $\hat{\beta} \sim N(\beta, \text{Var}(\hat{\beta}))$ beror modellens statistiska styrka på det sanna värde av ECB:s policyeffekt samt estimatorns varians¹. Under antagandet om homoske-

¹ Styrkan beror också på signifikansnivå men eftersom en större signifikansnivå innebär en större risk för typ-I-fel är det inte en relevant faktor för modellens kvalitet.

dasticitet, det vill säga konstant varians hos residualerna, ges en approximativ formel för variansen av estimatören enligt (Stock & Watson, 2020):

$$Var(\hat{\beta}) \approx \frac{Var(\epsilon)}{N \times Var(X) \times (1 - R_{aux}^2)} \quad (4.1)$$

Även om regressionsmodellerna som appliceras i denna studie använder robusta standardfel för att hantera datans inneboende heteroskedasticitet, kan formeln för OLS-estimatorns standardfel användas som ett heuristiskt ramverk för att förstå mekanismerna bakom modellens statistiska styrka. I formeln är N stickprovets storlek, $Var(\epsilon)$ är residualvariansen och $Var(X)$ är variansen i den beroende variabeln, det vill säga $Green \times EUR \times Post$ i DDD-modellen och $Green \times Post$ i DiD-modellen. R_{aux}^2 benämns auxiliary R^2 och är den determinationskoefficient som fås av att köra en regression av samtliga kontrollvariabler på den oberoende variabeln X och är alltså ett mått på multikollinearitet. Med ovanstående formel som utgångspunkt observeras direkt att stickprovsstorleken och variansen av den oberoende variabeln är omvänt proportionella till variansen av OLS-estimatören samt att residualvariansen och auxiliary R^2 följer ett positivt samband med estimatorns varians.

En standardiserad OLS-estimator är approximativt standardnormalfördelad för tillräckligt stora stickprov enligt (Stock & Watson, 2020): $T = \frac{\hat{\beta} - \beta}{SE(\hat{\beta})} \sim N(0, 1)$ $SE(\hat{\beta})$ betecknar här standardfelet vilket är ett estimat av standardavvikelsen för OLS-estimatören. Hypotestestet med en signifikansgrad om 5% förkastar alltså nollhypotesen till fördel för den alternativa hypotesen om det T som observeras är mindre än 5-percentilen i en standardnormalfördelning vilket är -1.645.

Förutsatt att den sanna policyeffekten är negativ innebär även mindre standardfel att modellens styrka ökar. Därmed ger ett större stickprov en modell som med större sannolikhet förkastar nollhypotesen givet att den alternativa hypotesen stämmer. Detta bekräftas empiriskt av resultatet i Bootstrapping-simuleringen (Figur 4.5), där standardfelet minskar och den statistiska styrkan ökar i takt med att N simuleras till större nivåer. Eftersom en stor del av befintlig litteratur använder obligationsmatchning, det vill säga att jämförbara gröna och konventionella obligationer matchas direkt, och paneldata är datamängden i denna studie inte direkt jämförbar med tidigare studier. Detta i kombination med komplexiteten som interaktionstermerna i DDD-modellen medför, sätter högre krav på datamängden. Resultatet av Bootstrapping-simuleringen som visar upp låg styrka för små policyeffekter är alltså inte oväntat trots att datamängden är större än i flera jämförbara studier, åtminstone ur ett tvärsnittsperspektiv.

På samma sätt gör variationen i de oberoende variablerna att standardfelet minskar och modellens styrka ökar. Eftersom variablerna $Green$, EUR och $Post$ är indikatorvariabler är variationen i treatment-variabeln $Green \times EUR \times Post$ respektive $Green \times Post$ som störst när andelarna inom respektive delgrupp är lika stora. Monte Carlo-simuleringen (Figur 4.4) fångar just denna dynamik. Simuleringen illustrerar tydligt att om andelen gröna obligationer hade uppgått till cirka 30%, skulle DDD-modellen uppvisa en markant högre statistisk styrka som ligger nära den teoretiska maxnivån vid perfekt jämvikt. Den begränsade tillgängligheten på obligationsdata, i synnerhet för gröna obligationer är därför en betydande begränsning i studien.

Residualvariansen och auxiliary R^2 är båda kopplade till kvaliteten på kontrollvariablerna. Obligationers kreditspreadar påverkas av flera makro- och mikroekonomiska faktorer, vilket diskuteras i sektion 2.2.1. Genom att inkludera kontrollvariabler som fångar upp sådana faktorer minskar variationen som inte kan förklaras av modellen vilket i sin tur reducerar standardfelet hos OLS-estimatorn och förbättrar modellens styrka. Faktum är att residualvariansen alltid minskar eller förblir oförändrad när nya kontrollvariabler introduceras i en regressionsmodell. Anledningen till att införandet av fler och fler kontrollvariabler trots det inte nödvändigtvis förbättrar modellens styrka ligger i måttet på multikollinearitet, auxiliary R^2 . Ju fler kontrollvariabler som införs, alternativt om kontrollvariabler med hög samvariation med den oberoende variabeln införs, desto svårare blir det att isolera effekten av varje enskild variabel på den beroende variabeln. Det visas genom ett högt värde på auxiliary R^2 vilket i sin tur innebär en lägre statistisk styrka (Stock & Watson, 2020).

I en regressionsmodell fyller kontrollvariabler i huvudsak två funktioner. Dels ser de till att antagandet om exogena residualer uppfylls, dels reducerar de residualvariansen för att maximera modellens förklaringsgrad. När de förklarar variationen i andra variabler som redan inkluderas i modellen, snarare än residualerna, försämras modellens styrka. Därav genomfördes en orsak-verkan analys genom en Directed Acyclic Graph.

Sammantaget indikerar analysen av standardfelets komponenter, väl underbyggd av de empiriska simuleringarna, att modellens största utmaning gällande statistisk styrka ligger i den kraftiga obalansen i behandlingsvariabeln (ett lågt $Var(X)$), snarare än antalet observationer (N). Samtidigt är inkluderingen av strikt adekvata kontrollvariabler helt avgörande för att reducera residualvariansen ($Var(\epsilon)$) och överhuvudtaget möjliggöra identifieringen av en potentiell policyeffekt.

5

Diskussion

Syftet med studien är att undersöka huruvida ECB:s klimattilt har påverkat greenium på primärmarknaden för EUR-denominerade obligationer. Detta genom att testa hypoteserna:

$$H_0: \beta_{Policy} \geq 0$$

$$H_1: \beta_{Policy} < 0$$

där nollhypotesen H_0 innebär att ECB:s klimattilt inte har lett till ett ökat greenium för EUR-denominerade företagsobligationer på primärmarknaden. Resultaten från både DiD- och DDD-modellen visar en negativt skattad förändring i kreditspreaden för gröna EUR-denominerade obligationer efter policyskiftet 2022. Dock erhålls enbart signifikant resultat genom DiD-modellen, medan DDD-modellens negativt skattade koefficient saknar statistisk evidens.

5.1 Effekten av ECB:s klimattilt på greenium

I DiD-modellen är koefficienten för variabeln *Green* positiv, 0,0707, med ett tvåsidigt p-värde som motsvarar 0,182. Detta innebär att modellen inte visar något statistiskt säkerställt greenium för gröna EUR-denominerade obligationer före policyskiftet. Koefficienten för interaktionstermen $Green \times Post$ uppgår till -0,1322, vilket innebär att kreditspreaden för gröna EUR-denominerade obligationer minskade med cirka 13 baspunkter efter ECB:s klimattilt relativt konventionella EUR-denominerade obligationer. Det tvåsidiga p-värdet uppgår till 0,051, vilket motsvarar ett ensidigt p-värde om cirka 0,026 för studiens ensidiga hypotes. DiD-modellen ger därmed statistiskt stöd på femprocentsnivån för att kreditspreaden för gröna EUR-obligationer minskade relativt konventionella EUR-obligationer efter policyskiftet och hypotesen H_0 kan förkastas. Även om effekten är relativt begränsad, indikerar resultatet att gröna obligationer prissattes mer fördelaktigt relativt konventionella obligationer efter policyskiftet, ur emittentens perspektiv.

Även i resultatet från DDD-modellen saknas statistiskt säkerställt greenium före policyskiftet. Koefficienten för variabeln *Green* uppgår till -0,0209 med p-värde 0,722 och saknar därför statistisk signifikans på femprocentsnivån. Koefficienten för den centrala interaktionstermen $Green \times EUR \times Post$ uppgår till -0,1401, vilket motsvarar en relativ minskning av kreditspreaden med cirka 14 baspunkter för EUR-denominerade obligationer efter policyskiftet. Effekten är därmed något större än i DiD-modellen, men DDD-koefficienten är inte statistisk signifikant. För DDD-modellen motsvarar det tvåsidiga p-värdet 0,271 och

ett ensidigt p-värde om cirka 0,136, vilket innebär att DDD-modellen inte ger tillräckligt stark evidens för att förkasta nollhypotesen om ingen isolerad policyeffekt relativt SEK-marknaden.

Skillnaden i modellerna kan förstås utifrån deras olika antaganden. DiD-modellen fokuserar endast på marknaden där policyn implementerades och fångar därför den direkta förändringen i prissättningen av gröna obligationer relativt konventionella obligationer inom EUR-marknaden. Denna modell ställer dock ett striktare krav på antagandet om parallella trender. Modellen antar ett konstant greenium i frånvaro av ECB:s policyskifte, det vill säga att inga andra förändringar har skett på marknaden som inte är direkt kopplade till policyskiftet. Exempelvis kan en generell ökning av efterfrågan på gröna obligationer göra att antagandet bryts. Konsekvensen blir att DiD-modellen fångar både effekten av ECB:s klimattilt och andra underliggande marknadsförändringar, vilket innebär att den kausala effekten inte kan isoleras.

DDD-modellen hanterar detta genom att inkludera SEK-marknaden som jämförelsegrupp. Därmed kontrollerar modellen för förändringar i greenium som inte är specifika för EUR-marknaden. Samtidigt innebär detta att DDD-modellen kan bli konservativ om ECB:s klimattilt gav upphov till spridningseffekter även utanför EUR-marknaden vilket, givet den höga graden av finansiell integration i Europa, är ett troligt scenario. Om ECB:s policy skapar en utbudschock av gröna EUR-obligationer, kan europeiska institutionella investerare via portföljombalansering söka sig till närliggande substitut, såsom SEK-marknaden. En sådan kapitalförflyttning pressar ner räntorna även i Sverige, varvid kontrollgruppen påverkas av samma policy som behandlingsgruppen. Ur ett ekonometriskt perspektiv skapar en sådan spridningseffekt en så kallad attenuation bias, där skillnaden mellan valutaområdena suddas ut och den isolerade DDD-effekten svårare att identifiera statistiskt.

En rimlig tolkning är därför att resultatet från båda modellerna inte kan säkerställa att greenium existerade före policyskiftet med statistisk signifikans. DiD-modellen visar vidare att greenium ökade på EUR-marknaden efter policyskiftet 2022, medan DDD-modellen inte kan med statistisk säkerhet fastställa att förändringen är en direkt konsekvens av ECB:s policyskifte.

5.2 Jämförelse mot teori och tidigare litteratur

Även om resultaten inte ger stöd för att ett greenium i sig existerar, indikerar de att greeniumet har förstärkts på EUR-marknaden, i den meningen att gröna obligationers yield minskar relativt konventionella obligationers. Denna förstärkning kan dock inte med säkerhet kopplas till ECB:s policyskifte, men kan belysas ytterligare genom att sätta resultaten i relation till befintlig litteratur och teori, dels vad gäller mekanismer som kan förklara DiD-modellens signifikanta resultat, dels spridningseffekters betydelse för DDD-modellens icke-signifikanta resultat.

DiD-modellen, som jämför gröna och konventionella EUR-obligationer utan att förlita sig på SEK-marknaden som kontrollgrupp, ger ett statistiskt signifikant resultat i linje

med studiens hypotes. Resultatet kan inte med säkerhet tolkas som en direkt effekt av ECB:s klimattilt, utan modellen fångar förändringar i greenium på EUR-marknaden efter juli 2022 oavsett om dessa drivs av ECB, bredare ESG-trender eller andra samtida marknadsförändringar. Utifrån det teoretiska ramverk som presenteras i kapitel 2 och de litteraturbeskrivningar som ges i kapitel 3, kan en eventuell policyeffekt emellertid förklaras av följande mekanismer.

Ferdinandusse m. fl. (2020) visar att centralbanksköp initialt förbättrar likviditeten för de berörda tillgångarna och därigenom sänker likviditetspremien som i sin tur sänker kreditspreaden – en effekt som är starkare i marknader med en hög andel preferred habitat-investerare. Eftersom ECB:s klimattilt omfattade en fördelaktig behandling av gröna obligationer kan denna likviditetseffekt ha bidragit till en sänkt kreditspread för gröna EUR-obligationer relativt konventionella.

Därutöver kan ECB:s klimattilt ha verkat via institutionell signalering, som presenterades i avsnitt 2.3.3. Krueger m. fl. (2020) visar att skyddandet av institutionens rykte är det starkaste rangordnade motivet för att integrera klimatrisker i investeringsbeslut. En explicit policysignal från ECB kan ha förstärkt det normativa trycket på institutionella investerare att allokera mot gröna obligationer, vilket breddar efterfrågan ytterligare bortom ECB:s direkta köp och förstärker den preferensdrivna prissättningsmekanism som beskrevs i avsnitt 2.3.3.

Vidare bekräftar Pietsch och Salakhova (2022) empiriskt att greenium på den europeiska marknaden drivs av investerarefterfrågan och är konsekvent signifikant från 2020 och framåt. Denna trend motiverar en marknad med starka preferred habitat-tendenser som förstärker ECB:s påverkan på priset för gröna tillgångar utifrån resonemanget av Ferdinandusse m. fl. (2020).

Det ska dock betonas att det signifikanta resultatet i DiD-modellen kan ha alternativa förklaringar som inte är kopplade till ECB:s klimattilt. Pietsch och Salakhova (2022) visar att greenium på den europeiska marknaden primärt drivs av investerarefterfrågan och att denna efterfrågan växer konsekvent från 2020 och framåt, drivet av ökad klimatorch och regulatoriska ESG-krav inom EU. Denna trend är oberoende av ECB:s specifika policyskifte och kan i sig vara tillräcklig för att förklara en förstärkning av greeniumet under post-perioden.

Lau m. fl. (2022) visar dessutom att greenium är känsligt för det globala klimatpolitiska landskapet – ett fall observerades exempelvis i samband med USA:s utträde ur Parisavtalet – vilket tyder på att bredare politiska signaler kan påverka investerarsentimentet kring gröna obligationer oberoende av centralbankernas direkta agerande. Därutöver föreligger det en variation av olika makroekonomiska, regulatoriska och marknadsspecifika faktorer som kan vara drivande i prissättningen av gröna obligationer i relation till konventionella obligationer.

Sammantaget innebär detta att DiD-modellens signifikanta resultat är förenligt med att ECB:s klimattilt förstärkte greenium på EUR-marknaden, men att samma resultat även är

förenligt med att en alternativ faktor har drivit en kontraktion i prissättningen av gröna kontra konventionella obligationer.

De likviditets-, pris- och signaleffekter som driver greeniumförstärkning på EUR-marknaden är emellertid inte nödvändigtvis begränsade till obligationer på EUR-marknaden. Givet de liknande strukturella ramverken mellan EUR- och SEK-marknaden kan dessa effekter ha spridit sig även till SEK-marknaden, vilket utmanar DDD-modellens grundläggande förutsättningar om en isolerad kontrollgrupp – och därmed delvis förklara varför den kausala kopplingen till ECB:s policyskifte inte kan fastställas med statistisk säkerhet.

Som introducerat i avsnitt 2.4.3, visar Ferrari och Nispi Landi (2020) att klimatviktade centralbanksköp enbart genererar reala priseffekter om gröna och konventionella obligationer är imperfekta substitut – om de vore perfekta substitut skulle privata aktörer omedelbart arbitrera bort prisskillnaden. En central förutsättning för DDD-designens identifikation är att SEK-marknaden fungerar som en legitim kontrollgrupp som är opåverkad av ECB:s klimattilt. De strukturella likheter som presenterades i avsnitt 3.5.3 – regulatoriska ramverk, överlappande institutionell investerarbaser och gemensamma underliggande makroekonomiska drivkrafter – motiverar SEK-marknaden som en relevant kontrollgrupp utifrån behovet av parallella trender i DDD-modellen. Emellertid, kan dessa liknande strukturer användas som argument för att SEK-marknaden ej kan antas vara helt isolerad från ECB:s klimattilt.

OECD (2022) visar att utländska investerare utgör 60% av ägandet av svenska företagsobligationer, varav europeiska institutionella investerare utgör en betydande andel. Om dessa investerare via portföljombalansering – driven av ECB:s klimattilt och det minskade utbudet av gröna EUR-obligationer – söker sig till substitut på SEK-marknaden, påverkas kontrollgruppen av samma policy som behandlingsgruppen. Som redovisat i avsnitt 2.4.3 avser portföljombalansering i detta sammanhang att institutionella investerare med interna ESG-mandat är ålagda att upprätthålla en viss andel gröna tillgångar i sina portföljer, vilket tvingar investerare att betala mer för gröna EUR-obligationer, alternativt söka sig till substitut på närliggande marknader och därmed påverka prissättningen av tillgångar utanför eurozonen. Om dessa spridningseffekter är tillräckligt stora för att påverka SEK-marknadens greenium-dynamik i samma riktning som EUR-marknaden, kan det förklara varför DDD-modellen inte kan isolera en statistiskt signifikant policyeffekt – inte nödvändigtvis för att effekten saknas, utan för att den kan ha effekter bortom den explicit påverkade marknaden.

5.3 Diskussion om antaganden

5.3.1 Parallella trender

Det centrala metodologiska antagandet i DDD-modellen är att greenium, i frånvaro av ECB:s klimattilt, skulle ha utvecklats parallellt över tid. Detta innebär inte att greenium behöver vara lika stort i de två marknaderna eller att de årsvisa koefficienterna behöver ligga nära noll. Det avgörande är i stället om förändringen i greenium följer ett likartat mönster före policyperioden. Om SEK- och EUR-marknaden uppvisar tydliga divergenser

redan före 2022 försvagas möjligheten att tolka DDD-koefficienten som en isolerad effekt av ECB:s klimatpolicy.

De strukturella likheter mellan EUR- och SEK-marknaden som diskuterades i avsnitt 3.5.2 utgör en viktig motivering för valet av SEK-marknaden som kontrollgrupp. Gemensamma regulatoriska ramverk, överlappande institutionell investerarbaser och liknande makroekonomiska drivkrafter gör det rimligt att anta att de två marknaderna kan ha påverkats av liknande breda marknadstrender före ECB:s klimattilt. Vidare argumenterar dessa likheter för att den potentiella risken att DDD-modellen fångar upp effekter från samtida händelser reduceras. Trender och makroekonomiska faktorer som kan ha påverkat greenium i samtid med ECB:s klimattilt bör ha gett samma effekt på båda marknaderna utifrån ovannämnda likheter. Detta stärker den konceptuella motiveringen för DDD-modellen, eftersom kontrollgruppen bör vara jämförbar med behandlingsgruppen i frånvaro av policyförändringen.

Den regressionsbaserade analysen av parallella trender i avsnitt 4.3 kompletterar denna argumentation genom att empiriskt undersöka om greenium-utvecklingen i de två marknaderna uppvisar liknande rörelser före policyåret. Figur 4.3. visar att det förekommer variation i de årsvisa greenium-koefficienterna, men att de inte framträder någon entydig systematisk divergens mellan EUR- och SEK-marknaden under perioden före ECB:s klimattilt. Detta talar för att DDD-antagandet inte uppenbart motsägs av data.

Samtidigt bör figuren tolkas med försiktighet. Konfidensintervallen är breda, vilket tyder på begränsad precision i de årsvisa skattningarna. Detta kan delvis förklaras utifrån data-distributionen som visas i avsnitt 4.1.1, där dataurvalet är begränsat och ojämnt fördelat mellan vissa DDD-grupper. Med ett större och mer balanserat urval hade antagandet om parallella trender sannolikt kunnat testas med större precision, och en eventuell policyeffekt kunnat identifieras med större statistisk styrka – något som stöds av den simulerade analysen i avsnitt 4.4. Därmed ger analysen av parallella trender ett indikativt stöd för att det inte finns ett tydligt visuellt brott mot antagandet före policyåret, snarare än ett starkt statistiskt bevis.

Sammantaget stödjer kombinationen av strukturell jämförbarhet mellan marknaderna och den regressionsbaserade analysen av parallella trender trovärdigheten i DDD-designen. Samtidigt eliminerar dessa inte osäkerheten kring identifieringsantagandet, det vill säga att SEK-marknaden inte påverkades av ECB:s klimattilt.

5.3.2 Avsaknad av anticiperingseffekter och spridningseffekter

Gällande antagandet om avsaknad av anticiperingseffekter och spridningseffekter kan det matematiskt ej testas. Dock bör de belysas genom en kvalitativ diskussion.

En potentiell begränsning i studien är att samma marknadslikheter som motiverar SEK-marknaden som kontrollgrupp också kan innebära att den inte är helt opåverkad av ECB:s klimattilt. Som diskuterat i avsnitt 5.2, kan en integrerad finansiell marknad där institutionella investerare är aktiva på båda marknaderna resulterat i att ECB:s policyskifte även haft en påverkan på SEK-marknaden genom spridningseffekter. Om så är fallet, är kon-

trollgruppen inte fullständigt isolerad från behandlingen och DDD-antagandet är bristande.

Vidare, som nämnts i avsnitt 3.6.2, föreligger det en risk att marknaden anticiperat ECB:s klimattilt från ECB:s tidigare kommunikation gällande klimatintegrerad penningpolitik. Utifrån teorin presenterad i avsnitt 2.3.2 prisar marknaden in all tillgänglig information i tillgångspriser, vilket även betyder att marknaden är framåtblickande (Fama, 1970). Detta i kombination med att ECB redan 2021 kommunicerade en handlingsplan för att beakta klimatförändringar i sin verksamhet, skapar en potentiell risk för anticiperingseffekter. Det bör dock förtydligas att kommunikationen 2021 inte innehöll några indikationer på att ECB planerade att aktivt premiera gröna tillgångar på kapitalmarknaden.

Vidare kan ingen tydlig divergens i greenium mellan EUR- och SEK-marknaden utläsas från figur 4.3, vilket ger ett indikativt stöd för att avgörande anticiperingseffekter inte föreligger policyskiftet. Samtidigt specificerade ECB sin policyåtgärd gradvis över tid. Som tidigare nämnt i avsnitt 2.4.2 annonserade ECB initialt sitt policyskifte som en klimatviktad allokering i juli 2022 med implementation i oktober 2022. Det var först i februari 2023 som ECB:s råd beslutade om ytterligare förstärkt viktning mot emittenter med bättre klimatprestanda. Detta talar för att policyåtgärdernas exakta omfattning och utformning inte nödvändigtvis var fullt prissatta redan vid den initiala annonseringen.

Avslutningsvis ger den effektiva marknadshypotesen (Fama, 1970) ett ytterligare perspektiv på studiens identifikationsstrategi. Om marknaden prisar in tillgänglig information vid annonseringstillfället snarare än implementeringstillfället utgör annonseringsdatumet i juli 2022 den mer relevanta pre/post-punkten ur den effektiva marknadshypotesens perspektiv. Detta motiveras ytterligare av den indikation som ges gällande avsaknad av anticiperingseffekter i figur 4.3. Sammantaget talar detta för att juli 2022 är ett välmotiverat val av tidpunkt för att dela in dataurvalet i pre- respektive post-period i regressionsmodellerna.

5.4 Implikationer

5.4.1 Finansrelaterad klimatpolicy

Om ingen definitiv slutsats kan dras kring effekten av ECB:s miljöpolicy på greenium på den europeiska obligationsmarknaden, vad innebär det för penningpolitik som klimatverktyg och vad får det för implikationer på finansieringsmöjligheter för företag med låg klimatpåverkan? I och med att den isolerade policyeffekten är insignifikant i DDD-regressionen, ställs frågan om centralbankens klimatpolicy faktiskt har en real marknadspåverkan eller om den primärt fungerar som en normativ markering.

Här blir tolkningen av studiens resultat tudelad. Om spridningseffekter de facto har raderat ut skillnaden mellan EUR- och SEK-marknaden genom integrerade kapitalflöden, innebär det att ECB:s policy faktiskt var framgångsrik, inte bara i Europa, utan globalt. I ett sådant scenario har policyn pressat ner de gröna finansieringskostnaderna över hela linjen och skapat incitament för hållbara investeringar även utanför eurozonen. Om den generella förstärkningen av greenium å andra sidan helt drivits av allmänna ESG-trender och regulatoriska krav oberoende av ECB, kan centralbankens roll reduceras till ren institutionell

signalering.

De teoretiska argument som motiverar existensen av ett bestående greenium bygger till stor del på en segmenterad marknad där investerare har rigida preferenser eller ESG-mandat att hålla gröna obligationer. Samtidigt finns en bred grund i litteraturen för effektiva marknader där arbitrage snabbt suddas ut. Detta belyser en central utmaning för beslutsfattare: en centralbank i en öppen ekonomi har mycket svårt att isolera subventioner till sin egen marknad, förutsatt att det existerar adekvata substitut på andra tillgängliga finansiella marknader.

Utöver prissättningsmekanismerna väcker detta en bredare policyfråga gällande additivitet. Även om centralbanker lyckas sänka finansieringskostnaden för gröna projekt, kvarstår frågan huruvida denna ränterabatt är tillräckligt stor för att faktiskt generera nya, gröna investeringar i realekonomin som annars inte hade genomförts. Om prisskillnaden enbart resulterar i billigare refinansiering av redan existerande gröna tillgångar, riskerar penningpolitiska klimatverktyg att få en begränsad effekt på den faktiska klimatomställningen.

5.4.2 Implikationer för framtida forskning

DDD-designens främsta strukturella svaghet är identifieringsantagandet om att den svenska obligationsmarknaden skulle vara helt opåverkad av ECB:s agerande. Med valet av kontrollgrupp följer en inneboende avvägning: att använda en marknad som liknar behandlingsgruppen strukturellt (vilket uppfyller parallella trender men medför risk för spridningseffekter), kontra att använda en marknad som avviker i större grad (vilket minskar spridningsrisken men ställer orimligt höga krav på kontrollvariabler). Framtida forskning kan adressera detta genom att utveckla mer sofistikerade kontrollgrupper eller tillämpa instrumentvariabler (IV) för att hantera den internationella finansiella smittorisken.

Utöver modelldesign bör framtida forskning adressera den databegränsning som primärmarknaden medför. En fundamental egenskap hos primärmarknaden är att en obligation endast emitteras och prissätts vid ett enda tillfälle. Studier på primärmarknaden är därför hänvisade till tvärsnittsdata. Obalansen mellan gröna och konventionella emissioner gör det svårt att identifiera marginella policyeffekter med stor statistisk styrka. För att överkomma detta på primärmarknaden bör framtida studier tillämpa matchningsmetoder. Genom exakt obligationsmatchning kan gröna och konventionella emissioner från samma emittent, eller från emittenter med nästintill identiska finansiella egenskaper, jämföras under samma tidsperiod. Det gör att samma typ av jämförelse mellan kontroll- och behandlingsgrupp som DDD-regressionen kan göras i en enklare DiD-regression genom att greenium används som beroende variabel.

Ett alternativt och mycket lovande spår för framtida forskning är att skifta fokus från primär- till sekundärmarknaden. På sekundärmarknaden prissätts obligationer kontinuerligt över tid, vilket möjliggör skapandet av paneldata. En paneldatastruktur skulle tillåta forskare att kontrollera för icke-observerbara, tidsinvarianta obligationsegenskaper genom

fixed effects-modeller, samt minska behovet av tvärsnittsdata vilket möjliggör en jämnare fördelning mellan gröna och konventionella obligationer.

Slutligen bör framtida forskning som undersöker prissättningen av gröna obligationer överväga att analysera orderboksdata vid emissionstillfället. Eftersom ett greenium i hög grad antas drivas av en överdriven investerarefterfrågan, skulle kvantitativa mått på överteckning av gröna kontra konventionella obligationer kunna erbjuda en djupare förståelse för de underliggande mekanismer som driver den observerade ränterabatten.

6

Slutsats

I linje med studiens syfte undersöktes effekten av ECB:s klimattilt på greenium på primärmarknaden för företagsobligationer genom en DiD-modell för EUR-marknaden och en DDD-modell där SEK-marknaden användes som kontrollgrupp. DiD-modellen indikerar att kreditspreaden för gröna EUR-denominerade företagsobligationer minskade relativt konventionella EUR-denominerade företagsobligationer efter policyskiftet, jämfört med motsvarande skillnad före policyskiftet. Detta motsvarar en förändring i riktning mot ett större greenium.

DDD-modellen ger däremot inte tillräckligt stöd för att denna förändring kan tillskrivas ECB:s klimatpolicy som en isolerad kausal effekt. När SEK-marknaden inkluderas som kontrollgrupp är den skattade policyeffekten negativ, men inte statistiskt signifikant. Studien kan därför inte fastställa att ECB:s klimattilt var den drivande orsaken bakom den observerade förändringen i DiD-modellen.

Studien bidrar till litteraturen genom att analysera greenium på primärmarknaden i relation till ett konkret klimatrelaterat penningpolitiskt skifte. Där tidigare forskning i huvudsak har studerat greenium på bredare marknader, sekundärmarknader eller perioder före ECB:s klimattilt, fokuserar denna studie på emissionsprissättning efter ett specifikt policyskifte.

Framtida forskning bör fokusera på en metodansats som bättre kan isolera effekten av klimatrelaterad penningpolitik från bredare marknadsförändringar. Särskilt relevant är obligationsmatchning, paneldata och alternativa kontrollmarknader, eftersom det kan ge bättre förutsättningar att identifiera mindre policyeffekter och hantera potentiella spridningseffekter mellan integrerade obligationsmarknader.

Litteratur

- Andersson, B., Beechey Österholm, M., & Gustafsson, P. (2022, 21. december). *Riksbankens köp av värdepapper 2015–2022* (Riksbanksstudie Nr 2). Sveriges Riksbank. Hämtad 5 februari 2026, från <https://www.riksbank.se/globalassets/media/rapporter/riksbanksstudie/svenska/2022/riksbanksstudie-riksbankens-kop-av-vardepapper-2015-2022.pdf>
- Andersson, M. (2024). *Investerarbeteenden på svenska obligationsmarknader* (Staff memo). Sveriges Riksbank. Hämtad 9 april 2026, från <https://www.riksbank.se/globalassets/media/rapporter/staff-memo/svenska/2024/investerarbeteenden-pa-svenska-obligationsmarknader.pdf>
- BBVA. (n.d.). *Step-by-step guide to issuing a bond*. Hämtad 10 april 2026, från <https://www.bbva.com/en/economy-and-finance/step-by-step-guide-to-issuing-a-bond/>
- Berk, J., & DeMarzo, P. (2020). *Corporate Finance* (5th Global Edition). Pearson.
- Boermans, M. (2023). *Preferred Habitat Investors in the Green Bond Market* (tekn. rapport). De Nederlandsche Bank. <https://ssrn.com/abstract=4408056>
- Boutabba, M. A., & Rannou, Y. (2022). Investor Strategies in the Green Bond Market: The Influence of Liquidity Risks, Economic Factors and Clientele Effects. *International Review of Financial Analysis*. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.irfa.2022.102071>
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1979). A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation. *Econometrica*, 47(5), 1287–1294. <https://www.jstor.org/stable/1911963>
- Cai, N., Helwege, J., & Warga, A. (2007). Underpricing in the corporate bond market. *The Review of Financial Studies*, 20(6), 2021–2046.
- Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge University Press.
- Christiansen, C. (2002). Credit spreads and the term structure of interest rates. *International Review of Financial Analysis*. [https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S1057-5219\(02\)00070-4](https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S1057-5219(02)00070-4)
- Climate Bonds Initiative. (2024). *Climate Bonds Standard Version 4.1*. Climate Bonds Initiative. Hämtad 10 april 2026, från https://www.climatebonds.net/files/documents/Climate-Bonds_Climate-Bonds-Standard_V4-1_Feb-2024.pdf
- Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences* (2. utg.). Lawrence Erlbaum Associates.
- Cunningham, S. (2021). *Causal inference: The mixtape*. Yale University Press.

- Dyck, A., Lins, K. V., Roth, L., & Wagner, H. F. (2019). Do institutional investors drive corporate social responsibility? International evidence. *Journal of Financial Economics*, 131(3). <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2018.08.013>
- Efron, B. (1979). Bootstrap methods: another look at the jackknife. *The Annals of Statistics*, 7(1), 1–26.
- Elton, E. J., Gruber, M. J., Agrawal, D., & Mann, C. (2001). Explaining the rate spread on corporate bonds. *The Journal of Finance*, 56(1), 247–277.
- European Central Bank. (2024a). *CSPP and climate change – Frequently Asked Questions* [Accessed: 2026-02-06]. https://www.ecb.europa.eu/mopo/implement/app/html/ecb.faq_cspp_climate_change.en.html
- European Central Bank. (2024b). *Monetary policy implementation – Corporate Sector Purchase Programme (CSPP)* [Accessed: 2026-02-06]. <https://www.ecb.europa.eu/mopo/implement/app/html/index.en.html#cspp>
- European Central Bank. (2024c). *Monetary policy implementation – Pandemic Emergency Purchase Programme (PEPP)* [Accessed: 2026-02-06]. <https://www.ecb.europa.eu/mopo/implement/pepp/html/index.en.html>
- European Central Bank. (2024d). *Tell me more: Finance explained* [Accessed: 2026-02-06]. <https://www.ecb.europa.eu/ecb-and-you/explainers/tell-me-more/html/app.sv.html>
- European Central Bank. (2025, 8. januari). *Frequently asked questions on corporate sector purchase programme*. Hämtad 9 april 2026, från https://www.ecb.europa.eu/mopo/implement/app/html/ecb.faq_cspp.en.html
- European Central Bank. (2026). *ECB Data Portal*. Hämtad 8 maj 2026, från <https://data.ecb.europa.eu>
- European Commission. (2026a, 16. mars). *European Green Bond Standard*. Hämtad 10 april 2026, från https://finance.ec.europa.eu/sustainable-finance/tools-and-standards/european-green-bond-standard-supporting-transition_en
- European Commission. (2026b, 17. mars). *EU taxonomy for sustainable activities*. Hämtad 10 april 2026, från https://finance.ec.europa.eu/sustainable-finance/tools-and-standards/eu-taxonomy-sustainable-activities_en
- European Money Markets Institute (EMMI). (2024). About EURIBOR [Hämtad 2024-05-15].
- Europeiska centralbanken (ECB). (2021 juli). *ECB presenterar handlingsplan för att inkludera klimatförändringsaspekter i sin penningpolitiska strategi* (Pressmeddelande) (Hämtad 2024-05-15). Europeiska centralbanken.
- Fabozzi, F. J. (2021). *Bond Markets, Analysis, and Strategies* (10th). Pearson.
- Fama, F., Eugene. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383–417.
- Ferdinandusse, M., Freier, M., & Ristiniemi, A. (2020 maj). *Quantitative Easing and the Price-Liquidity Trade-Off*. European Central Bank.
- Ferlin, M., & Sternbeck Fryxell, V. (2020, 12. december). *Gröna obligationer - stora i Sverige och med potential att växa* (Ekonomisk Kommentar). Sveriges Riksbank. Hämtad 10 april 2026, från <https://www.riksbank.se/globalassets/media/rapporter/ekonomiska-kommentarer/svenska/2020/grona-obligationer--stora-i-sverige-och-med-potential-att-vaxa.pdf>

- Ferrari, A., & Nispi Landi, V. (2020). *Whatever it takes to save the planet? Central banks and unconventional green policy* (tekn. rapport). European Central Bank (ECB). Finansinspektionen. (2025). *Ökad koncentration i handeln på obligationsmarknaderna* (FI-analys). Finansinspektionen. Hämtad 9 april 2026, från <https://www.fi.se/contentassets/81bfc61670d141febff99f5c81ab72ce/fi-analys-49.pdf>
- Flammer, C. (2021). Corporate green bonds. *Journal of Financial Economics*, 142, 499–516. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2021.01.010>
- Forcino, R. C., Cao, Y., Katz, A. J., Muresan, P. A., & Chen, R. C. (2025). The Significance of the P Value. *International Journal of Radiation Oncology*Biography*Physics*. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.ijrobp.2025.07.1436>
- Gagnon, J., Raskin, M., Remache, J., & Sackb, B. (2011). The Financial Market Effects of the Federal Reserve's Large-Scale Asset Purchases. *International Journal of Central Banking*.
- Gilchrist, S., & Zakrajšek, E. (2012). Credit spreads and business cycle fluctuations. *American Economic Review*, 102(4), 1692–1720.
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). *Basic Econometrics* (5. utg.). McGraw-Hill/Irwin.
- Hachenberg, B., & Schiereck, D. (2018). Are green bonds priced differently from conventional bonds? *Journal of Asset Management*, 19, 371–383. <https://doi.org/10.1057/s41260-018-0088-5>
- International Capital Market Association. (2018). *Green Bond Principles*. International Capital Market Association. Hämtad 10 april 2026, från https://www.icmagroup.org/assets/documents/Regulatory/Green-Bonds/Translations/2018/Swedish-GBP_2018-06.pdf
- International Capital Market Association. (2021). *Green Bond Principles (GBP): Voluntary Process Guidelines for Issuing Green Bonds*. Hämtad 5 maj 2026, från <https://www.icmagroup.org/sustainable-finance/the-principles-guidelines-and-handbooks/green-bond-principles-gbp/>
- Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1987). A Test for Normality of Observations and Regression Residuals. *International Statistical Review*, 55(2), 163–172. <https://www.jstor.org/stable/1403192>
- Joyce, M. A. S., Lasaosa, A., Stevens, I., & Tong, M. (2011). The Financial Market Impact of Quantitative Easing in the United Kingdom. *International Journal of Central Banking*.
- Kim, H.-Y. (2018). Statistical notes for clinical researchers: simple linear regression 2 – evaluation of regression line. *Restorative Dentistry & Endodontics*. <https://doi.org/https://doi.org/10.5395/rde.2018.43.e34>
- Koenker, R., & Bassett, G. J. (1982). Robust Tests for Heteroscedasticity Based on Regression Quantiles. *Econometrica*, 50(1), 43–61. <https://www.jstor.org/stable/1912528>
- Krishnamurthy, A., & Vissing-Jorgensen, A. (2011). The effects of quantitative easing on interest rates: channels and implications for policy. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2011(2), 215–287.
- Krueger, P., Sautner, Z., & Starks, L. T. (2020). The Importance of Climate Risks for Institutional Investors. *Review of Financial Studies*, (3), 1067–1111. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhz137>
- Larcker, D. F., & Watts, E. M. (2020). Where's the greenium? *Journal of Accounting and Economics*, 69(2). <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2020.101312>

- Lau, P., Sze, A., Wan, W., & Wong, A. (2022). The Economics of the Greenium: How Much is the World Willing to Pay to Save the Earth? *Environmental and Resource Economics*, 379–408. <https://doi.org/10.1007/s10640-021-00630-5>
- Löffler, K. U., Petreski, A., & Stephan, A. (2021). Drivers of Green Bond Issuance and New Evidence on the “Greenium”. *Eurasian Economic Review*. <https://doi.org/10.1007/s40822-020-00165-y>
- Ma, C., Schoutens, W., Beirlant, J., De Spiegeleer, J., Höcht, S., & Van Kleeck, R. (2020 oktober). *Are Green Bonds Different from Ordinary Bonds? A Statistical and Quantitative Point of View*. Hämtad 10 april 2026, från <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/238181/1/wp394en.pdf>
- MacKinnon, J. G. (2002). Bootstrap inference in econometrics. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économie*, 35(4), 615–645.
- Mahaboob, B., Venkateswarlu, B., Narayana, C., Ravi sankar, J., & Balasiddamuni, P. (2018). A Treatise on Ordinary Least Squares Estimation of Parameters of Linear Model. *International Journal of Engineering Technology*. <https://doi.org/https://doi.org/10.14419/ijet.v7i4.10.21216>
- Mishkin, F. S. (2021). *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets* (13th Global Edition). Pearson.
- Moody's Ratings. (2024). Understanding Ratings [Hämtad 2024-05-15].
- Moser, C., & Fischer, A. (2023, 1. februari). *Market and Legal Update on Green Bonds on the EU and Austrian Level: How to Finance the Energy Transition (Even in Times of Crisis)*. Schoenherr. Hämtad 15 februari 2026, från <https://www.lexology.com/library/detail.aspx?g=c73eadf1-8e98-4777-975c-040c935f6d55>
- Naturvårdsverket. (2024). *Klimatet och finanssektorn* [Accessed: 2026-02-06]. <https://www.naturvardsverket.se/amnesomraden/klimatomstallningen/omraden/klimatet-och-finanssektorn/>
- Nederkoorn, A., & Scholten, R. (2024). *The greenium in high-rated euro bonds* (White paper). Robeco. Hämtad 5 februari 2026, från <https://www.robeco.com/files/docm/docu-20240321-the-greenium-in-high-rated-euro-bonds.pdf>
- OECD. (2022). *The Swedish Corporate Bond Market and Bondholder Rights*. <https://doi.org/10.1787/c443352d-en>
- OECD. (2026). *Global Debt Report 2026: Sustaining Debt Market Resilience Under Growing Pressure* (Webbrapport). OECD Publishing. Hämtad 9 april 2026, från https://www.oecd.org/en/publications/global-debt-report-2026_e9d80efd-en/full-report/the-investor-base-for-government-and-corporate-bond-markets_e68b90b3.html
- Pástor, L., Stambaugh, R. F., & Taylor, L. A. (2021). Sustainable investing in equilibrium. *Journal of Financial Economics*, 142(2), 550–571. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2020.12.011>
- Pietsch, A., & Salakhova, D. (2022 september). *Pricing of Green Bonds: Drivers and Dynamics of the Greenium*. European Central Bank.
- Rajh-Weber, H., Ernest Huber, S., & Arendasy, M. (2026). Using Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors and the Bootstrap for Linear Regression Analysis Available in SPSS: A Tutorial. *Advances in Methods and Practices in Psychological Science*. <https://doi.org/https://doi.org/10.1177/25152459251408046>

- Sangiorgi, I., & Schopohl, L. (2021). Why Do Institutional Investors Buy Green Bonds: Evidence from a Survey of European Asset Managers. *International Review of Financial Analysis*. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2021.101738>
- Schnabel, I. (2021 juni). From market neutrality to market efficiency. *European Central Bank*. <https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2021/html/ecb.sp210614~162bd7c253.en.html>
- SEB. (2025, 25. februari). *Can 2024's record green bond issuance volumes be repeated in 2025?* Hämtad 5 maj 2026, från <https://research.sebgroup.com/macro-ficc/reports/58578>
- S&P Global Ratings. (2024). S&P Global Ratings Definitions [Hämtad 2024-05-15].
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2020). *Introduction to Econometrics* (4. utg.). Pearson Education.
- Swedbank. (2024). Vad är hållbarhet? ESG visar vägen [Hämtad 2024-05-15].
- Swedish Financial Benchmark Facility (SWFBF). (2024). STIBOR - Swedish Financial Benchmark Facility [Hämtad 2024-05-15].
- Sveriges Riksbank. (2024a). *Den svenska finansmarknaden 2024* (Webb rapport). Sveriges Riksbank. Hämtad 6 februari 2026, från <https://www.riksbank.se/globalassets/media/rapporter/den-svenska-finansmarknaden/webb rapport-pdf-dokument/2024/den-svenska-finansmarknaden-2024.pdf>
- Sveriges Riksbank. (2024b). *Företagsobligationer – Riksbankens värdepappersinnehav* [Accessed: 2026-02-06]. <https://www.riksbank.se/sv/marknader/riksbankens-vardepappersinnehav/foretagsobligationer/>
- Sveriges Riksbank. (2025). *Hållbarhet för tillgångarna i svenska kronor* [Accessed: 2026-02-06]. <https://www.riksbank.se/sv/om-riksbanken/riksbankens-uppdrag/riksbankens-arbete-med-hallbarhet/klimatrapport/riksbankens-klimatrapport-2025/hallbarhet-i-forvaltningen-av-finansiella-tillgangar/hallbarhet-for-tillgangarna-i-svenska-kronor/>
- Sveriges Riksbank. (2026). *Sök räntor och valutakurser*. Hämtad 8 maj 2026, från <https://www.riksbank.se/sv/statistik/rantor-och-valutakurser/sok-rantor-och-valutakurser/>
- Teti, E., Baraglia, I., Dallochio, M., & Mariani, G. (2022). The green bonds: Empirical evidence and implications for sustainability. *Journal of Cleaner Production*, 366, 1–9. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2022.132784>
- Vayanos, D., & Vila, J.-L. (2021). A Preferred-Habitat Model of the Term Structure of Interest Rates. *Journal of the Econometric Society*, 89(1), 77–112.
- Wooldridge, J. M. (2023). Simple approaches to nonlinear difference-in-differences with panel data. *The Econometrics Journal*, 26(3), C31–C66. <https://doi.org/10.1093/ectj/utad016>
- World Bank. (2019, 18. mars). *10 Years of Green Bonds: Creating the Blueprint for Sustainability Across Capital Markets*. Hämtad 5 maj 2026, från <https://www.worldbank.org/en/news/immersive-story/2019/03/18/10-years-of-green-bonds-creating-the-blueprint-for-sustainability-across-capital-markets>
- Zerbib, O. D. (2019). The effect of pro-environmental preferences on bond. *Journal of Banking & Finance*, 98, 39–60. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2018.10.012>

A

Appendix 1

Detta appendix redogör för den matematiska och statistiska teorin som ligger till grund för de simuleringar som genomfördes i avsnitt 4.4 för att utvärdera modellernas statistiska styrka.

A.1 Monte Carlo-metoden

Monte Carlo-simuleringar bygger på storskalig upprepning av slumpmässiga experiment för att approximera deterministiska eller probabilistiska parametrar. Metodens giltighet vilar fundamentalt på *De stora talens lag* (Law of Large Numbers) (Cameron & Trivedi, 2005). Lagen postulerar att om $X_1, X_2, \dots, X_M$ är en sekvens av oberoende och likafördelade stokastiska variabler med ett ändligt väntevärde $E[X] = \mu$, kommer medelvärdet av dessa variabler att konvergera mot det sanna väntevärdet när antalet dragningar (M) går mot oändligheten:

$$\lim_{M \rightarrow \infty} P \left(\left| \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M X_m - \mu \right| < \epsilon \right) = 1$$

I denna studie utgörs varje experiment m av en skattning av DiD- respektive DDD-modellen där fördelningen av variabeln *Green* har manipulerats. Utfallet i varje iteration kan definieras som en Bernoulli-fördelad indikatorvariabel I_m , där $I_m = 1$ om nollhypotesen förkastas på 5% signifikansnivå, och 0 annars. Enligt De stora talens lag kommer den empiriska andelen förkastade nollhypoteser, $\frac{1}{M} \sum_{m=1}^M I_m$, att konvergera mot modellens sanna statistiska styrka vid den givna fördelningen av gröna obligationer. Som MacKinnon (2002) poängterar, innebär detta att Monte Carlo-metoden ger en asymptotiskt exakt skattning av testets egenskaper under förutsättning att antalet iterationer M är tillräckligt stort.

A.2 Bootstrapping

Bootstrapping är en resamplingsmetod för statistisk inferens som introducerades av Efron (1979). Metoden vilar på principen att det empiriska stickprovet utgör den bästa tillgängliga approximationen av den sanna, okända populationen. Om populationens sanna kumulativa fördelningsfunktion betecknas $F(x)$, definieras den empiriska fördelningsfunktionen $F_n(x)$ för ett stickprov av storlek n som andelen observationer som är mindre än eller lika med x . Metodens asymptotiska robusthet garanteras matematiskt av *Glivenko-Cantelli*-

satsen, som bevisar att den empiriska fördelningen $F_n(x)$ konvergerar likformigt mot den sanna fördelningen $F(x)$ när $n \rightarrow \infty$:

$$\sup_x |F_n(x) - F(x)| \xrightarrow{a.s.} 0$$

Eftersom den sanna fördelningen för obligationerna (F) i populationen är okänd, drar bootstrapping-algoritmen slumpmässiga stickprov med återläggning direkt från den observerade datan (F_n). Detta genererar nya, syntetiska dataset med samma underliggande statistiska egenskaper som originalurvalet. Från varje sådant bootstrappat dataset skattas sedan den parameter man är intresserad av (i detta fall regressionskoefficienten $\hat{\beta}$). Genom storskalig upprepning byggs därmed en empirisk fördelning upp för själva estimatören, vilket tillåter statistisk inferens utan rigida parametriska antaganden om feltermernas distribution (Efron, 1979).

B

Appendix 2

B.1 Antaganden för OLS-estimatorn

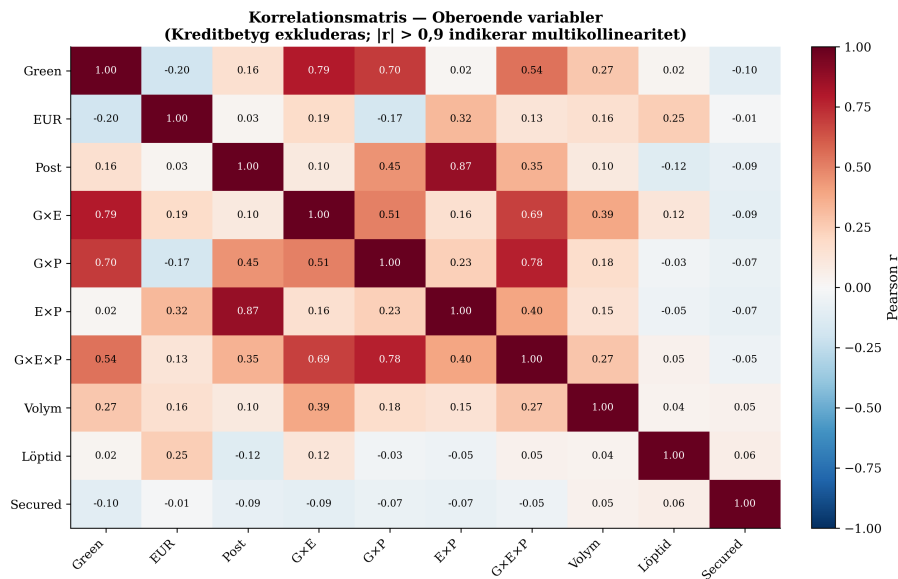
För att säkerställa att resultaten från OLS-regressionen är tillförlitliga behöver ett antal centrala antaganden vara uppfyllda (Gujarati & Porter, 2009). Antagandena ligger till grund för OLS-estimatorns egenskaper och påverkar tillförlitligheten i modellens koefficientskattningar och statistiska inferens. Skulle regressionen bryta mot dessa antaganden kan det leda till felaktiga skattningar och slutsatser. Avsnittet utvärderar därför flertalet antaganden för att säkerställa robustheten för de regressionsmodeller som användes i studien.

B.1.1 Multikollinearitet

Multikollinearitet uppstår när oberoende variabler i en regressionsmodell är starkt korrelerade med varandra, vilket kan försvåra möjligheten att isolera varje variabls individuella effekt på den beroende variabeln (Gujarati & Porter, 2009). Enligt Gujarati och Porter (2009) påverkar multikollinearitet främst skattningarnas precision genom att öka standardfelen för koefficienterna i regressionen, vilket kan minska den statistiska signifikansen hos enskilda variabler.

För att undersöka förekomsten av multikollinearitet används i denna studie två vanligt förekommande verktyg: Korrelationsmatris och Variance Inflation Factor (VIF). Korrelationsmatrisen används för att identifiera starka linjära samband mellan modellens förklarande variabler, medan VIF mäter i vilken utsträckning variansen hos en regressionskoefficient förstoras till följd av korrelation med övriga förklarande variabler.

Enligt Gujarati och Porter (2009) kan höga parvisa korrelationer mellan förklarande variabler samt höga VIF-värden indikera problematisk multikollinearitet. Som tumregel betraktas korrelationskoefficienter över 0.8-0.9 och VIF-värden över 10 som tecken på allvarlig multikollinearitet.



Figur B.1: Korrelationsmatris av oberoende variabler i DDD-modellen.

Tabell B.1: VIF-test för multikollinearitet i DDD-modellen.

Variabel	VIF
Green	8.13
EUR	2.08
Post	13.31
Green $\times$ EUR	8.13
Green $\times$ Post	11.76
EUR $\times$ Post	13.66
Green $\times$ EUR $\times$ Post	10.09
Offering Amount	1.20
Tenor [Years]	1.10
Secured	1.03

Figur B.1 och tabell B.1 visar förhöjda korrelationskoefficienter och VIF-värden för flera indikator- och interaktionstermer. Detta är förväntat utifrån modellens konstruktion, eftersom interaktionstermer konstrueras direkt från huvudvariablerna och därmed mekaniskt samvarierar med dessa. De förhöjda värdena bör därför inte tolkas som ett tecken på felaktig modell-design, utan snarare som en indikation på att vissa koefficienter kan skattas med lägre precision. Kontrollvariablerna uppvisar låg korrelation och VIF-värden, vilket gör att det inte finns något tydligt stöd för multikollinearitet bland modellens övriga förklarande variabler.

B.1.2 Homoskedasticitet

Antagandet om homoskedasticitet innebär att feltermens varians är konstant för samtliga observationer (Gujarati & Porter, 2009). Om variansen istället varierar mellan observa-

tioner uppstår heteroskedasticitet, vilket kan leda till missvisande standardfel och därmed ineffektiva skattningar samt hypotesprövningar. Enligt Stock och Watson (2020) påverkar heteroskedasticitet främst tillförlitligheten i inferensen, eftersom standardfelen kan bli snedvridna även om OLS-skattningarna fortfarande är väntevärdesriktiga.

För att testa antagandet om homoskedasticitet appliceras Breusch-Pagan-testet som testar nollhypotesen om homoskedasticitet. Breusch-Pagan-testet genomförs genom en hjälpregression där de kvadrerade feltermerna från den ursprungliga modellen används som beroende variabel mot de oberoende variablerna. Om de oberoende variablerna kan förklara variationen i residualerna indikerar detta att antagandet om homoskedasticitet är brutet (Breusch & Pagan, 1979).

I tabell B.2 redovisas två olika teststatistikor, Lagrange Multiplier (LM) och Fisher (F). LM-statistikan följer Breusch-Pagan-testet medan F-statistikan följer ett modifierat test av Breusch-Pagan, kallat Koenker-Basset-test. Till skillnad från LM-statistikan, tar F-statistikan hänsyn till modellens frihetsgrader. Den anses vara mer tillförlitlig när antagandet om normalfördelade feltermar är osäkert (Koenker & Bassett, 1982).

Tabell B.2: Breusch-Pagan-test för heteroskedasticitet.

Statistika	Värde
LM-statistika	190.4044
p-värde (LM)	2.7305×10^{-30}
F-statistika	10.5742
p-värde (F)	2.7101×10^{-31}

Resultatet i tabell B.2 förkastar nollhypotesen och visar därmed statistiskt bevis för att modellen uppvisar heteroskedasticitet. För att hantera detta används därför robusta standardfel (HC1) i den slutgiltiga regressionsanalysen. Dessa justerar standardfelen för icke-konstant varians i feltermar och gör därmed inferens mer tillförlitlig utan att förändra de skattade koefficienterna (Gujarati & Porter, 2009).

B.1.3 Normalfördelade residualer

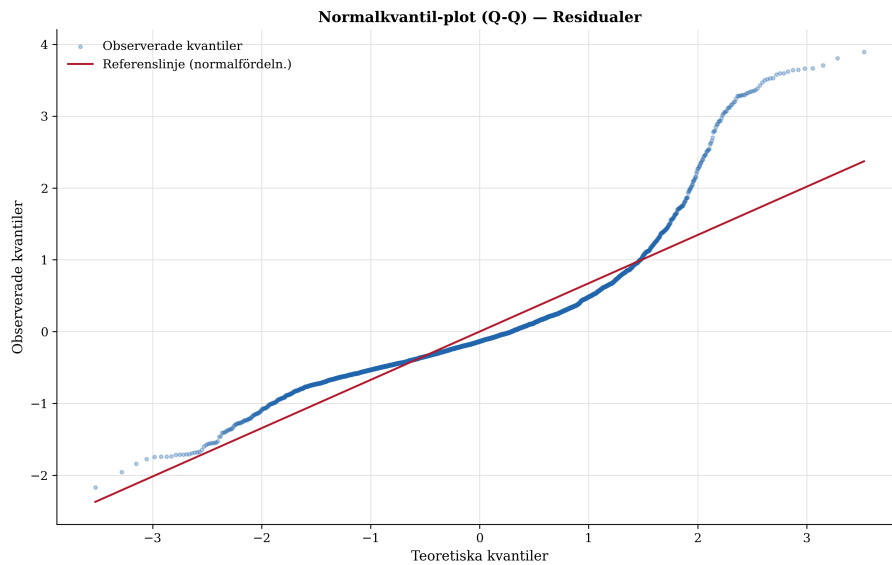
Antagandet om normalfördelade residualer innebär att regressionens feltermar är approximativt normalfördelade (Gujarati & Porter, 2009). Detta antagande är särskilt viktigt vid statistisk inferens och hypotesprövning i mindre stickprov, eftersom t-test och konfidensintervall bygger på att residualerna följer en normalfördelning. Enligt Stock och Watson (2020) blir antagandet mindre betydelsefullt i stora stickprov till följd av centrala gränsvärdesatsen, men det är fortsatt av vikt att testa residualernas fördelning för att säkerställa modellens tillförlitlighet.

För att undersöka om residualerna är approximativt normalfördelade analyseras residualernas fördelning genom ett Q-Q-diagram samt ett histogram över standardiserade residualer. Enligt Gujarati och Porter (2009) anses antagandet vara approximativt uppfyllt när residu-

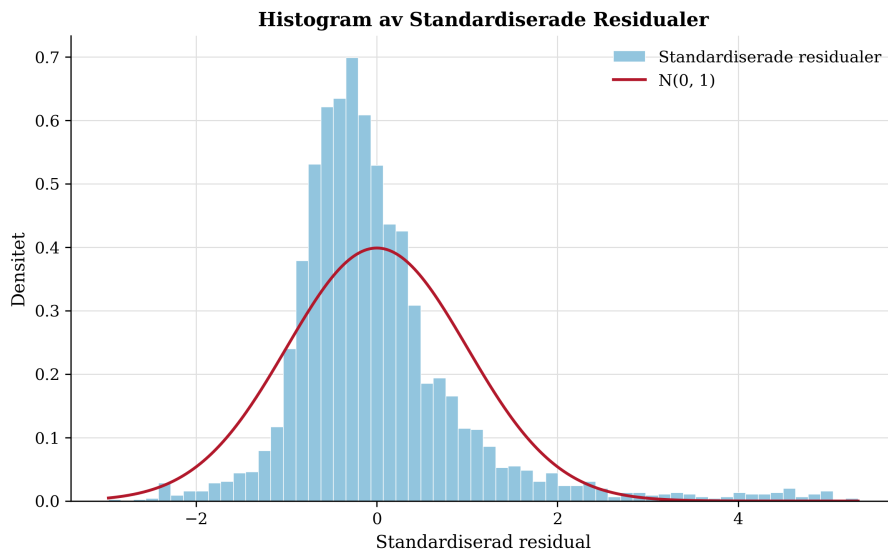
alernas fördelning överensstämmer med normalfördelningen. Ett formellt test av normalfördelade feltermer kan göras genom Jarque-Bera-testet. Testet kombinerar feltermernas skewness (S) och kurtosis (K) till en teststatistiska enligt:

$$JB = \frac{n}{6} \left(S^2 + \frac{(K - 3)^2}{4} \right), \quad (\text{B.1})$$

vilken testar nollhypotesen att feltermerna är normalfördelade (Jarque & Bera, 1987).



Figur B.2: Q-Q plot av residualer.



Figur B.3: Histogram av standardiserade feltermer.

Figur B.2 och B.3 indikerar att residualerna inte är perfekt normalfördelade. Q-Q-diagrammet visar tydliga avvikelser från referenslinjen, framför allt i den övre svansen, medan histogrammet uppvisar viss högerskevhet och tjockare svansar än normalfördelningen. Detta

tyder på förekomsten av extrema observationer och viss avvikelse från normalitetsantagandet. Icke-normala feltermen bekräftas av Jarque-Bera-testet som visar en JB-statistika om 7499, vilket tydligt förkastar nollhypotesen. Avvikelserna bedöms dock inte vara tillräckligt stora för att allvarligt påverka regressionens inferens, särskilt med hänsyn till studiens stickprov och centrala gränsvärdessatsen (Stock & Watson, 2020).

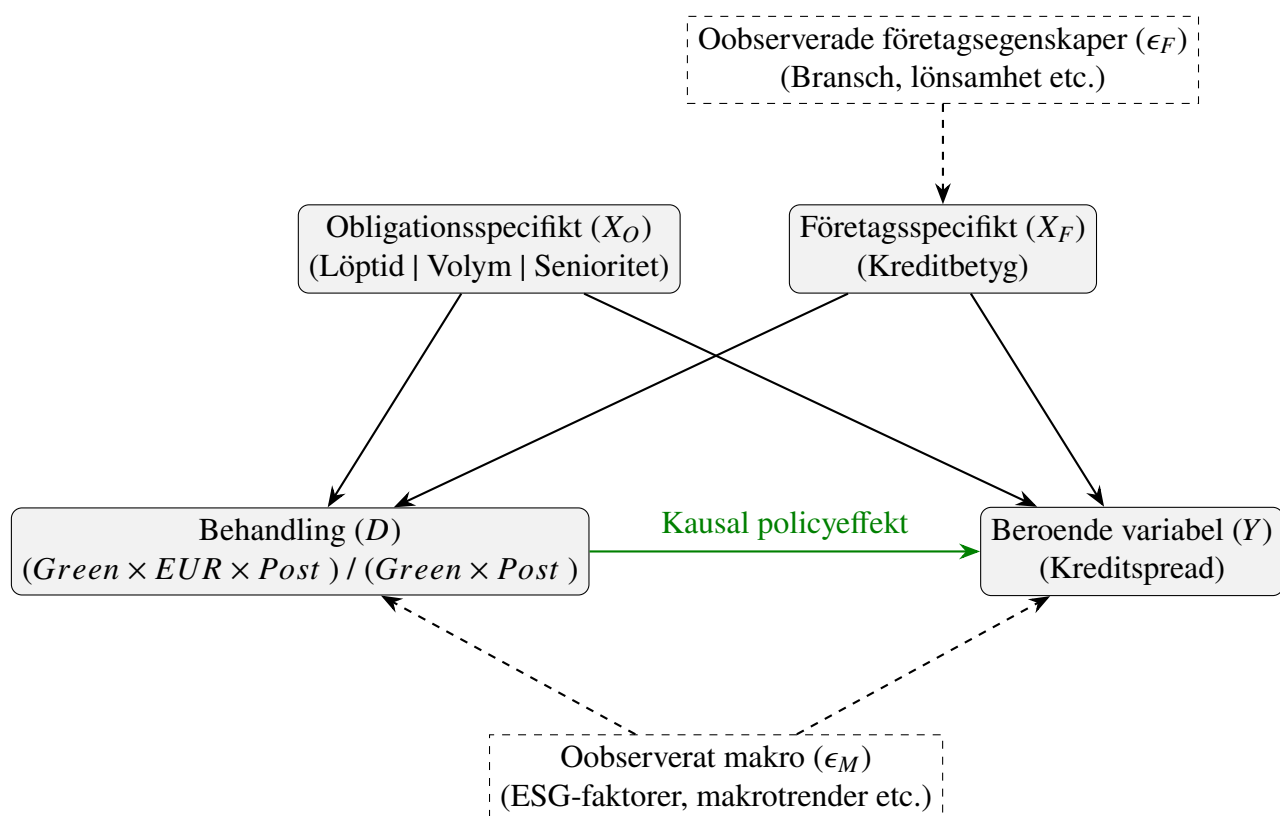
B.1.4 Strikt exogenitet

Ett kritiskt antagande för att OLS-estimatoren ska ge väntevärdesriktiga (unbiased) skattningar är strikt exogenitet, vilket innebär att feltermen inte får vara korrelerad med någon av de förklarande variablerna: $E[\epsilon_i|X] = 0$ (Stock & Watson, 2020). Om detta antagande bryts lider modellen av endogenitet, vilket vanligtvis orsakas av utelämnade variabler (Omitted Variable Bias, OVB). Antag att en sann modell är $Y = \beta_0 + \beta_1 D + \gamma U + \epsilon$, där U är en oobserverad variabel. Om U utelämnas från regressionen ges den asymptotiska biasen för OLS-estimatoren av:

$$\text{plim}(\hat{\beta}_1) = \beta_1 + \gamma \frac{\text{Cov}(D, U)}{\text{Var}(D)}$$

För att skattningen av policyeffekten ($\hat{\beta}_1$) ska kunna tolkas kausalt krävs därmed att inga oobserverade variabler både påverkar utfallet ($\gamma \neq 0$) och korrelerar med behandlingsvariabeln ($\text{Cov}(D, U) \neq 0$).

För att systematiskt kartlägga och hantera potentiell endogenitet används en Directed Acyclic Graph (DAG). Enligt Cunningham (2021) är en DAG ett grafiskt verktyg för att visualisera kausala samband och identifiera så kallade "backdoor paths" – icke-kausala korrelationer som uppstår när en oobserverad variabel påverkar både behandlingen (policyexponeringen) och utfallet (kreditspreaden). Om dessa bakdörrar lämnas öppna fångar regressionskoefficienten upp dessa samband istället för den sanna kausala effekten.

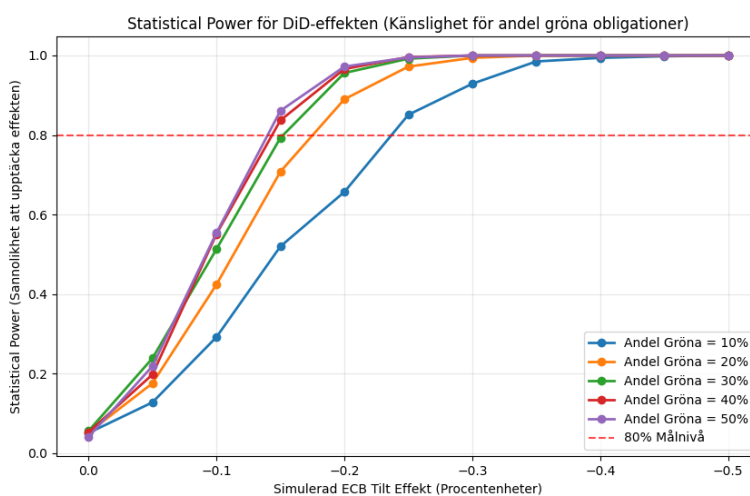


Figur B.4: Directed Acyclic Graph (DAG) för prissättningen av gröna obligationer. Gråa noder representerar observerade variabler och streckade noder oobserverade faktorer. Kreditbetyg (X_F) inkluderas för att agera proxy och blockera bakdörrar från oobserverade företagsegenskaper (ϵ_F).

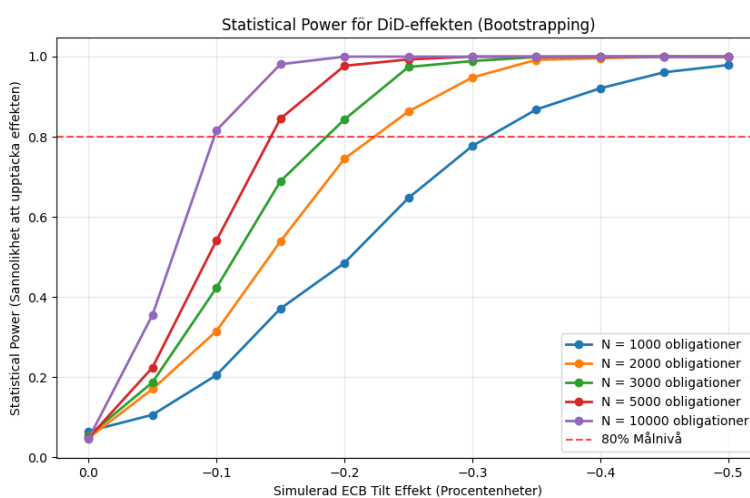
I figur B.4 illustreras dessa samband formellt. Medan DiD- och DDD-estimatorerna i sig syftar till att hantera oobserverade makro- och ESG-faktorer (ϵ_M), krävs explicita kontrollvariabler för att stänga de bakdörrar som drivs av instrumentens och emittenternas fundamentala egenskaper. Dessa delas upp i obligationsspecifika variabler (X_O), såsom löptid och volym, och företagsspecifika egenskaper, exempelvis lönsamhet och bransch. Eftersom underliggande företagsegenskaper (ϵ_F) är oobserverade inkluderas även kreditbetyget som en företagsspecifik proxyvariabel (X_F). Genom att villkora på X_O och X_F blockeras de icke-kausala vägarna mellan behandlingen och kreditspreaden. Detta säkerställer att Cunningshams backdoor criterion (Cunningham, 2021) uppfylls, vilket möjliggör en kausal tolkning av policyeffekten.

C

Appendix 3



Figur C.1: Monte Carlo-simulerad statistisk styrka för DiD-modellen vid olika effektstorlekar.



Figur C.2: Bootstrappad statistisk styrka för DiD-modellen vid olika effektstorlekar och stickprovsstorlekar.



CHALMERS