



Handelshøyskolen BI - campus Bergen

BTH 16131

Bacheloroppgave - Anvendt makroøkonomi

Bacheloroppgave

Hvilken realøkonomisk effekt har kvantitative lettelser hatt i Storbritannia?

Navn: Ole-Morten Sjøderholm, Erlend Salhus

Utlevering: 11.01.2021 09.00

Innlevering: 02.06.2021 16.00



**«Hvilken realøkonomisk effekt har kvantitative
lettelser hatt i Storbritannia?»**

Bacheloroppgave – BTH 1613 Anvendt makroøkonomi

Handelshøyskolen BI, campus Bergen
Vår 2021

*Denne oppgaven er gjennomført som en del av studiet ved Handelshøyskolen BI.
Dette innebærer ikke at Handelshøyskolen BI går god for de metoder som er
anvendt, de resultater som er fremkommet, eller de konklusjoner som er trukket.*

Forord

Bacheloroppgaven har vært en lærerik avslutning på tre fine år ved Handelshøyskolen BI, campus Bergen. Vi har satt pris på muligheten til å fordype oss i et tema vi selv mener er høyaktuelt i samfunnsøkonomisk debatt. Det har vært interessant å bruke tid på å lese forskningsartikler og annen litteratur skrevet av dyktige økonomer, lære mer om tidsserieøkonometri og nærmere studere arbeidet som gjøres ved Bank of England.

Vi ønsker å takke vår veileder, Ivar Gaasland, for et hyggelig samarbeid og for hans gode tanker og påpekninger rundt vår oppgave. Vi ønsker også å takke Hans-Martin Straume for veiledning rundt metode- og økonometridelen av oppgaven.

Vi er stolte over å kunne levere den ferdige oppgaven, og håper at leseren sitter igjen med ny kunnskap rundt temaet kvantitative lettelser.

Bergen, 2021

Sammendrag

I økonomiske krisesituasjoner, hvor styringsrenten har blitt satt til tilnærmet 0 %, har sentralbankene i noen tilfeller behov for å benytte ytterligere ekspansive virkemidler. Et eksempel på et slikt virkemiddel er kvantitative lettelser. Bacheloroppgaven har til hensikt å undersøke den realøkonomiske effekten av dette virkemiddelet. Etersom Storbritannia med Bank of England har benyttet kvantitative lettelser aktivt, ønsker vi å studere den realøkonomiske effekten i forbindelse med iverksettelsen av tiltakene etter finanskrisen i 2008. Fordi politikken fremdeles benyttes (Hartley et al., 2020) mener vi at temaet er relevant å undersøke. Ved å analysere den tidligere påvirkningen kan vi bedre beskrive politikkenes effekt i dag. Problemstillingen i oppgaven er «Hvilken realøkonomisk effekt har kvantitative lettelser hatt i Storbritannia?»

For å undersøke problemstillingen utformer vi en multippel regresjonsmodell, med nominelt bruttonasjonalprodukt som avhengig variabel, samt en rekke forklaringsvariabler som er modellert i henhold til de teoretiske påvirkningskanalene forskere antar at kvantitative lettelser virker gjennom. Vi tar utgangspunkt i datamateriale fra perioden 2001 til 2015. Det gjennomføres en Chow-test for å undersøke om finanskrisen utløser et strukturelt brudd i dataserien. Dette gjøres for å undersøke hvorvidt det er nyttig å dele dataserien i to. Datamaterialet er samlet inn fra Bank of England sin interaktive database, The Federal Reserve of St. Louis sin database, FRED og The Office of National Statistics.

Resultatene fra analysen viser ingen variabler med signifikant påvirkningskraft i henhold til de teoretiske forventningene. Variabelen *Assets* er den eneste av de teoretiske påvirkningskanalene som har signifikant effekt på et 95 % konfidensnivå. *Assets* viste en -1,79 % påvirkning på BNP, som er motsatt av ventet effekt ifølge teorien. Resultatene indikerer at kvantitative lettelser ikke har hatt en reell effekt på økonomien i Storbritannia. Samtidig er det vanskelig å konkludere direkte på om tiltakene har effekt, siden det er uvisst hvordan utviklingen ville vært dersom kvantitative lettelser ikke hadde blitt iverksatt. Basert på resultater og drøftelser, samt at kvantitative lettelser brukes som et virkemiddel i dagens pengepolitikk i Storbritannia, avskrives derfor ikke virkemiddelet i sin helhet.

Innholdsfortegnelse

1.0 Introduksjon	1
1.1 Avgrensning og problemstilling	2
1.2 Oppgavestruktur	2
2.0 Teori	3
2.1 Konvensjonell pengepolitikk.....	3
2.2 Ukonvensjonell pengepolitikk.....	7
2.2.1 Kvantitative lettelsers virkemåte	9
2.2.2 Teoretisk kritikk	14
3.0 Metode	15
3.1 Overordnet tilnærming.....	15
3.2 Praktisk gjennomføring	15
3.3 Beskrivelse av metodene	16
3.4 Klassiske forutsetninger i tidsserieøkonometri.....	19
4.0 Regresjonsanalyse	24
4.1 Data.....	
4.2 Variabler.....	24
4.3 Modeller.....	26
5.0 Resultat og drøfting	29
6.0 Konklusjon	32
Litteraturliste	35

1.0 Introduksjon

I etterkant av finanskrisen i 2008 opplevde de fleste utviklede økonomier en signifikant resesjon (McKibbin & Stoeckel, 2010). For å unngå at resesjonen skulle bli langvarig og at økonomiene skulle oppleve deflasjon, måtte en rekke ekspansive pengepolitiske- og finanspolitiske virkemidler iverksettes. Ved bruk av konvensjonell pengepolitikk ville løsnin'gen være at sentralbanken satt ned styringsrenten. Dette var også det første tiltaket sentralbankene i de rammende landene benyttet, men tiltaket var ikke effektivt nok. Sentralbankene hadde satt renten ned mot realrentegulvet og konvensjonell pengepolitikk hadde ikke lenger handlingsrom. For å revitalisere økonomien, gjennom å stimulere til økning i investeringsvolum og konsum, benyttet flere sentralbanker ukonvensjonelle virkemidler (Fawley & Neely, 2013). Et av disse virkemidlene er kjent som kvantitative lettelser.

Kvantitative lettelser ble for første gang innført i Japan i mars 2001, og Japan opprettholdt denne politikken fram til 2006 (Berkmen, 2012). Forskere klarte ikke å trekke bastante konklusjoner om erfaringene med kvantitative lettelser og i 2006 valgte Japan å gå bort fra tiltakene (Fawley & Neely, 2013). Derfor var det knyttet stor usikkerhet til effektlignende tiltak i kjølvannet av finanskrisen i 2008. I Storbritannia ble planer om kvantitative lettelser annonsert 19. januar 2009 (Joyce et al., 2011). Målet bak tiltaket var å holde inflasjonen lav og stabil på inflasjonsmålet på 2 %, i tillegg til å opprettholde generell økt aktivitet i økonomien. Dette ble sett på som et stimulerings tiltak når tradisjonell pengepolitikk i form av rentestyring, ikke var tilstrekkelig. Det er i litteraturen trukket ulike konklusjoner når det gjelder effekten kvantitative lettelser har på realøkonomien. Joyce, Tong og Woods (2011) konkluderte i en artikkel med at kvantitative lettelser har signifikant effekt på økonomien, samtidig som de understreker at det er stor usikkerhet knyttet til resultatet. I en artikkel fra Fawley og Neely (2013) konkluderes det med at denne politikken har en økonomisk effekt på aktivapriser, men det knyttes usikkerhet til effekten på den bredere økonomien. Effekten av kvantitative lettelser er utfordrende å beregne da politikken hovedsakelig benyttes i nedgangskonjunkturer. Det er derfor vanskelig å si hvordan økonomien ville sett ut dersom tiltakene ikke ble iverksatt.

Siden den første annonseringen av kvantitative lettelser i 2009 og fram til skrivende stund, har Storbritannia brukt £895 milliarder på kvantitative lettelser. Anvendelsen av virkemiddelet har hatt en signifikant økning etter Covid-19-utbruddet i Europa i mars 2020 (Bank of England, 2020). Kontinuerlig gjennomføring av en politikk med faglig tvetydig effekt av et slikt omfang gjenspeiler en aktuell problemstilling i den politisk-økonomiske debatten.

1.1 Avgrensning og problemstilling

Vi bruker realøkonomi som et bredt begrep for å relatere til overordnet økonomisk aktivitet. Vi ønsker å se på om kvantitative lettelser har hatt påvirkning på den brede økonomien. Vi har valgt å fordype oss i problemstillingen avgrenset til Storbritannia da Bank of England har benyttet kvantitative lettelser aktivt siden starten av finanskrisen og frem til skrivende stund. Bank of England har en stor interaktiv database som utgjør et godt utgangspunkt for videre analyse. Vi definerer følgende problemstilling:

«Hvilken realøkonomisk effekt har kvantitative lettelser hatt i Storbritannia?»

1.2 Oppgavestruktur

Oppgaven er delt inn i seks kapitler, hvor innledningsdelen er kapittel nummer én. I teoridelen forklarer vi konvensjonell- og ukonvensjonell pengepolitikk. Hovedfokuset i teoridelen er å belyse hvorfor noen land i den senere tid har hatt behov for å ta i bruk ukonvensjonell pengepolitikk. Vi går også inn på historisk anvendelse av kvantitative lettelser i andre store økonomier som USA og Japan, før vi i del tre beskriver metoden som tas i bruk for å belyse problemstillingen vår. I denne delen beskriver vi også klassiske forutsetninger for tidsserieøkonometri, hvilke utfordringer man kan møte på ved bruk av regresjon som metodevalg, og hvordan man kan løse denne typen utfordringer. I kapittel fire presenteres modellene, og de inkluderte variablene beskrives. Videre presenteres resultatene fra disse modellene i kapittel fem, før vi konkluderer i kapittel seks.

2.0 Teori

I denne delen av oppgaven skal overordnet pengepolitisk teori legges frem. Hensikten er å introdusere konvensjonell pengepolitikk, for deretter å gi et innblikk i hvorfor denne typen pengepolitikk, av ekspansiv karakter, ikke var tilstrekkelig i forbindelse med den globale finanskrisen i 2008. Deretter vil vi beskrive kvantitative lettelser som en form for ukonvensjonell pengepolitikk.

2.1 Konvensjonell pengepolitikk

«Pengepolitikk handler blant annet om hvordan renten påvirker størrelser som inflasjon og økonomisk vekst» (Norges Bank, 2020). Renten som refereres til er en kortsiktig nominell rente som settes av sentralbanker i verden, også kjent som styringsrenten. I Storbritannia kalles denne renten «Bank Rate». Renten blir satt av Monetary Policy Committee (MPC), en komite som er underlagt Bank of England (BOE). Komiteen består av fem interne deltakere fra sentralbanken, og fire eksterne deltakere som er eksperter innenfor økonomi og monetær politikk (Bank of England, 2021).

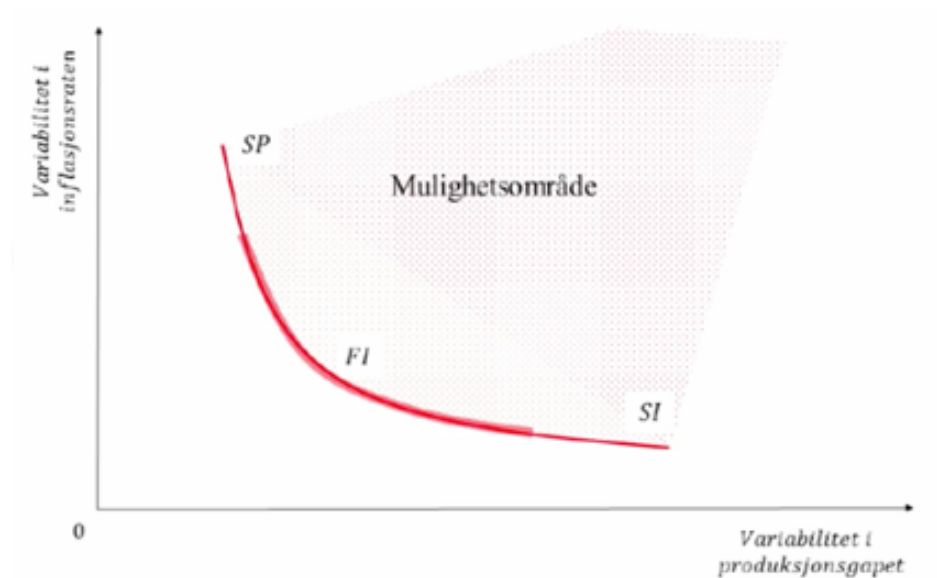
I tradisjonell pengepolitikk skiller man mellom ekspansiv og kontraktiv pengepolitikk, hvor for M er pengemengden. (Moffatt, 2020). For å påvirke pengemengden benytter sentralbanken tradisjonelt tre virkemidler; styringsrenten, åpne markedsoperasjoner, og endring i bankenes reservekrav (Moffatt, 2020). Sentralbanken ønsker å føre en ekspansiv pengepolitikk dersom økonomisk aktivitet er avtakende, ofte målt gjennom inflasjon lavere enn inflasjonsmålet. Dersom økonomien er i en motsatt situasjon, nemlig at økonomisk aktivitet ansees som for høy i forhold til inflasjonsmålet, vil sentralbanken stimulere til lavere aktivitet. Dette kalles kontraktiv pengepolitikk.

Styringsrenten som blir satt er den renten bankene får på sine innskudd i sentralbanken. Styringsrenten er tett knyttet opp mot pengemarkedet, hvor de kommersielle bankene låner penger. Ettersom bankenes inntjening på utlån er definert av «*spreaden*», altså basispunktene som ligger mellom innlån og utlån, vil markedsrentene stige dersom innlånsrentene stiger. Dersom innlånsrentene faller, vil konkurranse i bankmarkedet presse utlånsrentene ned. Med andre ord er

markedsrentene en komposisjon av styringsrenten, bankenes margin og aktuell risikopremie. Markedsrentene påvirker realøkonomiske størrelser som inflasjon, produksjon og sysselsetting gjennom fire ulike kanaler. Disse er valutakurskanalen, forventningskanalen, rentekanalene og kredittkanalen (Steigum, 2018). Gjennom valutakurskanalen påvirkes etterspørsel etter lokal valuta. Dersom sentralbanken setter ned renten, vil etterspørselen etter valutaen falle, fordi utenlandske investorer finner det mindre attraktivt å plassere midler i valutaen. En svekket valuta er positivt for eksport, men negativt for import (Steigum, 2018). Gjennom forventningskanalen påvirkes inflasjonsforventninger i landet. Dersom renten settes opp, forventer aktører høyere inflasjon, og motsatt (Steigum, 2018). Rentekanalene påvirker økonomisk etterspørsel i landet gjennom setting av styringsrenten. Dersom styringsrenten settes opp vil etterspørselen etter realinvesteringer og privat konsum reduseres, mens en nedsetting i styringsrenten vil ha motsatt effekt. Kredittkanalen beskriver at gjennom en kontraktiv pengepolitikk vil kreditttilbudet bli lavere, og etterspørsel etter økonomiske goder og realøkonomisk aktivitet vil falle (Steigum, 2018).

De fleste sentralbanker styrer etter et økonomisk mål og baserer sin pengepolitikk på dette målet. Erling Steigum (2018) fremstiller en sentralbank sitt mulighetsområde grafisk

produksjonsstyring, FI – Fleksibel inflasjonsstyring, og SI – Streng inflasjonsstyring. Ved SI fokuserer sentralbanken utelukkende på å styre inflasjonen nærmest mulig det satte inflasjonsmålet. På grunn av dette vil produksjonsgapet kunne variere mye. Ved bruk av SP vil sentralbanken forsøke å sette produksjonsgapet lik null, noe som vil føre til stor variasjon i inflasjonsraten. Fleksibel inflasjonsstyring (FI) er en middelvei der sentralbanken både forsøker å få inflasjonen så nær inflasjonsmålet som mulig og samtidig prøver å tette produksjonsgapet. Det er ulike former for FI, som vist i figur 1, basert på preferanse om å nå inflasjonsmålet eller stenge produksjonsgapet. Bank of England (2019) styrer basert på prinsippene i fleksibel inflasjonsstyring, med preferanse om å nå det definerte inflasjonsmålet på 2 %, samtidig som andre makroøkonomiske faktorer som produksjon og sysselsetting blir hensynstatt.



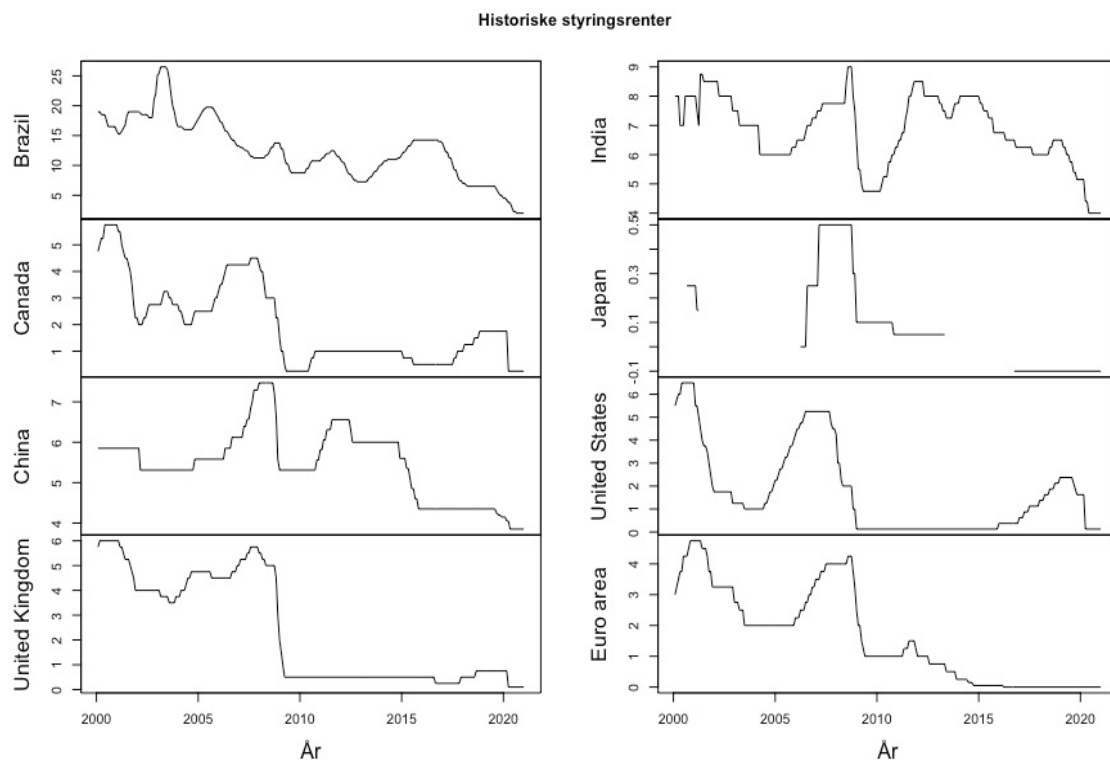
Figur 1: Sentralbankens styringsmuligheter (Steigum, 2018).

Globalt sett er det vanligste å ha et inflasjonsmål, spesielt i utviklede økonomier. I 2012 hadde 27 sentralbanker et inflasjonsmål, og flere andre var i prosessen med å etablere denne typen politikk (Hammond, 2012). Alle industrialiserte land har et inflasjonsmål som er mellom en og tre prosent. Dette er basert på en konsensus om hvilket inflasjonsmål som er konsistent med prisstabilitet i disse landene (Hammond, 2012).

Realrentegulv

Et tradisjonelt syn på pengepolitikk og rentesetting er at styringsrenten ikke kan settes lavere enn 0%. Tanken er at dersom nominelle innskuddsrenter blir negative, vil det være mer attraktivt for private husholdninger å holde kontanter isteden for å oppbevare penger i banken med negative renter. Erfaringene fra land som har hatt negative styringsrenter, som Riksbanken i Sverige og Danmarks nasjonalbank, er at private banker ikke har fulgt etter ved å sette privatpersoners bankrente negativt (Juelsrud & Wold, 2019; Nationalbanken, u.å.). De har heller brukt rentemarginen på blant annet boliglån og gebyrinntekter for å dekke tapet fra negativ styringsrente. Dette har skapt presedens for at lånemarkedets nominelle rentenivå aldri vil gå under null, og det eksisterer derfor et rentegulv i det private kredittmarkedet på null. Realrenten er gitt ved å trekke fra inflasjon fra nominellrente. I land som Norge og Storbritannia der inflasjonsmålet er 2 %, vil dette føre til at man har et effektivt rentegulv på -2 %. Siden realrentegulvet setter en stopper for pengepolitikkenes effekt gjennom rentekanalene, har sentralbanken i

praksis ikke et pengepolitisk verktøy, ifølge konvensjonell pengepolitikk, som kan stimulere en økonomi som har nådd det effektive rentegulvet (Steigum, 2018).



Figur 2: Historiske styringsrenter (Bank of International Settlements, 2021). Visualisert i R.

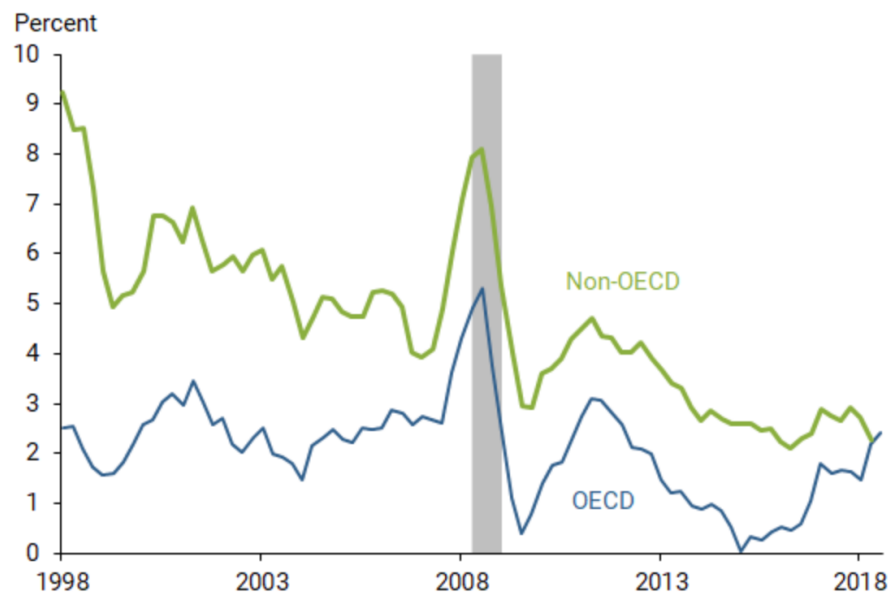
Som figur 2 viser, har s over en lengre periode, og tilnærmet alle konvergerer mot sitt effektive gulv på 0 %. Sentralbankene er begrenset av realrentegulvet, som tidligere forklart, og dette tilsier at det ikke er ønskelig med negative styringsrenter. Som følge av dette har sentralbankenes handlingsrom blitt mindre. Det har oppstått et behov for alternative pengepolitiske virkemidler i tilfeller der økonomien opplever sjokk og andre begivenheter.

Globale inflasjonsrater

Det er ikke bare gjennom rentekanalene at realrentegulvet setter begrensninger.

Globale inflasjonsrater har hatt en tilsvarende nedadgående kurve de siste 20 årene. Spesielt i økonomiske kriser, for eksempel finanskrisen, har det vært risiko for deflasjon. Den grå stolpen representerer finanskrisen i figuren under. Her ser man at inflasjonsrater i OECD-land falt til nærme 0 %, og at inflasjonsrater i ikke-

OECD-land også falt betydelig.



Figur 3: Historiske inflasjonsrater (Jordà et al., 2019).

Dersom sentralbankene hadde hatt fritt handlingsrom, ville de med konvensjonell pengepolitikk begrenset inflasjonsreduksjonen ved å sette ned styringsrenten slik at inflasjonen igjen ville økt gjennom forventningskanalen. Ettersom mange land allerede hadde styringsrenter som konvergente mot sitt effektive gulv, kunne ikke lenger sentralbanker bruke den tradisjonelle stimulerende virkemidlene. I en situasjon hvor de tradisjonelle stimulerende virkemidlene ikke var effektive nok. Dette medførte risiko for deflasjon og destruktive deflasjonsspiraler. Deflasjon innebærer en reduksjon i prisnivå og ved deflasjon, gitt det nominelle realrentegulv på null, vil realrentenivået øke. Dette kan føre til en lavkonjunktur og negativt produksjonsgap, som igjen fører til en akselererende deflasjonsrate. Dette er svært skadelig for økonomien, og kan være en vanskelig prosess å reversere.

2.2 Ukonvensjonell pengepolitikk

I sammenheng med konvensjonell pengepolitikk sine begrensninger, har sentralbankene i senere tid tatt i bruk nye verktøy for å stimulere til vekst og inflasjon i økonomien. Et eksempel på et slikt verktøy kalles kvantitative lettelser (QE – *quantitative easing*). Denne formen for pengepolitikk innebærer at sentralbanken øker pengemengden ved å trykke egen valuta digitalt, og bruker den nye likviditeten til å kjøpe verdipapirer fra privat sektor. Verdipapirer som kjøpes

er vanligvis statsobligasjoner med lang tid til forfall, men det har også vært eksempler hvor sentralbankene har kjøpt kredittobligasjoner eller såkalte pantesikrede obligasjoner (asset-backed securities) (Fawley & Neely, 2013). Denne formen for ukonvensjonell pengepolitikk brukes ofte i perioder hvor økonomien er i en nedgangskonjunktur, eller i fare for å komme i en nedgangskonjunktur, samtidig som styringsrentene allerede har nådd sin effektive nedre grense.

Historisk anvendelse

Kvantitative lettelser er et historisk ungt fenomen, og ble først omtalt som et virkemiddel i 2001. For å belyse ulike fremgangsmåter for bruk av kvantitative lettelser vil vi kort beskrive bruken av virkemiddelet i tre land som har benyttet seg av verktøyet. Mesteparten av bruken har blitt foretatt i etterkant av den globale finanskrisen som utfoldet seg i perioden 2008-2009. Landene er Japan, USA og Storbritannia (Fawley & Neely, 2013). I tillegg har den europeiske sentralbanken også foretatt benyttet seg av virkemiddelet. Vi fokuserer under på historisk anvendelse av verktøyet i Japan, USA og Storbritannia.

Japan

Først gang virkemiddelet ble beskrevet var da Bank of Japan (BoJ) presenterte nye pengepolitiske tiltak i mars 2001 (Berkmen, 2012). Japan hadde slitt med lav økonomisk aktivitet og svært lav inflasjon, tidvis deflasjon i en lengre periode. BoJ bestemte seg for å øke målet for bankreserver fra ¥4 billioner til ¥5 billioner. Sentralbanken baserte pengepolitikken på mengde av pengereserver som hovedverktøy, og ikke den tradisjonelle styringsrenten. Dette ble gjennomført hovedsakelig ved kjøp av japanske statsobligasjoner (Berkmen, 2012). Japan brukte bankreserver som hovedverktøy i pengepolitikken fram til mars 2006. Etter dette gikk BoJ tilbake til styringsrente som pengepolitisk verktøy, med en foreløpig avslutning på kvantitative lettelser. Den japanske sentralbanken hadde totalt ¥36 billioner i sentralbankreserver i 2004, med en liten nedgang fram mot avslutningen av QE-tiltakene i 2006 (Berkmen, 2012).

USA

Den mest kjente nasjonen som har benyttet kvantitative lettelser er USA, med sentralbanken Federal Reserve i spissen. I forbindelse med økonomisk ustabilitet i

kjølvannet av den amerikanske finanskrisen i 2008, kuttet den amerikanske sentralbanken styringsrenten fra 4,25 % i desember 2007 til 0,25 % i desember 2008. For å stimulere ytterligere, vedtok sentralbanken storstilte støttekjøp av statsobligasjoner og lånesikrede obligasjoner (mortgage-backed securities). Disse støttekjøpene fortsatte i en lengre periode gjennom tre offisielle programmer, i tillegg til mindre markedsoperasjoner (Fawley & Neely, 2013).

Storbritannia

Økonomien i Storbritannia ble rammet av finanskrisen i 2008 og den påfølgende gjeldskrisen i Europa og måtte da sette i gang tiltak for å stimulere økonomien for å unngå varige nedgangstider. Fra begynnelsen av 2008 til mars 2009 hadde Bank of England (BOE) satt styringsrenten ned fra 5,5 % til 0,5 % (FRED, 2018). Med en styringsrente nær null og behov for ytterligere økonomisk stimuli, bestemte BOE å gjennomføre tiltak gjennom kvantitative lettelser. I 2009 startet oppkjøpet av britiske statsobligasjoner. Totalsummen av den første QE-pakken som Bank of England lanserte, var på £200 milliarder. Siden har den britiske sentralbanken lansert nye støttekjøpsspakker ved en rekke anledninger, der alle tiltak samlet har hatt en totalramme på nesten £900 milliarder per i dag (Bank of England, 2020).

2.2.1 Kvantitative lettelsers virkemåte

Rentekurven

Et relevant begrep i forbindelse med kvantitative lettelser er rentekurven. Rentekurven, også kjent som yieldkurven, viser sammenhengen mellom kortsiktige- og langsiktige renter (Campbell, 1995). Denne fremstillingen er av økonomisk betydning for økonomiske aktører fordi den forteller noe om forventet rentenivå i fremtiden. Venstresiden av kurven består av de såkalte korte rentene, som i all hovedsak er kontrollert av rentesettingen til sentralbanken. Når man beveger seg lenger til høyre i kurven, så vil renten ta en annen form. Her ser vi de lange rentene, obligasjoner med forfall mellom 10- og 30 år frem i tid. Differansen mellom korte og lange renter er kort forklart risikopremien investorer tar betalt for å holde langsiktige papirer (European Central Bank, u.å).

I en periode hvor sentralbanken har satt styringsrenten til sin effektive nedre grense, vil korte renter på yieldkurven fremstille en tilsvarende rente, ofte rundt 0

%). Hensikten med kvantitative lettelser er å også kunne påvirke høyresiden av rentekurven. Dersom yielden på lange obligasjoner er lav relativt sett, vil finansieringskostnader reduseres, og dermed vil økte investeringer være mer lønnsomt. Videre vil obligasjoner bli mindre attraktive som en finansiell plassering, og investorer vil følgelig søke å plassere kapital i aktivaklasser med høyere avkastning, for eksempel aksjer eller eiendom.

Transmisjonskanaler

Gjennom en rekke forskningsartikler og arbeidsartikler er det forsøkt å gjennomføre empiriske studier for å fastslå hvilke økonomisk effekt kvantitative lettelser har, og hvordan disse effektene materialiserer seg i økonomien. Når forskere skal vurdere hvordan kvantitative lettelser materialiserer seg i realøkonomien, så nevnes i flere sammenhenger en rekke teoretiske kanaler der kvantitative lettelser har antatt påvirkning. I denne oppgaven har vi valgt å ta utgangspunkt i transmisjonskanalene, som er beskrevet i Bank of England Quarterly Bulletin Q3 2011, av forfatterne Joyce, Tong, & Woods (2011), som arbeidet ved Bank of England sin «Macro Financial Analysis Division» i denne perioden. Nedenfor vil disse transmisjonskanalene beskrives individuelt.

Confidence

Gjennom *confidence* forventer teoretikere at sentralbanken øker tryggheten blant økonomiske aktører. Man antar at kjøp av statsobligasjoner vil øke optimismen blant aktørene fordi aktørene tar utgangspunkt i at sentralbanken tar en aktiv rolle ved å stimulere til økt økonomisk aktivitet. Gjennom denne kanalen vil økonomiske aktører ha en positiv forventning til fremtiden og dermed redusere sine avkastningskrav, sette i gang flere prosjekter og investere mer. Dette vil føre til høyere etterspørsel og høyere økonomisk aktivitet (Joyce et al., 2011).

Policy signalling

Policy Signalling har noe likt utgangspunkt som *confidence*. Gjennom å vedta og implementere kvantitative lettelser, signaliserer sentralbanken at den ønsker å arbeide for å nå inflasjonsmålet. Økonomiske aktører tar utgangspunkt i at dette vil føre til at lange renter vil presses ned, og denne forståelsen vil i teorien ha realøkonomisk påvirkning. Dette henger igjen sammen med at investorer kan

reducere sine avkastningskrav, banker kan ta et lavere risikopåslag og flere prosjekter kan igangsettes. (Joyce et al., 2011).

Portfolio rebalancing

Tradisjonell mikroøkonomi tilsier at økt etterspørsel etter et normalt gode øker prisene i markedet. Ettersom sentralbanken ønsker å kjøpe et stort kvantum av statsobligasjoner fra privat sektor, vil dette føre til at prisene på statsobligasjonene stiger. Når prisen på en obligasjon stiger, vil yelden falle. Dette er i tråd med tradisjonell mikroøkonomi som nevnt over. Videre vil likviditeten til privat sektor øke, da deres obligasjoner kan selges til en høyere pris. Kontanter er ikke et perfekt substitutt for finansielle plasseringer, derfor vil aktørene se etter andre muligheter for kjøp, som er bedre substitutt for statsobligasjoner. Dette vil føre til at aktører i markedet vil forsøke å rebalansere porteføljen sin ved å bruke overflødig kapital, som igjen gir muligheten for flere til å gjennomføre samme rebalansering. Dette vil føre til økte priser på flere typer aktiva enn bare statsobligasjoner. Prisøkningen fører videre til lavere obligasjonsrenter, lavere lånerenter for konsumenter og selskaper, som igjen vil stimulere til økt forbruk. Effekten som er beskrevet over, er kjent som *portfolio rebalancing* (Joyce et al., 2011).

Market liquidity

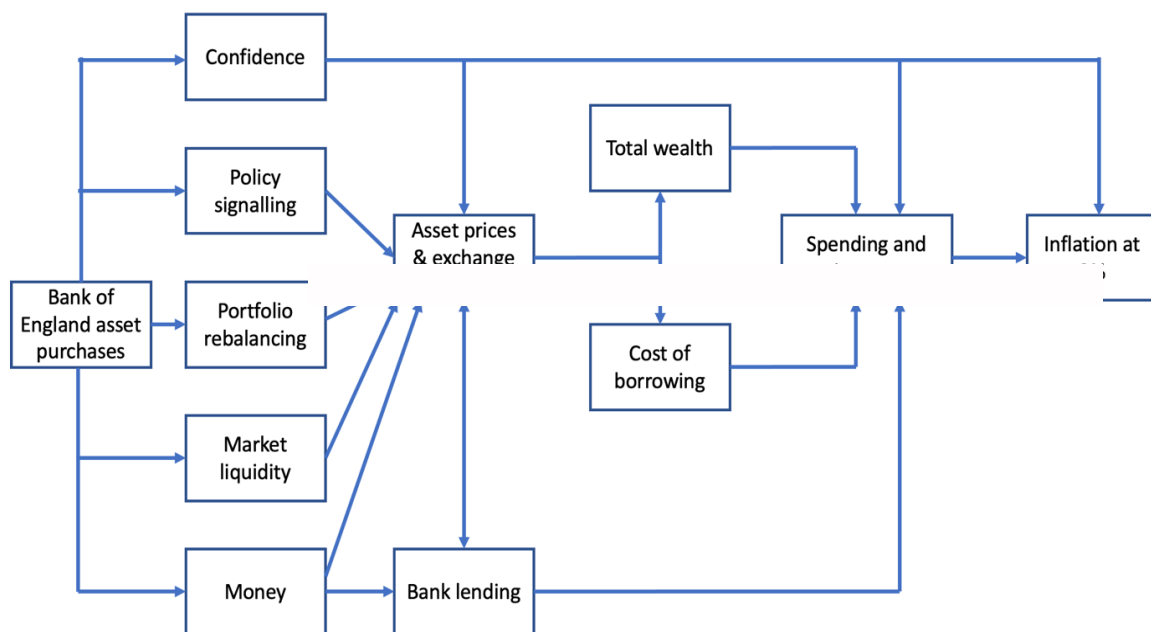
Transmisjonskanalen *market liquidity* påvirker hovedsakelig finansielle aktører. Når finansmarkedene er dysfunksjonelle, vil risikopremien som investorer krever for illikviditet stige. Dette er premien finansielle aktører krever for handel i for eksempel obligasjoner. Risikopremien faller igjen når sentralbanken handler statsobligasjoner, fordi sentralbanken skaper et likvid marked i gjeldsinstrumentene. Aktører som ønsker å selge sine posisjoner får salgsordrene gjennomført på kortere tid. Det er dog viktig å merke seg at denne kanalen kun er aktiv når sentralbanken aktivt handler i disse markedene (Joyce et al., 2011).

Money

Når ikke-finansielle aktører kjøper aktiva, direkte eller indirekte, vil bankene få tilført nye tilskudd fra de ikke-finansielle aktørene. Dette fører til at de kommersielle bankene tilfører likvide midler til sentralbanken ettersom de i en periode vil ha høyere overskudd på sine balanser. I tillegg vil dette føre til økte

kundeuttak. Joyce et al. (2011) hevder at økt likviditet i markedene kan stimulere flere nye lån fra bankene, som igjen stimulerer økonomisk aktivitet. Det er en svakhet i denne teorien, da kvantitative lettelsener vanligvis implementeres i situasjoner hvor bankene må redusere størrelsen på balansen. *Money* forventes derfor å gi liten effekt. (Joyce et al., 2011).

For å understreke hvordan kanalene fungerer, har Joyce et al. (2011) utformet en grafisk fremstilling over tilknytningene de ulike kanalene har til hverandre. Man kan her se at transmisjonskanalene teoretisk vil føre til høyere aktivapriser og økt volum av banklån til realøkonomien (figur 4). Man forventer lavere finansieringskostnader og økt velstand, noe som skal føre til høyere disponibel inntekt og følgelig høyere konsum, investeringer og annen økonomisk aktivitet. Dette vil til slutt føre til økt samlet økonomisk aktivitet og økt inflasjon, ønskelig et sted rundt inflasjonsmålet som er definert.



Figur 4: Transmisjonskanaler (Joyce et al, 2011).

Operasjonelle handlinger i Storbritannia

Ettersom denne oppgaven i hovedsak dreier seg om implementeringen av kvantitative lettelsener, er det relevant å se på Storbritannia og Bank of England, sin bruk av disse virkemidlene. For å ha tilstrekkelig datagrunnlag, ønsker vi hovedsakelig å se på anvendelsen av virkemiddelet i kjølvannet av finanskrisen i 2008. Kvantitative lettelsener i Storbritannia avviker fra hvordan de andre store

økonomiene har benyttet seg av verktøyet. Et eksempel på dette er at Fed har kjøpt asset backed securities, mens BOE hovedsakelig har kjøpt statsobligasjoner. For å fremstille hendelsesforløpet av kvantitative lettelser i England, trekker vi frem tabell 2 (Haldane et al., 2016; Joyce et al., 2011) under.

Dato	Hendelsesforløp
19. januar 2009	Storbritannias finansminister annonserer at BOE vil sette i gang et program for kjøp av aktiva.
30. januar 2009	Asset Purchase Facility Fund (APFF) blir etablert.
5. februar 2009	Styringsrenten settes ned fra 1,5 % til 1 %.
11. februar 2009	Inflasjonsrapporten og påfølgende pressekonferanse gir sterke indikasjoner på at kvantitative lettelser er sannsynlig.
13. februar 2009	BOE begynner sine første kjøp av kommersielle sertifikater.
5. mars 2009	Styringsrenten settes ned fra 1 % til 0,5 %. Monetary Policy Committee (MPC) annonserer at de vil starte med kjøp av aktiva for £75 milliarder over tre måneder med sentralbankens penger. Majoriteten av kjøpene vil være på obligasjoner med gjenstående løpetid på mellom 5 og 25 år.
11. mars 2009	Kjøp av britiske statsobligasjoner begynner.
25. mars 2009	Kjøp av britiske statsobligasjoner begynner.
7. mai 2009	MPC annonserer at omfanget av kvantitative lettelser øker med £50 milliarder til £125 milliarder.
3. august 2009	Secured Commercial Paper Facility blir lansert.
6. august 2009	MPC annonserer at QE-programmet vil bli utvidet til £ 175 milliarder, og at kjøpsområdet vil bli utvidet til statsobligasjoner med gjenstående løpetid på mer enn tre år. BOE annonserer også et låneprogram for statsobligasjoner, som muliggjør at motparter kan låne statsobligasjoner fra APFF mot en avgift samt alternative statsobligasjoner som sikkerhet.
5. november 2009	MPC annonserer at QE-programmet vil bli utvidet til £ 200 milliarder.
22. desember 2009	BOE annonserer at de vil operere som både selger og kjøper i gråmarkedet for kredittobligasjoner.

8. januar 2010	Sentralbanken selger kredittobligasjoner.
4. februar 2010	MPC annonserer at QE aktivkjøp vil bli opprettholdt med £ 200 milliarder. Finansministeren godkjenner at BOE kan fortsette å handle eiendeler i privat sektor, finansiert ved å utstede flere statsobligasjoner. MPC forteller at komiteen vil fortsette å undersøke den riktige størrelsen på aktivkjøpene, og at de vil fortsette å kjøpe dersom framtidsutsiktene tilsier at dette er nødvendig.
11. oktober 2011	MPC annonserer ny runde med kvantitative lettelser (QE2) på £75 milliarder.
12. februar 2012	MPC utvider QE2 med £50 milliarder.
4. juli 2012	MPC annonserer en ny utvidelse på nye £50 milliarder og bringer den totale summen til £375 milliarder.

Tabell 2: APF- og QE-relaterte hendelser i 2009 og 2010 i Storbritannia (Haldane et al., 2016; Joyce et al., 2011).

2.2.2 Teoretisk kritikk

Avslutningsvis bør det nevnes at kvantitative lettelser er et omstridt og diskutert virkemiddel. Samfunnsøkonomer og andre aktører har et ambivalent forhold til denne formen for mone

funksjon, mens andre er mer skeptisk. I ett tilfelle fra ansatte i Bank of Japan ser man at forskere konkluderer i en retning, mens de handler i motsatt retning. I forkant av Bank of Japans implementering av denne typen politikk (før 2001) fastslo forskerne at «kvantitative lettelser ... ikke er effektivt» (Lyonett & Werner, 2012, s. 96). I flere studier av kvantitative lettelser konkluderes det med at det er stor usikkerhet knyttet til resultatene, og få bastante konklusjoner.

Stephen Williamson (2017) konkluderer i sine studier med at det er god grunn til å være skeptisk til at QE fungerer så godt som annonsert, og at det faktisk kan være skadelig for økonomien. Da Ben Bernanke, tidligere sentralbanksjef i Federal Reserve, skulle uttale seg om kvantitative lettelser i 2012, kom han med følgende konklusjon: «... problemet med QE er at det fungerer i praksis, men fungerer ikke i teorien.» (Yu, 2016, s. 5).

3.0 Metode

Denne delen av oppgaven presenterer de metodevalg som brukes for å analysere den definerte problemstillingen. Videre fremstilles utfordringer tilknyttet valg av metode og løsninger på de utfordringene som ble oppdaget.

3.1 Overordnet tilnærming

For å analysere problemstillingen, anvendes det i denne oppgaven en kvantitativ tilnærming. «Kvantitative metoder innebærer ofte – som navnet tilsier – bruk av kvantitative teknikker, og da særlig statistikk. Målet er ofte generaliserende kunnskap, det vil si innsikt som gjelder for mange enheter, og er ofte strukturert på en analytisk måte» (Succarat, 2020, s. 39). I tidligere forskning benyttes det en rekke forskjellige økonometriske metoder for å undersøke kvantitative lettelsers effekt på realøkonomien. Felles for de fleste er at det benyttes tidsseriedata. «Tidsseriedata består av observasjoner observert over tid» (Succarat 2020, s. 42). Da oppgaven har en historisk tilnærming, er det naturlig å benytte seg av tidsseriedata som grunnlag for modellen. Ettersom kvantitative lettelser er en dynamisk prosess med gradvis anvendelse, gir tidsserier derfor bedre mulighet for undersøkelse av endring. Det er gjennomgående i tidligere forskning at det benyttes data målt kvartalsvis. Grunnen til dette er hovedsakelig at de har tatt utgangspunkt i bruttonasjonalproduktstørrelsen som publiseres på kvartalsvis basis.

3.2 Praktisk gjennomføring

For å kunne beskrive de metodikken som tas i bruk i analysen, fremlegges det under fire steg for analysen som gjennomføres i kapittel fire.

1. Det utvikles en multippel regresjonsmodell på AR (autoregressiv)-form hvor det inkluderes en rekke ulike forklaringsvariabler, som beskriver de teoretiske påvirkningskanalene, som er nevnt i kapittel 2.2.1. Videre undersøkes variablene i regresjonsmodellen for ikke-stasjonære egenskaper. Dersom det oppdages ikke-stasjonære egenskaper, må dette korrigeres for. Regresjonsmodellen testes videre for multikolinearitet. Dersom det oppdages multikolinearitet, må dette også korrigeres for. Avslutningsvis vurderes variablene for optimalt antall lags. Lags er et

annet ord for en tidsforskjøvet variabel. Videre genereres antall lags i henhold til den optimale sammensetningen som ble avdekket over. Den multiple regresjonsmodellen med optimalt antall lags, stasjonære forklaringsvariabler og ingen multikolinearitet defineres som modell A.

2. Dette steget innebærer å statistisk estimere modell A, som ble definert i steg 1. Den estimerte modellen undersøkes for autokorrelasjon og videre for heteroskedastisitet. Det anvendes en Breusch-Pagan test for heteroskedastisitet (Succarat, 2020). Dersom heteroskedastisitet oppdages, korrigeres dette for.
3. I forbindelse med undersøkelse av autokorrelasjon i modell A, i steg to, korrigeres dette eventuelt for dersom dette oppdages. Det gjøres ved å utføre en Prais-Winsten-estimering av modell A (Stata, u.å.). Videre gjennomføres sekvensiell bakovereliminering av modell A, for å eliminere ikke-signifikante variabler i den multiple regresjonsmodellen. Det er sannsynlig at det er blitt inkludert ikke-signifikante variabler ettersom utvalget av variabler var bredt. Etter en bakovereliminering, hvor alle variabler som ikke er signifikante på et 95 % signifikansnivå kuttet, estimeres det en ny modell. Denne defineres som modell B. Estimeringer foretas også i denne modellen på Prais-Winsten-form, dersom det oppdages autokorrelasjon. Estimater av modell B vil i henhold til tidsserieøkonometriens regler kunne si noe om kvantitative lettelsers påvirkning på venstresidevariabelen vi har definert, nemlig bruttonasjonalproduktet (nominelt).
4. Avslutningsvis gjennomføres en Chow-test på den definerte modellen B (Gould, u.å.). Denne testen undersøker for strukturelle brudd, og hensikten med metodevalget er å undersøke om det forekommer et strukturelt brudd i tidsserien som følge av endringene under finanskrisen i 2008.

3.3 Beskrivelse av metodene

I forbindelse med de definerte praktiske stegene i kapittel 3.2, beskrives metodene fra et teoretisk ståsted i dette delkapittelet.

Autoregressiv (AR) modell med p lags

«AR er en forkortelse for autoregressiv, som er en henvisning til at variabel Y avhenger av én eller flere tidligere verdier av Y ». (Succarat, 2020, s. 153). For å henvise til tidligere verdier av Y , genererer man lags. Dette kalles en AR (p)-modell, hvor p er en referanse til antall lags i modellen. AR (p)-modeller egner seg godt til å lage anslag flere perioder fremover i tid. For å undersøke en variabel for optimalt antall lags benyttes «varsoc»-kommandoen i statistikkprogrammet STATA (Stata, u.å). Denne kommandoen benytter en rekke informasjonskriterier, blant annet Akaike's Information Criteria (AIC), Final Prediction Error (FPE), Hannan and Quinn information Criterion (HQIC) og Schwarz' Bayesian (Stata, u.å). Den generiske AR (p)-modellen kan fremstilles slik (Succarat, 2020):

$$Y_t = B_1 + B_2 Y_{t-1} + B_3 Y_{t-2} + \dots + B_k Y_{t-p} + u_t$$

Prais-Winsten

Prais-Winsten-estimering er en prosedyre for å håndtere autokorrelasjon i feilledet til regresjonsmodeller (Dielman, 2001), samtidig som førsteobservasjoner beholdes ved bruk av lags i en AR (1)-modell.

Autokorrelasjon forklares som samvariasjon i observasjonene til en variabel fra en observasjon til neste (ytterligere beskrevet i kap. 3.4). Prais-Winsten-estimeringen er viktig for modeller s

mangel av førsteobservasjoner vil kunne få betydelig påvirkning for resultatet av regresjonen. Tanken bak Prais-Winsten-metoden er å estimere den ordinære modellen, og inkludere estimatet av autokorrelasjonskoeffisienten ρ . Deretter transformeres modellen og det estimeres nye koeffisienter.

Autokorrelasjonskoeffisienten estimeres på nytt og sammenlignes med estimatet fra den forrige estimeringen. Denne prosessen gjentas helt til differansen mellom autokorrelasjonskoeffisientene er mindre enn 0,000001. Prosessen vil også stoppe når den når 25 iterasjoner (Stata, u.å)

Inkludere eller utelate ikke-signifikante variabler

En utfordring i modellvalg er å vite hvor mange forklaringsvariabler som skal inkluderes i modellen. Dersom en utelater relevante forklaringsvariabler, risikerer man ukorrekte beregninger. Samtidig vil det å inkludere ikke-relevante forklaringsvariabler gi upresise beregninger. «Fra et teoretisk ståsted er ukorrekte beregninger verre enn upresise beregninger» (Succarat, 2020, s. 176). Dette betyr

ikke nødvendigvis at man bør inkludere så mange forklaringsvariabler som mulig, siden ikke-relevante variabler reduserer presisjonen, $se(b)$ i modellen. Videre kan det tolkes som at det ved usikkerhet er bedre å inkludere en forklaringsvariabel for mye, enn en for lite. En metode for å redusere $se(b)$ i modellen og bestemme hvilke variabler som inkluderes, er ved å bruke modellvalgsmetoder. Vi drøfter derfor videre forskjellen mellom 1-kuttsmetoden og bakovereliminering.

Både 1-kuttsmetoden og bakovereliminering tar utgangspunkt i den samme startmodellen, som inkluderer alle variabler en ønsker å undersøke innvirkningen av. I 1-kuttsmetoden kjøres det t-tester og deretter kuttes alle de variablene som ikke er signifikante på et bestemt signifikantnivå (Succarat, 2020). I bakovereliminering vil alle ikke-signifikante variabler kuttes en etter en, slik at modellen estimeres på nytt etter hvert enkelt kutt (Succarat, 2020). Begge metodene vil redusere utelatingsproblemet, men i større grad ved bakovereliminering da variablene fjernes en etter en. En svakhet i 1-kuttsmetoden er at korrelasjon i forklaringsvariablene fører til upresise parameterberegninger. Også dette problemet vil gradvis reduseres ved å fjerne ikke-signifikante variabler en etter en, kontra ved 1-kutt. En svakhet ved begge metodene er at man bruker en enkel hypotesetest for det som egentlig er en multippel hypotesetest (Succarat, 2020). Dette kan føre til variabel. Denne svakheten reduseres ved å kjøre en F-test etter hver fjerning av enkelte variabler, som gir en indikasjon på om p-verdiene er korrekte. Utfordringen med selektering av variabler til startmodellen er til stede i begge metodene, og dette kan ikke enkelt justeres for. Basert på denne drøftelsen fremstår bakovereliminering som den mest relevante metoden å anvende i denne oppgaven.

Chow-test

En Chow-test er en metode for å bestemme om de estimerte koeffisientene for en gruppe data er like koeffisientene estimert for en annen gruppe data. Med andre ord vil man finne ut om det foreligger et signifikant strukturelt brudd i et datasett slik at man bør benytte to ulike regresjoner for å forklare avhengig variabel, eller om man kan kjøre regresjonen samlet (Gould, u.å.).

I gjennomføringen vil man ha en samlet regresjonsmodell på generell form (Luitel & Mahar, 2015):

$$y_s = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_{1t}$$

Deretter vil man ha dele i to regresjonsmodeller som representerer før og etter et strukturelt brudd (Luitel & Mahar, 2015):

$$y_1 = a_0 + a_1X_t + u_{2t}$$

$$y_2 = \delta_0 + \delta_1X_t + u_{3t}$$

En nullhypotese og alternativhypotese defineres:

$$H_0: a_1 = a_2, \delta_1 = \delta_2$$

$$H_0: a_1 \neq a_2, \delta_1 \neq \delta_2$$

Dersom nullhypotesen forkastes vil det være tilfredsstillende bevis for at det forekommer et strukturelt brudd i datasettet, og regresjonen vil fungere bedre ved å deles i to regresjoner, før og etter det strukturelle bruddet (Luitel & Mahar).

Videre bruker man formelen som viser Chow F-statistikken for å finne F-verdi (Luitel & Mahar, 2015):

$$\frac{(RSSR - SSR_1 - SSR_2)/k}{\frac{SSR_1 + SSR_2}{n - 2k}}$$

hvor $RSSR$: residualens kvadratsummer samlet.

SSR_1, SSR_2 : residualens kvadratsummer for hver regresjonsmodell.

n : antall observasjoner i regresjonsmodellen.

k : antall parametere.

Videre brukes k og $n - 2k$ for å finne kritisk F-verdi. Dersom F-testverdi er større enn F-kritisk verdi, så forkastes nullhypotesen og det foreligger et strukturelt brudd i observasjonene (Luitel & Mahar, 2015).

3.4 Klassiske forutsetninger i tidsserieøkonometri

I økonometrisk teori og forskning er det blitt definert et sett med forutsetninger for at tidsserieregresjoner skal kunne gi gyldige resultater. Wooldridge (2016) har for eksempel definert seks klassiske antakelser for tidsserieregresjoner; lineære parametere, ingen perfekt kollinearitet, null betinget gjennomsnitt (zero conditional mean), homoskedastisitet, ingen seriekorrelasjon og normal feilleddsdistribusjon. Succarat (2020) begrenser de klassiske forutsetningene til fem; uavhengige variabler, anslagsfeil lik null for ulike kombinasjoner av

variablene, ingen eksakt multikolaritet mellom høyresidevariablene, homoskedastisitet, og normalfordelt feilledd.

Basert på de klassiske forutsetningene, undersøker vi regresjonsmodellen for sentrale problemer for å kunne være sikre på at resultatene er gyldig. Vi undersøker om variablene i regresjonsmodellen er stasjonære, og hvorvidt det foreligger autokorrelasjon, heteroskedastisitet, og multikolaritet.

Stasjonære dataserier

Ikke-stasjonære tidsserier er en vanlig utfordring i tidsserieøkonometri. En generell AR (1)-modell kan benyttes for å teoretisk undersøke stasjonaritet (Hill et al., 2001).

$$y_t = a + \rho y_{t-1} + v_t$$

AR (1)-prosessen er stasjonær hvis $|\rho| < 1$. Vi kan følgelig undersøke om tidsserien er ikke-stasjonær ved å definere nullhypotesen som $\rho = 1$ (Hill et al., 2001).

AR (1) modellen uten konstantledd, fratrukket y_{t-1} på begge sider av ligningen (Hill et al., 2001):

$$\begin{aligned} y_t - y_{t-1} &= \rho y_{t-1} - y_{t-1} + v_t \\ \Delta y_t &= (\rho - 1)y_{t-1} + v_t \\ &= \gamma y_{t-1} + v_t \end{aligned}$$

hvor $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ og $\gamma = \rho - 1$

Deretter kan vi definere null- og alternativhypotesene (Hill et al., 2001).

$$H_0: \rho = 1 \quad \leftrightarrow \quad H_0: \gamma = 0$$

$$H_1: \rho < 1 \quad \leftrightarrow \quad H_1: \gamma < 0$$

For å teste den definerte hypotesen, kan AR (1)-modellen estimeres, og man kan undersøke t-verdiene for nullhypotesen. T-verdien sammenlignes videre med tidligere definerte kritiske verdier som ble utviklet av statistikerne Dickey og Fuller. Testen ved bruk av disse kritiske verdiene, har blitt kjent som Dickey-Fuller-test, som er en vanlig metode for å undersøke en tidsserie for stasjonaritet (Hill et al., 2001).

Dersom tidsserien er ikke-stasjonær vil ordinær hypotesetesting være ugyldig, en kan få eksplosive anslag og stigningstallet kan gi et uforståelig estimat.

Dette problemet kan løses ved differensiere observasjonene (Succarat, 2020).

Dette innebærer å bruke differansen til en variabel i to forskjellige tidsperioder, slik at gjennomsnittet stabiliseres (Hill et al., 2001).

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$$

Ingen autokorrelasjon i feilleddet

I tillegg til stasjonære tidsserier, er det viktig å unngå autokorrelerte feilledd for å kunne få gyldige estimater fra en tidsserieregresjon.

I en modell med fire lags, må følgende betingelse være oppfylt (Succarat, 2020):

$$\text{Corr}(u_t, u_{t-1}) = 0$$

$$\text{Corr}(u_t, u_{t-2}) = 0$$

$$\text{Corr}(u_t, u_{t-3}) = 0$$

$$\text{Corr}(u_t, u_{t-4}) = 0$$

Hvis $\text{Corr}(u_t - u_{t-p}) \neq 0$ så kan vi si at vi har autokorrelasjon.

En regresjonsmodell kan undersøkes for autokorrelasjon ved hjelp av en Breusch-Godfrey-test. Testmodellen

$$u_t = A_1 + A_2 X_2 + \dots + A_k X_{kt} + C_1 u_{t-1} + C_2 u_{t-2} + \dots + C_p u_{t-p} + w_t$$

hvor A_1 er et konstantledd, A_2, \dots, A_k og C_1, \dots, C_p er stigningstall, og w_t er et feilledd (Succarat, 2020).

Null- og alternativhypotesen kan formuleres slik

$$H_0: C_1 = 0 \text{ og } C_2 = 0 \text{ og } \dots C_p = 0 \text{ (} u_t \text{ er ikke autokorrelert)}$$

$$H_1: \text{En eller flere av påstandene i } H_0 \text{ er uriktige (} u_t \text{ er autokorrelert)}$$

Testuttrykket til Breusch-Godfrey-testen kalkuleres slik (Succarat, 2020):

$$F = \frac{(R_{ur}^2 - R_r^2)/m}{(1 - R_{ur}^2)/(n - L)}$$

hvor $R_r^2 = 0$, $m =$ antall frihetsgrader i telleren, $n =$ antall observasjoner i testlikningen, og $L = (k+p) =$ antall nevner frihetsgrader.

Autokorrelasjon i feilleddet vil kunne gi feilaktige standardfeil, noe som gjør at hypotesetesting ikke gir riktige resultater. Dersom autokorrelasjon i feilleddet

oppstår, finnes det ulike måter å håndtere det på. Autokorrelerte feilledd oppstår ofte som følge av at for få uavhengige variabler er inkludert i modellen. En metode for å unngå autokorrelasjon kan være å legge til flere uavhengige variabler i modellen. Spesielt laggede venstresidevariabler kan være effektivt. Å sette variablene på endringsform er en annen løsning på problemet, slik at man ser på den prosentvise endringen til variablene. Det er også mulig å benytte autokorrelasjonsrobuste standardfeil, som kan føre til at modellens beregninger er riktige til tross for autokorrelasjon i feilleddet. Denne metoden er dog ikke foretrukket da den bare fungerer dersom det ikke er korrelasjon eller autokorrelasjon mellom feilleddet og forklaringsvariablene. Eksisterer det korrelasjon eller autokorrelasjon, vil resultatene ikke være gyldige (Succarat, 2020).

Ingen heteroskedastisitet i feilleddet (homoskedastisitet)

I følge Succarat (2020) innebærer heteroskedastisitet at σ^2 (målestørrelse for modellens presisjon) avhenger av verdien til en eller flere av forklaringsvariablene. Konsekvensene av heteroskedastisitet i feilleddet er blant annet at den estimerte modellens presisjon avhenger av verdiene til forklaringsvariablene. I tillegg vil hypotesetesting (F-test og t-test) resultere i uriktige verdier og således i konfidensintervaller typisk være uriktige, siden konfidensintervallene ofte er mindre enn de burde vært (Succarat, 2020).

Man ønsker med andre ord homoskedastisitet i feilleddet: $E(u_i^2 | X_2, \dots, X_{ki}) = \sigma^2$, noe som betyr at regresjonspresisjonen ikke avhenger av verdien til forklaringsvariablene i modellen (Succarat, 2020).

Man kan teste en multippel regresjonsmodell for heteroskedastisitet ved å benytte en rekke tester. En av disse testene som vi har benyttet er Breusch-Pagan, som beskrives videre under. Testmodellen er gitt ved (Succarat, 2020):

$$u^2 = A_1 + A_2X_2 + \dots + A_kX_k + w$$

hvor A-ene er henholdsvis konstantledd og stigningstall, og w er feilleddet. Man kan videre danne en nullhypotese og en alternativhypotese, hvor nullhypotesen om ingen heteroskedastisitet i feilleddet kan forkastes gitt en F-testverdi høyere enn kritisk verdi på et bestemt signifikansnivå. Hypotesene kan fremstilles $H_0: A_2 = 0$ og $A_3 = 0$ og ... $A_k = 0$ (Ingen heteroskedastisitet)

H_A : Én eller flere av påstandene i nullhypotesen er feil (heteroskedastisitet)

F-testverdien kan beregnes slik:

$$F = \frac{(R_{ur}^2 - R_r^2)/m}{(1 - R_{ur}^2)/(n - k)}$$

I denne testen skal R^2 settes lik 0. m er antall påstander i nullhypotesen, og $n-k$ er antall observasjoner fratrukket k antall koeffisienter (A-er) i testmodellen. ur og r refererer til modellene «Uten restriksjoner» og «Restriksjoner» (Succarat, 2020).

Multikolaritet

«Multikolaritet er et kjennetegn ved forholdet mellom høyresidevariablene» (Succarat, 2020, s. 112) i en multippel regresjonsmodell. Det skilles mellom eksakt og ikke-eksakt multikolaritet. Eksakt multikolaritet eksisterer når to eller flere forklaringsvariabler kan skrives som en eksakt lineær kombinasjon (Succarat, 2020). Dette vil føre til ugyldige resultater i regresjonen. Løsningen på eksakt multikolaritet er å fjerne en eller flere av variablene der problemet oppstår. Ikke-eksakt multikolaritet er korrelasjon mellom to eller flere forklaringsvariabler. Dette kan føre til problem for statistiske hypotesetester. Løsninger for ikke-eksakt multikolaritet kan være transformasjon av forklaringsvariabler for øke variasjonen til variablene. En annen løsning er riktig bruk av modellvalgsmetode (Succarat, 2020).

Tidsserier kan undersøkes for multikolaritet ved å anvende en såkalt «*variance inflation factors*»-test, bedre kjent som VIF-test. VIF-testen måler økningen i variansen som følge av multikolaritet relativt til variansen uten multikolaritet (Alin, 2010). VIF-verdien kan beregnes:

$$VIF_t = \frac{1}{1 - R_t^2} \text{ for } t = 1, 2, \dots, k$$

hvor R_t^2 er R^2 -verdien man oppnår ved å regere observasjon t forklaringsvariabelen på resten av variablene. Tommelfingerregelen er at det eksisterer multikolaritet dersom man får en VIF-verdi større enn 5 (Alin, 2010).

4.0 Regresjonsanalyse

4.1 Data

Som nevnt i kapittel 3 er datasettet som anvendes i analysen tidsseriedata, og observasjonene er kvartalsvis. Dette skyldes at BNP-størrelsen kun publiseres en gang i kvartalet. For at alle variablene skal være på samme nivå, har de andre variablene også blitt hentet på kvartalsvis basis. Alle størrelsene, bortsett fra styringsrenten og obligasjonsrenten, har blitt omgjort til årlig vekstform (se oversikt over variablene i 4.2). Denne kalkulasjonen er blitt gjort manuelt, basert på følgende vekstformel:

$$\text{Årlig vekst} = \frac{(x_t - x_{t-4})}{x_{t-4}}$$

hvor x_{t-4} refererer til dagens verdi minus 4 kvartaler.

All data som er benyttet er blitt hentet fra offentlige kilder og behandlet i et regneark. Hovedsakelig har dataene blitt omgjort til vekstform eller blitt lagt sammen. Dette utdypes i kapittel 4.2. Variablene «Rate» og «Yield» er hentet fra Federal Reserve of St. Louis sin database «FRED». Nominell BNP er hentet fra Office of National Statistics (2020). Resten av variablene er kalkulasjoner som er gjort basert på data hentet fra Bank of England sin interaktive database. Alle variablene er basert på <https://www.bankofengland.co.uk/quarterly-gdp> videre at variablene tilhører engelske størrelser. Tidsperioden for datagrunnlaget er fra Q1 2001 til Q4 2015. Denne tidsperioden er avgrenset til dette tidsintervallet for å unngå den økonomiske uroen i år 2000, og for å kunne undersøke effektene i etterkant av finanskrisen i 2008.

4.2 Variabler

I teoridelen i kapittel 2.2.1 presenterte vi en figur (figur 4, s. 12) som illustrerte en rekke påvirkningskanaler som forskere tidligere har benyttet i undersøkelser for å vurdere hvordan kvantitative lettelser virker. Kanalene som ble nevnt var henholdsvis *confidence*, *policy signalling*, *portfolio rebalancing*, *market liquidity*, og *money*. I regresjonsanalysen ønsker vi derfor å undersøke om disse kanalene har hatt signifikant realøkonomisk innvirkning. En vanlig størrelse å bruke for å undersøke realøkonomisk utvikling i et land er nominelt bruttonasjonalprodukt. Nominelt BNP er BNP uttrykt i løpende priser. Vi benytter oss av denne størrelsen som avhengig variabel (venstresidevariabel).

Ettersom påvirkningskanalene ikke er definert som egne økonomiske størrelser, har det blitt valgt økonomiske variabler som kan sies å måle effekten disse kanalene postulerer å ha. Disse variablene er kalkulasjoner av flere størrelser, hovedsakelig hentet fra Bank of England sin interaktive database, slik Bernardo, Ryan-Collins og Werner (2013) ved University of Southampton har gjort i sin empiriske analyse av kvantitative lettelser i Storbritannia. Nedenfor beskrives det hvilke variabler som inkluderes i den grunnleggende modellen – modell A. Variabelnavnet er sidestilt, mens teksten inne i parenteser beskriver transmisjonskanalen. Vi gir også en generell beskrivelse av den hypotetiske effekten forklaringsvariabelen har på venstresidevariabelen *GDP*.

GDP (Avhengig variabel): Nominell BNP. Realøkonomisk størrelse.

Rate (Konvensjonell pengepolitikk): Bank of Englands styringsrente, kjent som *Bank Rate*. Den teoretiske effekten av redusert styringsrente er økt økonomisk aktivitet, i henhold til tradisjonell pengepolitisk teori.

Yield (Signalling): 10-årig rente på statsobligasjon utstedt av Bank of England. Teoretisk sett vil nedgå økonomisk aktivitet fordi økonomiske aktører reduserer sine avkastningskrav i forbindelse med investeringer. Videre vil lavere avkastningskrav gjøre det mer lønnsomt å lånefinansiere investeringer fordi økonomiske aktører kan forvente lavere langsiktige finansieringskostnader.

M4 (Money): Den brede pengemengden. Vekst i pengemengden har portefølje-rebalanseringseffekt fordi investorer substituerer seg bort fra bankinnskudd til kredittobligasjoner og andre aktivaklasser (Bernardo et al., 2013). I likhet med *Assets* under forventer Bernardo, Ryan-Collins & Werner (2013) at dette fører høyere overordnet økonomisk aktivitet. *M4* består av Bank of England sine utstående fordringer til andre finansielle foretak, husholdninger og private ikke-finansielle foretak.

Credit (Bank lending): Bankutlån til realøkonomien. Større utlånsvolum fra bankene til realøkonomien forventes å øke økonomisk aktivitet, fordi økonomiske

aktører vil ha tilgjengelig større mengde fri kapital. *Credit* består av finansielle institusjoners utlån til private ikke-finansielle selskaper, finansielle institusjoners sikrede lån til privatpersoner og finansielle institusjoners usikrede utlån til privatpersoner.

Assets (Portfolio Rebalancing): Sentralbankens eiendelsside av balansen. Denne størrelsen viser sentralbankens kjøp av statsobligasjoner fra privat sektor. Som nevnt i teoridelen (kapittel. 2.2.1, s. 11) vil teoretiske effekt av obligasjonskjøp lede til større investeringsetterspørsel. Større investeringsetterspørsel vil overordnet lede til høyere økonomisk aktivitet. *Assets* er en sammenslåing av både engelske og utenlandske verdipapirer utstedt av myndighetene, utestående fordringer (både engelske og utenlandske) og andre kontoer, utestående reserver i britiske pund, og utestående av *andre verdipapirer* i britiske pund. Kalkulasjonen består av en rekke forskjellige dataserier, fordi Bank of England har endret kodenavn i sin interaktive database i løpet av perioden hvor vi ønsker å analysere data, se *Ryan-Collins og Werner (2013)*.

Reserves (Liquidity): Bankreserver. Mer reserver i banksystemet reduserer likviditet og finansieringskostnader og leder til høyere bankutlån og økt økonomisk vekst, i hen utestående M0 i britiske pund (basispengemengden) minus utestående sertifikater og kontanter i omløp (ekskludert pantesikrede banksertifikater i Skottland og Nord-Irland). Etter mai 2006 ble serien samlet, og den ble da bestående av utestående reserver på gjeldssiden av balansen, se *Ryan-Collins og Werner (2013)*,

4.3 Modeller

I dette kapittelet vil de praktiske stegene som ble beskrevet i kapittel 3.2 gjennomføres. For å kunne fremstille modell A er det som tidligere nevnt, en rekke steg som må gjennomføres. Steg 1 er å undersøke de definerte variablene for ikke-stasjonære egenskaper ved å anvende en «Augmented Dickey-Fuller»-test. Denne testen utføres i statistikkprogrammet STATA, ved å bruke kommandoen «*dfuller*» sammen med hver enkelt variabel i den multiple regresjonsmodellen.

Variabel	Testverdi	Kritisk verdi
GDP	-2,460	-2,924.
Rate	-1,152	-2,924.
Yield	-0,508	-2,924.
M4	-1,200	-2,924.
Credit	-1,019	-2,924.
Assets	-3,376	-2,924.
Res	-5,583	-2,924.

Tabell 3: ADF-test for stasjonaritet. $a=0,05$.

Vi ser fra denne testen at kun *Assets* og *Res* er stasjonære variabler, Resten av variablene omgjøres ved hjelp av førstedifferensiering. Navnene på variablene beholdes, og de ikke-stasjonære variablene fjernes.

Videre testes de stasjonære variablene for multikolinearitet, ved bruk av «*collin*»-pakken i statistikkprogrammet STATA. Testen resulterer i en *VIF*-verdi på 1,42, noe som indikerer tilnærmet ingen korrelasjon mellom variablene.

Variablene testes så for optimalt antall lags, ved bruk av «*varsoc*»-pakken i STATA. Det konkluder

Variabel	Optimalt antall lags	Kriterie
GDP	4	AIC
Res	1	AIC
Assets	1	AIC
M4	0	AIC
Credit	4	AIC
Rate	3	AIC
Yield	2	AIC

Tabell 4: Optimalt antall lags ved bruk av «*varsoc*»-kommandoen i STATA.

Basert på informasjonen over, kan modell A estimeres.

$$\text{Modell A: } GDP_t = GDP_{t-1} + GDP_{t-2} + GDP_{t-3} + GDP_{t-4} + Reserves_t + Reserves_{t-1} + Assets_t + Assets_{t-1} + M4_t + Credit_t + Credit_{t-1} + Credit_{t-2} + Credit_{t-3} + Credit_{t-4} + Rate_t + Rate_{t-1} + Rate_{t-2} + Rate_{t-3} + Yield_t + Yield_{t-1} + Yield_{t-2} + u_t$$

Modell A testes for autokorrelasjon ved hjelp av Breusch-Godfrey-testen som ble beskrevet ytterligere i metoddelen av oppgaven.

F-statistikk	Kritisk verdi
7,113	4,149

Tabell 5: Breusch-Godfrey-test. $\alpha=0,05$. Kalkulert i STATA.

Siden F-verdien er høyere enn den kritiske verdien på 95 % signifikansnivå, kan nullhypotesen om ingen autokorrelasjon i feilledet forkastes. Vi kan med andre ord konkludere om at serien er autokorrelert.

Modell A testes videre for heteroskedastisitet i feilledet ved hjelp av Breusch-Pagan-testen som kan utføres i statistikkprogrammet STATA.

F-statistikk	Kritisk verdi
1,03	4,8415

Tabell 6: Breusch-Pagan-test. $\alpha=0,05$. Kalkulert i STATA.

Her kan man derimot se at F-statistikken er lavere enn kritisk verdi, og man kan beholde nullhypotesen

Ettersom vi finner autokorrelasjon i modell A, kan vi estimere modellen på Prais-Winsten-form (Stata, u.å). Denne estimeringsmetoden løser problemet med autokorrelasjon. Videre benyttes bakovereliminering for å eliminere variabler som er ikke-signifikant på et 95 % signifikansnivå. Ikke-signifikante variabler droppes fra regresjonsmodellen. Etter bakovereliminering gjenstår Modell B:

$$GDP_t = \beta_t + Assets_t + GDP_{t-1} + GDP_{t-4} + Rate_{t-2} + u_t$$

Til slutt benyttes denne modellen – Modell B – i en Chow-test. Her opprettes det en dummyvariabel *dummy* som er lik 0 frem til Q2 2008. Fra Q3 2008, og frem til slutten av tidsserien, er denne dummyvariabelen lik 1. Denne variabelen skal brukes i Chow-testen for å undersøke om det foreligger et signifikant strukturelt brudd i serien som følge av finanskrisen. Resultatet fra denne testen presenteres i kapittel 5, sammen med regresjonsresultatet fra modell B.

5.0 Resultat og drøfting

I denne delen av oppgaven skal resultatene fra analysedelen presenteres og drøftes. Første steg er å presentere Prais-Winsten-estimeringen av modell B.

Variabel	Koeffisient	Standardfeil	T-verdi	P-verdi
Assets	-0,01788	0,00415	-4,31	0,000
GDP_1	0,41605	0,08952	4,65	0,000
GDP_4	-0,45626	0,08126	-5,61	0,000
Rate_2	-0,00706	0,00338	-2,09	0,042
Konstant	0,00312	0,00151	2,07	0,043

Avhengig variabel: GDP

Observasjoner: 55

R²: 0,6816

Durbin-Watson: 2,1148

Tabell 7: Prais-Winsten-estimat – Modell B. $\alpha=0,05$. Estimert i STATA.

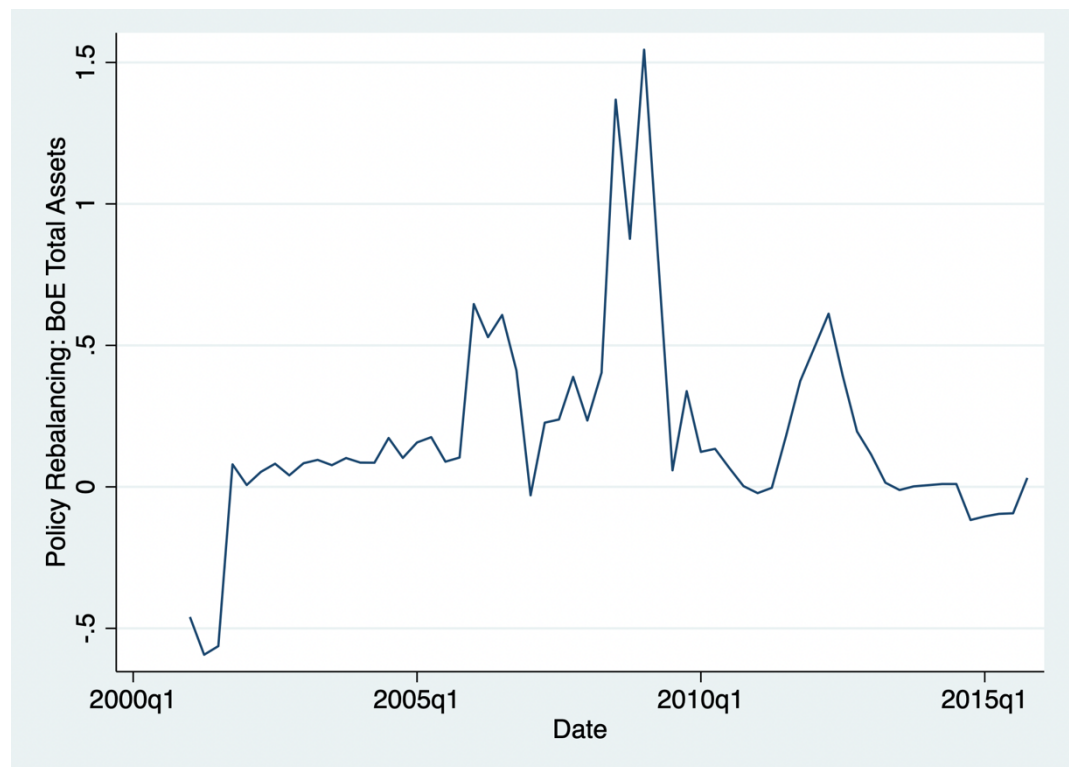
Som tabellen indikerer er alle variablene som er inkludert signifikante på et 95 % signifikansnivå. Durbin-Watson-statistikken indikerer en verdi på 2,1148, hvor 2,0 tilsier absolutt ingen autokorrelasjon. Man kan dermed se at problemet med autokorrelasjon er blitt tilnærmet eliminert. Forklaringskraften til modellen er omtrent 68 %, noe som kan anses som høyt. Likevel kan man peke på at mye av denne forklaringskraften stammer fra tidligere verdier av BNP. Selv etter eliminasjon av autokorrelasjon, kan man se at BNP lagget én periode, og BNP lagget fire perioder har sterk påvirkning på nåværende BNP. Tallmessig kan vi se at BNP lagget én periode forklarer omtrent 42 % av nåværende BNP. BNP lagget fire perioder har omtrent tilsvarende negativ påvirkning, ca. 45 %. Dette kan tolkes som at sjokk i BNP ikke har en langvarig effekt, og at BNP raskt reverserer tilbake til gjennomsnittet, såkalt *mean reversion*.

I variabelen Rate_2 kan man observere en svak påvirkning på ca. -0,7 % på BNP. Den negative endringen sammenfaller med konvensjonell pengepolitikk der en reduksjon i styringsrenten gir en positiv effekt på BNP og vice versa. Vi ser at den signifikante påvirkningen skjer i andre lag, altså 6 måneder etter en endring. Dette resultat fremstår logisk da en endring i styringsrenten ofte vil bruke tid for å skape

en reell endring i økonomien. At styringsrenten sin påvirkningskraft ikke er høyere enn $-0,7\%$ kan fremstå overraskende lavt i henhold til konvensjonell pengepolitikk. En forklaring på dette kan være at våre observasjoner i stor grad baserer seg på økonomiske nedgangstider, og det kan derfor være vanskelig å isolere effekten av en forklaringsvariabel. Dette kommer spesielt fram i styringsrenten da denne settes ned som et motsvar svake økonomiske tider, dermed kan variabelen gi svakere resultat enn i stabile, økonomiske tider.

Assets er den eneste variabelen i modell B som forventes å påvirke realøkonomien som følge av kvantitative lettelser. Denne variabelen viser til sentralbanken sine eiendeler på balansen og har til hensikt å forklare effekten av såkalt *portfolio rebalancing*. Som tidligere nevnt er hypotesen at større verdi av eiendelene i balansen til sentralbanken vil føre til større investeringsetterspørsel og økt bruttonasjonalprodukt, med andre ord en sentral tanke bak kvantitative lettelser. En økning av sentralbankens eiendeler vil i denne perioden komme som følge av økt kjøp av statsobligasjoner og andre verdipapirer fra privat sektor. Tilbakekjøp av statsobligasjoner er selve utførelsen av kvantitative lettelser i Storbritannia, dermed forventes det en positiv økonomisk effekt. Det som derimot observeres er at en økning med én enhet på sentralbankens balanse vil føre til en negativ prosentvis endring på E

– men kan også forklares. Bank of England sin balanse vokste fra og med finanskrisen, en periode hvor det allerede var betydelig negativ prosentvis endring i BNP. Dermed er det vanskelig å isolere effekten av balansestørrelsen, ettersom denne politikken hovedsakelig blir ført som et verktøy i tider med lav økonomisk aktivitet. Det blir følgelig vanskelig å beregne effekten, siden man ikke vet hvordan BNP ville reagert dersom oppkjøpet av eiendeler ikke skjedde. Denne utfordringen kan også visualiseres ved å se på sentralbankens eiendeler på y-aksen og tidsperspektivet på x-aksen. Her kan man se at balanseveksten var størst i perioden 2008 til 2010, hvor man vet at britisk bruttonasjonalprodukt i likhet med mange andre store økonomier hadde en betydelig nedgang.

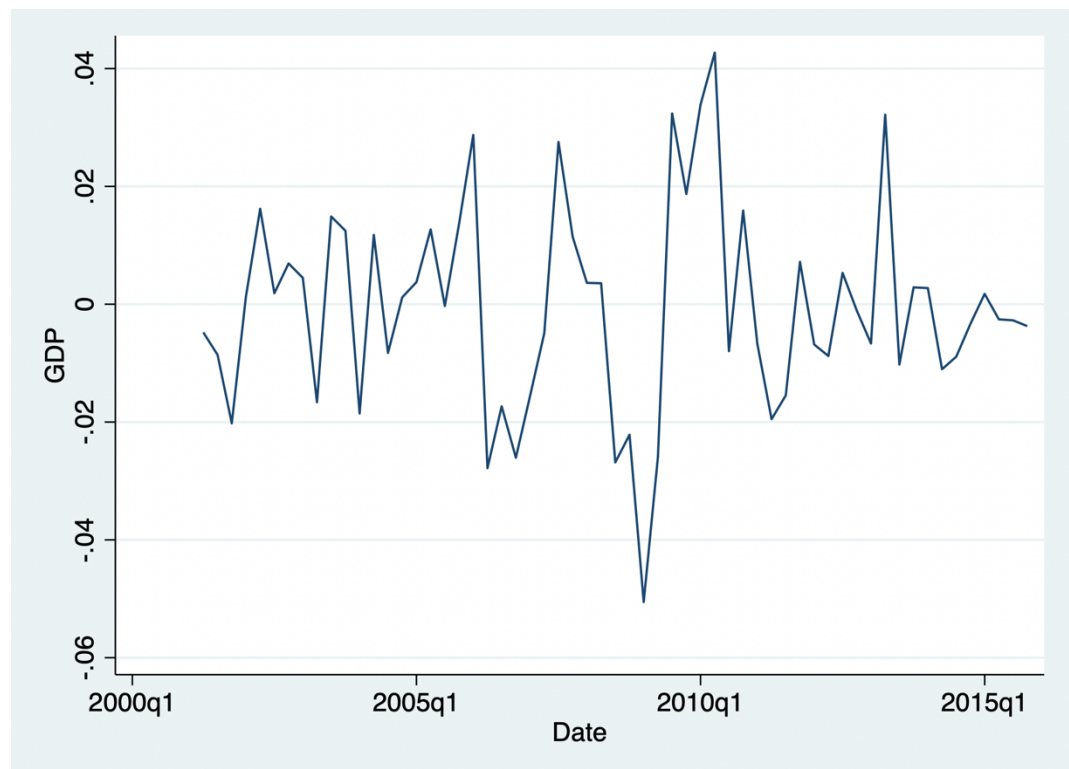


Figur 5: Grafisk fremstilling av Assets.

Som nevnt i steg 4 i kapittel 3.2, ble det også gjennomført en Chow-test basert på resultatene fra regresjonsestimeringen av modell B på Prais-Winsten form. Ved bruk av disse residualsommene i beregningen av F-Chow-statistikken, får man en verdi på 0,5308, noe som er mindre enn den kritiske verdien for et signifikansnivå på 2,4221. Dermed beholdes nullhypotesen om intet strukturelt brudd.

RSS_5	RSS_1	RSS_2
0,00769897	0,00392628	0,00334394

Tabell 8: Chow-test. $\alpha=0,05$. Estimert i STATA.



Figur 6: Grafisk fremstilling av BNP. Visualisert i STATA.

Plottet i figur 6 viser BNP på y-aksen og tid på x-aksen. Denne fremstillingen kan benyttes for å illustrere problemstillingen undersøkt med Chow-testen. Man kan grafisk se at det er store endringer i denne serien fra 2008 Q2 til 2010 Q1. Denne endringen forklares åpenbart av den globale finanskrisen i denne tidsperioden.

Spørsmålet blir videre «

volatiliteten har blitt redusert. Dette kan vi se ikke stemmer, ettersom variabelen fortsetter å bevege seg rundt gjennomsnittet, innenfor intervallet $[-0.02, 0.02]$. Det gir dermed ingen signifikant endring i regresjonsanalysen dersom man skulle delt tidsserien i to, før og etter det eventuelle bruddet. Med andre ord beveger nominelt BNP seg som normalt i etterkant av finanskrisen.

6.0 Konklusjon

Problemstillingen i denne oppgaven var «Hvilken realøkonomisk effekt har kvantitative lettelse hatt i Storbritannia?» Denne problemstillingen har blitt undersøkt ved hjelp av en regresjonsanalyse på tidsseriedata som har strukket seg fra Q1 2001 til Q4 2015. Vi har inkludert forklaringsvariabler i regresjonsmodellen basert på teoretiske påvirkningskanaler for kvantitative lettelse.

Det er basert på våre funn ikke mulig å vise at denne politikken har hatt en realøkonomisk påvirkning. Av de seks innledende teoretiske forklaringsvariablene ser man at kun to av disse er signifikante, nemlig *Assets* og *Rate_2*. Variabelen *Assets* er den eneste signifikante variabelen som fremkommer fra oversikten over de teoretiske transmisjonskanalene for kvantitative lettelser. *Assets* hadde en negativ effekt på 1,79 % på nominell BNP. Dette samsvarer ikke med teorien om at økning i eiendeler på balansen til sentralbanken vil føre til økning i nominell BNP. *Rate_2* har hatt en svak påvirkning på -0,7 % på nominell BNP. Denne forklaringsvariabelen samsvarer med konvensjonell pengepolitikk, der en nedsetting av styringsrenten vil føre til en økning i BNP. Resten av modellen forklares av trend i nominell BNP og faktorer utenfor modellen. Siden forklaringskraften til modellen er 68.16 %, så innebærer dette at utenforliggende faktorer forklarer 31,84 % av endringen i nominell BNP.

Funnene samsvarer med funn som er gjort i annen forskning og som er generelt nevnt rundt denne formen for pengepolitikk. Det er komplisert å identifisere signifikante effekter fra politikken isolert sett ettersom bruk av dette virkemiddelet har foregått i kort tid og støy fra overordnede hendelser, som for eksempel finanskrisen og covid-19-pandemien er stor. Samtidig er det vanskelig å beregne effektene av kvantitative lettelsene hvis utviklingen hadde vært dersom tiltakene ikke ble iverksatt. Forskere ved Bank of Japan indikerte allerede i 2001 at denne formen for pengepolitikk var ineffektiv (Lyonett & Werner, 2012). Tidligere Federal Reserve-sjef Ben Bernanke har hevdet at politikken fungerer i praksis, men ikke i teorien (Yu, 2016). Det er dermed vanskelig å konkludere med at politikken ikke har hatt realøkonomisk effekt, til tross for at våre resultater peker i denne retningen.

I forbindelse med videre studier innenfor feltet, kan det være interessant å undersøke individuelle påvirkninger fra de teoretiske transmisjonskanalene på den brede realøkonomien, ved å gi transmisjonskanalene parameterrestriksjoner. Dette kan gjennomføres ved anvendelse av en såkalt strukturell vektor autoregressiv-analyse. Med denne metoden kan man for eksempel undersøke isolert sett hvorvidt balansestørrelsen til sentralbanken har påvirkning på nominell BNP, med innledende hypotese som restriksjon. Andre områder som kan være interessante å undersøke er hvorvidt markedspriser og volum på aktiva, som historisk har hatt en

inflasjonsbeskyttende effekt, har steget i forbindelse med kjøp av statsobligasjoner. Eksempel på denne typen aktiva er råvarer, edle metaller og/eller kryptovaluta. Dersom man konkluderer med at økonomisk aktivitet ikke har økt som følge av kvantitative lettelser, bør det være nærliggende å anta at økonomiske aktører har benyttet den økte likviditeten på andre måter.

Avslutningsvis bør det nevnes at kvantitative lettelser fremdeles brukes aktivt som virkemiddel, både blant sentralbankene i utviklede økonomier og blant fremvoksende økonomier (Hartley et al., 2020). I forbindelse med den økonomiske nedgangen som følge av Covid-19-pandemien har Bank of England utført store kjøp av statsobligasjoner, og per dags dato utgjør de kumulative kjøpene £ 895 mrd. (Bank of England, 2020). Etersom politikken fremdeles anvendes i store avanserte økonomier, må det være rimelig å anta at enkelte forskere og sentralbanker mener at denne politikken har en realøkonomisk effekt. Man bør derfor være forsiktig med å avskrive alle aspekter ved denne formen for pengepolitikk.

Litteraturliste

- Alin, A. (2010). Multicollinearity. *WIREs Computational Statistics*, 2 (3), 370-374. <https://doi.org/10.1002/wics.84>
- Bank of England. (2019, 10. mai). *Inflation and the 2% target*. Hentet 3. februar 2021 fra <https://www.bankofengland.co.uk/monetary-policy/inflation>
- Bank of England. (2020, 5. november). *What is quantitative easing?* Hentet 29. januar 2021 fra <https://www.bankofengland.co.uk/monetary-policy/quantitative-easing>
- Bank of England (2021, 18. Januar) *Monetary Policy Committee*. Hentet 27. mai 2021 fra <https://www.bankofengland.co.uk/about/people/monetary-policy-committee>
- Bank of International Settlement (BIS). (2021, 20. Januar). *Central bank policy rates*. Hentet 9. februar 2021 fra <https://www.bis.org/statistics/cbpol.htm>
- Bernardo, G. Ryan-Collins, J. Werner, R. A. (2013). UK QE reconsidered: the real economy effects of monetary policy in the UK, 1990-2012 – an empirical analysis. *Centre for Banking, Finance and Sustainable Development, University of Southampton*.
https://eprints.soton.ac.uk/354307/1/CBFSO%25201-13%2520BernardoRyanCollinsWerner%2520UK%2520QE%2520reconsidered%2520Jul13.pdf?fbclid=IwAR2S8gecBNOhzAghkJS27730oYVtgdJoG_Uz2eYJwfsQ9WXm3h_Juq1sfvY
- Berkmen, S.P. (2012). Now More Effective? *IMF Working Paper*, 5-5.
<https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2012/wp1202.pdf>
- Campbell, J. Y. (1995). Some Lessons from the Yield Curve. *Journal of Economic Perspectives*, 9 (3): 129-152.
<https://doi.org/10.1257/jep.9.3.129>
- Dielman, T. E. (2009) Email: A Note on Hypothesis Tests after Correction for Autocorrelation: Solace for the Cochrane-Orcutt Method?, *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, 8(1), Article 9.
<https://doi.org/10.22237/jmasm/1241136480>
- European Central Bank. (u.å.). *Euro area yield curves*. Hentet 27. mai 2021.
https://www.ecb.europa.eu/stats/financial_markets_and_interest_rates/euro_area_yield_curves/html/index.en.html?fbclid=IwAR0PtcVdakZU2xiBYpc5jXiLE4LvUoxcpERfXWm-CojD0Pg9D46zpijQ9s
- Fawley, B.W. Neely, C.J. (2013). Four Stories of Quantitative Easing. *Federal Reserve Bank of St. Louis*.
<https://files.stlouisfed.org/files/htdocs/publications/review/13/01/Fawley.pdf>
- FRED Economic Data. (2018). *Bank of England Policy Rate in the United Kingdom*. <https://fred.stlouisfed.org/series/BOERUKM#0>

- Gould, W. (u.å.). *Can you explain Chow tests?* Stata. <https://www.stata.com/support/faqs/statistics/chow-tests/>
- Haldane, A.G. Roberts-Sklar, M. Wieladek, T. Young, C. (2016). QE: the story so far. *Bank of England*. <https://www.bankofengland.co.uk/-/media/boe/files/working-paper/2016/qe-the-story-so-far.pdf>
- Hammond, G. (2012). State of the art of inflation targeting. *Handbooks, Centre for Central Banking Studies, Bank of England*, 4 (29). <https://ideas.repec.org/b/ccb/hbooks/29.html>
- Hartley, J. S., Rebucci, A., Jiménez, D. (2020). An Event Study Of Covid-19 Central Bank Quantitative Easing In Advanced And Emerging Economies. *National Bureau of Economic Research* <https://doi.org/10.3386/w27339>
- Hill, R. C., Griffiths, W. E., & Judge, G. G. (2001). *Undergraduate Econometrics* (2. utg.). New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Jordà, Ò., Martí, C., Nechio., F & Tallman, E. (2019). Why Is Inflation Low Globally? *FRBSF Economic Letter* 2019-19. <https://www.frbsf.org/economic-research/files/el2019-19.pdf>
- Joyce, M. Tong, M. Woods, R. (2011). The United Kingdom's quantitative easing policy: design, operation and impact. *Bank of England*. https://www.bankofengland.co.uk/-/media/boe/files/quarterly-bulletin/2011/the-uks-quantitative-easing-policy-design-operation-and-impact.pdf?la=en&hash=62052A70C866C3F52125D98619D2E8BD1E69D3BE&fbclid=IwAR1dWxa3M9LcJMDFEMACr8VX-WCA..._PL_07...S_CUP-VSLI_Xcfp5fvY0
- Juelsrud, R.E. Wold, E.G. (2019, 20. februar). Internasjonale erfaringer med negative styringsrenter. *Bankplassen*. Hentet 25. mai fra <https://bankplassen.norges-bank.no/2019/02/20/internasjonale-erfaringer-med-negative-styringsrenter/>
- Luitel, H. Mahar, G. (2015). A Short Note on the Application of Chow Test of Structural Break in US GDP. *International Business Research*, 8 (10). <https://doi.org/10.5539/ibr.v8n10p112>
- Lyonnet, V. Werner, R. (2012). Lessons from the Bank of England on 'quantitative easing' and other 'unconventional' monetary policies. *International Review of Financial Analysis*. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2012.08.001>
- McKibbin, W. J., Stoeckel, A. (2010). The Global Financial Crisis: Causes and Consequences. *Asian Economic Papers*, 9 (1): 54–86. <https://doi.org/10.1162/asep.2010.9.1.54>
- Moffatt, M. (2020, 27 august). Expansionary vs. Contractionary Monetary Policy. *ThoughtCo*. www.thoughtco.com/expansionary-vs-contractionary-monetary-policy-1146303

Danmarks nationalbank. *Officielle rentesatser*. Hentet 27. mai 2021 fra <https://www.nationalbanken.dk/da/markedsinfo/officiellerentesatser/Sider/default.aspx>

Norges Bank (2020, 6. januar). *Hva er pengepolitikk?* Norges Bank. Hentet 13. april 2021 fra <https://www.norges-bank.no/kunnskapsbanken/inflasjon/hva-er-pengepolitikk/>

Stata. (u.å). *Varsoc*. Hentet 15. april fra <https://www.stata.com/manuals/tsvarsoc.pdf>

Stata. (u.å). *Prais-Winsten and Cochrane-Ocutt regression*. Hentet 15. april fra <https://www.stata.com/manuals14/tsprais.pdf>

Steigum, E. (2018). *Moderne makroøkonomi*. (2.utg.). Gyldendal Norsk Forlag.

Succarat, G. (2020). *Metode og økonometri*. (Utgave 2.7). Fagbokforlaget.

Wooldridge, J. M. (2016). *Introductory Econometrics*. (Utgave 6). Cengage Learning.

Williamson, S. (2017). Quantitative Easing: How Well Does This Tool Work? *Federal Reserve Bank of St. Louis working paper*. <https://www.stlouisfed.org/publications/regional-economist/third-quarter-2017/quantitative-easing-how-well-does-this-tool-work>

Yu, E. (2016). Did Quantitative Easing Work? *Economic Insights*. <https://www.philadelphiafed.org/media/fib/asset/economic/articles/economic-insights/2016/q1/eiq116-quantitative-easing-work.pdf>

Datakilder

Under følger kilder til datamaterialet vi har brukt i regresjonsanalysen. Se kapittel 4.2 og Bernardo, Ryan-Collins, Werner (2013) for øvrig, for å lese om hvordan dette datamaterialet er blitt benyttet.

Alle datakilder ble sist hentet 18. mars 2021.

Bank of England Database. (2006). *Monthly average amount outstanding of total sterling M0 total (in sterling millions) not seasonally adjusted (discontinued April 2006)*.

<https://www.bankofengland.co.uk/boeapps/database/fromshowcolumns.asp?Travel=NixAZxSUx&FromSeries=1&ToSeries=50&DAT=RNG&FD=1&FM=Jan&FY=2010&TD=11&TM=May&TY=2025&FNY=Y&CSVF=TT&html.x=66&html.y=26&SeriesCodes=LPMVAD&UsingCodes=Y&Filter=N&title=LPMVAD&VPD=Y>

Bank of England Database. (2006). *Quarterly amounts outstanding of Bank of England Banking Department sterling and all foreign currency advances and other accounts total (in sterling millions) not seasonally adjusted*.

<https://www.bankofengland.co.uk/boeapps/database/fromshowcolumns.asp?Travel=NixAZxSUx&FromSeries=1&ToSeries=50&DAT=RNG&FD=1&FM=Jan&FY=2010&TD=11&TM=May&TY=2025&FNY=Y&CSVF=TT&html.x=66&html.y=26&SeriesCodes=LPMVAD&UsingCodes=Y&Filter=N&title=LPMVAD&VPD=Y>

[l=NlxAZxSUx&FromSeries=1&ToSeries=50&DAT=RNG&FD=1&FM=Jan&FY=2000&TD=31&TM=Dec&TY=2025&FNY=Y&CSVF=TT&html.x=66&html.y=26&SeriesCodes=RPQAEFK&UsingCodes=Y&Filter=N&title=RPQAEFK&VPD=Y](https://www.bankofengland.co.uk/boeapps/database/fromshowcolumns.asp?Travel=NlxAZxSUx&FromSeries=1&ToSeries=50&DAT=RNG&FD=1&FM=Jan&FY=2000&TD=31&TM=Dec&TY=2025&FNY=Y&CSVF=TT&html.x=66&html.y=26&SeriesCodes=RPQAEFK&UsingCodes=Y&Filter=N&title=RPQAEFK&VPD=Y)

Bank of England Database. (2006). *Quarterly amounts outstanding of Bank of England Banking Department sterling and all foreign currency premises equipment and other securities total (in sterling millions) not seasonally adjusted.*
<https://www.bankofengland.co.uk/boeapps/database/fromshowcolumns.asp?Travel=NlxAZxSUx&FromSeries=1&ToSeries=50&DAT=RNG&FD=1&FM=Jan&FY=2002&TD=31&TM=Dec&TY=2025&FNY=Y&CSVF=TT&html.x=66&html.y=26&SeriesCodes=RPQAEFL&UsingCodes=Y&Filter=N&title=RPQAEFL&VPD=Y>

Bank of England Database. (2006). *Quarterly amounts outstanding of Bank of England Banking Department sterling and all foreign currency securities (inc treasury bills) issued by Central Government (in sterling millions) not seasonally adjusted.*
<https://www.bankofengland.co.uk/boeapps/database/fromshowcolumns.asp?Travel=NlxAZxSUx&FromSeries=1&ToSeries=50&DAT=RNG&FD=1&FM=Jan&FY=1997&TD=31&TM=Dec&TY=2025&FNY=Y&CSVF=TT&html.x=66&html.y=26&SeriesCodes=RPQAEFJ&UsingCodes=Y&Filter=N&title=RPQAEFJ&VPD=Y>

Bank of England Database. (2006). *Quarterly amounts outstanding of Bank of England Banking Department sterling holdings of notes and coin total (in sterling millions) not seasonally adjusted.*
<https://www.bankofengland.co.uk/boeapps/database/fromshowcolumns.asp?Travel=NlxAZxSUx&FromSeries=1&ToSeries=50&DAT=RNG&FD=1&FM=Jan&FY=2004&TD=31&TM=Dec&TY=2025&FNY=Y&CSVF=TT&html.x=66&html.y=26&SeriesCodes=RPQAEFM&UsingCodes=Y&Filter=N&title=RPQAEFM&VPD=Y>

Bank of England Database. (2006). *Quarterly amounts outstanding of Bank of England Issue Department sterling other securities total (in sterling millions) not seasonally adjusted.*
<https://www.bankofengland.co.uk/boeapps/database/fromshowcolumns.asp?Travel=NlxAZxSUx&FromSeries=1&ToSeries=50&DAT=RNG&FD=1&FM=Jan&FY=2001&TD=31&TM=Dec&TY=2025&FNY=Y&CSVF=TT&html.x=66&html.y=26&SeriesCodes=RPQAEFD&UsingCodes=Y&Filter=N&title=RPQAEFD&VPD=Y>

Bank of England Database. (2006). *Quarterly amounts outstanding of Bank of England Issue Department sterling securities issued by Central Government (in sterling millions) not seasonally adjusted.*
<https://www.bankofengland.co.uk/boeapps/database/fromshowcolumns.asp?Travel=NlxAZxSUx&FromSeries=1&ToSeries=50&DAT=RNG&FD=1&FM=Jan&FY=2001&TD=31&TM=Dec&TY=2025&FNY=Y&CSVF=TT&html.x=66&html.y=26&SeriesCodes=RPQAEFC&UsingCodes=Y&Filter=N&title=RPQAEFC&VPD=Y>

Bank of England Database. (2014). *Weekly amounts outstanding of Bank of England Banking Department assets total (in sterling millions) not seasonally adjusted.*

<https://www.bankofengland.co.uk/boeapps/database/fromshowcolumns.asp?Travel=NixAZxSUx&FromSeries=1&ToSeries=50&DAT=RNG&FD=1&FM=Jan&FY=2010&TD=11&TM=May&TY=2025&FNY=Y&CSVF=TT&html.x=66&html.y=26&SeriesCodes=RPWBL56&UsingCodes=Y&Filter=N&title=RPWBL56&VPD=Y>

Bank of England Database. (2014). *Weekly amounts outstanding of Bank of England Banking Department bonds and other securities acquired via market transactions (in sterling millions) not seasonally adjusted.*

<https://www.bankofengland.co.uk/boeapps/database/fromshowcolumns.asp?Travel=NixAZxSUx&FromSeries=1&ToSeries=50&DAT=RNG&FD=1&FM=Jan&FY=2010&TD=11&TM=May&TY=2025&FNY=Y&CSVF=TT&html.x=66&html.y=26&SeriesCodes=RPWBL53&UsingCodes=Y&Filter=N&title=RPWBL53&VPD=Y>

Bank of England Database. (2014). *Weekly amounts outstanding of Bank of England Banking Department sterling reserve balance liabilities (in sterling millions) not seasonally adjusted.*

<https://www.bankofengland.co.uk/boeapps/database/fromshowcolumns.asp?Travel=NixAZxSUx&FromSeries=1&ToSeries=50&DAT=RNG&FD=1&FM=Jan&FY=2010&TD=11&TM=May&TY=2025&FNY=Y&CSVF=TT&html.x=66&html.y=26&SeriesCodes=RPWBL38&UsingCodes=Y&Filter=N&title=RPWBL38&VPD=Y>

Bank of England Database. (2014). *Weekly amounts outstanding of Bank of England Issue Department assets total (in sterling millions) not seasonally adjusted.*

<https://www.bankofengland.co.uk/boeapps/database/fromshowcolumns.asp?Travel=NixAZxSUx&FromSeries=1&ToSeries=50&DAT=RNG&FD=1&FM=Jan&FY=2010&TD=11&TM=May&TY=2025&FNY=Y&CSVF=TT&html.x=66&html.y=26&SeriesCodes=RPWBL37&UsingCodes=Y&Filter=N&title=RPWBL37&VPD=Y>

Bank of England Database. (2014). *Weekly amounts outstanding of Bank of England Issue Department bonds and other securities acquired via market transactions (in sterling millions) not seasonally adjusted.*

<https://www.bankofengland.co.uk/boeapps/database/fromshowcolumns.asp?Travel=NixAZxSUx&FromSeries=1&ToSeries=50&DAT=RNG&FD=1&FM=Jan&FY=2010&TD=11&TM=May&TY=2025&FNY=Y&CSVF=TT&html.x=66&html.y=26&SeriesCodes=RPWBL35&UsingCodes=Y&Filter=N&title=RPWBL35&VPD=Y>

Bank of England Database. (2016). *Weekly stock of holdings of sterling corporate bonds by the Bank of England's asset purchase facility financed by the creation of central bank reserves (in sterling millions).*

<https://www.bankofengland.co.uk/boeapps/database/fromshowcolumns.asp?Travel=NixAZxSUx&FromSeries=1&ToSeries=50&DAT=RNG&FD=1&FM=Jan&FY=2010&TD=11&TM=May&TY=2025&FNY=Y&CSVF=TT&html.x=66&html.y=26&SeriesCodes=RPWBL35&UsingCodes=Y&Filter=N&title=RPWBL35&VPD=Y>

[y=26&SeriesCodes=YWWB8X9&UsingCodes=Y&Filter=N&title=YWWB8X9&VPD=Y](https://www.bankofengland.co.uk/boeapps/database/fromshowcolumns.asp?Travel=NixAZxSUx&FromSeries=1&ToSeries=50&DAT=RNG&FD=1&FM=Jan&FY=2010&TD=11&TM=May&TY=2025&FNY=Y&CSVF=TT&html.x=66&html.y=26&SeriesCodes=YWWB8X9&UsingCodes=Y&Filter=N&title=YWWB8X9&VPD=Y)

Bank of England Database. (2020). *Quarterly amounts outstanding of monetary financial institutions' sterling consumer credit lending excluding securitisations to individuals (in sterling millions) not seasonally adjusted.*

<https://www.bankofengland.co.uk/boeapps/database/fromshowcolumns.asp?Travel=NixAZxSUx&FromSeries=1&ToSeries=50&DAT=RNG&FD=1&FM=Jan&FY=2010&TD=11&TM=May&TY=2025&FNY=Y&CSVF=TT&html.x=66&html.y=26&SeriesCodes=LPOB8DG&UsingCodes=Y&Filter=N&title=LPOB8DG&VPD=Y>

Bank of England Database. (2020). *Quarterly amounts outstanding of monetary financial institutions' sterling M4 liabilities to household sector (in sterling millions) not seasonally adjusted.*

<https://www.bankofengland.co.uk/boeapps/database/fromshowcolumns.asp?Travel=NixAZxSUx&FromSeries=1&ToSeries=50&DAT=RNG&FD=1&FM=Jan&FY=2010&TD=11&TM=May&TY=2025&FNY=Y&CSVF=TT&html.x=66&html.y=26&SeriesCodes=LPOVVIJ&UsingCodes=Y&Filter=N&title=LPOVVIJ&VPD=Y>

Bank of England Database. (2020). *Quarterly amounts outstanding of monetary financial institutions' sterling M4 liabilities to other financial corporations (in sterling millions) not seasonally adjusted.*

<https://www.bankofengland.co.uk/boeapps/database/fromshowcolumns.asp?Travel=NixAZxSUx&FromSeries=1&ToSeries=50&DAT=RNG&FD=1&FM=Jan&FY=2010&TD=11&TM=May&TY=2025&FNY=Y&CSVF=TT&html.x=66&html.y=26&SeriesCodes=LPOVVHX&UsingCodes=Y&Filter=N&title=LPOVVHX&VPD=Y>

Bank of England Database. (2020). *Quarterly amounts outstanding of monetary financial institutions' sterling M4 liabilities to private non-financial corporations (in sterling millions) not seasonally adjusted.*

<https://www.bankofengland.co.uk/boeapps/database/fromshowcolumns.asp?Travel=NixAZxSUx&FromSeries=1&ToSeries=50&DAT=RNG&FD=1&FM=Jan&FY=2010&TD=11&TM=May&TY=2025&FNY=Y&CSVF=TT&html.x=66&html.y=26&SeriesCodes=LPOVVID&UsingCodes=Y&Filter=N&title=LPOVVID&VPD=Y>

Bank of England Database. (2020). *Quarterly amounts outstanding of monetary financial institutions' sterling net lending to private non-financial corporations (in sterling millions) not seasonally adjusted.*

<https://www.bankofengland.co.uk/boeapps/database/fromshowcolumns.asp?Travel=NixAZxSUx&FromSeries=1&ToSeries=50&DAT=RNG&FD=1&FM=Jan&FY=2010&TD=11&TM=May&TY=2025&FNY=Y&CSVF=TT&html.x=66&html.y=26&SeriesCodes=LPOB9Y2&UsingCodes=Y&Filter=N&title=LPOB9Y2&VPD=Y>

Bank of England Database. (2020). *Quarterly amounts outstanding of monetary financial institutions' sterling net secured lending to individuals (in sterling millions) not seasonally adjusted.*

<https://www.bankofengland.co.uk/boeapps/database/fromshowcolumns.asp?Travel=NixAZxSUx&FromSeries=1&ToSeries=50&DAT=RNG&FD=1&FM=Jan&FY=2010&TD=11&TM=May&TY=2025&FNY=Y&CSVF=TT&html.x=66&html.y=26&SeriesCodes=LPOB9Y2&UsingCodes=Y&Filter=N&title=LPOB9Y2&VPD=Y>

[l=NlxAZxSUx&FromSeries=1&ToSeries=50&DAT=RNG&FD=1&FM=Jan&FY=2010&TD=11&TM=May&TY=2025&FNY=Y&CSVF=TT&html.x=66&html.y=26&SeriesCodes=LPOB8DF&UsingCodes=Y&Filter=N&title=LPOB8DF&VPD=Y](https://www.bankofengland.co.uk/boeapps/database/fromshowcolumns.asp?Travel=NlxAZxSUx&FromSeries=1&ToSeries=50&DAT=RNG&FD=1&FM=Jan&FY=2010&TD=11&TM=May&TY=2025&FNY=Y&CSVF=TT&html.x=66&html.y=26&SeriesCodes=LPOB8DF&UsingCodes=Y&Filter=N&title=LPOB8DF&VPD=Y)

Bank of England Database. (2021). *Monthly average amount outstanding of total sterling notes and coin in circulation, excluding backing assets for commercial banknote issue in Scotland and Northern Ireland total (in sterling millions) not seasonally adjusted.*

<https://www.bankofengland.co.uk/boeapps/database/fromshowcolumns.asp?Travel=NlxAZxSUx&FromSeries=1&ToSeries=50&DAT=RNG&FD=1&FM=Jan&FY=2010&TD=11&TM=May&TY=2025&FNY=Y&CSVF=TT&html.x=66&html.y=26&SeriesCodes=LPMVA&UsingCodes=Y&Filter=N&title=LPMVA&VPD=Y>

Bank of England Database. (2021). *Quarterly average of official Bank Rate.*

<https://www.bankofengland.co.uk/boeapps/database/fromshowcolumns.asp?Travel=NlxAZxSUx&FromSeries=1&ToSeries=50&DAT=RNG&FD=1&FM=Jan&FY=2010&TD=11&TM=May&TY=2025&FNY=Y&CSVF=TT&html.x=66&html.y=26&SeriesCodes=IUQABEDR&UsingCodes=Y&Filter=N&title=IUQABEDR&VPD=Y>

Bank of England Database. (2021). *Weekly stock of holdings of gilts by the Bank of England's asset purchase facility (in sterling millions).*

<https://www.bankofengland.co.uk/boeapps/database/fromshowcolumns.asp?Travel=NlxAZxSUx&FromSeries=1&ToSeries=50&DAT=RNG&FD=1&FM=Jan&FY=2010&TD=11&TM=May&TY=2025&FNY=Y&CSVF=TT&html.x=66&html.y=26&SeriesCodes=YWWB9T9&UsingCodes=Y&Filter=N&title=YWWB9T9&VPD=Y>

FRED Economic Data. (2018). *Bank of England Policy Rate in the United Kingdom.* <https://fred.stlouisfed.org/series/BOERUKM#0>

FRED Economic Data. (2017). *10-Year (Medium Term) Government Bond Yields in the United Kingdom.* <https://fred.stlouisfed.org/series/GBMT10UK>

Office for National Statistics. (2020). *Total gross final expenditure (unaligned) – P.3+P.5+P.6 : CP NSA £m.*

<https://www.ons.gov.uk/economy/grossdomesticproductgdp/timeseries/abmd/ukea?referrer=search&searchTerm=abmd>

Office for National Statistics. (2020). *Statistical Discrepancy Gross Domestic Product <expenditure>: CP NSA £m.*

<https://www.ons.gov.uk/economy/grossdomesticproductgdp/timeseries/rvfd/ukea?referrer=search&searchTerm=rvfd>