

Enersen, Sanne Alida
Leynse, Oda Katrine Valen

'Long Covid' i arbeidsledigheten?

En tidsserieanalyse av hysteresis og persistens i den norske ledighetsraten.

Masteroppgave i Samfunnsøkonomi
Veileder: Kåre Johansen
Mai 2023

Enersen, Sanne Alida
Leynse, Oda Katrine Valen

'Long Covid' i arbeidsledigheten?

En tidsserieanalyse av hysteresis og persistens i den norske ledighetsraten.

Masteroppgave i Samfunnsøkonomi
Veileder: Kåre Johansen
Mai 2023

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet
Fakultet for økonomi
Institutt for samfunnsøkonomi



Kunnskap for en bedre verden

Sammendrag

Et hovedmål i norsk politikk er å opprettholde lav arbeidsledighet og høy sysselsetting for å bevare økonomisk vekst, et aktivt arbeidsmarked og velferdsordninger. Denne oppgaven analyserer om det eksisterer hysteresis og persistens i arbeidsledighetsraten etter koronapandemien. Ved bruk av månedlige tidsseriedata fra 2006 til 2022 utfører vi Dickey-Fuller tester for enhetsrøtter for å teste hypotesen om hysteresis, og finner at hypotesen kan forkastes i alle våre fullverdige modeller. Det betyr at arbeidsledighetsraten i Norge følger en prosess der ledigheten på lang sikt vender tilbake til et likevektsnivå. Videre undersøker oppgaven persistens i arbeidsledighetsraten og finner en relativt rask justeringshastighet og lav grad av persistens. Oppgaven undersøker også asymmetri i arbeidsledigheten, men finner ingen signifikante tegn på at ledigheten går lettere opp enn ned.

Under koronapandemien ble arbeidsmarkedet påvirket spesielt av nedstengningstiltak, som førte til permitteringer og langtidsledighet. Vi finner at andelen langtidsledige og arbeidsledighetsraten når en topp i slutten av 2020, men at begge går raskt ned igjen. Mot slutten av 2022 er tilpasningen til langtidsledige og ledighetsraten på et lavere nivå enn før pandemien. For å undersøke om denne tilpasningen skyldes at personer gir opp søkingen eller får jobb, tester vi også hypotesen om hysteresis for sysselsettingsraten. Vi finner at sysselsettingsraten følger en stasjonær prosess tilbake til likevektsnivå. Oppgaven indikerer at Norges arbeidsmarkedspolitikken spilte en sentral rolle i utviklingen av situasjonen med permitterte og langtidsledige under pandemien. Avslutningsvis sammenligner vi Norge og Sverige sin håndtering og implementering av tiltak under koronapandemien, og finner at ulik håndtering av strategi har ført til et ulikt tidsforløp, men at begge ratene visuelt går tilbake til likevekt.

Abstract

A primary objective of Norwegian politics is to maintain low unemployment and high employment in order to sustain economic growth, an active labor market, and welfare systems. This study analyzes the existence of hysteresis and persistence in the unemployment rate following the COVID-19 pandemic. Using monthly time series data from 2006 to 2022, we conduct Dickey-Fuller tests for unit roots to test the hypothesis of hysteresis. We find that the hypothesis can be rejected in all of our comprehensive models. This implies that the unemployment rate in Norway follows a process whereby unemployment in the long run returns to an equilibrium level. Furthermore, the study examines the persistence of the unemployment rate and finds a relatively rapid adjustment speed and low degree of persistence. The study also investigates asymmetry in unemployment, but finds no significant evidence that unemployment increases more easily than it decreases.

During the COVID-19 pandemic, the labor market was particularly affected by lockdown measures, leading to layoffs and long-term unemployment. We find that the share of long-term unemployed individuals and the unemployment rate peaked in late 2020 but rapidly decreased thereafter. By the end of 2022, the adjustment in the number of long-term unemployed individuals and the unemployment rate had reached a lower level than before the pandemic. To investigate whether this adjustment is due to individuals giving up job search or finding employment, we also test the hypothesis of hysteresis for the employment rate. We find that the employment rate follows a process returning to an equilibrium level. The study concludes that Norway's labor market policies played a central role in shaping the situation of layoffs and long-term unemployment during the pandemic. Finally, we compare Norway's and Sweden's handling and implementation of restrictions during the COVID-19 pandemic, and find that different strategies have led to different timelines, but visually both rates return to equilibrium.

Forord

Denne masteroppgaven markerer slutten på et femårig langt studie ved NTNU. Vi ønsker å rette en stor takk til vår veileder, professor Kåre Johansen. Hans grundige veiledning, gode råd og humor har vært uvurderlig underveis i arbeidet. Vi vil også takke våre medstudenter for støtte og motivasjon dette semesteret, og for å ha gjort årene i Trondheim til en uforglemmelig tid. Ikke minst vil vi rette en takk til familie for god støtte.

Vi tar med oss stor lærdom på reisen, og som Kåre Johansen sa gjelder det:

'To turn a problem into an asset'.

Trondheim, mai 2023

Sanne Alida Enersen og Oda Katrine Valen Leynse

Innhold

Sammendrag/Abstract	i
Forord	iii
Innhold	iv
1 Introduksjon	1
2 Teorien om hysteres	3
2.1 Definisjon	3
2.2 Årsaker til hysteres	6
2.3 Tidligere empiriske undersøkelser	9
2.3.1 Litteratur rundt pandemien	11
2.3.2 Oppsummering	12
3 Arbeidsledighet i Norge	13
3.1 Finanskrisen og oljeprisfallet	14
3.2 Koronapandemi	15
3.2.1 Permitteringer under koronapandemien	16
3.3 Oppsummering	17
4 Datamaterialet	18
4.1 Deskriptiv statistikk	19
5 Metode	21
5.1 Enhetsrøtter i tidsseriedata	21
5.2 Modellspekifisikasjon	23
5.2.1 Enhetsrøtter i paneldata	25
5.2.2 Dummyvariabler	26
6 Resultater	27
6.1 Tidsseriemodell	27
6.1.1 Utvidelse med dummyvariabler	30
6.1.2 Sensitivitetsanalyse - Tidsserie 2018-2022	32
6.1.3 Oppsummering	35
6.2 Persistens i arbeidsledigheten	36
6.3 Asymmetrisk tilpasningshastighet	38
6.4 Permitteringer under koronapandemien	39

INNHold

6.4.1	Langtidsledighet	41
6.5	Sysselsetting	44
6.6	Oppsummering	46
7	Diskusjon	47
7.1	Norge versus Sverige	47
8	Konklusjon og Avslutning	50
	Referanser	52
	Appendix	56
A	Figurer	56
B	Tabeller	58

1 Introduksjon

Arbeidsledighet er en av de viktigste indikatorene på tilstanden til en økonomi, og i norsk politikk er lav arbeidsledighet og høy sysselsetting et hovedmål for å fremme individers velferd, for verdiskapning og for finansiering av velferdsordninger (NOU:2 2021). Arbeidsledighet vil generelt sett redusere produksjon og aggregert inntekt, samtidig som det øker ulikhet mellom individer. På sikt kan arbeidsledighet potensielt føre til redusert human kapital og medføre psykiske kostnader. Det vil dermed alltid være insentiver til å forklare hvorfor arbeidsledighet oppstår, hvordan det forandrer seg over tid og hvorfor det påvirker enkelte grupper mennesker (Layard mfl. 1991).

Norge som en liten og åpen økonomi er spesielt utsatt for konjunktursvingninger, og selv om sysselsettingen i Norge er høy er det flere utfordringer knyttet til utviklingen i arbeidsmarkedet (NOU:2 2021). De siste 20 årene har Norge blitt spesielt rammet av tre kriser som har medført økninger i arbeidsledighetsraten; finanskrisen i 2008, oljeprisfallet i 2014 og koronapandemien i 2020. Koronapandemien var et sjokk av helt ekstraordinær grad, og den raske spredningen av viruset førte til nedstengninger, tap av arbeidsplasser og en økende arbeidsledighet over hele verden. På kun seks måneder økte arbeidsledighetsraten i Norge med hele 1.8 prosentpoeng som følge av koronasjokket, og ledighetsraten nådde i juli 2020 en topp på 5.9 prosent.

Ved en situasjon som dette er det interessant å undersøke om økningen i arbeidsledighetsraten etter koronapandemien er persistent, og om raten returnerer til likevekt etter sjokket. På 1970-tallet økte arbeidsledigheten i Europa og ga innspill til ideen om at arbeidsledighetsraten følger en faktisk ledighetsrate, og ikke en naturlig likevektsrate. Hypotesen om hysteresis ble introdusert på 1980-tallet og impliserer en ikke-stasjonær prosess i ledigheten, hvor et midlertidig sjokk medfører permanente effekter på arbeidsledighetsraten. Dersom høy arbeidsledighet først har fått fotfeste kan det være vanskelig å få den ned igjen (Røed 1993).

Problemstillingen i denne oppgaven er å teste for om det eksisterer hysteresis i norske arbeidsledighetsrater etter sjokket av koronapandemien. Ved bruk av tidsseriedata tester vi hypotesen om hysteresis ved bruk av Dickey-Fuller tester for enhetsrøtter. Dataen strekker seg fra 2006 til 2022 med månedlige observasjoner for ledighetsraten i aldersgruppen 25-74 år. Vi tester først for hysteresis ved en lang tidsserie, og deretter en kort tidsserie for å undersøke den isolerte effekten av koronapandemien. Oppgaven bidrar i sin helhet til den empiriske litteraturen om hysteresis i Norge, da litteratur omkring dette feltet er relativt snevert etter 2000-tallet. Det er videre gjort få analyser med månedlige observasjoner i testing av hysteresis, samt få analyser av arbeidsledigheten etter koronapandemien i Norge.

Våre hovedresultat er at hypotesen om hysteresis kan forkastes i alle våre fullverdige modeller. Disse resultatene videreføres for å sjekke graden av persistens. Vi finner en relativt rask justeringshastighet og lav grad av persistens, med en halveringstid på 2.3 måneder. Deretter sjekker vi for asymmetri i ledighetsraten, og finner ingen signifikante tegn på at arbeidsledighet går lettere opp enn ned. Oppgaven ser videre på andre aspekter ved koronapandemien, og vi diskuterer situasjonen rundt nedstengningstiltak, permitteringer og langtidsledige. Vi tester også hypotesen om hysteresis på sysselsettingsraten for å undersøke hvorvidt ledighetsraten sin retur til likevektsnivået skyldes at personer kommer tilbake i jobb eller forsvinner ut av arbeidsstyrken. Resultatene indikerer at sysselsettingsraten er stasjonær. Til slutt sammenligner vi situasjonen med koronapandemien i Norge mot Sverige, og finner at strategien som ble ført var ulik, men at begge ledighetsratene visuelt sett er tilbake til samme nivå som før pandemien.

Resultatene stemmer overens med tidligere funn når det gjelder at arbeidsledigheten følger en naturlig likevektsrate, slik Phelps (1967) og Friedman (1968) fant. Når det gjelder forkastelse av hypotesen om hysteresis er det få tidsserieanalyser i Norge som kan vise til de samme resultatene. Ayala mfl. (2012) kan dog forkaste hypotesen om hysteresis i Latin Amerika ved bruk av tidsserie. Ved bruk av paneldata kan Pedersen (2011) forkaste hypotesen om hysteresis i Europa, og K. Johansen (2002) og Sæther (2013) i Norge. Med tanke på litteratur etter koronapandemien stemmer funnene våre overens med tidligere funn når det gjelder at tiltakene av koronapandemien påvirket arbeidsledighetsraten, og at pandemien hadde betydelige effekter på arbeidsmarkedet.

Oppgaven er strukturert i åtte kapitler. Kapittel 2 presenterer teorien bak hysteresis. I kapitlet diskuteres også årsaker til hysteresis, i tillegg til tidligere empiriske undersøkelser relevant for vår problemstilling. Kapittel 3 beskriver utviklingen av arbeidsledigheten i Norge, med sentrale sjokk som har påvirket arbeidsmarkedet. Kapittel 4 presenterer vår data og deskriptiv statistikk. Kapittel 5 gir en beskrivelse av metode, tester og estimeringsmodeller. I kapittel 6 presenterer vi våre hovedresultat om hysteresis, i tillegg til undersøkelse av persistens og asymmetri. Kapittel 7 inkluderer diskusjon rundt strategien mot koronapandemien for Norge og Sverige. Avslutningsvis diskuterer vi våre funn med tidligere analyser og konkluderer i kapittel 8, hvor vi også ser på videre arbeid.

2 Teorien om hysteresese

2.1 Definisjon

En økende arbeidsledighet i Europa på 1970-tallet utfordret ideen om at arbeidsledigheten på lang sikt fluktuerer rundt en naturlig likevektsrate, og ga økonomer innspill til ideen om at en økt likevekt i arbeidsledighetsraten følger den faktiske ledighetsraten. Dette har blitt kjent som det vi kaller hysteresese i arbeidsledigheten. Hysteresese defineres av Blanchard og Summers (1986) som tilstedeværelsen av en enhetsrot¹ i et lineært dynamisk system. Dersom arbeidsledigheten avhenger av en lineær kombinasjon av egne foregående verdier der koeffisientene til de foregående verdiene summerer seg til én, eksisterer hysteresese. Mer generelt defineres hysteresese ved at midlertidige sjokk har høy persistent effekt, og summen av koeffisientene er nær, men ikke lik én (Røed 1997).

León-Ledesma (2002) definerer videre to hovedhypoteser som forklarer sammenhengen mellom arbeidsledighet og konjunktursykluser. Den første hypotesen kategoriseres som en 'mean reversion' prosess. Denne hypotesen beskriver at fluktuasjoner vil danne sykliske bevegelser i arbeidsledigheten som på lang sikt vil føre ledighetsraten tilbake til den naturlige likevektsraten. Den andre hypotesen blir omtalt som en 'ikke-stasjonær' eller en 'enhetsrot'-prosess og omhandler hysteresese i arbeidsledigheten, hvor sykliske fluktuasjoner vil medføre permanente effekter. Hysteresese må ikke direkte assosieres med persistens, som er et spesialtilfellet av den naturlige likevektshypotesen der arbeidsledigheten er *nær* en enhetsrot-prosess. I dette tilfellet vil arbeidsledigheten sakte bevege seg tilbake til den naturlige likevekten og gi langvarige, men ikke nødvendigvis, permanente effekter.

For å formulere arbeidsledighetsraten benyttes en lineær dynamisk modell på diskret tid, der arbeidsledighetsraten ved periode t er gitt ved u_t , der:

$$u_t = f(U_{t-1}, y_t, x_t, X_{t-1}) \quad (2.1)$$

Vektoren x_t inneholder alle eksogene variabler, inkludert restledd. U_{t-1} og X_{t-1} inneholder sekvenser av foregående observasjoner av x og u . Strukturelle brudd² fanges opp i y_t , som antas å være uavhengig av u . Modellen gir arbeidsledighet uten hysteresese hvis, og bare hvis:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} u_t | U_{-1}, X_{-1} = u(x, y) \quad (2.2)$$

¹Nærmere definisjon av enhetsrot gis i kapittel [5] om metode.

²Med strukturelle brudd, eller endringer, menes her en endring i den naturlige raten (Røed 1993).

Dette impliserer at arbeidsledighetsraten konvergerer til et tall som er uavhengig av foregående verdier i systemet. Mer presist sier ligningen at når t går mot uendelig vil ledighetsratens grenseverdi konvergere mot den initiale arbeidsledighetsraten, og dermed tilsvare en 'mean reversion' prosess. I et slikt tilfelle vil modellen generere til det vi kaller 'path independent' likevektsrate i arbeidsledigheten, hvor utfallet er uavhengig av tidligere verdier. Dersom ligning (2.2) ikke holder, vil modellen bevise hysteresis og generere en 'path dependent' likevektsrate. I dette tilfellet vil selv midlertidige sjokk ha permanente effekter på arbeidsledigheten (Røed 1997).

Etter at Friedman (1968) og Phelps (1967) introduserte begrepet om den naturlige likevektsraten, også kjent som NAIRU³, har flere forsøkt å formalisere og identifisere begrepet. Blanchard og Katz (1997) mente at nivået på den naturlige ledighetsraten påvirkes av effekter som påvirker tilbud og etterspørsel etter arbeidskraft. Begrepet om den naturlige likevektsraten blir ofte definert som det unike nivået på arbeidsledigheten der inflasjon, som etter kontroll av tilbudssjokk, forblir uendret når faktisk ledighetsrate tilsvarer den naturlige likevektsraten (Laubach 2001).

Ifølge Røed (1993) finnes det to innfallsvinkler til studiet av arbeidsledighetsproblemet. Den første er at det finnes et bestemt likevektsnivå for ledighetsraten som ikke påvirkes ved økonomisk regulering av aktivitetsnivået. Dette betyr at likevektsnivået bestemmes av strukturelle forhold⁴. Den andre vinkelen er at det ikke finnes en naturlig likevekt. Selv om en likevektsledighet vil opprettholde stabil inflasjon til enhver tid, vil denne likevekten endre seg over tid avhengig av den faktiske utviklingen av arbeidsledigheten.

For å beskrive den naturlige likevektsraten er det hensiktsmessig å ta for seg en enkel modell som omhandler lønns- og prisfastsetting. Vi definerer prissettingsligningen som:

$$p = w + \beta_0 - \beta_1 u, \quad (2.3)$$

der p = pris, w = nominell lønn og u = arbeidsledighetsraten. Dersom den marginale kostnaden øker med produksjon, så vil et høyere nivå av aktivitet øke gitt nominell lønn. Siden økt arbeidsledighet henger sammen med redusert produksjon, vil høyere arbeidsledighet gi reduserte priser for gitt nominell lønn. Vi antar at lønnssettingsligningen kan skrives slik:

$$w = p + \gamma_0 - \gamma_1 u \quad (2.4)$$

³Betegnelsen for den naturlige likevektsledigheten Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment.

⁴I dette tilfellet forhold som lønnsdannelse, arbeidsledighetens størrelse og varighet, og søkeprosessen.

Reallønnen som bestemmes gjennom prissetting bør i likevekt være lik reallønnen som bestemmes gjennom lønnssetting. Ved å løse for likevekten til arbeidsledighetsraten, u^* , som gjør lønns- og prissetting konsistent, får vi:

$$u^* = \frac{\beta_0 + \gamma_0}{\beta_1 + \gamma_1} \quad (2.5)$$

Her kan vi se at likevektsledigheten er stigende med konstantleddet ($\beta_0 + \gamma_0$) og synkende med parameterene som reflekterer pris- og lønnsresponsene til ledighet ($\beta_1 + \gamma_1$). Den naturlige likevektsledigheten gitt ved ligning (2.5) viser at arbeidsledighetsraten er konsistent med konstant inflasjon (K. Johansen 2000).

I tilfellet der den faktiske arbeidsledighetsraten ikke fluktuerer rundt den naturlige ledighetsraten gir dette uttrykk for ikke-stasjonaritet⁵ i arbeidsledigheten. Hysterese i streng forstand innebærer et fravær av selvjusterende mekanismer som bringer høy ledighet ned mot potensiell likevekt. I slike tilfeller eksisterer ikke en veldefinert likevektsledighet. Konsekvensen er at midlertidige sjokk som øker faktisk ledighet har langsiktige konsekvenser. En utfordring vil være å skille mellom hysterese og endret likevektsledighet (K. Johansen 2021b).

Hysterese i arbeidsledigheten kan ha sammenheng med viktige politiske implikasjoner. Høy arbeidsledighet over en lang periode kan forårsake langvarige og omfattende effekter i en økonomi, og hysterese kan medføre en mer kostbar resesjon enn den naturlige likevektshypotesen tilsier. Myndighetene har mulighet til å innføre politiske tiltak for å dempe utfordringer, og på denne måten unngå resesjoner og få kontroll på økonomien (Song og Wu 1998). Flere artikler argumenterer for at pengepolitikk vil være spesielt nyttig ved sjokk. Ball mfl. (1999) presiserer at forskjeller i pengepolitikk i løpet av resesjoner på 1980-tallet i stor grad forklarer hvordan sykliske økninger i arbeidsledighet har blitt strukturelle. Dette videreføres av Stockhammer og Sturn (2012) som finner at land som mer aggressivt reduserer rentenivået i en sårbar periode med resesjon erfarer en mindre økning i den naturlige likevektsraten. De definerer graden av hysterese som graden av økningen i faktisk arbeidsledighet under en resesjon som har blitt strukturell. Hvis denne variabelen er null, betyr dette at den naturlige likevektsraten er uendret.

Gjennomgående i denne teksten vil hysterese defineres som tilfellet der midlertidige sjokk har permanente effekter på arbeidsledigheten. Dette kan være vanskelig å avdekke i praksis fordi sammenhengen mellom årsakene i virkeligheten ikke nødvendigvis avhenger av hvor mye tid som skiller to hendelser. Dersom vi hadde hatt full informasjon om den nåværende

⁵Nærmere definisjon av stasjonaritet gis i kapittel [5] om metode.

tilstanden i arbeidsledigheten, ville arbeidsledighet alltid kunne forklares, og hysteresse ville vært umulig. Det er viktig å presisere at hysteresse er et teoretisk konsept, som kjennetegner måten vi bruker fortiden til å forklare nåtiden (Røed 1997).

2.2 Årsaker til hysteresse

Ifølge hypotesen om hysteresse er det mulig at arbeidsledighetsraten forblir på et nytt og høyere nivå selv om alle årsakene til økningen har gått tilbake til sitt initiale nivå. I løpet av 1970- og 1980-tallet økte arbeidsledighetsraten grunnet sjokk, og det ble tydelig at det var få tegn til at denne raten konvergente tilbake til den naturlig likevektsraten i senere tid. Litteraturen om hysteresse nevner flere forklaringer og årsaker til hvordan hysteresse oppstår, annet enn hvordan modellene om hysteresse er utformet (Røed 1997).

Perioder med høy arbeidsledighet kan være med på å skape permanente endringer i personers preferanser mot jobb, konsum og fritid. En arbeiders nåværende nytte avhenger, i tillegg til konsum, arbeid og fritid, også av psykologiske faktorer. En standard antakelse er at en høyere andel fritid i fortiden vil øke den nåværende marginale nytten av fritid i fremtiden (Vendrik 1993). Dermed vil individer som går uten arbeid i lengre perioder generere et lavere ønske til å jobbe, velge å ikke søke jobb, samt bli vant til 'goder' ved å være arbeidsledig. Selv når årsakene til den høye arbeidsledigheten går tilbake til normalen, vil folk forbli arbeidsledige på grunn av nedsatt lyst til å jobbe, og hysteresse kan oppstå (Røed 1997). På den andre siden peker Darity og Goldsmith (1993) på at personer som er arbeidsledige over en lang periode ofte blir mer motivert til å søke jobb enn før. I dette tilfellet vil arbeidsledigheten gå ned og effekten av hysteresse være negativ.

Blanchard og Summers (1986) presenterer en insider-outsider modell som først og fremst viser hvordan institusjonelle faktorer kan lede til hysteresse. I tillegg argumenterer de for at medlemskapseffekter kan påvirke hvorvidt arbeidsmarkedet håndterer sjokk. En insider og en outsider omhandler henholdsvis en person som er ansatt, eller har et medlemskap i en fagforening, og en person som er arbeidsledig. Modellen antar at insidere dominerer lønnsforhandlingsprosessen grunnet deres fordel i form av ansettelse og kvalifikasjoner. Hysteresse oppstår på bakgrunn av at den optimale insider-lønnen avhenger av antall insidere, som igjen avhenger av tidligere arbeidsforhold. Dermed vil et sjokk som reduserer antall insidere i en periode øke den optimale insider-lønnen i den neste perioden. Med andre ord har outsiders ingen innflytelse på lønn eller ansettelse ved sjokk (Røed 1997).

Lindbeck og Snower (1988) deler videre insider-outsider teorien i tre kategorier og mener at insidere i et firma møter gunstigere arbeidsforhold enn en nykommer, som igjen er gunstigere enn å være en outsider. De definerer insidere som ansatte med en beskyttet

posisjon der det er kostbart for bedrifter å sparke dem. Outsideren har i motsetning ikke noen slik beskyttelse og i de fleste tilfeller heller ingen jobbsikkerhet. De skiller mellom to effekter av insidermakt på arbeidsledighet; symmetrisk- og asymmetrisk persistenseffekt. Den asymmetriske persistenseffekten er tilstede når permitterte insidere har større sjanse for å miste innflytelsen sin på lønnsfastsettelsen enn de nyansatte har mulighet til å få en slik innflytelse. Graden av vedvarende arbeidsledighet kan være asymmetrisk på tvers av positive og negative sjokk. Lindbeck og Snower (1988) peker på at en konsekvens av insidermakt er at midlertidige makroøkonomiske sjokk kan ha persistente effekter på lønn, sysselsetting og arbeidsledighet.

I tråd med insider-outsider modellen kan andre årsaker til hysteresis være at arbeidsledige på lang sikt ikke er konkurransedyktige mot personer som aktivt har arbeidet, og at arbeidsledige blir et imperfekt substitutt til de som er i arbeid. Når andelen langtidslidende av totalt arbeidsledige øker, vil deres innflytelse i forhandling om lønnssetting reduseres. I dette tilfellet vil en lang periode med arbeidsledighet være med på å øke andelen langtidslidende og øke likevekten i arbeidsledighetsraten (Stockhammer og Sturn 2012).

Depresiering av fysisk- og human-kapital kan være andre årsaker til permanente effekter på ledigheten. Uten jobb kan arbeidere få utfordringer med å opprettholde og tilegne seg ferdigheter nødvendig i arbeidslivet. Når et negativt sjokk inntreffer økonomien vil dette redusere etterspørselen etter arbeidskraft, redusere den fysiske kapitalbeholdningen og øke arbeidsledigheten. På lang sikt vil humankapitalen depresierte i takt med den fysiske kapitalen, der langsiktig arbeidsledighet vil ha en demoraliserende effekt på jobbsøking og medføre en mindre effektiv søkeprosess. Redusert humankapital fører ikke nødvendigvis direkte til hysteresis. Likevel, dersom depresiering av humankapital er ujevnt fordelt, slik at arbeidere med lavere ferdigheter påvirkes mer enn andre og lønninger ikke tilpasses ulike grupper, kan dette føre til høy grad av persistens. En kombinasjon av insider lønnssetting og nedgang i motivasjon for jobbsøking vil være en forklaring på hysteresis (Røed 1997).

I perioder der arbeidsledigheten er lav kan stigmatisering av personer uten arbeid forekomme som følge av at arbeidsledighet anses som frivillig. Når arbeidsledigheten derimot er høy, vil den generelle oppfatningen være at hvem som helst kan rammes av arbeidsledighet, og stigmatiseringen mister kredibilitet. Høy arbeidsledighet over en lang periode vil fjerne en stor del av stigmatiseringen, som ellers assosieres med det å være arbeidsledig (Kelvin og Jarrett 1985).

Denne ideen inkorporeres av Sessions (1994) til en standard effektivitetslønnsmodell med skulking. En antakelse er at personer verdsetter sin plass i et sosialt hierarki, og at dette standpunktet bestemmes av yrkestilhørighet. En økning i arbeidsledigheten vil påvirke arbeidere sin holdning til fravær fra arbeid på to måter. For det første reduseres sannsynligheten for å bli gjenansatt når ledigheten øker, noe som øker frykten for å bli oppdaget for skulking, og effektivitetslønnen går ned. For det andre minimerer dette den sosiale stigmatiseringen og gir motsatt effekt, en reduksjon i frykt for å bli oppdaget, samt økning i effektivitetslønnen. Sessions (1994) understreker at økt arbeidsledighet kan lede til en situasjon med flere likevekter.

Røed (1997) diskuterer også hvorvidt kapasitetsutnyttelse og et trangt arbeidsmarked er årsaker til hystereser. Arbeidsgiveres villighet til å beholde arbeidere i perioder med lav etterspørsel avhenger av hvor vanskelig det er å rekruttere nye arbeidere når etterspørselen øker. Om tilgangen til ny arbeidskraft er høy, vil en arbeidsgiver ha svakere insentiver til å beholde arbeidere ved et negativt tilbudssjokk, sammenlignet med en situasjon der arbeidsmarkedet er trangere. Moene mfl. (1995) argumenterer, i likhet med Sessions (1994), for at disse mekanismene medfører at det eksisterer flere likevekter i arbeidsmarkedet. De spesifiserer at jo flere arbeidsgivere som avstår fra oppsigelse av arbeidere, jo mindre blir andelen arbeidsledige. Dette kan medføre at oppsigelse vil bli en optimal strategi, og følgelig vil arbeidsledigheten forsterkes.

Hystereser i arbeidsledigheten kan også skyldes kostnader forbundet med oppsigelse av arbeidere. Saint-Paul (1995) viser at kostnader tilknyttet oppsigelse innebærer at arbeidsgivere forutsetter frivillig sluttavtale snarere enn oppsigelse. En høyere sluttrate reduserer forventet oppsigelseskostnad og øker etterspørselen etter arbeid, som igjen har en tendens til å øke antallet frivillige oppsigelser. Lindbeck og Snower (1988) diskuterte også i tråd med dette, arbeidsomsetningskostnader ved å miste jobben og bli outsider. Statistiske analyser tyder på en tregere tilpasningen av sysselsettingen med økte oppsigelseskostnader. Dette impliserer at sysselsettingen bruker lenger tid på å tilpasse seg i etterkant av en resesjon, samt at arbeidsledigheten ikke depresierer like mye (Bean 1994).

I tillegg kan kostnader i tråd med institusjonelle effekter av syklisk arbeidsledighet påvirke ledighetsraten. Arbeidsledighetskontorer og treningsprogrammer justerer ikke deres kapasitet med hensyn på sykliske bevegelser, siden institusjonene avhenger av myndighetenes budsjett. Derfor, vil selv arbeidskontorer oppleve ansettelses-, opplærings- og oppsigelseskostnader som forhindrer rask ekspansjon og innskrenkning. Der arbeidere er avhengige av denne type institusjoner for å komme tilbake i jobb, vil manglende tilpasning til økonomiske sjokk være kilde til ustabilitet. Det er derfor rimelig å anta at myndighetenes kontroll er mindre effektiv i en situasjon med høy arbeidsledighet (Røed 1997).

Det er viktig å presisere at årsakene til hystereser kan være gjensidig avhengige, og at én årsak ikke nødvendigvis utelukker en annen. I etterkant av store tilbuds- og etterspørsels-sjokk på 1970- og 1980-tallet har sannsynligvis flere årsaker spilt en rolle for hystereser-effekter. Det er likevel viktig å bemerke seg at mye har skjedd siden den tid, og at både arbeideres preferanser, bedrifters preferanser, lønnssetting og institusjonelle strukturer kan ha endret seg (Røed 1997).

2.3 Tidligere empiriske undersøkelser

Litteraturen om hystereser og enhetsrot-testing er mangfoldig, og teoriens støtte er varierende. I dette delkapittelet vil vi presentere tidligere litteratur som er relevant for vår oppgave, og utviklingen av litteratur over tid.

Tidlig empiri av Phelps (1967) og Friedman (1968) introduserer hypotesen om den «naturlige ledighetsraten». De demonstrerer at arbeidsledigheten på kort sikt vil fluktuere rundt en stasjonær likevekt, og at sjokk på lang sikt kun har forbigående effekter, og er 'mean reversion' prosesser. Videre finner Phelps (1994) at denne stasjonære likevekten i arbeidsledigheten kan endres over tid grunnet sjokk i økonomien. Teorien om den naturlige ledighetsraten har blitt utfordret i senere tid, og Blanchard (2018) presiserer at å anvende den naturlige ledighetsraten som nullhypotese ikke er avgjørende, men at den kan brukes til å antyde funn.

Hypotesen om hystereser presenteres av Blanchard og Summers (1986). De former en modell for hvordan hystereser utvikles og gjør tester ved bruk av tidsserieanalyse på årlige ledighetsrater for Storbritannia, Frankrike, Tyskland og USA i perioden 1954-1984. Ikke-stasjonaritet kan ikke forkastes i de europeiske landene, samtidig som det foreligger bevis for stasjonaritet i USA. Dermed konkluderes det med at europeisk arbeidsledighet er konsistent med hysteresemodellen de nedla, i tillegg til at de argumenterer for at medlemsskapseffekter har en stor innvirkning.

Mitchell (1993) gjennomfører tester med kvartalsdata på 15 OECD land fra midten av 1960 til 1991, og finner at enhetsrøtter ikke kan forkastes. Han argumenterer for at slike tester har lav styrke dersom prosesser er i nærhet med enhetsrot-tilfellet. Det konkluderes med at sjokk kan gi langtids effekter i OECD-land som har høy grad av persistens i arbeidsledighetsraten.

Litteratur om testing av hystereser ved stasjonaritet og enhetsrøtter videreføres av Røed (1997), ved å teste arbeidsledigheten i 16 OECD-land ved bruk av tidsseriedata fra 1970-1994. Analysen deler resultatene fra de ulike landene inn i fire grupper. Stasjonaritet i

Australia og Canada kan forkastes, og hysteresehypotesen holder. Det er også sterke bevis for hystereser i Østerrike, Belgia, Danmark, Frankrike, Tyskland, Nederland, Norge, Storbritannia og Japan, hvor de fleste testene forkaster stasjonaritet. Når det gjelder Finland, Italia, Spania og Sverige er resultatene tvetydige, og testene gir ulike resultat. Hypotesen om hystereser kan derimot forkastes helt i USA. Artikkelen underbygger at analyser gir uklare konklusjoner, og at enhetsrøtter gjort på rene tidsserier har lav teststyrke. Song og Wu (1997) har liknende funn for USA, og forkaster nullhypotesen om enhetsrøtter ved hjelp av paneldata.

Videre tester Pedersen (2011) hypotesen om hystereser i arbeidsledighetsraten i EU ved bruk av kvartalsdata med paneldata. Resultatene i denne analysen viser i motsetning til tidligere funn at hypotesen om hystereser kan forkastes i de fleste tilfeller, og gir støtte til at det eksisterer et likevektsnivå for arbeidsledigheten på lang sikt. Dette støtter under for den naturlige likevektsraten i USA som Phelps (1967) og Friedman (1968) introduserte. Pedersen (2011) finner at justeringshastigheten er raskere med kvartalsdata sett opp mot årlige data. Prosessen i arbeidsledighetsraten er dermed mindre persistent for denne undersøkelsen enn i tidligere undersøkelser.

Ayala mfl. (2012) gjør tester på hypotesen om hystereser i 18 land i Latin Amerika over 30 år. Ved bruk av tidsserieanalyse på årlige data tester de om det eksisterer enhetsrøtter i arbeidsledighetsraten, og om tilnærmingen til den naturlige likevektsraten foreligger. Hypotesen om enhetsrøtter kan forkastes i 16 av 18 land, og det eksisterer dermed 'mean reversion' prosesser tilsvarende funnene til Pedersen (2011) for EU.

K. Johansen (2002) undersøker hystereser i arbeidsledigheten ved bruk av aggregerte og fylkesspesifikke data på 19 fylker i Norge. Testene kan ikke forkaste nullhypotesen på enhetsrøtter ved tidsserieanalyse. Ved testing av enhetsrøtter ved bruk av paneldata kan derimot hypotesen forkastes både med og uten strukturelle endringer i ledighetsraten. Resultatene avslører høy grad av persistens i arbeidsledigheten.

Liknende arbeid gjøres av Sæther (2013) som undersøker hystereser i norske regionale arbeidsledighetsrater. Her testes det for enhetsrøtter og hystereser med paneldata i 90 økonomiske regioner, i perioden 1995-2004, med årlige data. Oppgaven studerer ledighets-tilpasningen for ulike grupper med tanke på utdanning og alder. Resultatene i analysen viser at hypotesen om hystereser kan forkastes for alle alders- og utdanningsgrupper, og indikerer at arbeidsledigheten er en stasjonær prosess. Disse resultatene stemmer overens med funnene til K. Johansen (2002), Pedersen (2011) og Song og Wu (1997) som bruker paneldata.

2.3.1 Litteratur rundt pandemien

Etter utbruddet av COVID-19-pandemien⁶ i 2020 publiseres det stadig ny empirisk litteratur som utforsker virkningene av sjokket. Krisen medførte høye nivåer på arbeidsledighet i hele verden og når de kortsiktige effektene har blitt tydeligere, er det mulighet for å undersøke de langsiktige effektene.

Bauer og Weber (2021) ser på den kortsiktige arbeidsmarkedseffekten av korona-tiltakene i Tyskland. Ved å bruke 'difference-in-difference' estimering finner de at 60 prosent av arbeidsledighetstilfellene i april 2020 er basert på nedstengningstiltakene. Restriksjonene førte til at Tyskland på kort sikt hadde en økning på 117,000 arbeidsledige personer.

Su mfl. (2022) tester korrelasjonen mellom koronapandemien og arbeidsledighet i fem OECD land i perioden desember 2019 til desember 2020 med månedlig data. De tester arbeidsledigheten på både koronatilfeller og koronadødsfall og finner kausalitet mellom koronapandemien og arbeidsledighet. Samlet sett konkluderer de med at pandemien øker arbeidsledigheten kraftig i de fleste europeiske økonomier, og at det er en signifikant positiv effekt i arbeidsledigheten. Resultatene viser også til at koronatilfeller har en større påvirkning på arbeidsledigheten enn koronadødsfall.

Ang og Dong (2022) benytter data fra 59 land og analyserer både effekten og motefekten av strenge restriksjoner på arbeidsledighetsraten og koronatilfeller på simultane ligningsmodeller⁷. Artikkelen kontrollerer også for effektene av andre variabler på ledighetsraten, tiltak og spredning av korona. Resultatene er to-delt, arbeidsledighetsraten øker når myndighetene innfører *strengere* restriksjoner, men en høy arbeidsledighetsrate fører til at myndighetene setter *færre* restriksjoner. Konklusjonen er at arbeidsledigheten, strengere tiltak og infeksjonstilfeller har høy korrelasjon. De presiserer at det eksisterer en trade-off mellom tiltak mot spredning av viruset og begrensning av de negative virkningene på økonomien for myndighetene.

Bermejo mfl. (2022) undersøker graden av persistens i månedlig arbeidsledighetsrater for en gruppe på 24 europeiske land, sammen med den globale raten for Euro-området, EU, G7 og OECD land. De bruker data fra januar 2010 til november 2020 og estimerer graden av persistens. De sammenligner data før koronapandemien med data som inkluderer koronapandemien, og konkluderer med at persistensnivået har økt og at hysteres foreligger. Resultatene foreslår til myndighetene hvilken grad av intensitet og behov for å implementere politikk, som er nødvendig for å redusere arbeidsledigheten forårsaket av pandemien.

⁶Vi vil gjennomgående i oppgaven referere til COVID-19 som koronapandemien.

⁷Simultane ligningsmodeller estimeres med 2SLS, 3SLS og GMM.

Furlanetto mfl. (2021) studerer hypotesen om hysteresis på arbeidsmarkedet i Norge fra 1979-2019. Det understrekes at tidligere resesjoner er nyttige når man ser på langtidseffekter, og vektlegger spesielt bankkrisen på 1980/90 tallet i Norge. Ved å estimere dataen finner de hysteresis i arbeidsmarkedet. Når de derimot tester den samme modellen, men fra 1992-2019 finner de at de økonomiske fluktuationene stemmer overens med standard teori, som avviker fra hypotesen om hysteresis. Dette impliserer at bankkrisen er knyttet til etterspørselssjokk med permanente effekter, og at slike resesjoner påvirker arbeidsmarkedet på lang sikt.

2.3.2 Oppsummering

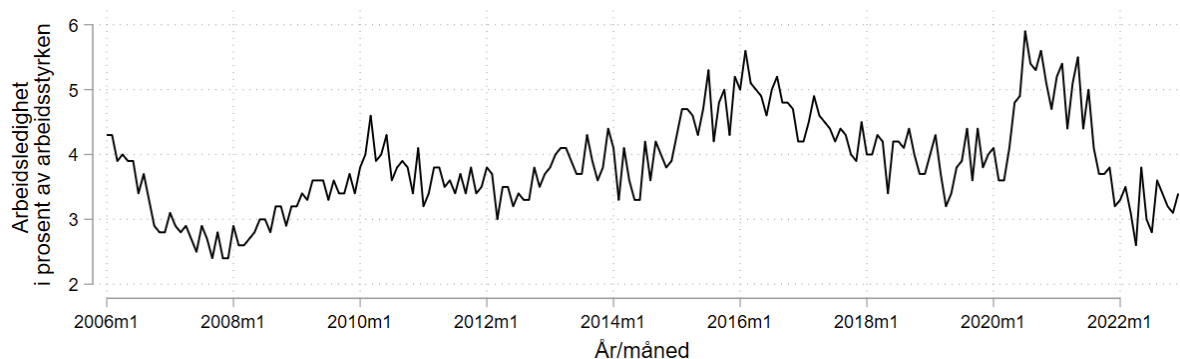
Med utgangspunkt i litteraturen presentert ovenfor er funnene rundt hysteresis varierende for ulike land. Det finnes resultat som støtter teorien om hysteresis og mener et sjokk gir permanente effekter, hvor blant annet Blanchard og Summers (1986) og Mitchell (1993) ikke kan forkaste enhetsrøtter. K. Johansen (2002) og Sæther (2013) forkaster derimot hypotesen om hysteresis på paneldata i Norge, og Pedersen (2011) for EU-land. Flere finner høy persistens i arbeidsledighetsraten, og at strukturelle endringer kan påvirke resultatene. En stor del av litteraturen presentert rundt koronapandemien indikerer at tiltak og arbeidsledighet har høy korrelasjon. Bermejo mfl. (2022) finner høy persistens og at hysteresis foreligger, mens Furlanetto mfl. (2021) finner hysteresis ved en lang periode og avvik fra hypotesen om hysteresis på en kortere periode. Tidligere empiri vil videre bli omtalt i kapittel [5] om metode og anvendt i kapittel [6] om resultater.

3 Arbeidsledighet i Norge

Et hovedmål i norsk politikk er å begrense arbeidsledighet og opprettholde høy sysselsetting, for å fremme individers velferd, for verdiskapning og for finansiering av velferdsordninger (NOU:2 2021). I Norge er det to mål på arbeidsledighet, AKU-ledighet og registrerte arbeidsledige. AKU-ledighet er basert på Arbeidskraftundersøkelsen til Statistisk sentralbyrå, og har som mål å anslå arbeidsledigheten og sysselsettingen i Norge. Registrerte arbeidsledige baseres på NAV sine registrerte arbeidssøkere.

Arbeidsledighet oppstår når tilbudet av arbeid er større enn det som etterspørres og regnes i prosent av arbeidstyrken, som er summen av de sysselsatte og arbeidsledige. Sysselsatte referer til mennesker som har arbeid og arbeidsledige personer defineres ved at de ikke er i arbeid, men er i stand til å jobbe (SSB 2022b).

Figur 1: Arbeidsledighetsraten. Alder 15-74 år. Periode 2006:M1-2022:M12.



Kilde: Arbeidskraftundersøkelsen, SSB

Som en liten og åpen økonomi er Norge spesielt utsatt for internasjonale konjunktursvingninger. Selv om sysselsettingen i Norge er høy, er det flere utfordringer knyttet til utviklingen i arbeidsmarkedet de kommende årene. Skillet mellom de som er innenfor og utenfor arbeidsmarkedet har økt, og Sysselsettingsutvalget⁸ spesifiserer at det må bli lettere å innta arbeidsmarkedet, i tillegg til at frafallet må reduseres (NOU:2 2021). Figur (1) illustrerer arbeidsledighetsraten i Norge fra 2006-2022 for alle i arbeidsstyrken mellom 15-74 år. Vi ser at ledighetsraten svinger på et relativt lavt nivå, og på lang sikt fluktuerte rundt en likevekt. Det kan likevel observeres at arbeidsledighetsraten har hatt en betydelig økning etter tre sjokk; finanskrisen i 2008, oljeprisfallet i 2014 og koronapandemien i 2020.

⁸Sysselsettingsutvalgets ekspertgruppe ble oppnevnt 12. januar 2018 for å analysere utviklingen i sysselsetting og mottak av inntektssikring og foreslå tiltak for at flere kommer i arbeid.

3.1 Finanskrisen og oljeprisfallet

Fra 2006 var Norge i starten av en høykonjunktur der sysselsettingsveksten var sterkere enn befolkningsveksten, og i 2008 hadde Norge et rekordhøyt nivå med 72 prosent av befolkningen i arbeid (Horgen 2017). Høsten 2008 ble Norge rammet av finanskrisen, en amerikansk lånekrisen, på bakgrunn av en konkurs i den amerikanske storbanken Lehman Brothers. Dette gjorde at næringslivet, investorer og privatpersoner fikk stor mangel på kapital. Krisen førte til en global resesjon i andre halvdel av 2008 og første halvdel av 2009, og hadde stor innvirkning på sysselsettingen og arbeidsstyrken. Finanskrisen sendte blant annet Oslo Børs ned 64 prosentpoeng på kun seks måneder. I forhold til andre land ble Norge mindre rammet av finanskrisen, hovedsakelig på grunn av sterke statfinanser og høye oljeinntekter (Norges Bank 2008).

Finanskrisen førte den norske ledigheten til et høyt nivå med permanente effekter på arbeidsledighetsraten. Arbeidskraftundersøkelsen (figur A2) viser en økende trend i arbeidsledigheten etter finanskrisen, hvor raten steg fra 2.7 prosent i april 2008 til den høyeste ledighetsraten etter sjokket på 4.6 prosent i mars 2010. Til tross for at sysselsettingsraten har hatt en nedgang etter finanskrisen, har det vært en økning i antall sysselsatte, dog lavere enn befolkningsveksten. Den sterkeste nedgangen i sysselsettingsraten kom i 2009 (Horgen 2017).

Oljeprisfallet i 2014 hadde også en betydelig innvirkning på arbeidsmarkedet, hvor nedgang i oljereelatert virksomhet medførte dempet økonomisk vekst og økt arbeidsledighet. Frem mot finanskrisen hadde oljeprisen en markant stigning, og selv da oljeprisen i 2008 fikk et fall, tok den seg raskt opp igjen. Oljeprisen var på et historisk høyt nivå i årene 2011-2013 og nådde en topp på 115 dollar per fat i juni 2014. Etter prisfallet var denne prisen, i januar 2016, nede i 30 dollar per fat. Årsakene til oljeprisfallet var blant annet økt produksjon og ny teknologi, i tillegg til at fall i priser på andre råvarer. Dette førte til svakere vekst i internasjonal etterspørsel, kronen ble svekket, renten ble satt ned og arbeidsledigheten steg. Nedgang i oljeprisen førte også til lavere sysselsetting, spesielt i oljereelaterte næringer på Sør-og Vestlandet. I mai 2014 lå arbeidsledighetsraten på 3.3 prosent og som følge av oljeprisfallet, steg ledighetsraten til en topp på 5.6 prosent i februar 2016. I løpet av 2017 viste imidlertid arbeidsmarkedet en positiv utvikling, og arbeidsledigheten begynte å gå ned igjen. Denne positive utviklingen kan blant annet tilskrives økende oljepriser, økt økonomisk aktivitet og etterspørsel etter norsk eksport.

Både finanskrisen og oljeprisfallet ble etterfulgt av perioder med økt arbeidsledighetsrate og nedgang i sysselsettingsraten, sett i figur (A2). Norge tilegnet seg sterk erfaring av disse økonomiske krisene, og gjennom endringer i rammeverket for den økonomiske politikken

kan vi gjennomføre motsyklisk konjunkturpolitikk, både gjennom finans- og pengepolitikk, for kortsiktige overstigninger av statsbudsjettet. Dessuten har Norge bygget opp et av verdens største fond, SPU, som har gitt større handlingsrom i finanspolitikken. (Norges Bank 2018).

3.2 Koronapandemi

Koronapandemien er en av historiens største globale helsekriser, og har påvirket så godt som alle sektorer i verdensøkonomien. Koronaviruset ble først påvist i desember 2019 i Wuhan, Kina, og smittet gjennom dråpe- og kontaktsmitte. Etter rask spredning av viruset ble utbruddet betegnet som en pandemi av Verdens Helseorganisasjon (Juul mfl. 2021). Det var innledningsvis forventet at utviklede land med sterke helsesektorer ikke skulle bli like sterkt rammet av pandemien som utviklingsland. Likevel, viste det seg at også utviklede land ble sårbare under koronapandemien og de økonomiske effektene den påførte. Nesten alle europeiske økonomier har slitt med konsekvensene etter pandemien brøt ut, og opplevde en rask og høy økning i arbeidsledighetsraten (Su mfl. 2022).

Fra januar 2020 fulgte norske myndigheter situasjonen rundt koronaviruset nøye og ved inngangen til pandemien iverksatte den norske regjeringen og myndighetene en rekke tiltak med mål om å forhindre omfattende tap av arbeidsplasser, samt hjelpe bedrifter med håndtering av de økonomiske konsekvensene⁹. Regjeringen oppfordret blant annet bedrifter til å bruke permitteringer som en måte å unngå oppsigelser. I tillegg økte regjeringen mengden økonomisk støtte tilgjengelig for bedrifter og arbeidere som ble berørt av permitteringer, inkludert lønnstilskudd og støtte til jobbtrening og utdanning. Noen bransjer har imidlertid blitt hardere rammet enn andre, og det var bekymring knyttet til at pandemien kunne ha varige effekter på arbeidsmarkedet.

Koronapandemien i Norge førte med seg fire smittebølger, og det har vært stor usikkerhet knyttet til virusets utvikling. Det første smittetilfellet i Norge ble registrert februar 2020, og da pandemien brøt ut utgjorde de arbeidsledige 3.5 prosent av arbeidsstyrken. Fra figur (1) ser vi en bratt økning i arbeidsledighetsraten og arbeidsledigheten var i 2020 betydelig høy, med et gjennomsnitt på 4.8 prosent. Norge nådde en topp i arbeidsledighetsraten på 5.9 prosent i juli 2020. Denne bratte økningen skiller seg fra tidligere sjokk ved en økning i arbeidsledighetsraten på 1.8 prosentpoeng på kun seks måneder.

På grunn av de strenge tiltakene innført i mars 2020 sank smitten betraktelig frem til sommeren 2020 og samfunnet åpnet gradvis opp. Utover høsten traff imidlertid andre smittebølge, som førte til en ny periode med nedstengninger. Til tross for at de første vak-

⁹En oversikt over myndighetenes tiltak som rammet arbeidsmarkedet er å finne i tabell (B5).

sinene kom til Norge i slutten av 2020, kom det en tredje smittebølge våren 2021 grunnet mutasjoner av viruset. Høsten 2021 var mer enn 70 prosent av befolkningen fullvaksinert, men smitten hadde igjen stor økning da viruset muterte til virusvarianten Omikron. To år etter at tiltakene ble innført ble alle tiltak opphevet den 12. februar 2022. Figur (1) viser en kraftig nedgang i arbeidsledighetsraten fra 3.8 prosent i november 2021 til 2.6 prosent april 2022, det laveste nivået Norge har hatt siden 2008. Ledighetsraten økte riktignok til 3.4 prosent i desember 2022 (Regjeringen 2022).

Fra figur (A2) kan vi observere at da arbeidsledighetsraten i juli 2020 nådde en topp på 5.9 prosent, hadde sysselsettingsraten en bunn på 67 prosent. Dette indikerer at arbeidsledighetsraten steg mer enn det sysselsettingsraten tilsvarende gikk ned. En økt arbeidsledighetsrate og redusert sysselsettingsrate kan generelt tyde på utfordringer i økonomien.

3.2.1 Permitteringer under koronapandemien

Permitteringer ble en nødvendighet under koronapandemien for å forhindre tap av arbeidsplasser. I løpet av få måneder ble rundt 270,000 personer kastet ut i arbeidsledighet, de aller fleste i form av permitteringer (SSB 2020). Permittering benyttes når en virksomhet opplever reduksjon i aktivitet eller midlertidig stans. Når en ansatt permitteres vil kostnadene fordeles mellom bedriften og staten, der bedriften betaler lønnen til den ansatte de første 15 dagene av permitteringsperioden. Deretter vil NAV vurdere å gi arbeidsledighetsstønad eller andre ytelser, som dagpenger. Det er viktig å merke seg at man ikke regnes som arbeidsledig i periodene hvor man mottar lønn eller permitteringspenger (NAV 2023).

Det eksisterer to varianter av permitteringer, helt og delvis permitterte. Ved delvis permittering vil de ansatte jobbe færre- eller kortere dager, og arbeidsgiver skal kun betale lønn for den tiden arbeidstaker faktisk arbeider. Hvis den ansatte derimot er helt permittert, skal ikke lønn mottas. Det er viktig å understreke at selv om en arbeidsgiver melder om oppsigelser eller permitteringer, at statistikken ikke fanger opp hvor mange som faktisk kommer til å bli oppsagt eller permittert (NAV 2023).

Koronasituasjonen medførte en endring i definisjonen av permitterte. Permitterte ble definert ved et innvilget dagpengevedtak, og ble endret til å omfatte registrerte arbeidssøkere som enten har fått innvilget dagpenger under permittering eller som har søkt om dagpenger under permittering uten å få avslag. Det vil si at en person som søkte om *ordinære* dagpenger ikke lenger anses som permittert (SSB 2021).

3.3 Oppsummering

Arbeidsledighet er et sentralt tema i norsk politikk. Norge har opplevd tre viktige sjokk som har påvirket arbeidsledigheten de siste tiårene; finanskrisen i 2008, oljeprisfallet i 2014 og koronapandemien i 2020. Koronapandemien førte til en betydelig økning i arbeidsledigheten og det ble innført strenge tiltak. Permitteringer ble spesielt aktuelt under pandemien, brukt for å begrense oppsigelser og tap av arbeidsplasser. Vi vil i kapittel [6] undersøke arbeidsledighetsraten i Norge under pandemien nærmere. Kapittel [6.4] tar opp temaet om permitteringer og nedstengningstiltak nærmere. Det er imidlertid verdt å merke seg at usikkerheten knyttet til koronapandemien medførte at ulike land hadde ulike strategier for å håndtere viruset, og vi vil, i kapittel [7], gjøre en sammenligning av Norge og Sverige .

4 Datamaterialet

Datasettet som brukes i oppgavens hovedanalyse er hentet fra Arbeidskraftundersøkelsen (AKU) publisert av Statistisk sentralbyrå (SSB 2022b). Formålet med AKU er å gi informasjon om tilstanden og utviklingen av arbeidsmarkedet til både arbeidskraftmyndighetene og andre interesserte. Dessuten skal AKU tjene som grunnlag for prognoser og utredninger, og gi arbeidsmarkedsforskningen statistisk materiale. AKU dekker alle personer som bor i Norge.

Vårt datasett består av månedelige observasjoner fra Norge i perioden januar 2006 til desember 2022¹⁰ for aldersgruppen 15-74 år. Datasettet som er hentet ut er basert på sesongjusterte tall for begge kjønn, og variabelen som analyseres er arbeidsledige i prosent av arbeidsstyrken. Analysen av datasettet er å finne i kapittel [6]. Det vil senere i oppgaven, i kapittel [6.1.2], også gjøres analyse fra det samme datasettet, men i en kortere tidsperiode, fra 2018:M1 til 2022:M12.

Arbeidsledige defineres i AKU som personer uten inntektsgivende arbeid, men som aktivt har søkt arbeid i løpet av de siste fire ukene og som kunne ha startet å jobbe i løpet av de to påfølgende ukene. Dersom en person har vært, eller forventes, å bli permittert i mer enn tre måneder, anses de også som arbeidsledige. Fra AKU defineres videre arbeidsstyrken som summen av de sysselsatte og de arbeidsledige, og inkluderer alle personer som aktivt tilbyr sin arbeidskraft. Personer som verken er sysselsatte eller arbeidsledige, omtales som utenfor arbeidsstyrken. Dette inkluderer personer som ikke jobber eller aktivt søker arbeid, samt personer som har vært eller forventes å bli permittert i mer enn tre måneder, men som ikke oppfyller kriteriene for å bli definert som arbeidsledige (SSB 2022b).

Datasettet vi benytter har manglende observasjoner for variabelen 'befolkningen' i perioden 2006-2009, se tabell (2). De utelatte observasjonene påvirker ikke direkte vår avhengige variabel, og vi vil derfor fortsatt kunne analysere og tilegne oss de riktige estimatene.

I denne oppgaven velger vi videre å utelate aldersgruppen 15-24 år. Dette gjøres for å unngå spuriøs arbeidsledighet, da arbeidsledighetsraten i denne gruppen er relativt ustabil. En mulig forklaring kan være at majoriteten av denne gruppen ikke nødvendigvis har et stabilt arbeidsforhold, at de ofte endrer livssituasjon fra for eksempel studie til arbeidsliv, eller er vernepliktige. Dette fører til at denne aldersgruppen hyppig bytter adresse mellom fylker, noe som kan føre til feilregistrerte arbeidsledige.

¹⁰Periode henvises heretter i formatet År:Måned, gitt 2006:M1 for januar 2006.

4.1 Deskriptiv statistikk

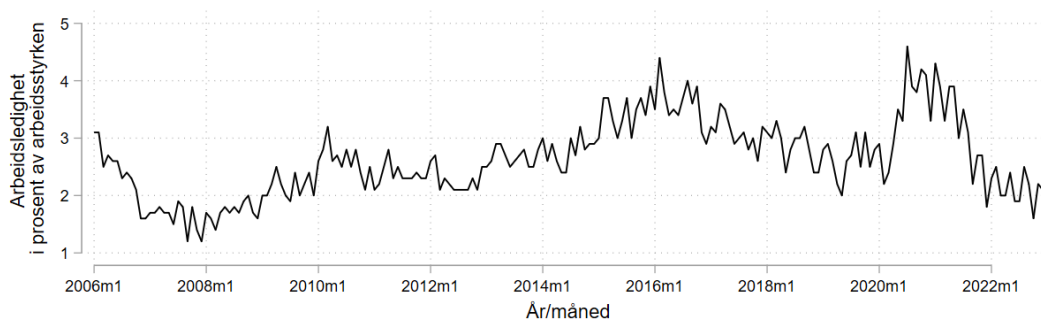
Tabell 1: Arbeidsledighet i prosent av arbeidsstyrken. Periode 2006:M1-2022:M12.

Variabler	Aldersgruppe	Gjennomsnitt	Standardavvik
Arbeidsledige	15-24år	11.3	1.64
	15-74år	3.86	0.72
	25-74år	2.65	0.67

Tabell (1) viser gjennomsnitt og standardavvik for de ulike aldersgruppene. Her ser vi at gjennomsnittet til aldersgruppen 15-24 år er 11.3 prosent, og at forskjellen mellom aldersgruppe 15-74 år og 25-74 år er betydelig. Aldersgruppen 15-24 år øker gjennomsnittet på aldersgruppen 15-74 med 1.21 prosentpoeng, og standardavviket er høyere. Det er hensiktsmessig å kommentere at sesongjusterte sammenlignet med ikke-sesongjusterte tall, for aldersgruppen 25-74 år gir tilnærmet null forskjell¹¹. For aldersgruppen 15-24 år vil forskjellene bli større ved sesongjusterte tall, og denne aldersgruppen har et mer markert sesongmønster med lavere ledighetsrate gjennom blant annet sommermånedene og i desember.

I denne oppgaven vil vi dermed analysere arbeidsledighetsraten for andelen av befolkningen som inngår i aldersgruppen 25-74 år, både for perioden 2006:M1-2022:M12 og senere for perioden 2018:M1-2022:M12. Figur (2) viser tidsutviklingen til arbeidsledighetsraten med sesongjusterte tall.

Figur 2: Arbeidsledighet i prosent av arbeidsstyrken. Alder 25-74 år. Periode 2006:M1-2022:M12



Kilde: Arbeidskraftundersøkelsen, SSB

¹¹Ikke-sesongjusterte tall i samme periode er kun ± 0.1 prosent forskjellig fra sesongjusterte tall i enkelte måneder.

Tabell 2: AKU variabler - alder 25-74 år, periode 2006:M1-2022:M12

Variabler	Obs	Gj.snitt	Std.avvik	min	max
Arbeidsledige (prosent av arbeidsstyrken)	204	2.65	0.67	1.2	4.6
Arbeidsstyrken (1000 personer)	204	2346.8	124.3	2084	2557
Arbeidsstyrken ¹ (prosent av befolkningen)	168	74.4	0.81	72.4	76.7
Befolkningen ¹ (1000 personer)	168	3210.9	153.3	2918	3431
Sysselsatte (prosent av arbeidstyrken)	204	97.4	0.667	95.44	98.75
Sysselsatte ¹ (prosent av befolkningen)	168	72.3	1.03	70.1	75.1

¹ Variabelen har kun 168 observasjoner grunnet manglende informasjon om befolkningsvariabelen i datasettet.

Tabell (2) presenterer deskriptiv statistikk for variabelene i vårt datasett. For vår avhengige variabel, arbeidsledige i prosent av arbeidsstyrken, ser vi at det gjennomsnittlige nivået i perioden 2006:M1 til 2022:M12 ligger på 2.65 prosent med et standardavvik på 0.67 prosent. Den laveste arbeidsledighetsraten i tidsperioden er på 1.2 prosent, og den høyeste arbeidsledighetsraten er på 4.6 prosent. Arbeidsstyrken måles i 1000 personer, og gjennomsnittlig i perioden var arbeidsstyrken på 2,246,800 millioner mennesker, med et standardavvik på 124.3 prosent.

Etter at hovedanalysen på arbeidsledighetsraten er utført, vil vi også utføre analyse på sysselsatte i prosent av befolkningen, i kapittel [6.5]. Grunnet manglende observasjoner på befolkningsvariabelen, var det i gjennomsnitt 72.3 prosent av befolkningen i perioden 2009:M1-2022:M12 som var sysselsatte. Sysselsatte defineres i AKU som personer som har utført betalt arbeid i minst én time eller som har vært midlertidig fraværende fra jobb grunnet sykdom, ferie, lønnet permisjon eller lignende. Personer på sysselsettingstiltak med lønn fra arbeidsgiver og permitterte i inntil 3 måneder blir også regnet som sysselsatte. Arbeidsstyrken i prosent av befolkningen var gjennomsnittlig i denne perioden 74.4 prosent.

5 Metode

Sjokk i arbeidsmarkedet vil i følge teorien om hysteresis føre til permanente effekter på arbeidsledighetsraten. Hvorvidt en variabel er stasjonær er viktig for å se på langtidseffekter av sjokk, og fra et politisk standpunkt er det også avgjørende å vite om tidsserien er persistent (Wooldridge 2020). Vi tester derfor for enhetsrøtter i prosessen, og kan argumentere for hysteresis i arbeidsledigheten dersom enhetsrøtter eksisterer. Det er imidlertid viktig å understreke forskjellen på prosesser med hysteresis og prosesser med langsom tilpasning og høy persistens. Dersom effekten etter et sjokk forblir i systemet i lang tid, kan vi fortsatt ha en persistent prosess som forblir stasjonær (Brooks 2008). Dette understrekes også av Røed (1997) som hevder at forskjellen mellom permanentitet og sterk persistens er umulig å skille ved bruk av endelige data, og kan skape utfordringer i empiriske undersøkelser. Metodene presentert i dette kapitlet estimeres i kapittel [6].

5.1 Enhetsrøtter i tidsseriedata

Tidsseriedata skiller mellom stasjonære og ikke-stasjonære prosesser. En ideell tidsserie vil ha stasjonaritet, en endring i tid som *ikke* forårsaker permanente effekter og vil føre likevekten tilbake på sikt. En stasjonær prosess refereres til som en 'mean reversion' prosess og vil ha konstante forventninger, konstant varians og konstant autokovarians. For å karakterisere ikke-stasjonaritet, er det i litteraturen brukt en 'random walk' modell, hvor det kun er tilfeldigheter som fører ledigheten tilbake til likevektsnivået.

Ved analyse av tidsseriedata må vi anerkjenne at fortiden påvirker fremtiden. Virkningen av et sjokk ved tidspunkt t vil forsterkes i neste periode ($t + 1$), og igjen forsterkes i perioden etter det ($t + 2$). Vi generaliserer derfor en 'random walk' med drift modell og formulerer en autoregressiv ligning gitt ved:

$$u_t = \mu + \phi u_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (5.1)$$

hvor u_t er arbeidsledighetsraten i periode t , $t = 1, 2, \dots, T$, u_{t-1} er arbeidsledighetsraten i forrige periode, drift fanges opp i konstantleddet μ og restleddet ε_t antas å være hvit støy¹². Ved analyse av tidsseriedata må vi ta høyde for forutsetninger angående restleddet for å få konsistente estimater. Restleddet skal ikke være seriekorrelert, som vil si at restleddet er ukorrelert på tvers av tidsperioder. Videre skal forutsetningen om homoskedastitet følges, som betyr at variansen til restleddet skal være konstant til enhver tid.

¹²Hvit støy er en stasjonær tidsserie med null seriekorrelasjon.

Forusettningene kan formuleres slik:

$$(i) \text{ corr}(\varepsilon_t, \varepsilon_s | u_{t-1}) = 0$$

$$(ii) \text{ var}(\varepsilon_t | u_{t-1}) = \sigma^2$$

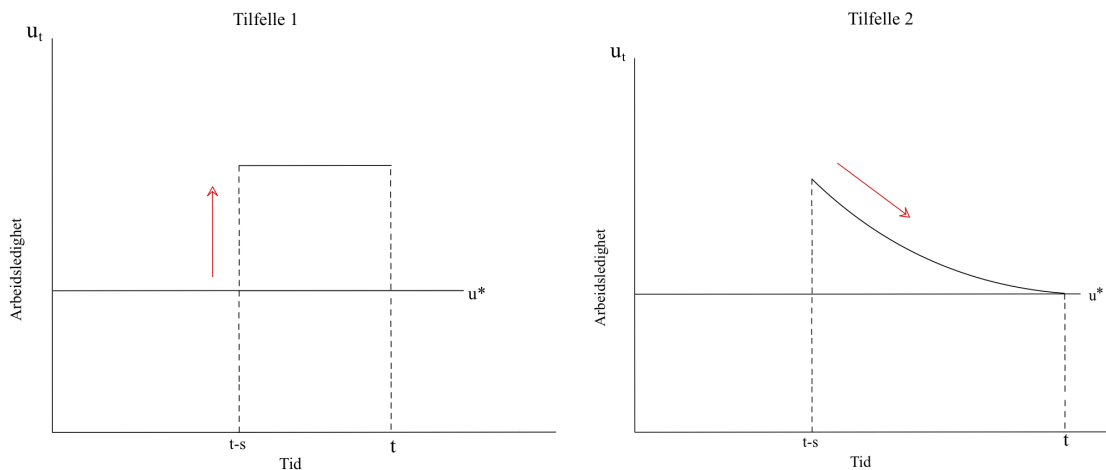
Vi kan teste for enhetsrøtter ved nullhypotesen $\phi = 1$ mot alternativhypotesen $\phi < 1$. Dersom $\phi = 1$ og $\mu = 0$ har vi en random walk prosess uten drift, og vi følger en ikke-stasjonær serie hvor det eksisterer enhetsrøtter i prosessen. I dette tilfellet, illustrert som tilfelle 1 i figur (3), vil gjentatt innsetting for tilbakedateringer gi $u_t = \varepsilon_t + \varepsilon_{t-1} + \dots + \varepsilon_{t-s} + \dots = u_0$. Generelt vil restleddene, $\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}, \dots$, fluktuere tilfeldig rundt null, men et kraftig sjokk kan føre til en økning i ε_{t-s} . Denne økningen vil vedvare, selv om sjokket fant sted for lenge siden, og kun et nytt sjokk der $\varepsilon < 0$ vil redusere arbeidsledigheten.

Ved alternativhypotesen, $\phi < 1$, eksisterer det ikke enhetsrøtter og arbeidsledigheten følger en stasjonær prosess. I dette tilfellet, illustrert som tilfelle 2 i figur (3), har vi en likevekt der $u^* = \mu + \phi u^*$ som gir $\mu = (1 - \phi)u^*$. Dersom vi setter dette inn i ligning (5.1) får vi at:

$$\Delta u_t = (\phi - 1)(u_{t-1} - u^*) + \varepsilon_t$$

Hvor Δu_t er den førstedifferensierte avhengige variabelen, og så lenge $u_{t-1} > u^*$ vil arbeidsledighetsraten reduseres. Ved en stasjonær prosess vil arbeidsledigheten føres tilbake til likevektsnivået, og vi har 'mean reversion' prosess etter sjokket. Hvor raskt ledighetsraten vender tilbake til likevektsnivået er her gitt ved ϕ som måler tilpasningshastigheten tilbake til likevekt. En høy ϕ viser til en 'treg' tilpasning, mens en lav ϕ impliserer en rask tilpasning mot likevektsnivået.

Figur 3: Streng hysteresis vs. Stasjonær prosess.



Ved stasjonaritet skal altså gjennomsnittet og variansen ha konstante verdier gjennomgående i hele tidsserieperioden, og fluktuere rundt en sentral verdi. Ved differensiering kan vi konvertere et ikke-stasjonært datasett til et stasjonært datasett, der en differensiert tidsserie viser endringen mellom påfølgende datapunkter i serien. Hvis en ikke-stasjonær serie må differensieres d ganger før den blir stasjonær, kan vi si at serien er integrert av orden d , og vil vi få en $I(d)$ prosess. Førstedifferensiering kan fjerne enhetsrøtter, men det vil være nødvendig å teste for enhetsrøtter for den nye variabelen, Δu_t (Brooks 2008). Om u_t er en $I(0)$ prosess impliserer det at et sjokk i arbeidsledigheten ikke vil vare evig, og at arbeidsledigheten går tilbake til sitt langsiktige nivå etter sjokket. Om derimot u_t er en $I(1)$ prosess impliserer det at sjokket kan føre til persistens, som igjen kan føre til hysteresis (K. Johansen 2021a).

For å teste for enhetsrøtter brukes ofte Dickey-Fuller (DF)¹³ testen. DF-testen brukes for å avgjøre om en tidsserie er stasjonær eller ikke-stasjonær. Her vil nullhypotesen $\phi = 1$ fra ligning (5.1) understreke at serien er ikke-stasjonær dersom serien inneholder en enhetsrot mot alternativhypotesen $\phi < 1$ om stasjonaritet. Vi kan gjøre en utvidelse av DF-testen, hvor vi subtraherer begge sider av ligningen med u_{t-1} og $\rho = (\phi - 1)$

$$\begin{aligned} u_t - u_{t-1} &= \mu + (\phi - 1)u_{t-1} + \varepsilon_t \\ \Delta u_t &= \mu + \rho u_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \tag{5.2}$$

Her blir nullhypotesen $H_0 : \rho = 0$ testet, som er ekvivalent med den tidligere hypotesen $\phi = 1$. Ved en DF-test følger ikke testobservatoren en normal t-distribusjon under nullhypotesen, og de kritiske verdiene er større i absoluttverdi. Dette impliserer at testen krever større bevis for å forkaste nullhypotesen med enhetsrøtter enn under standardtester, på grunn av ustabiliteten i en enhetsrot prosess. Nullhypotesen om enhetsrøtter forkastes dersom teststatistikken er mer negativ enn den kritiske verdien (Brooks 2008). De kritiske verdiene for DF-testen er konstruert ut fra strenge Monte Carlo-simuleringer. DF-testen kan gjennomføres på tre måter avhengig av om serien inneholder et konstantledd og/eller en deterministisk trend, eller ingen av delene i regresjonen.

5.2 Modellspesifikasjon¹⁴

Problemet med å utlede modellen som en standard Dickey-Fuller test er forutsetningen om at restleddet er ukorrelert med forklaringsvariablene. DF-testen som er formulert over er derfor kun gyldig om ε_t er hvit støy. Med tanke på forutsetningene nevnt i kapittel

¹³D. Dickey og W. Fuller utviklet i 1979 DF-testen for en enhetsrot i tidsserier (Brooks 2008).

¹⁴Delkapittelet baserer seg i stor grad på Brooks 2008.

[5.1] utvides og forsterkes testen ytterligere, hvor det blir tatt hensyn til seriekorrelasjon. Denne testen er kjent som Augmented Dickey-Fuller (ADF) test og kan formuleres ved ligning:

$$\Delta u_t = \mu + \rho u_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta u_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5.3)$$

hvor k gir tilbakedaterte førstedifferenser av arbeidsledighetsraten og ε_t er et idiosynkratisk restledd som varierer over tid. ADF-testen inkluderer tilbakedaterte verdier av den avhengige variabelen fra ligning (5.2) for å forsikre at ε_t ikke er seriekorrelert, for å forbedre nøyaktigheten av testen og minimere risikoen for å oppnå et feilaktig resultat. ADF-testen benytter de samme kritiske verdiene som DF-testen og tester nullhypotesen $\rho = 0$ mot alternativet $\rho < 0$. Om nullhypotesen om enhetsrøtter *ikke* kan forkastes har vi en ikke-stasjonær prosess og kan argumentere for at det er hysteresis i arbeidsledigheten.

En modell sies å være dynamisk komplett hvis nok tilbakedaterte variabler har blitt inkludert som uavhengige variabler, slik at ytterligere tilbakedateringer ikke bidrar til å forklare den avhengige variabelen. En tilbakedatering er en tidsforskyvning av en variabel, der verdien ved et tidligere tidspunkt brukes som en predikator for verdien ved et nåværende eller fremtidig tidspunkt. Ved ligning (5.3) vil dermed de førstedifferensierte forklaringsvariablene påvirke den avhengige variabelen, Δu_t , med k tilbakedateringer over tid.

Et problem som kan oppstå ved denne utvidede modellen er å bestemme det optimale antallet av tilbakedateringer på den førstedifferensierte avhengige variabelen. Jo flere tilbakedateringer vi inkluderer for Δu_t , jo flere observasjoner mister vi. Dersom det inkluderes for mange tilbakedateringer i modellen kan dette øke koeffisientenes standardavvik og forårsake multikollinearitet, seriekorrelasjon og misspesifikasjon. Denne effekten oppstår fordi en økning i antall parametere gir nedgang i frihetsgradene og fører til en reduksjon i absoluttverdiene på t-verdiene, som igjen kan føre til at vi ikke forkaster nullhypotesen like ofte som ellers ville vært tilfellet. På den andre siden, vil for få tilbakedateringer ikke fange opp all seriekorrelasjon og gi oss skjevhet i resultatene. En måte å bestemme antall tilbakedateringer på er ved å følge dataens struktur i form av årsdata eller månedsdata. Ved månedsdata kan antall tilbakedateringer variere fra 6 til 24 så fremt dataen er omfattende nok (Wooldridge 2020). En annen metode er å benytte informasjonskriterier¹⁵, hvor målet er å velge antallet tilbakedateringer som minimerer verdien av informasjonskriteriet (Brooks 2008).

¹⁵Et informasjonskriterium beregner hvor mye informasjon som anskaffes ved å inkludere en ekstra variabel mot et straffeledd for tapet ved å miste frihetsgrader ved den ekstra variabelen.

5.2.1 Enhetsrøtter i paneldata

Ved analyse av tidsseriedata og ved bruk av DF- og ADF-tester reises det grunnlag for kritikk. Den viktigste kritikken rettet mot enhetsrot-tester er at testens kraft er lav dersom prosessen er stasjonær, men med en rot nær den ikke-stasjonære grensen. Testene beholder hypotesen om en ikke-stasjonær prosess der $\phi \approx 1$ eller $\rho \approx 0$, og det vil være vanskelig å skille mellom en reell enhetsrotprosess, $\rho = 0$, mot en nær enhetsrotprosess, $\rho \approx 0$. Det argumenteres derfor for at testene gir dårlig grunnlag for avgjørelse, spesielt ved små utvalg. Kilden til dette problemet er at nullhypotesen aldri nødvendigvis aksepteres, men snarere forkastes eller ikke forkastes. Testene vil derimot styrkes dersom tidsperioden øker og utvalget blir større (Brooks 2008).

Paneldata kjennetegnes ved å ha både tverrsnitts- og tidsdimensjoner, som vil si at en følger de samme individene over tid. Tidligere empiriske undersøkelser¹⁶ finner at denne metoden blir sett på som mer avansert og styrker tester for enhetsrøtter i større datasett (Wooldridge 2020). Mitchell (1993) argumenterer blant annet for at tester for enhetsrøtter har lav styrke dersom prosesser er i nærhet med enhetsrot-tilfellet. Både Røed (1997) og K. Johansen (2002) understreker at tester som er gjort på tidsseriedata har lavere teststyrke, og at økt størrelse på utvalget ved paneldata bidrar til mer presis inferens. Dessuten gir paneldata mindre kollinearitet, flere frihetsgrader og større effisiens sammenliknet med tidsseriedata med én dimensjon (Wooldridge 2020).

Levin og Lin (1992) utviklet en modell for tester av enhetsrøtter i paneldata:

$$\Delta u_{it} = \rho_i u_{it-1} + \mu + \alpha_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (5.4)$$

hvor $i = 1, 2, \dots, N$ og $t = 1, 2, \dots, T$. Her er α_i og θ_t henholdsvis individ- og tidsspesifikke effekter, og μ er konstantleddet. Vi kan definere $\rho_i = \phi - 1$, slik at nullhypotesen blir testet for $\rho_i = 0$ mot alternativhypotesen $\rho_i < 0$. Dersom vi forkaster nullhypotesen, har vi stasjonaritet og arbeidsledigheten vil gå mot likevekt. Restleddet antas å være uavhengig og identisk fordelt med forventning lik null og varians lik σ^2 (Wooldridge 2020).

Vi har nå presentert testing av enhetsrøtter ved både tidsseriedata og paneldata. Til tross for at paneldata har høyere teststyrke vil vi i denne oppgaven analysere ledighetsraten ved bruk av tidsseriedata, på bakgrunn av at vi ønsker å undersøke hystereser i norske ledighetsrater.

¹⁶Tidligere empirisk litteratur er diskutert i kapittel [2.3].

5.2.2 Dummyvariabler

Dummyvariabler er binære variabler og tar kun verdien 1 eller 0. I tidsserieanalyser kan dummyvariabler inkluderes for å forklare effekter ved spesielle situasjoner eller perioder. I denne oppgaven vil dummyvariabler for bestemte perioder i måneder tas i bruk for å korrigere for effekter av spesifikke sjokk. I tillegg kan vi fjerne effekter som kan knyttes opp til bestemte perioder og som skaper svake slutninger på tester (Wooldridge 2020).

6 Resultater

I denne oppgaven bruker vi en dynamisk tidsseriemodell for å se om vi kan forkaste hystereser i arbeidsledigheten. Hystereser defineres som eksistensen av en enhetsrot i ledighetsratene og brukes om situasjoner der midlertidige sjokk får permanente effekter. Forutsatt at vi kan forkaste nullhypotesen om hystereser har vi en stasjonær ledighetsrate hvor arbeidsledigheten vil vende tilbake til likvekt på lang sikt.

I dette kapitlet vil vi utføre tester for enhetsrøtter på tidsseriedata, omtalt i kapittel [5]. Vi vil benytte Augmented Dickey-Fuller tester med tilbakedateringer for å teste hypotesen om hystereser i arbeidsledighetsraten. Først utfører vi regresjoner på et tidsseriedatasett for Norge i perioden 2006:M1-2022:M12. Videre i analysen inkluderer vi dummyvariabler for å se på den isolerte effekten av koronapandemien, og deretter begrenses datasettet til perioden 2018:M1-2022:M12. Videre undersøker vi justeringshastigheten tilbake til likevektsnivå og tester for om tilpasningsprosessen er asymmetrisk. Vi ser også på situasjonen rundt nedstengningstiltak, permitteringer og langtidsledige under koronapandemien. Avslutningsvis tester vi hypotesen om hystereser på sysselsettingsraten.

6.1 Tidsseriemodell

I dette delkapitlet estimeres en tidsseriemodell for Norge, og vi tester hypotesen om hystereser ved bruk av ADF-testen, for å finne ut om det finnes støtte for teorien om hystereser i arbeidsledighetsraten etter koronapandemien.

Resultatene¹⁷ blir rapportert i tabell (3), og de er kategorisert slik:

- Modell 1 inkluderer én tilbakedatering på arbeidsledighetsraten og tolv førstedifferensierte tilbakedateringer på arbeidsledighetsraten.
- Modell 2 inkluderer én tilbakedatering på arbeidsledighetsraten og to førstedifferensierte tilbakedateringer på arbeidsledighetsraten.
- Modell 3 inkluderer én tilbakedatering på arbeidsledighetsraten, to førstedifferensierte tilbakedateringer og to dummyvariabler.

¹⁷Alle våre regresjonsanalyser er estimert med OLS i Stata.

Tabell 3: Resultat tidsserieestimering for våre tre modeller. Periode 2006:M1 - 2022:M12

Variabler	Modell 1	Modell 2	Modell 3
u_{t-1}	-0.106* (-2.59)	-0.0741* (-1.98)	-0.0896* (-2.15)
Δu_{t-1}	-0.403*** (-5.12)	-0.435*** (-6.16)	-0.423*** (-5.84)
Δu_{t-2}	-0.167* (-1.98)	-0.287*** (-4.20)	-0.283*** (-4.10)
Δu_{t-3}	0.0342 (0.40)		
Δu_{t-4}	-0.0842 (-1.00)		
Δu_{t-5}	-0.126 (-1.50)		
Δu_{t-6}	0.212* (2.53)		
Δu_{t-7}	0.225** (2.67)		
Δu_{t-8}	-0.0474 (-0.56)		
Δu_{t-9}	0.0199 (0.24)		
Δu_{t-10}	0.129 (1.53)		
Δu_{t-11}	0.120 (1.47)		
Δu_{t-12}	0.104 (1.40)		
Korona			0.0522 (0.64)
PostKorona			-0.0685 (-0.65)
N	191	201	201
R^2	0.3623	0.2377	0.2410

t-verdier i parentesene. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Vi benytter oss av en random walk med drift modell gitt ved ligning (5.3), fra kapittel [5]:

$$\Delta u_t = \mu + \rho u_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta u_{t-i} + \varepsilon_t$$

Hvor den førstedifferensierte arbeidsledighetsraten er illustrert i figur (A1b). ADF-testen sjekker om koeffisienten ρ foran variabelen u_{t-1} er lik null under nullhypotesen. Ved alternativhypotesen er koeffisienten ρ derimot mindre enn null.

$$H_0 : \rho = 0$$

$$H_A : \rho < 0$$

Vi starter med å utføre en ADF-test på arbeidsledighetsraten med tolv tilbakedateringer, gitt ved 'Modell 1' i tabell (3). Ved inkludering av tilbakedaterte verdier av arbeidsledighetsraten tar vi hensyn til utfordringen med seriekorrelasjon i ε_t . Wooldridge (2020) presiserer at det ikke finnes regler for antall tilbakedateringer som skal inkluderes i en modell, men et forslag ved månedsdata er å inkludere tolv tilbakedateringer. Fra Stata henter vi kritiske verdier¹⁸ for enhetsrøtter ved tidsseriedata, og kan rapportere kritisk verdi på én prosent signifikansnivå lik -2.348. Ved utførelse av ADF-testen kan vi forkaste nullhypotesen om hysteresis på alle kritiske nivå med en t-verdi på -2.59, og med en signifikant p-verdi på 0.0052.¹⁹

Vi ønsker videre å vurdere hvor mange tilbakedateringer som skal inkluderes i modellen, da for mange tilbakedateringer kan føre til en overestimert modell, med en upresis t-verdi. Fra 'Modell 1' ser vi at ρ er lik -0.106, signifikant på et ti-prosentnivå. Koeffisienten på den førstedifferensierte tilbakedaterte variabelen representerer effekten av en én prosent endring i den tilbakedaterte variabelen på arbeidsledighetsraten, alt annet likt. Fra rapportert p-verdi ser vi at Δu_{t-1} , Δu_{t-2} , Δu_{t-6} , Δu_{t-7} er statistisk signifikante. Vi tester dog videre med Akaikes informasjonskriterium²⁰, for å finne optimalt antall tilbakedateringer og finner at optimalt antall i dette tilfellet er to, der rapportert AIC er lik 0.673795.

I tråd med resultatet fra informasjonskriteriet forenkler vi modellen, vist i 'Modell 2', med to tilbakedateringer av den førstedifferensierte forklaringsvariabelen. Vi ser at koeffisienten har økt til -0.0741, og fortsatt er signifikant på et ti-prosentnivå. Vi ser også at de tilbakedaterte førstedifferensierte verdiene til arbeidsledighetsraten er statistisk signifikante på én prosent. Ved utførelse av ADF-testen på arbeidsledighetsraten med to førstedifferensierte tilbakedateringer, kan vi forkaste nullhypotesen på både ti- og femprosentnivå. Med en estimert ρ lik -0.0741, en t-verdi lik -1.982 og en p-verdi på 0.0244,

¹⁸Kritiske verdier er oppgitt i tabell (B1)

¹⁹Alle estimater med t-verdi og ρ er oppgitt i tabell (B2)

²⁰Akaikes informasjonskriterium gir lavest verdi ved varsoc-test i Stata. $AIC = \ln(\hat{\sigma}^2) + \frac{2k}{T}$

konkluderer vi med at hypotesen om hysteresis kan forkastes og at tidsserien følger en stasjonær prosess. Koeffisientene på de to tilbakedateringene, henholdsvis lik -0.4350 og -0.287 , impliserer at tidligere verdier på arbeidsledighetsraten har signifikant innflytelse på den nåværende verdien av arbeidsledighetsraten når alle andre uavhengige variabler holdes likt.

6.1.1 Utvidelse med dummyvariabler

Som diskutert i kapittel [3], har arbeidsledighetsraten i Norge hatt stor økning gjennom både finanskrisen, oljeprisfallet og koronapandemien. Dette gir oss motivasjon til å se nærmere på hvorvidt finanskrisen og oljeprisfallet driver resultatene gitt ovenfor. Vi ønsker å se på den isolerte effekten av koronapandemien på arbeidsledighetsraten, og vi genererer en dummyvariabel for koronapandemien:

$$\text{Korona} = \begin{cases} 1 & \text{for perioden 2020:M3 til 2022:M1} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

Dummyvariabelen 'Korona' gir verdi lik 1 dersom tidsserien er innenfor perioden mars 2020 og januar 2022, og 0 ellers. Valg av periode for variabelen er basert på myndighetenes tiltak under pandemien²¹. Fra tabell [4] ser vi at den isolerte effekten av koronavariabelen øker arbeidsledighetsraten med 0.771 prosentpoeng sammenlignet med perioden der verdien er 0, alt annet likt. Dette resultatet er som forventet ettersom koronapandemien medførte høy arbeidsledighet.

Tabell 4: Estimerte effekter av dummyvariablene.

	(1)	(2)	(3)	(4)
Korona	0.771*** (5.59)	0.742*** (5.43)		0.874*** (7.23)
Postkorona		-0.470* (-2.45)		-0.338* (-2.00)
Olje			0.844*** (6.36)	0.936*** (7.88)
N	204	204	204	204
R ²	0.134	0.159	0.167	0.358

Merk: Avhengig variabel er Δu_t , t-verdi rapporteres i parentes. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

²¹En oversikt over myndighetenes tiltak som rammet arbeidsmarkedet er å finne i tabell (B5).

Resultatene tyder så langt på at vi kan forkaste hypotesen om hysteresis i streng forstand. Dette impliserer at vi ikke har en 'random walk' prosess og at sjokket ikke har vedvarende effekt på arbeidsledigheten. Det er likevel interessant å undersøke hvordan resultatene endrer seg når vi i tillegg inkluderer effektene av det som skjedde etter koronapandemien i vår analyse. Vi implementerer en ny dummyvariabel med navn 'Postkorona' for perioden etter vår definerte 'Korona'-variabel. Dersom koeffisienten til 'Postkorona' er lik 0 eller negativ vil dette implisere at arbeidsledighetsraten *ikke* har vedvarende effekter. 'Postkorona' blir definert som:

$$\text{Postkorona} = \begin{cases} 1 & \text{for perioden 2022:M2 til 2022:M12} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

Dummyvariabelen 'Postkorona' gir verdi lik 1 hvis tidsserien er innenfor perioden februar 2022 og desember 2022, og 0 ellers. Når vi inkluderer variabelen for postkorona i modellen vår, går arbeidsledighetsraten ned igjen med 0.47 prosentpoeng. Dette kan tyde på at de umiddelbare effektene av koronapandemien på arbeidsledighetsraten gikk raskt tilbake, da effekten av 'Korona' dummyvariabelen har en relativ liten reduksjon når vi tar hensyn til begge variabelene, fra 0.771 til 0.742.

Valg av perioden på 'Postkorona' kan være utfordrende å beslutte da det ikke finnes en åpenbar måned som markerer slutten på pandemien, og dermed starten på 'Postkorona'. Vi utfører en sensitivitetsanalyse på ulike perioder for 'Postkorona', for å undersøke om ulike tidspunkt vil ha innvirkning på resultatene.

Tabell 5: Sensitivitetsanalyse for 'Postkorona' dummyvariabel. Periode 2006-2022.

Tidsperioder	δ_2
2021:M12-2022:M12	-0.610
2022:M1-2022:M12	-0.522
2022:M2-2022:M12	-0.470

Koronadummy er satt fra 2020:M3. δ_2 er koeffisienten til 'Postkorona' gitt ved ligning (6.1)

Fra tabell (5) ser vi at koeffisienten til 'Postkorona' har en svak reduksjon ved økt tidsserie for variabelen. Valg av periode vil derfor ikke påvirke våre resultat i noen avgjørende grad, og vi bruker valgt periode 2022:M2 - 2022:M12.

Frem til nå har fokuset vårt vært rettet mot sjokket forårsaket av koronapandemien. Vi velger derfor å gjøre en robusthetsanalyse for å kontrollere for dummyvariablene våre, med oljeprisfallet, som i tidsperioden medførte høy økning i arbeidsledighetsraten i Norge²². Vi genererer en dummyvariabel for perioden med oljeprisfallet.

$$\text{Oljeprisfallet} = \begin{cases} 1 & \text{for perioden 2014:M8 til 2016:M7} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

Denne dummyvariabelen gir verdi lik 1 i perioden innenfor rammene august 2014 til juli 2016²³, og 0 ellers. Når vi inkluderer oljedummyvariabelen vil arbeidsledighetsraten øke med 0.844 prosentpoeng. Fra tabell (4), kolonne (4), ser vi at koeffisienten til oljeprisfallet går opp. Generelt kan inkludering av 'Oljeprisfallet' implisere at tidligere sjokk har en innvirkning på koronasjokket når vi, i kolonne (4), ser at koronadummy-koeffisientene øker .

Når vi nå har sjekket robusthet og sensitivitet på dummyvariablene inkluderer vi disse i analysen, og vår fullverdige modell kan formuleres slik:

$$\Delta u_t = \mu + \rho u_{t-1} + \sum_{i=1}^2 \beta_i \Delta u_{t-i} + \delta_1(\text{Korona}) + \delta_2(\text{Postkorona}) + \varepsilon_t \quad (6.1)$$

Koeffisientene for vårt estimat er rapportert i 'Modell 3' fra tabell (3) med to tilbakedateringer og to dummyvariabler. Når dummyvariablene inkluderes i modellen endres t-verdien på enhetsrottestene fra -1.98 til -2.15. T-verdien har dermed sunket og vi kan konkludere med at nullhypotesen fortsatt kan forkastes på både fem- og ti prosent signifikansnivå. Modell 2 og 3 gir relativt stabile estimat, og alle relevante koeffisienter er signifikante. Fra tidsperioden 2006:M1-2022:M12 kan vi forkaste nullhypotesen om hysteresis, og konkludere med at det eksisterer en 'mean-reversion' prosess der arbeidsledighetsraten vender tilbake til sitt likevektsnivå.

6.1.2 Sensitivitetsanalyse - Tidsserie 2018-2022

I perioden 2006 til 2022 har arbeidsledighetsraten i Norge hatt store fluktasjoner etter sjokk som finanskrisen, oljeprisfallet og koronapandemien. Ved å inkludere koronadummyvariabler observerte vi at grunnlaget for å forkaste hypotesen om hysteresis ble sterkere. Med samme motivasjon som ovenfor, ønsker vi videre å ekskludere perioden med finanskrisen og oljeprisfallet fra vårt datasett for å se en isolert effekt på arbeidsledighetsraten under koronapandemien. Vi reduserer derfor tidsserien fra 2006:M1-2022:M12 til 2018:M1-

²²Under oljeprisfallet nådde arbeidsledighetsraten en topp på 4.4 prosent, vist i figur (A1a)

²³Det er ingen enkeltstående måned som markerer slutten på oljekrisen i Norge.

2022:M12. Testene utført i denne tidsperioden følger samme intuisjon som i delkapittelet over, og vil derfor ikke gå like grundig gjennom alle valg. Vi benytter den samme dynamiske modellen gitt ved:

$$\Delta u_t = \mu + \rho u_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta u_{t-i} + \varepsilon_t$$

Tabell 6: Resultater for analysen av tre modellvarianter. 2018:M1-2022:M12

Variabler	Modell 1	Modell 2	Modell 3
u_{t-1}	-0.357* (-2.63)	-0.0987 (-1.03)	-0.258 (-1.78)
Δu_{t-1}	-0.115 (-0.67)	-0.438** (-3.18)	-0.320 (-2.01)
Δu_{t-2}	1.63 (-1.98)	-0.399** (-3.06)	-0.340* (-2.50)
Δu_{t-3}	0.378* (2.10)		
Δu_{t-4}	0.196 (1.03)		
Δu_{t-5}	-0.0963 (-0.61)		
Δu_{t-6}	0.508** (3.26)		
Δu_{t-7}	0.369* (2.05)		
Δu_{t-8}	-0.158 (-0.92)		
Δu_{t-9}	0.195 (1.17)		
Δu_{t-10}	0.391* (2.34)		
Δu_{t-11}	0.462* (2.58)		
Δu_{t-12}	0.148 (0.81)		
Korona			0.193 (1.23)
PostKorona			-0.143 (-0.78)
N	47	57	57
R^2	0.7094	0.3054	0.3337

Merk: t-verdier i parentesene. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Vi utfører først en regresjon på arbeidsledighetsraten med tolv førstedifferensierte tilbakedateringer, gitt 'Modell 1' i tabell (6). Deretter utfører vi en ADF-test på arbeidsledighetsraten med tolv tilbakedateringer og finner en t-verdi på -2.63. Med denne t-verdien kan vi forkaste nullhypotesen om hysteresis på alle signifikansnivå, der kritisk verdi på én prosent signifikansnivå er lik -2.445. Vi ønsker videre å vurdere hvor mange tilbakedateringer som skal inkluderes i modellen.

Ved bruk av Akaikes informasjonskriterium finner vi at optimalt antall tilbakedateringer er to, med rapportert AIC lik 1.22768. Derfor forenkler vi modellen til 'Modell 2', i tabell (6), med to førstedifferensierte tilbakedateringer. Vi utfører en ADF-test og kan ikke forkaste nullhypotesen om hysteresis med en t-verdi på -1.03 mot kritisk verdi -1.298 på ti prosent signifikansnivå. 'Modell 2' viser til at det finnes ikke-stasjonære prosesser i arbeidsledighetsraten med to tilbakedateringer på den norske arbeidsledighetsraten.

Med samme argumentasjon som i analysen på tidsserien for 2006-2022, inkluderer vi to dummyvariabler. 'Korona' gir verdi lik 1 for perioden 2020:M3 til 2022:M1, og 'Postkorona' gir verdi lik 1 for perioden 2022:M2 til 2022:M12.

Vår fullverdige modell formuleres igjen slik:

$$\Delta u_t = \mu + \rho u_{t-1} + \sum_{i=1}^2 \beta_i \Delta u_{t-i} + \delta_1(\text{Korona}) + \delta_2(\text{Postkorona}) + \varepsilon_t$$

Den komplette dynamiske modellen med to tilbakedateringer og to dummyvariabler er gitt i 'Modell 3' i tabell (6). Koeffisienten til arbeidsledighetsraten er -0.258, som betyr at arbeidsledighetsraten i forrige måned reduserer inneværende måned med -0.258. Rapportert t-verdi i modellen er -1.78. Med denne t-verdien kan vi forkaste hypotesen om hysteresis på et fem- og ti prosent signifikansnivå med henholdsvis kritisk verdi lik -1.674 og -1.298.

Vi kan *ikke* forkaste nullhypotesen om hysteresis i 'Modell 2' i tidsperioden 2018-2022. Når vi ved hjelp av en ADF-test i siste modell ser på isolert effekt med koronadummyvariabler, kan vi forkaste nullhypotesen om hysteresis. Dette impliserer at det eksisterer en 'mean reversion' prosess i arbeidsledighetsraten for vår fullverdige modell i perioden 2018:M1-2022:M12.

6.1.3 Oppsummering

Vi har i denne analysen testet for enhetsrøtter i to ulike tidsserier med to tilbakedateringer og to dummyvariabler. For å undersøke sammenhengen setter vi de to fullverdige modellene sammen i tabell (7). Vi ser at modellen i tidsperioden 2018:M1-2022:M12 har blitt mindre signifikant, men med høyere R^2 , sammenlignet med perioden 2006:M1-2022:M12. Ved å ekskludere de tolv første årene i datasettet, og periodene med finanskrisen og oljeprisfallet, blir analysen mer konsentrert rundt koronapandemiens effekt på arbeidsledighetsraten. En mulig forklaring på at resultatene nå endres er at en kort tidsserie fjerner mye av variasjonen i dataen slik at modellen kan bli mer upresist estimert.

Tabell 7: Sammenligning av 'Modell 3' for begge perioder.

	2006-2022	2018-2022
u_{t-1}	-0.0896* (-2.15)	-0.258 (-1.78)
Δu_{t-1}	-0.423*** (-5.84)	-0.320 (-2.01)
Δu_{t-2}	-0.283*** (-4.10)	-0.340* (-2.50)
Korona	0.0522 (0.64)	0.193 (1.23)
Postkorona	-0.0685 (-0.65)	-0.143 (-0.78)
N	201	57
R^2	0.2410	0.3337

Merk: t-verdi rapporteres i parentes. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Ved å sammenligne våre to tidsspesifikke perioder, ser vi en høyere økning på arbeidsledighetsraten under perioden 2018:M1-2022:M12. Vi får en høyere koeffisient, men en lavere t-verdi, som kan skyldes færre observasjoner. Dessuten øker koeffisienten på dummyvariabelen 'Korona' ved bruk av data for perioden 2018:M1-2022:M12. Uavhengig av tidsperiode kan vi forkaste hypotesen om hysteresis, og arbeidsledighetsraten følger en 'mean-reversion' prosess.

Generelt, ved en kortere tidsperiode med færre observasjoner, kan det være vanskeligere å skille mellom hysteresiseffekter og høy persistens. I tillegg, når våre observerte verdier for testene ligger nær kritisk verdi, er det utfordrende å skille mellom nullhypotesen om hysteresis og ikke-stasjonaritet mot alternativet likevektsledighet og stasjonaritet i prosessen.

6.2 Persistens i arbeidsledigheten

At vi kan forkaste hypotesen om hysteresis i arbeidsledigheten ved bruk av både kort og lang tidsserie indikerer at arbeidsledighetsraten følger en stasjonær prosess. Selv om hypotesen om hysteresis forkastes kan det imidlertid fortsatt foreligge persistens. Her er det viktig å presisere at nullhypoteser aldri kan aksepteres fullstendig, men enten forkastes eller ikke forkastes. Det vil være vanskelig å teste for om ρ er -0.95 eller 0 , fordi vi kun forkaster om den er lik 0 , men ikke nær 0 . Videre er det derfor interessant å diskutere justeringshastigheten tilbake til likevektsnivået (Brooks 2008). Pedersen (2011) finner at justeringshastigheten er raskere med kvartalsdata sett opp mot årlige data, og det kan derfor være rimelig å anta at den vil være enda raskere sammenlignet med vår månedsdata.

Den estimerte verdien på den tilbakedaterte arbeidsledighetsraten, ρ , forteller oss hvor rask justeringshastigheten fører likevektsraten tilbake på lang sikt, og viser dermed avviket mellom faktisk arbeidsledighetsrate og det naturlige likevektsnivået (Brooks 2008). I tilfeller der det foreligger høye persistente nivåer på arbeidsledighetsraten og følgende redusert justeringshastighet, vil det ta lang tid før ledighetsraten er tilbake til likevektsnivået (Røed 1993). Med utgangspunkt i tabell (7) ser vi at perioden 2018 til 2022 har raskest tilpasningshastighet med 25.8 prosent, sammenlignet med perioden 2006 til 2022 som gir 8.96 prosent.

For å måle graden av persistens i arbeidsmarkedet kan vi undersøke halveringstiden til en konvergeringsprosess. Begrepet halveringstid gir uttrykk for hvor mange tidsperioder (t) det tar før effekten av sjokket har halvert seg i forhold til utgangspunktet. Med andre ord er justeringshastigheten avhengig av antall tilbakedateringer i modellen. En lang halveringstid henger sammen med lang justeringshastighet og høy grad av persistens, i motsetning til kort halveringstid som gir rask justeringshastighet og lav grad av persistens.

For å beregne halveringstiden tar vi utgangspunkt i vår enkle autoregressive ligning (5.1), og benytter formelen brukt av Papell mfl. (2000), gitt ved:

$$t = \frac{\ln 0,5}{\ln \phi}$$

Hvor (t) er antall tidsperioder. Fra tidligere korrigerer vi for seriekorrelasjon og får at $\rho = (\phi - 1)$, som gir $\phi = (\rho + 1)$, hvor ϕ gir oss graden av persistens i arbeidsledigheten.

K. Johansen (2002) beregner en halveringstid på tilnærmet fem år uten strukturelt brudd og 1.25 år med strukturelt brudd for 19 norske fylker i Norge for perioden 1961-1998.

Sæther (2013) finner derimot raskere tilpasning, og korterte halveringstid på 0.2 - 0.8 år for ulike grupper i alder og utdanning for periode 1995-2004.

Tabell 8: Halveringstid

	2006-2022	2018-2022	k
Halveringstid	6.2	1.6	12
Halveringstid	9	6.7	2
Halveringstid (med korona)	7.4	2.3	2

Halveringstiden er hentet fra tabell (3) og (6), og måles i måneder.

Tabell (8) viser halveringstiden basert på de to periodene i vår analyse, henholdsvis periode 2006:M1-2022:M12 og periode 2018:M1-2022:M12. Det er viktig å presisere at halveringstiden i denne analysen tilsier måneder, slik at 12 perioder er lik ett år. Vi observerer først og fremst at halveringstiden med tolv tilbakedateringer er henholdsvis 6.2 og 1.6 måneder for de ulike periodene. Videre er halveringstiden med to tilbakedateringer henholdsvis 9 og 6.7 måneder. Dette impliserer at halveringstiden øker betydelig når vi reduserer antall tilbakedateringer, og i tillegg får redusert skjevhet i estimatene. Når vi inkluderer dummyvariabler for koronapandemien reduseres halveringstiden til henholdsvis 7.4 og 2.3 måneder. Når vi kontrollerer for koronapandemien tar det altså 2.3 måneder fra sjokket inntreffer økonomien og til ledighetsraten er halvveis tilbake til likevektsnivået, for perioden 2018:M1-2022:M12.

Vi registrerer dermed at justeringshastigheten er økende i antall tilbakedateringer. Dette impliserer at vi har relativt rask justeringshastighet, og dermed mindre grad av persistens. Denne prosessen har enda raskere justeringshastighet sammenlignet med funnene til blant annet K. Johansen (2002) og Sæther (2013) for Norge. Det må her tas forbehold om at det er usikkerhet og variasjon i hvordan halveringstiden utformes avhengig av hvilken modell, periode og hvilke variabler som benyttes. Det at arbeidsledighetsraten går så raskt ned tyder på at koronapandemien skiller seg fra tidligere økonomiske kriser.

Røed (1993) skriver at en økt likevektsledighet i en viss utstrekning kan forklares med strukturelle forhold. Det er likevel viktig å poengtere at likevektsnivået endres etter hvert som ny data blir tilgjengelig. Med tanke på at likevektsledigheten eksisterer vil mekanismene som bringer den faktiske ledigheten ned være svake, og ledigheten vil justeres tregt mot likevekten. Dersom likevektsnivået har økt er det vanskelig å vite om denne økningen er forårsaket av eksogene endringer i arbeidsmarkedets struktur, eller om den har blitt forårsaket av selve forløpet til arbeidsledigheten (Røed 1997).

6.3 Asymmetrisk tilpasningshastighet

Ved forutsetning om at vi kan forkaste hypotesen om hysteresis og opprettholde hypotesen om et naturlig nivå på arbeidsledigheten, vil likevekten på lang sikt bli gjenopprettet uansett om arbeidsledigheten svinger opp eller ned. Det er en kjent påstand at *'ledighet går lettere opp enn ned'*, som kan indikere at det eksisterer asymmetri i arbeidsmarkedet (Røed 1993), og vi ønsker å undersøke dette nærmere.

Asymmetri i arbeidsmarkedet kan bety at en utvikling fra lav arbeidsledighet til høy arbeidsledighet og en utvikling fra høy arbeidsledighet til lav arbeidsledighet ikke er av samme prosess. Det vil si at om en utvikling har gått i retning av økt ledighet, kan det ta lenger tid før ledigheten reduseres igjen, som betyr at det er vanskeligere å få den tilbake til et lavt nivå dersom den først er blitt høy (L. Johansen 1993). Setter vi denne hypotesen opp mot insider-outsider modellen diskutert i kapittel [2], ser vi at under den asymmetriske persistenseffekten var lønnsøkningen fra et gunstig arbeidsetterspørselssjokk større enn lønnsfallet fra et ugunstig sjokk av samme størrelse, og følgelig stiger sysselsettingen mindre i det første tilfellet enn det faller i det siste. Det kan derfor være asymmetri i tilpasningen dersom det tar lenger tid å bli en insider fra å være nykommer, enn det gjør å miste tittelen 'insider' når en får sparken eller blir permittert (Lindbeck og Snower 1988).

Vi ønsker å teste for om justeringshastigheten tilbake til likevektsnivået vil få ulike effekter av eventuelle økninger eller reduksjoner i arbeidsledigheten. Vi definerer derfor en dummyvariabel (D) som ser på effektene av en økning i arbeidsledighetsraten fra en måned til den neste. Dummyvariabelen tar verdi 1 forutsatt at en endring i arbeidsledigheten er større enn 0, det vil si dersom arbeidsledigheten har økt relativt til måneden før.

$$D = \begin{cases} 1 & \text{hvis } \Delta u_t > 0 \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

Deretter definerer vi en interaksjonsvariabel gitt ved Du_{t-1} som beskriver vekst i arbeidsledigheten, og finner den asymmetriske tilpasningshastigheten dersom vi tester om effekten av Du_{t-1} er ulik null. Med utgangspunkt i ligningen over, fra modell (5.3), formuleres modellen slik:

$$\Delta u_t = \mu + \rho u_{t-1} + \sum_{i=1}^2 \beta_i \Delta u_{t-i} + \delta Du_{t-1} + \varepsilon_t$$

Estimert verdi av interaksjonsvariabelen viser forskjellen i justeringshastigheten mellom økning og reduksjon i arbeidsledigheten. Ved økt ledighet er justeringshastigheten gitt ved $(\rho + \delta)$.

Tabell 9: Asymmetrisk tilpasningshastighet.

	2006-2022	2018-2022
u_{t-1}	-0.0762 (-1.92)	-0.111 (-1.12)
Δu_{t-1}	-0.451*** (-3.76)	-0.541* (-2.29)
Δu_{t-2}	-0.285*** (-4.10)	-0.381** (-2.80)
Du_{t-1}	0.0352 (0.16)	0.234 (0.54)
N	201	57
R^2	0.238	0.309

Merk: Avhengig variabel er Δu_t , t-verdi rapporteres i parentes. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Interaksjonsleddet refererer til hvordan hastigheten av økonomiske justeringer påvirkes av sjokkets retning. Ved å legge til et interaksjonsledd får vi høyere grad av persistens i arbeidsledigheten. Basert på resultatene i tabell (9) ser vi ingen signifikante tegn på asymmetri. Det vi ser er at koeffisienten har økt fra 0.0352 til 0.234, men at observasjonene i datasettet fra perioden 2018-2022 er langt færre. Derfor kan vi ikke nødvendigvis si at arbeidsledighet går lettere opp en ned. Dette er som forventet i og med at vi fra grafen om arbeidsledighet, figur (1), illustrerer at arbeidsledighetsraten går raskt opp, men også raskt ned. Ved testing av asymmetri styrker vi dermed det visuelle inntrykket.

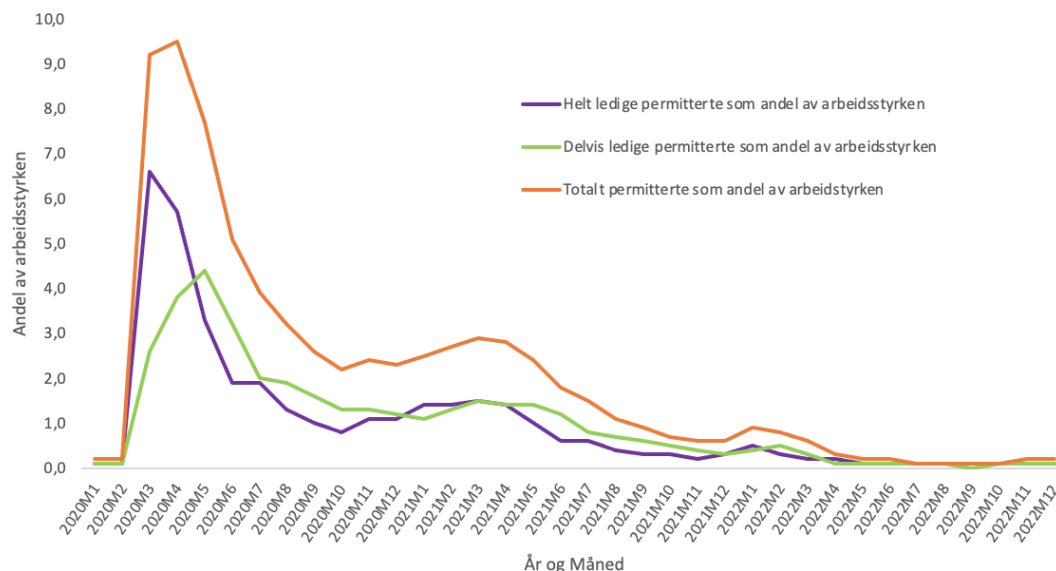
6.4 Permitteringer under koronapandemien

I de formelle resultatene har vi så langt konkludert med at arbeidsledighetsraten i Norge følger en stasjonær prosess etter koronapandemien, og at raten har relativt rask justeringshastighet tilbake til likevekt. Dette indikerer at årsakene til hysteresis som er diskutert i kapittel [2.2] ikke er like relevante for det norske arbeidsmarkedet, men det kan likevel være informativt å sjekke ut enkelte av argumentene²⁴. Koronapandemien rammet så godt som alle i befolkningen og risikoen for oppsigelse eller permittering økte, som diskutert i kapittel [3.2]. Derfor vil det ikke bare være interessant å se på arbeidsledige, men også hvilken andel av disse arbeidsledige som var permittert i perioden 2020-2022.

²⁴Vi anser det som utenfor oppgavens ramme å sjekke alle årsaker til hysteresis.

Vi henter ut data fra NAV for å kunne se på permitteringer under koronapandemien. Tidsserien er månedsdata og strekker seg fra 2020:M1 - 2022:M12 i Norge.

Figur 4: Permitterte som andel av arbeidsstyrken



Kilde: NAV (2020-2022)

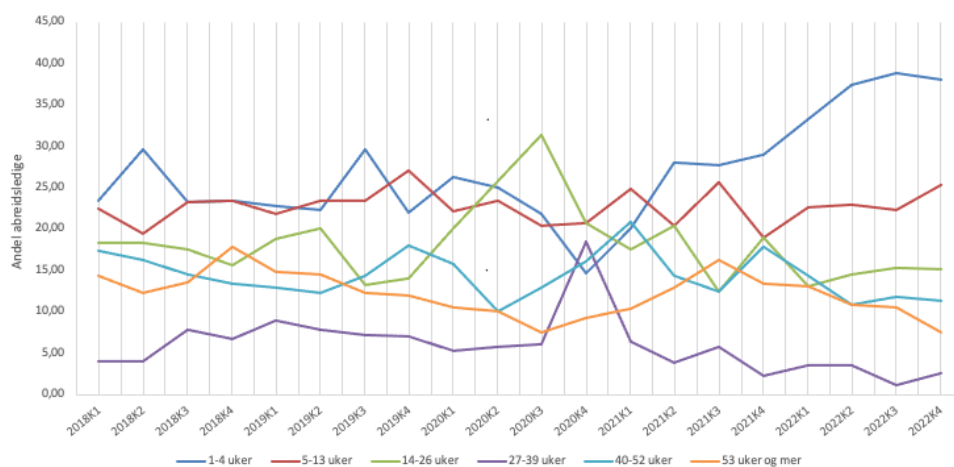
Figur (4) illustrerer helt-, delvis- og totalt ledige permitterte som andel av arbeidsstyrken. I januar og februar 2020 var totalt permitterte som andel av arbeidsstyrken på 0.2 prosent, med henholdsvis 4962 og 6388 permitterte personer i Norge. I mars økte denne andelen til 9.2 prosent med 260,077 permitterte personer. Andelen permitterte nådde en topp i april 2020 med 269,760 permitterte personer, hele 9.5 prosent av arbeidsstyrken. I mai 2022 var andelen permitterte tilbake på 0.2 prosent, to år etter at pandemien rammet arbeidsmarkedet (SSB 2020).

Det kan argumenteres for at økningen i arbeidsledighetsraten henger tett sammen med økningen i andel permitterte. Vigtel mfl. (2020) rapporterer at 90 prosent av nye arbeidsledige i mars 2020 var permitterte. I figur (A4) vises permitteringsgrafene for de totalt permitterte sammen med arbeidsledighetsraten, og det kan observeres tendenser til at ledighetsraten følger samme trend som permitteringsgrafene. Likevel viser figur (4) at totalt permitterte går relativt raskt ned etter toppen i april. Hvorvidt disse fikk tilbake jobben eller ble arbeidsledige kan ikke observeres direkte, og vi ønsker å videreføre denne diskusjonen. Vi ønsker også se nærmere på strukturelle endringer som påvirket ledighetsraten under pandemien, i form av tiltak og nedstengning av samfunnet.

6.4.1 Langtidsledighet²⁵

Vi ønsker videre å diskutere hvordan situasjonen med langtidsledighet utviklet seg i perioden. Dersom andelen langtidsledige biter seg fast og personer går ledige i lang tid kan dette på lang sikt føre til persistens og hysteresis. Langtidsledige omfattes i statistikken som helt ledige med en sammenhengende ledighetsperiode på minst 26 uker (NAV 2023). Fra SSB henter vi ut kvartalsdata om arbeidsledige i perioden 2006 til 2022 i Norge, der dataen viser arbeidsledighet etter varighet på søkeprosessen, beregnet i uker, hvor summen av hvert kvartal er lik 100.

Figur 5: Arbeidsledighet etter søkingens varighet 2018:K1 - 2022:K4



Kilde: Arbeidskraftundersøkelsen, SSB

Figur (5) illustrerer sammensetningen av ledighet etter søkingens varighet i perioden 2018:K1-2022:K4. Fra sjokket inntreffer økonomien i slutten av første kvartal i 2020, er det store svingninger i søkingens varighet. Vi ønsker å undersøke langtidsledighet under koronapandemien, der gjennomsnittet ledige som søker i 53 uker og mer ligger på 12.2 prosent. Illustrasjon av hele tidsperioden, fra 2006-2022, er vist i figur (A3), hvor de som søker i 1-13 uker i gjennomsnitt representerer høyest andel før de får arbeid. I samme periode tilsvarer de langtidsledige gjennomsnittlig 11.1 prosent av sammensetningen. Vi tar videre utgangspunkt i figur (5).

Lien (2022) skriver at korttidsledige²⁶ over mange år har utgjort rundt halvparten av de ledige i Norge, og at det generelt sett er vanligst å være arbeidsledig i kort tid. I slutten av 2020 og starten av 2021 når vi en historisk bunn, der kun en tredel er kortvarig arbeidsledige, og andelen langtidsledige øker betydelig. Vi ser først på perioden fra 2020:K1, som

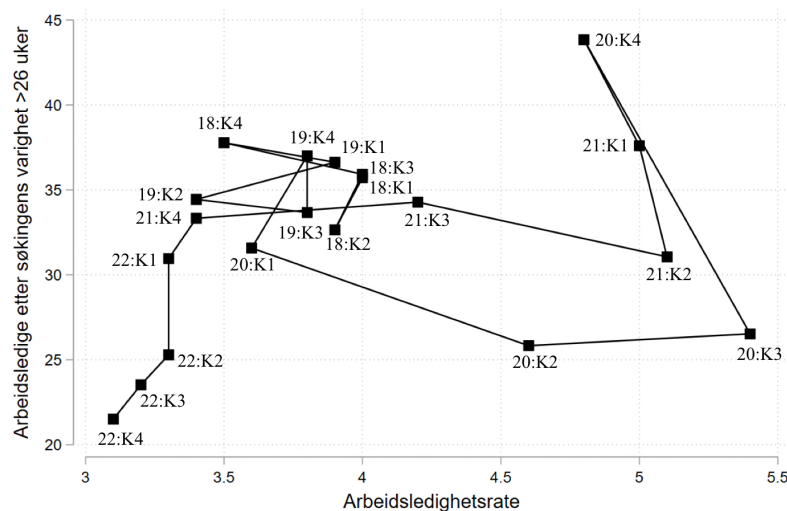
²⁵Dette delkapittelet refererer gjentakende til kapittel [2.2] om årsaker til hysteresis.

²⁶Korttidsledige er gitt ved personer som er arbeidsledige fra 1-26 uker.

er perioden hvor sjokket inntreffer økonomien og mange tiltak innføres i Norge. Her øker andelen som har søkt i 14-26 uker betraktelig. Dette kan ha sammenheng med at arbeidsgivere som valgte å permittere sine arbeidstakere fulgte den ordinære permitteringsperioden på 26 uker. Videre ser vi på perioden fra 2020:K2 hvor det ikke er noen utslagsgivende endringer. De første synlige effektene av langtidsledighet inntreffer i 2020:K3, hvor flere måtte søke lenge etter jobb (Lien 2022), og de korttidslediges varighet fikk en nedgang eller svært liten økning. Ledighet etter søkevarighet 1-4 uker har en spesielt bratt nedgang, samtidig som 27-39 uker har en bratt økning. I 2020:K4 øker andelen av de som søker i 40-53 uker og mer, noe som kan henge sammen med at permitteringsregelverket ble endret på og at flere fikk økt varighet på søkingen.

Generelt fører koronasjokket først til en økt andel korttidsledige. Når lavkonjunktoren vedvarer og de ledige ikke kommer tilbake til jobb øker andelen i neste periode. Over tid blir stadig større andel av de arbeidsledige langtidsledige, og vi kan si at andelen langtidsledige ser ut til å følge konjunktursyklusen (K. Johansen 2000).

Figur 6: Søkingens varighet >26 uker. Periode 2018:K1-2022:K4.



Kilde: SSB

Figur (6) illustrerer hendelsesforløpet mellom langtidsledige og arbeidsledighetsraten²⁷. Vi kan observere at andelen langtidsledige steg kraftig fra tredje til fjerde kvartal i 2020, hvor også arbeidsledighetsraten hadde sin topp. Det interessante er at andelen gikk raskt ned igjen i starten av 2021. Mot slutten av tidsperioden, i 2022:K4, kan vi observere at tilpasningen til både langtidsledige og arbeidsledighetsraten er lavere enn før koronapandemien. Dermed er pandemien den hendelsen som har gitt den høyeste ledigheten de siste

²⁷Inspirasjon til grafen er hentet fra Machin og Manning (1999) om konsekvenser av langtidsledighet.

tiårene, men som samtidig har hatt kortest varighet av en ledighetsrate på et så høyt nivå. Dette kan indikere at arbeidsmarkedspolitikken, og de strukturelle endringene, som ble ført under koronapandemien hadde stor påvirkning på økningen i ledighetsraten.

Som diskutert i kapittel [2.2] indikerer litteraturen om hysteresis at jo lenger en person er arbeidsledig, desto mer begrenses deres muligheter til å få arbeid. Med andre ord vil personer som går ledige i lang tid få permanente endringer i deres preferanser mot jobb og fritid, selv etter at effektene av koronapandemien på arbeidsledigheten er borte. Selv om alle i befolkningen ble berørt, fikk spesielt arbeidere med lavere ferdigheter, lavere utdanning og lav inntekt utfordringer i arbeidslivet (Vigtel mfl. 2020). Derfor er det nyttig å undersøke hvilke tiltak som ble gjort for å begrense langtidsledighet, når vi ser at andelen langtidsledige økte under pandemien.

Myndighetene innførte flere tiltak²⁸ for å forhindre at ferdigheter og fysisk kapital gikk tapt for de som sto uten arbeid. Den 13. mars 2020 ble det bestemt at statsbudsjettet i 2020 skulle overskrides for å dekke utgifter knyttet til håndteringen av viruset. I løpet av 2020 og ut 2022 ble det blant annet investert millioner av kroner til kompetanseutvikling og kompensasjon, for å håndtere permitteringer og oppsigelser. Det ble også satt av millioner for at arbeidsledige, permitterte, studenter og lærlinger skulle få ta utdanning, fagbrev eller svennebrev. I tillegg ble dagpengesatsen, og perioden for dagpenger og lønnsstøtte, økt for å imøtekomme de arbeidsledige.

Det ble også rettet tiltak mot bedrifter med lav produktivitet, lav egenkapital og små bedrifter for å unngå at ansatte ble permittert og sagt opp, samtidig som produksjonen ble opprettholdt. Myndighetene ga blant annet mange milliarder i garantier og lån, for å sørge for lønnsomhet i bedrifter som opplevde svikt i etterspørselen eller produksjonsforstyrrelser. I tillegg utførte myndighetene tiltak som å redusere antall dager lønnsplikt for bedriftene, slik at reduksjonen i antall lønnspliktdager ved permittering bidro til å unngå oppsigelser. Jobber som innebar fysisk kontakt med andre var mest utsatt, og personer i butikk og salgsbransjen, reiselivsbransjen og serviceyrker ble permittert (Vigtel mfl. 2020).

Arbeidskontorer hadde enorm pågang når mange ble permittert og sagt opp. Dersom arbeidsledighetskontorer og NAV ikke hadde justert deres kapasitet ved sjokket av koronapandemien, ville ikke disse kontorene kunne følge opp antallet permitterte personer, og de som mistet jobben helt. NAV avhenger av myndighetenes budsjett, og den 20. mars 2020 definerte regjeringen NAV-ansatte som samfunnskritisk personell, for å sikre deres kapasitet. Dermed kunne NAV være i stand til å betale ut dagpenger og trygder til de som ble permittert eller mistet jobben (NAV 2020-2022).

²⁸En oversikt over myndighetenes tiltak som rammet arbeidsmarkedet er å finne i tabell (B5).

Oppsummert kan den lave arbeidsledigheten i Norge tilskrives en kombinasjon av mange faktorer, som har bidratt til å forhindre hysterese- og persistenseffekter. Norge har et sterkt sosialt sikkerhetsnett med et generøst velferdssystem, aktiv arbeidsmarkedspolitikk, sterk økonomi, samt en åpen dialog mellom myndigheter og befolkning. Figur (6) illustrer godt hvordan økt andel langtidsledige og en høy ledighetsrate ikke biter seg fast i lang tid. Håndtering av pandemien og strategien som ble ført vil diskuteres ytterligere i kapittel [7.1], med en uformell sammenligning av Norge og Sverige.

6.5 Sysselsetting

I vår analyse finner vi at den norske arbeidsledighetsraten følger en stasjonær prosess. Dette vekker imidlertid vår interesse for å undersøke om stasjonaritet skyldes at de arbeidsledige kommer tilbake til jobb eller om de forsvinner ut av arbeidsstyrken. I tråd med dette ønsker vi også å se nærmere på tilfellet med langtidsledigheten som ikke biter seg fast, og hvorvidt dette skyldes at de langtidsledige har fått jobb eller om de simpelthen har gitt opp søkingen. For å besvare disse spørsmålene kan vi teste om sysselsettingsraten er stasjonær. Dersom andelen av befolkningen som er i jobb tilbakeføres til initialt nivå impliserer dette at arbeidsledighetsraten og langtidsledigheten ikke gikk ned fordi de ledige gikk ut av arbeidsstyrken, men fordi de fikk seg jobb.

Det kan i tillegg være gunstig å vurdere både arbeidsledighetsraten og sysselsettingsraten for å få en mer omfattende forståelse av arbeidsmarkedet som en helhet, begge ratene er illustrert i figur (A2). Vi ønsker dermed å teste sysselsetting i prosent av befolkningen for å se om det eksisterer hysterese i sysselsettingsraten, og om koronapandemien har vedvarende effekter på raten av sysselsatte. Sysselsettingsraten gir oss informasjon om det generelle sysselsettingsnivået i samfunnet, fordi sysselsettingsraten måler andelen av befolkningen som er sysselsatt, uavhengig om de aktivt søker arbeid eller ikke.

Modellen med sysselsettingsrate som avhengig variabel, med utgangspunkt fra ligning (5.3), ser slik ut:

$$\Delta e_t = \mu + \rho e_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta e_{t-i} + \varepsilon_t$$

Her er Δe_t er førstedifferensierte sysselsettingsraten, og Δe_{t-i} gir tilbakedateringer av den førstedifferensierte sysselsettingsraten.

Tabell 10: Resultat estimering av sysselsettingsraten. Periode 2009-2022

Variabler	Modell 1	Modell 2	Modell 3
e_{t-1}	-0.0747 (-1.92)	-0.0884** (-2.78)	-0.0837* (-2.46)
Δe_{t-1}	-0.485*** (-5.57)	-0.498*** (-6.82)	-0.502*** (-6.76)
Δe_{t-2}	-0.375*** (-3.93)	-0.356*** (-4.96)	-0.360*** (-4.94)
Δe_{t-3}	-0.0245 (-0.24)		
Δe_{t-4}	-0.0712 (-0.71)		
Δe_{t-5}	0.0512 (0.51)		
Δe_{t-6}	0.159 (1.61)		
Δe_{t-7}	0.0698 (0.71)		
Δe_{t-8}	0.128 (1.30)		
Δe_{t-9}	0.0765 (0.78)		
Δe_{t-10}	0.0466 (0.48)		
Δe_{t-11}	-0.117 (-1.24)		
Δe_{t-12}	-0.0200 (-0.24)		
Korona			0.0346 (0.36)
PostKorona			-0.0163 (-0.13)
N	155	165	165
R^2	0.3393	0.3083	0.3089

Merk: t-verdier i parentesene. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

I likhet med analysen på arbeidsledighetsraten utfører vi først en regresjon på sysselsettingsraten med tolv førstedifferensierte tilbakedateringer, deretter for to førstedifferensierte tilbakedateringer, og til slutt to førstedifferensierte tilbakedateringer og to dummyvariabler. Estimaten er henholdsvis rapportert i 'Modell 1,2 og 3' i tabell (10). Med rapportert Akaïkes informasjonskriterium lik 1.05754 finner vi at optimalt antall tilbakedateringer er lik to. Ved utførelse av ADF-test kan vi forkaste nullhypotesen om hysteresis på et fem prosent signifikansnivå med kritisk nivå lik -1.66 for 'Modell 1' med t-verdi lik -1.92 . Ved bruk av samme ADF-test for 'Modell 2' og 'Modell 3' kan vi her forkaste hypotesen om hysteresis på én prosent signifikansnivå, der observert t-verdi er henholdsvis lik -2.78 og -2.46 , og kritisk verdi er lik -2.350 . For alle tre modellene kan vi dermed

forkaste hypotesen om hysteresis i sysselsettingsraten og konkludere med at sysselsetting i prosent av befolkningen følger en stasjonær prosess.

Med utgangspunkt i tidligere argumentasjon undersøker vi også for en kort tidsserie fra 2018-2022. Vi vil igjen se på den isolerte effekten av koronapandemien, men nå ved bruk av sysselsettingsraten. Vi kan forkaste hypotesen om hysteresis i alle modeller, gitt av tabell (B3). 'Modell 1' forkaster nullhypotesen på et fem prosent signifikansnivå, hvorav 'Modell 2' og 'Modell 3' kan forkaste på et ti prosent signifikansnivå med rapport t-verdi lik -1.54 og -1.34 og kritisk nivå lik -1.298 . Uavhengig av tidsperiode kan vi dermed forkaste hypotesen om hysteresis, og sysselsettingsraten følger igjen en 'mean-reversion' prosess.

Vi har også utført analysen med sysselsetting i prosent av arbeidsstyrken som avhengig variabel, der vi manuelt beregnet variabelen fra AKU. Dette gjorde vi for å se om resultatet avviker fra variabelen sysselsetting i prosent av befolkning. Vi kan i likhet med analysen ovenfor forkaste hypotesen på alle modeller ved bruk av sysselsetting i prosent av arbeidsstyrken.

Som i kapittel [6.2], er det hensiktsmessig å estimere halveringstiden og grad av persistens for sysselsettingsraten. Andersen (2010) argumenter for at sysselsettingsraten gir et mer nøyaktig utgangspunkt for å måle grad av persistens. Analyse av sysselsettingsraten vil gi et mer presist mål på justeringshastigheten enn arbeidsledighetsraten som brukes i denne oppgaven. Dette fordi arbeidsledighetsraten påvirkes av både sysselsetting og endringer i arbeidstilbudet, som ofte går mot syklusene i arbeidsmarkedet. Vi utfører derfor samme analyse på nivået for persistens ved bruk av sysselsetting som avhengig variabel, gitt i tabell (B4). Vi ser at halveringstiden øker ved bruk av sysselsettingsraten fra 2.3 til 3.6 måneder med to tilbakedateringer og to dummyvariabler for perioden 2018-2022. Sysselsettingsraten har dermed relativt tregere justeringshastighet tilbake til likevektsnivået enn ved tidligere estimering av arbeidsledighetsraten.

6.6 Oppsummering

Ved bruk av tester for enhetsrøtter har vi testet for hypotesen om hysteresis i både arbeidsledighetsraten og sysselsettingsraten. Vi forkaster hypotesen om hysteresis i alle fullverdige modeller for begge variabler. Dette impliserer at arbeidsledigheten som går ned etter sjokket av koronapandemien henger sammen med at både kortidsledige og langtidsledige vender tilbake til arbeid. Vi finner i tillegg lav grad av persistens med en halveringstid på 2.3 måneder i arbeidsledighetsraten, og 3.6 måneder for sysselsettingsraten. Avslutningsvis finner vi ingen signifikante tegn til asymmetri i ledigheten.

7 Videre diskusjon

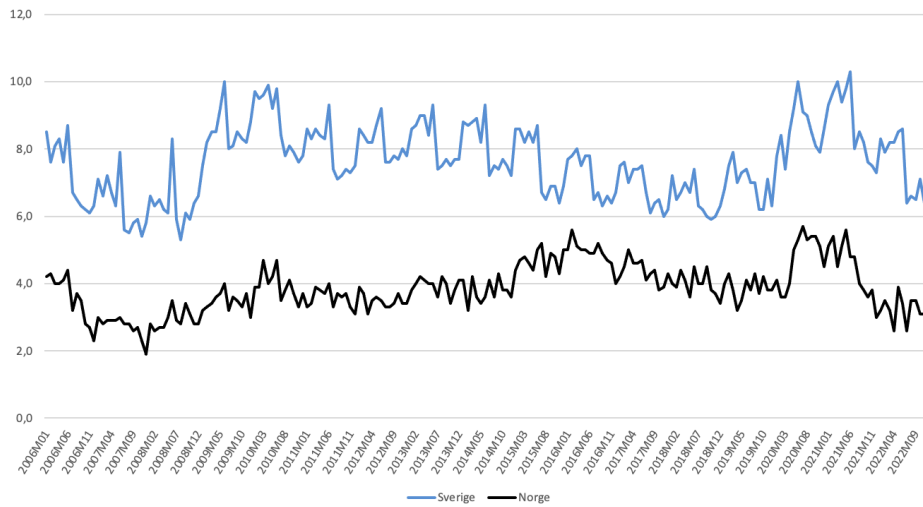
7.1 Norge versus Sverige

Fra vår hovedanalyse i kapittel [6] finner vi at den norske arbeidsledighetsraten etter koronapandemien følger en stasjonær prosess og at graden av persistens er lav. Det kan videre være spennende å undersøke hvorvidt mekanismene som ligger bak tilpasningen i det norske arbeidsmarkedet er spesiell sammenlignet med andre nærliggende land. Tidligere empiri²⁹ viser til ulike funn for hypotesen om hysteresis og graden av persistens i Europa. Mitchell (1993) gjør tester på 15 OECD land og kan ikke forkaste hypotesen om enhetsrøtter. Videre finner Røed (1997) at hypotesen om hysteresis kan forkastes i Norge, men testene for enhetsrøtter i land som Sverige og Finland gir tvetydige resultat. I senere tid kan derimot Pedersen (2011) forkaste hypotesen om enhetsrøtter i både Sverige, Danmark og Finland. K. Johansen (2002), Sæther (2013) og vår analyse kan forkaste hypotesen om enhetsrøtter i Norge.

Vi ønsker å gjennomføre en uformell sammenligning av Norge versus Sverige³⁰, da det er interessant å vurdere relativt like land med ulik tilnærming rundt pandemien opp mot hverandre. Norge og Sverige er like som land når det gjelder forventet levealder, offentlig administrasjon, sosioøkonomi og helsevesen, og begge land har fullstendig registrering av alle dødsfall. Når det gjelder strategi og innføring av tiltak under pandemien var håndteringen ulik. Fra 12. mars 2020 innførte begge land generelle tiltak mot pandemien, som sosial distansering og anbefalt karantene ved symptomer. Dessuten var kontaktsparing, isolasjon og oppfølging av koronatilfeller regulert i begge land. Norge innførte dog ekstraordinære tiltak og la frem koronalover for nedstenging av samfunnet. Sverige hadde derimot en mer avslappet tilnærming til håndtering av pandemien, der samfunnet fortsatte å holde åpent, og det ble satset på frivillige tiltak og anbefalinger. Den svenske strategien mot koronapandemien fikk internasjonal oppmerksomhet og kritikk. Grunnlaget for kritikken ble spesielt rettet mot at rapportert dødelighet i Sverige innledningsvis var høyere sammenlignet med land som Norge (Juul mfl. 2021).

²⁹Tidligere empiriske undersøkelser er beskrevet i delkapittel [2.3].

³⁰Det faller utenfor oppgavens ramme å utføre formelle analyser av ledighetsratene i andre land.

Figur 7: Arbeidsledighet i Norge og Sverige 15-74 år, 2006:M1-2022:M12.

Kilde: Arbeidskraftundersøkelsen, SSB og SCB

Vi henter ut data fra Sveriges statistikk-database (SCB 2023), og fra SSB (2022b)³¹ for å sammenligne arbeidsledighetsratene. Vi ser fra figur (7) at ledighetsraten i Sverige gjennomsnittlig fluktuerer rundt et høyere nivå på 7.6 prosent, med langt større svingninger enn Norge. Fra før pandemien, i desember 2019, og til juni 2020 økte ledigheten i Sverige fra 6.3 til 10.0 prosent, en økning på 3.7 prosentpoeng. Norge hadde derimot en økning på 1.5 prosentpoeng i samme periode. Vi observerer også at ledigheten i Sverige i desember 2022 er tilbake til samme nivå som før pandemien, med en ledighetsrate på 6.9 prosent.

På bakgrunn av få tiltak hadde Sverige flere smittetilfeller og en overdødelighet på 8316 dødsfall i 2020. Det var derimot kun 386 personer som døde i Norge det samme året med korona som underliggende årsak. I 2022 opplevde Norge en økning i dødeligheten, etter en lang periode med strenge tiltak. Dette kan henge sammen med at eldre og syke, så fremt som resten av befolkningen, under nedstengningen ble skjermet for andre virus, som ellers ville ført til dødsfall. Totalt hadde Sverige flere dødsfall enn Norge per innbygger, men per desember 2022 var også arbeidsledighetsraten i Norge og Sverige tilbake til samme nivå som før pandemien, sett i figur (7).

Juranek mfl. (2020) gjør en analyse på arbeidsmarkedseffektene i fire nordiske land avhengig av tiltak, implementert de første ti ukene av pandemien³². De presiserer at Danmark, Finland og Norge innførte strenge nedstengninger i samfunnet og hadde lik tilnærming mot pandemien, hvor derimot Sverige innførte lettere tiltak. De finner at arbeidsmarkedene i de fire landene ble hardt rammet av pandemien, men at Sverige rammes i mindre

³¹Dataen er ikke-sesongjusterte kvartalstall, da Sverige ikke har sesongjustert data tilgjengelig.

³²Artikkelen omhandler Norge, Danmark og Finland mot Sverige som har ulik håndtering, men samme eksponering av pandemien.

grad. Spesifikt finner de at forverringen av det svenske arbeidsmarkedet skjer med en tilbakedatering på to til tre uker sammenlignet med nabolandene, og at den kumulative summen av nye arbeidsledighets- og permitteringsperioder forblir betydelig lavere frem til uke 21 i 2020. Det vises videre til at nedstengningen i Danmark og Norge var vellykket når det gjelder å redusere presset på helsetjenesten og dødeligheten. Studiet indikerer imidlertid at nedstengningen kommer med en kostnad når det gjelder arbeidsmarkedets prestasjoner for landene, i det minste på kort sikt. Dette kan reise spørsmål om fordelene oppveier kostnadene, som videre avhenger av etiske vurderinger (Juraneck mfl. 2020). Det understrekes at denne analysen er gjort på grunnlag av de første ti ukene av pandemien. Poenget er likevel at ledighetsraten visuelt i både Norge og Sverige i desember 2022 er tilbake på samme nivå som før pandemien, uavhengig av tilnærming til pandemien og politiske tiltak, eller antall smittetilfeller og dødsfall. Dette kan potensielt bety at Norge som innførte strenge tiltak unngikk smittetilfeller og dødsfall, men at dette i større grad rammet arbeidsmarkedet, bedrifter og arbeidsledige, underveis.

Under koronapandemien har usikkerheten og mangel på fullstendig informasjon knyttet til viruset spilt en betydelig rolle for enkeltpersoner, myndigheter og samfunnet. I første fase av pandemien var det ingen kunnskap rundt virusets egenskaper og spredning, samt hvor effektive tiltak som vaksinerings og smittevern var. De strenge tiltakene i Norge ble innført for å ivareta liv, helse og ikke minst for å lette presset på sykehusene, da man fryktet at kapasiteten ved sykehusene skulle sprenges. Det kan i ettertid stilles spørsmål om hvorvidt tiltakene burde vært mer målrettet for å beskytte eldre og syke. Samtidig vises det til at nedstenging har påvirket barn og unge i negativ forstand. Usikkerheten rundt pandemien har også påvirket økonomien med hensyn til våre funn rundt arbeidsmarkedet og arbeidsledigheten. Vår analyse viser at den økonomiske aktiviteten målt med arbeidsledighet og sysselsetting kom raskt tilbake til normalnivå. Det er likevel verdt å poengtere at de økonomiske kostnadene ville vært langt høyere om tiltakene hadde konsekvenser på lengre sikt.

Det er i ettertid utfordrende å konkludere med hvilken strategi som fungerte best, og hvordan en kunne vurdere gevinst av tiltak versus kostnader. Oppsummert omhandler de største forskjellene mellom Sverige og Norge i stor grad tidsforløpet for smitte, dødelighet og de økonomiske konsekvensene. Ved undersøkelse av strategier og erfaringer i flere land kan man predikere hvilken strategi som er passende i fremtiden, selv om erfaringene fra denne krisen ikke nødvendigvis vil være gjeldene for neste krise.

8 Konklusjon og avslutning

Hovedproblemstillingen i denne oppgaven var å teste for om det eksisterer hystereser og høy grad av persistens i norske arbeidsledighetsrater etter sjokket av koronapandemien. Det som skiller denne oppgaven fra tidligere undersøkelser er at det eksisterer få tidsserieanalyser på arbeidsledighetsraten ved bruk av månedlige observasjoner. Dessuten er litteraturen om hystereser etter 2000-tallet og empirien angående arbeidsledigheten i Norge etter koronapandemien mangelfull, og ved å kombinere disse er denne oppgaven et godt tilskudd til litteratur i norsk arbeidsmarked.

I denne tidsserieanalysen benytter vi Dickey-Fuller tester for enhetsrøtter for å teste for hystereser. Nullhypotesen om hystereser i arbeidsledigheten forkastes i våre fullverdige modeller, både for lang og kort tidsserie, og ved testing på sysselsettingsraten. Dette betyr at arbeidsledighetsraten i Norge følger en 'mean reversion'-prosess der ledigheten på lang sikt vender tilbake til et likevektsnivå.

Etter at vi forkaster hypotesen om hystereser viderefører vi oppgaven ved å undersøke hvorvidt arbeidsledighetsraten er persistent. Vi finner at justeringshastigheten tilbake til likevektsraten er rask, med 2.3 måneder, som gjenspeiler lav grad av persistens. Vi beregner også halveringstiden for sysselsettingsraten og finner relativt høyere grad av persistens og en økt halveringstid, på 3.6 måneder. Under koronapandemien kan det likevel konkluderes med at både arbeidsledighetsraten og sysselsettingsraten har lav grad av persistens og rask justeringshastighet tilbake til likevektsledigheten. Sammenlignet med K. Johansen (2002) og Sæther (2013) finner vi raskere justeringshastighet i Norge. Dette skyldes sannsynligvis nyere data, at vi studerer ulike tidsperioder og har ulike modellspesifikasjoner. Vi finner også at justeringshastigheten ved månedlige data er enda raskere enn både kvartalsdata og årlige data. Deretter sjekker vi om arbeidsledigheten har asymmetrisk tilpasningshastighet og om raten går 'lettere opp enn ned'. Vi finner høyere grad av persistens i arbeidsledigheten ved å introdusere et interaksjonsledd, men finner i motsetning til Sæther (2013) ingen signifikante tegn til asymmetri.

Vi diskuterer videre i oppgaven hvordan strukturelle endringer, som tiltak og permitteringer, under koronapandemien henger tett sammen med de økte ledighetsratene. Dessuten undersøker vi spesielt hvordan situasjonen med langtidsledige utviklet seg under pandemien, i tråd med at langtidsledighet kan være en potensiell årsak til hystereser. Vi finner at den rekordhøye andelen permitterte går relativt raskt tilbake etter at tiltakene er opphørt. Disse funnene samsvarer med Bauer og Weber (2021), Su mfl. (2022) og Ang og Dong (2022), som fant at nedstengingstiltakene og arbeidsmarkedspolitikken som ble ført under pandemien hadde stor innvirkning på økningen i arbeidsledighetsraten. Generelt

førte koronasjokket i Norge først til økt andel korttidsledige, før andelen ble overført til langtidsledige mot slutten av 2020. Denne situasjonen varte dog ikke lenge, og i løpet av 2021 så vi en bedring i redusert andel langtidsledige simultant med en redusert arbeidsledighetsrate. I siste del av 2022 var både arbeidsledighetsraten og andelen langtidsledige på et nivå lavere enn før pandemien. Vi konkluderer med at Norges arbeidsmarkedspolitik er sentral for hvordan tilfellet med permitterte og langtidsledige utviklet seg. Avslutningsvis diskuterer vi hvordan strategien og tiltakene Norge innførte under pandemien utviklet seg, sammenlignet med Sverige. Vi finner at det er utfordrende å konstatere hvilken strategi som ga best utfall når vi vurderer gevinster versus kostnader, men at dette er erfaringer som kan gi stor lærdom i håndtering av kriser i kommende år.

Hovedresultatene samsvarer delvis med tidligere empiri. I forhold til teorien om en naturlig likevektsrate stemmer våre funn med det Phelps (1967) og Friedman (1968) fant om at sjokk på lang sikt har forbigående effekter og at arbeidsledighetsraten er en 'mean reversion' prosess. Når det gjelder tidligere litteratur som forkaster hypotesen om hysteresis, stemmer våre funn med Song og Wu (1997) og Pedersen (2011) for Europa, samt Sæther (2013) for Norge. Disse analysene gjøres dog på paneldata, da det argumenteres for at tester på enhetsrøtter gjort med tidsserieanalyse har lavere teststyrke. K. Johansen (2002) kan ikke forkaste nullhypotesen om hysteresis ved tidsserieanalyse, men forkaster hypotesen på paneldata. Ayala mfl. (2012) kan derimot forkaste hypotesen om hysteresis med tidsseriedata i Latin Amerika. Bermejo mfl. (2022) er en av få analyser som undersøker grad av persistens på månedlige observasjoner under koronapandemien, og konkluderer med at persistensnivået har økt og at hysteresis foreligger etter pandemien. Dette strider mot funnene i vår oppgave.

Det er fortsatt relativt kort tid siden koronapandemien fant sted, og det vil videre være interessant å undersøke de langsiktige effektene av koronapandemien ytterligere når tidsserien har økt. Det kunne også ha vært interessant å undersøke ulike sektorer og næringer som ble spesielt utsatt, derav tjenesteytende bransjer, som reiselivsbransjen, frisører og hotellnæringen. I tillegg kan det være spennende å utføre analyse for aldersgrupper og grupper som ble spesielt påvirket av sjokket, som unge arbeidere. Flere unge valgte blant annet å søke høyere utdanning under pandemien og søkertallene økte drastisk. Dessuten kan det være hensiktsmessig å undersøke påvirkningen på unge arbeidere som verken jobber eller tar utdanning (NEET)³³.

³³NEET er en forkortelse for Not Employed, nor in Education or Training.

Referanser

- Andersen, T. M. (2010). «Unemployment Persistence». *CESifo Forum* 1.
- Ang, J. P. og F. Dong (2022). «The Effects and Counter-Effects of Unemployment and Stringency Responses to COVID-19: An International Analysis Using Simultaneous Equations Models». *Applied Economics* 54.11, s. 1278–1300.
- Ayala, A. L., J. Cunado og L. Gil-Alana (2012). «Unemployment hysteresis, Empirical Evidence for Latin America». *Journal of Applied Economics* XV.2, s. 213–233.
- Ball, L., G. M. N og W. D. Nordhaus (1999). «Aggregate Demand and Long-Run Unemployment». *Brookings Papers on Economic Activity* 1999.2, s. 189–251.
- Bauer, A. og E. Weber (2021). «COVID-19: how much unemployment was caused by the shutdown in Germany?» *Applied Economics Letters* 28.12, s. 1053–1058.
- Bean, C. R. (1994). «European Unemployment: A Survey». *Journal of Economic Literature* 32, s. 573–619.
- Bermejo, L., M. Malmierca-Ordoqui og L. A. Gil-Alana (2022). «Unemployment and COVID-19: an analysis of change in persistence». *Applied Economics* 35.1, s. 1752–1764.
- Blanchard, O. J. (2018). «On the future of macroeconomic models». *Oxford Review of Economic Policy* 34.1-2, s. 43–54.
- Blanchard, O. J. og L. F. Katz (1997). «What We Know and Do Not Know about the Natural Rate of Unemployment». *Journal of Economic Perspectives* 11.1, s. 51–72.
- Blanchard, O. J. og L. H. Summers (1986). «Hysteresis and the European Unemployment Problem». *NBER Macroeconomics Annual* 1, 88.
- Brooks, C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance*. second. Cambridge University Press.
- Darity, W. J. og A. H. Goldsmith (1993). «Unemployment, Social Psychology, and Unemployment Hysteresis». *Journal of Post Keynesian Economics* 16.1, s. 55–71.
- Friedman, M. (1968). «The Role of Monetary Policy». *The American Economic Review* 58, s. 1–17.
- Furlanetto, F., Ø. Robstad og P. Ulvedal (feb. 2021). *Estimating Hysteresis Effect in Norway*.
- Horgen, E. (aug. 2017). *Åtte år med nedgang i sysselsettingsprosenten*. URL: <https://www.ssb.no/arbeid-og-lonn/artikler-og-publikasjoner/atte-ar-med-nedgang-i-sysselsettingsprosenten>.
- Johansen, K. (2000). *Labour Economics - Macroeconomic Issues*. Norwegian University of Science and Technology, Department of Economics.
- Johansen, K. (2002). «Hysteresis in Unemployment: Evidence from Norwegian Counties». *Working Paper Series, Norwegian University of Science and Technology* No. 6/2002.
- Johansen, K. (2021a). *Forelesningsnotater Anvendt tidsserieøkonometri, FIN3006*. Norwegian University of Science and Technology, Department of Economics.

- Johansen, K. (2021b). *Likevektsledighet versus Hysterese*. Norwegian University of Science and Technology, Department of Economics.
- Johansen, L. (1993). «Arbeidsløsheten lettere opp enn ned?» *Kriser og beslutningssystemer i samfunnsøkonomien*. Universitetsforlaget.
- Juranek, S., J. Paetzold, H. Winner og F. Zoutman (2020). «Labor Market Effects of COVID-19 in Sweden and its Neighbors: Evidence from Novel Administrative Data». *Cesifo Working Papers* 8473.
- Juul, F. E., H. C. Jodal og L. Emilsson (2021). «Mortality in Norway and Sweden during the COVID-19 pandemic». *Scandinavian Journal of Public Health* 50.1.
- Kelvin, P. og J. Jarrett (1985). «Unemployment: Its social psychological effects: European monographs in social psychology». *Cambridge University Press*.
- Laubach, T. (2001). «Measuring The NAIRU: Evidence From Seven Economies». *The Review of Economics and Statistics, MIT press* 83.2, s. 218–231.
- Layard, R., S. Nickell og R. Jackman (1991). «Unemployment; Macroeconomic Performance and the Labour Market». *Oxford University Press*.
- León-Ledesma, M. A. (2002). «Unemployment Hysteresis in the US States and the EU: A Panel Approach.» *Bulletin of Economic Research* 54, s. 95–103.
- Levin, A. og C.-F. Lin (1992). «Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties». *Discussion Paper* No.92-93.
- Lien, H. (feb. 2022). *Antall langtidsledige på samme nivå som før pandemien*. URL: <https://www.ssb.no/arbeid-og-lonn/sysselsetting/statistikk/arbeidskraftundersokelsen/artikler/antall-langtidsledige-pa-samme-niva-som-for-pandemien>.
- Lindbeck, A. og D. J. Snower (1988). *The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment*. The MIT Press.
- Machin, S. og A. Manning (1999). «The causes and consequences of longterm unemployment in Europe». *Handbook of Labor Economics*. Red. av O. Ashenfelter og D. Card. Bd. 3, s. 3085–3106.
- Mitchell, W. F. (1993). «Testing for unit roots and persistence in OECD unemployment rates». *Applied Economics* 24, s. 1489–1501.
- Moene, K. O., R. Nymoen og M. Wallerstein (1995). «The Cost of Filling Vacancies and the Persistence of Slack and Tight Labour Markets». *Memorandum from the University of Oslo* No 27.
- NAV (mai 2023). *Permittere for arbeidsgivere*. URL: <https://www.nav.no/arbeidsgiver/permitttere>.
- NAV (2020-2022). *Arkiv - Melding om permittering og masseoppsigelser*. URL: https://www.nav.no/no/nav-og-samfunn/statistikk/arbeidssokere-og-stillinger-statistikk/permittteringsvarsel%20og%20permitterte/arkiv-forhandsinnmeldte-driftsinnskrenkninger_kap.

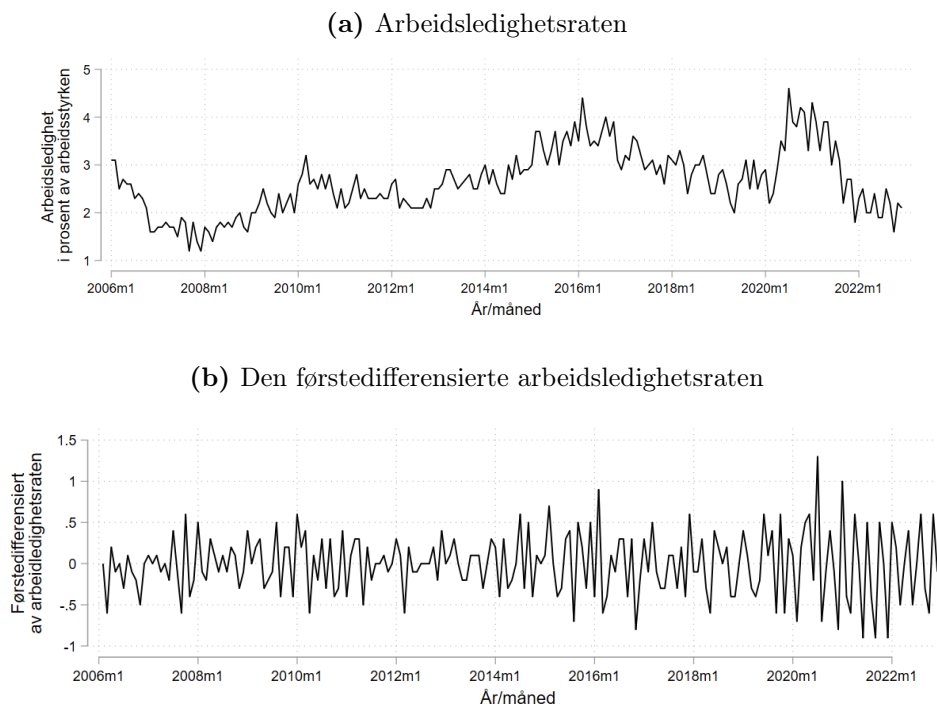
- Norges Bank (okt. 2008). *Finanskrisen i 2008*. URL: <https://www.norges-bank.no/tema/Om-Norges-Bank/historien/Pengepolitikk-finansiell-stabilitet-og-kapitalforvaltning/Finansiell-stabilitet/2008-krisen/>.
- Norges Bank (feb. 2018). *Økonomiske perspektiver*. Tale av sentralbanksjef Øystein Olsen.
- NOU:2 (2021). «Kompetanse, aktivitet og inntektssikring— Tiltak for økt sysselsetting». *Arbeids- og inkluderingsdepartementet 2*, s. 1–334.
- Papell, D. H., C. J. Murray og H. Ghiblawi (2000). «The Structure of Unemployment». *The Review of Economics and Statistics* 82.2, s. 309–315.
- Pedersen, K. (2011). «Europeisk arbeidsledighet: En paneldataanalyse av hysteresis og persistens i EU». *NTNU: Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet*.
- Phelps, E. S. (1967). «Phillips Curve, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment». *Economica* 34 (135), s. 254–281.
- Phelps, E. S. (1994). «Structural Slumps: The Modern Equilibrium Theory of Unemployment, Interest, and Assets». *Harvard University Press* xiv, s. 420.
- Regjeringen (nov. 2022). *Tidslinje: myndighetenes håndtering av koronasituasjonen*. Tidslinjen viser tiltak regjeringen fortløpende iverksetter.
- Røed, K. (1993). *Den selvføsterkende arbeidsledigheten - Om hysteresiseffekter i arbeidsmarkedet*, s. 1–95.
- Røed, K. (1997). «Hysteresis in Unemployment». *Journal of Economics Surveys* 11, s. 389–418.
- SCB, S. centralbyråen (apr. 2023). *Arbetslösa samt därav heltidsstuderande 15-74 år (AKU) efter kön och ålder. Månad 2001M01 - 2023M04*. URL: https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START__AM__AM0401__AM0401L/NAKUArblheltidstudM/.
- Sessions, J. G. (1994). «Unemployment Stigma and Multiple Labour Market Equilibria: A Social-Psychological Interpretation of Hysteresis». *Labour* 8, s. 355–375.
- Song, F. M. og Y. Wu (1997). «Hysteresis in Unemployment: Evidence From 48 U.S. States». *Economic Inquiry* 35.2, s. 235–243.
- Song, F. M. og Y. Wu (1998). «Hysteresis in unemployment: Evidence from OECD countries». *The Quarterly Review of Economics and Finance* 38.2, s. 181–192.
- SSB (mar. 2020). *Den økte arbeidsledigheten rammer bredt, men skjevt*. URL: <https://www.ssb.no/arbeid-og-lonn/artikler-og-publikasjoner/den-okte-arbeidsledigheten-rammer-bredt-men-skjevt>.
- SSB (nov. 2021). *Permisjons- og permitteringsopplysninger i a-ordningen*. URL: <https://www.ssb.no/arbeid-og-lonn/sysselsetting/artikler/permisjons-og-permitteringsopplysninger-i-a-ordningen>.
- SSB (mai 2022a). *Arbeidskraftundersøkelsen: Arbeidsledige, etter kjønn og søkingens varighet*. URL: <https://www.ssb.no/statbank/table/04552>.

- SSB (mai 2022b). *Arbeidskraftundersøkelsen: Arbeidsstyrken, sysselsatte, arbeidsledige og utførte ukeverk, etter kjønn, alder og type justering*. URL: <https://www.ssb.no/statbank/table/13760/>.
- Stockhammer, E. og S. Sturn (2012). «The Impact of Monetary Policy on Unemployment Hysteresis». *Applied Economics* 44.21, s. 2743–2756.
- Su, C.-W., K. Dai, S. Ullah og Z. Andlib (2022). «COVID-19 pandemic and unemployment dynamics in European economies». *NBER Macroeconomics Annual* 35.1, s. 1752–1764.
- Sæther, A. (2013). «Hysterese i regional arbeidsledighet: Betydningen av alder og utdanning». *NTNU: Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet*.
- Vendrik, M. C. (1993). «Habits, hysteresis and catastrophes in labour supply». *Journal of Economic Behavior and Organization* 20.3, s. 253–372.
- Vigtel, T., G. Eielsen, B. Bratsberg, S. Markussen, K. Røed og O. Raaum (mar. 2020). *Hvem tar støytten? Arbeidsmarkedet under Korona-krisen*. URL: https://www.ssb.no/arbeid-og-lonn/artikler-og-publikasjoner/_attachment/416435?_ts=1711ab33788.
- Wooldridge, J. M. (2020). *Introductory econometrics: A Modern Approach*. seventh. 20 Channel Center Street: Cengage Learning, Inc.

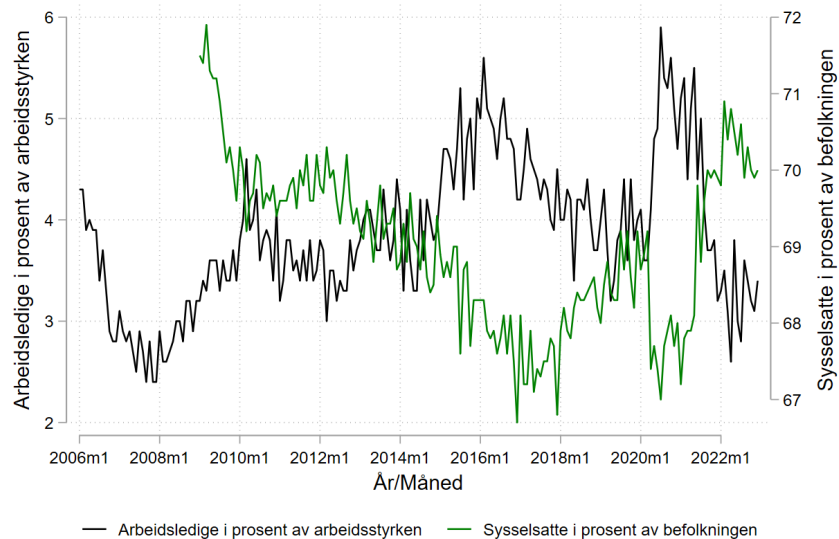
Appendix

A Figurer

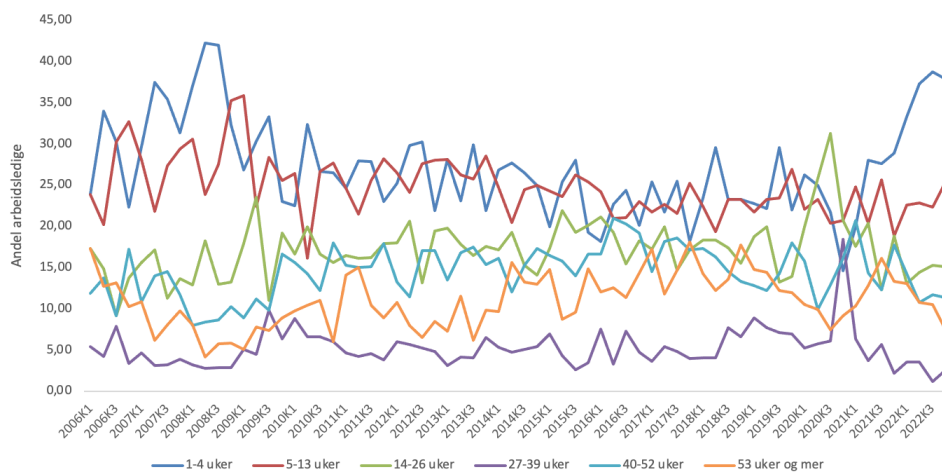
Figur A1: Figur (a) viser arbeidsledighetsraten i Norge for perioden 2006-2022. Alder 25-74år. Figur (b) viser den førstedifferensierte arbeidsledighetsraten.



Figur A2: Arbeidsledighetsraten og sysselsettingsraten. 15-74 år. Periode 2006:M1-2022:M12

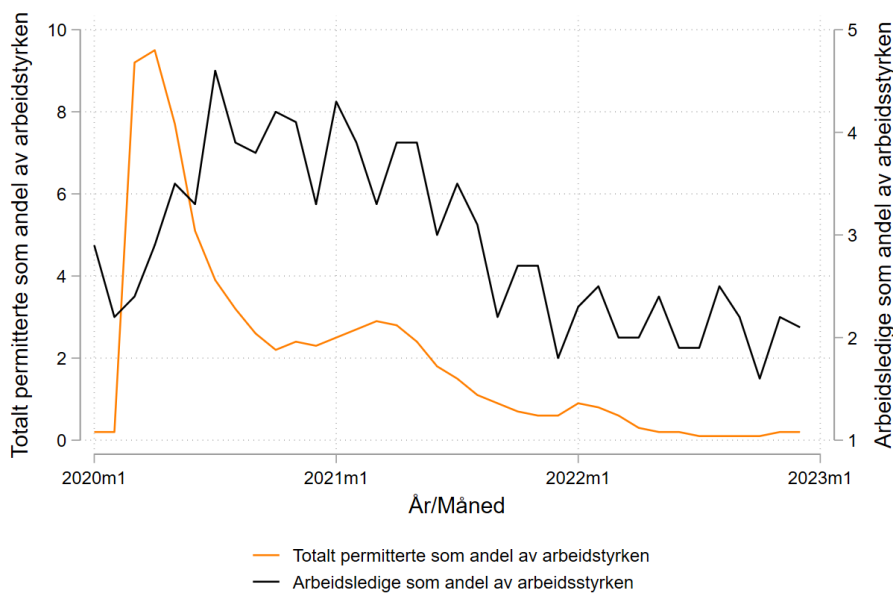


Figur A3: Arbeidsledighet etter søkingens varighet 2006:K1 - 2022:K4



Kilde: Arbeidskraftundersøkelsen, SSB (2022a)

Figur A4: Totalt permitterte og arbeidsledige som andel av arbeidsstyrken



B Tabeller

Tabell B1: Kritiske verdier for testing av arbeidsledighetsraten.

	1%	5%	10%	k
2006:M1-2022:M12	-2.348	-1.654	-1.286	12
2006:M1-2022:M12	-2.345	-1.653	-1.286	2
2018:M1-2022:M12	-2.445	-1.692	-1.308	12
2018:M1-2022:M12	-2.399	-1.674	-1.298	2

De kritiske verdiene med og uten korona dummyvariabler er de samme, med ulike t-verdier illustrert i tabell (B2)

Tabell B2: Augmented Dickey-Fuller test.

Arbeidsledighetsraten	ρ	t-verdi	p-verdi	k
2006:M1-2022:M12	-0.106	-2.590	0.0052	12
2006:M1-2022:M12	-0.0741	-1.982	0.0244	2
2006:M1-2022:M12 (med korona)	-0.0896	-2.15	0.0244	2
2018:M1-2022:M12	-0.357	-2.631	0.0064	12
2018:M1-2022:M12	-0.0987	-1.026	0.1547	2
2018:M1-2022:M12 (med korona)	-0.258	-1.78	0.1547	2

Tabell B3: Resultat estimering av sysselsettingsraten, periode 2018:M1-2022:M12.

Variabler	Modell 1	Modell 2	Modell 3
e_{t-1}	-0.395* (-2.25)	-0.142 (-1.54)	-0.175 (-1.34)
Δe_{t-1}	-0.123 (-0.62)	-0.387** (-2.69)	-0.358* (-2.16)
Δe_{t-2}	0.185 (0.98)	-0.153 (-1.15)	-0.135 (-0.91)
Δe_{t-3}	0.311 (1.62)		
Δe_{t-4}	-0.0265 (-0.14)		
Δe_{t-5}	0.135 (0.66)		
Δe_{t-6}	0.572** (2.89)		
Δe_{t-7}	0.297 (1.32)		
Δe_{t-8}	0.295 (1.32)		
Δe_{t-9}	0.256 (1.20)		
Δe_{t-10}	0.340 (1.57)		
Δe_{t-11}	0.0858 (0.49)		
Δe_{t-12}	0.0846 (0.45)		
Korona			-0.0229 (-0.16)
PostKorona			0.0676 (0.30)
N	47	57	57
R^2	0.4751	0.2290	0.2310

Merk: t-verdier i parentesene. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Tabell B4: Halveringstid sysselsettingsrate.

	2006-2022	2018-2022	k
Halveringstid	8.93	1.38	12
Halveringstid	7.49	4.5	2
Halveringstid (med korona)	7.9	3.6	2

Halveringstiden er hentet fra tabell (10) og (B3), og måles i måneder.

Tabell B5: Tiltak fra myndighetene under koronapandemien

Dato	Tiltak
30.01.20	Norske myndigheter følger koronaviruset nøye og er godt forberedt dersom viruset skulle komme til Norge.
31.01.20	Korona blir en meldepliktig sykdom og defineres som smittsom sykdom. Helsenorge opprettes som delegert myndighet.
13.03.20	Strakstiltak for de økonomiske konsekvensene og for å unngå unødvendige konkurser og oppsigelser. De får konsekvenser for den enkelte, for norske bedrifter, arbeidsplasser og arbeidstakere.
13.03.20	Det er vedtatt at statsbudsjettet for 2020 overskrides for å dekke utgifter knyttet til håndteringen av koronautbruddet.
15.03.20	100 milliarder i garantier og lån for å hjelpe kriserammede bedrifter.
20.03.20	Permitterte, arbeidsledige og arbeidsgivere får nå mer kompensasjon med nye regler. Permitterte sikres 100 prosent lønn og arbeidsgiverperioden reduseres fra 15 til 2 dager. Staten tar deretter over inntektssikring av den permitterte.
20.03.20	Nye regler om koronarelatert sykefravær og egenmelding. Arbeidsgivere skal kun betale sykelønn for de tre første dagene med sykefravær.
20.03.20	Regjeringen vil sikre kapasiteten i NAV. Store grupper av NAV-ansatte defineres som samfunnskritisk personell.
26.03.20	50 millioner kroner til kompetanseutvikling for å hindre permitteringer og oppsigelser.
27.03.20	Arbeidsgivere får refundert sykepengen fra fjerde dag for korona-relatert sykefravær.
09.04.20	4000 lærlinger har blitt permittert og det settes inn tiltak slik at flest mulig kan ta fag- eller svenneprøven uten vesentlig forsinkelser.
14.04.20	Regjeringen sikrer lønnskompensasjon til permitterte i 18 dager etter utløpet av lønnspliktperiode.
07.05.20	Arbeidsgivere oppfordres til å legge til rette for hjemmekontor og elektronisk møtevirksomhet, med kun nødvendighet tilstedeværelse på arbeidsplassen.
07.05.20	Regjeringen har vedtatt å sette i kraft nye regler om rekonstruksjon 11. mai 2020. De nye reglene vil redusere risikoen for unødige konkurser i levedyktige virksomheter som nå rammes av akutt svikt i inntektene.
5.06.20	Det er ønskelig med flere tilbake på kontoret der det er mulig for å få hjulene i gang når samfunnet gjenåpner gradvis og kontroller.
17.06.20	Flere bedrifter får tilskudd fra kompensasjonsordningen. Bedrifter som hadde omsetningsfall på minst 30 prosent i mai kan søke om tilskudd gjennom kompensasjonsordningen.
6.07.20	Fylkene får 906 millioner for å få elever og lærlinger til å fullføre videregående opplæring og øke kompetansen til permitterte arbeidstakere.

Kilde: Regjeringen (2022)

Dato	Tiltak
13.08.20	Permitteringsperioden utvides fra 26 til 52 uker for å motvirke unødvendige oppsigelser vil fra 1. november.
17.08.20	Utvider adgangen til å gi støtte til koronarammede bedrifter.
27.08.20	Forhøyet dagpengesats ut året.
28.08.20	Lettere for småbedrifter i reiselivsnæringen å få koronastøtte.
10.09.20	Regjeringen foreslår å øke lønnsstøtte også for oktober, november og desember til bedrifter som tar egne permitterte tilbake i jobb.
21.09.20	Nye tiltak for reiselivet: Nærmere 1.5 milliarder kroner til reiseliv.
30.10.20	Vil støtte flere serverings- og andre reiselivsbedrifter. Kompensasjonsrammen økes til 2.8 milliarder.
3.11.20	Forlenger regler for sykepenger, omsorgspenger og dagpenger.
10.11.20	Nye tiltak rettet mot helsesektoren, kompensasjon til kommuner og næringsliv, støtte til sårbare grupper og forlengelse av ordninger for inntektssikring. bl.a. kommuneøkonomi og kompensasjonsordning.
6.01.21	Forlenger kompensasjonsordningen ut april. Kompensasjonsordningen skal gi hjelp til bedrifter som er rammet av pandemien.
29.01.21	Regjeringen legger frem forslag om nye og forlengede økonomiske tiltak på til sammen 16 milliarder kroner. Forslagene er blant annet rettet mot unge, studenter og permitterte.
24.02.21	Utvider omstillingsordningen med 300 millioner kroner. Regjeringen tilfører ytterligere 300 millioner kroner til omstillingsordningen for event- og reiselivsnæringen.
3.03.21	Deler ut 230 mill. til fagskolene, høyskolene og universitetene, og til å lønne studenter som skal drive faglig oppfølging av andre studenter.
23.03.21	Fra 25.mars innføres tiltak som vil ramme arbeidsplasser, spesielt hotell og restaurantnæring, og kompensasjon i nasjonalbudsjett til bedrifter på 500 mill. på toppen av de 750 mill. som er i ordning til bedrifter.
30.03.21	Nye 750 millioner til lokale virksomheter.
06.04.21	Regjeringen bruker 139 millioner for at arbeidsledige og permitterte kan ta utdanning for at de med lav eller ingen formell kompetanse, nyutdannede, unge uten jobberfaring skal stille sterkere i et tøft arbeidsmarked.
12.04.21	Nye 750 millioner i koronastøtte til næringslivet.
11.01.21	Foreslår forlenget permitteringsperioden til 1. juli. Retten til dagpenger forlenges også for alle dagpengemottakere, slik at de som nærmer seg sin maksgrense kan beholde dagpengene til 1. juli.
23.09.21	Kompensasjonsordningen trappes ned.
13.01.22	Regjeringen letter på tiltakene.
01.02.22	Regjeringen fjerner svært mange koronatiltak og smittevernstiltakene oppheves 12. februar.

Kilde: Regjeringen (2022)

