

Lea Kyra Ilona Steiner

# Hysteresese i langtidsledigheten: Påvirker utdannings- og aldersheterogenitet tilpasningen av langtidsledighetsraten?

En empirisk analyse av norske ledighetsdata i  
perioden 2001 - 2020

Masteroppgave i Samfunnsøkonomi

Veileder: Kåre Johansen

Mars 2021



Lea Kyra Ilona Steiner

# **Hysterese i langtidsledigheten: Påvirker utdannings- og aldersheterogenitet tilpasningen av langtidsledighetsraten?**

En empirisk analyse av norske ledighetsdata i  
perioden 2001 - 2020

Masteroppgave i Samfunnsøkonomi  
Veileder: Kåre Johansen  
Mars 2021

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet  
Fakultet for økonomi  
Institutt for samfunnsøkonomi



Kunnskap for en bedre verden



## Forord

Denne masteroppgaven er den siste delen av masterstudiet mitt ved Institutt for Samfunnsøkonomi på NTNU.

Først ønsker jeg å takke min veileder, professor Kåre Johansen for fremragende veiledning, og bistand gjennom prosessen med oppgaveskrivingen. Takk, for at du tok deg tid til å svare på alle spørsmålene mine, diskusjonene og hjelp med å få sortert tankene.

Videre må jeg takke alle mine nåværende og tidligere kollegaer ved NAV Trøndelag for støtte, og tålmodigheten selv når eksamensstresset tok over. Spesielt Laila Helene Halvorsen og Therese Anzjøn Slapgaard for «The Big Survival Master Kit», og Eli Sektnan for gode diskusjoner om «artige» makroøkonomiske forhold.

Takk også til Tine Kristiansen Tessem for gjennomlesing, og Kari Heistad for god støtte på mange måter, inklusive en helkveld med norsk grammatikk.

Og til slutt takk til alle dere som på en eller annen måte har bidratt til at jeg har klart å få gjennomført studiet. Det hadde ikke gått uten dere.

Lea Kyra Ilona Steiner

Steinkjer, 28.02.2021

## Sammendrag

Det er et stort fokus på arbeidsledigheten i Norge, spesielt etter utbruddet av Koronapandemien i 2020, og det er en politisk målsetning å redusere arbeidsledigheten og utenforskap i Norge. Høy andel langtidsledige kan ha negative konsekvenser for både arbeidsmarkedet og enkeltindivider og bidra til at endringer i ledigheten vedvarer over tid. Å ha kjennskap til om utdanningsnivået står i en direkte sammenheng med varigheten av langtidsledighet vil kunne gi mulighet for å igangsette målrettede tiltak knyttet til utdanningssektoren for å redusere langtidsledigheten.

Denne oppgaven har som målsetning å undersøke hvordan langtidsledighetsraten tilpasser seg etter makroøkonomiske sjokk, og om det er ulikheter i tilpasningen avhengig av utdanningsnivået og alder til de ledige. Selve analysen er todelt, i første delen tester jeg ved hjelp av enhetsrottester om, og eventuelt hvor rask langtidsledighetsraten for ulike utdanningsgrupper vender tilbake til likevekten. Andre delen er en utvidelse av analysen, der jeg gjennomfører tilsvarende tester for ulike aldersgrupper

I likhet med tidligere studier som ser på ledighetsraten, bruker jeg enhetsrottester som en metodisk tilnærming for å teste om det ledighetsraten beveger seg rundt et stabilt likevekt, eller om det foreligger hystereseffekter som medfører at ledighetsraten i en periode påvirkes kun eller i veldig stor grad av ledighetsraten i foregående periode.

Resultatene tyder på at langtidsledigheten samlet beveger seg rundt et stabilt likevekt, men tilpasningshastigheten varierer mellom de ulike utdanningsnivåene og aldersgrupperingene.

## Abstract

There is a strong focus on unemployment in Norway, especially after the outbreak of the Corona pandemic in 2020, and it is a political intention to reduce both unemployment and exclusion in Norway. A high proportion of long-term unemployed can have negative consequences for both the labour market and individuals and contribute to that changes in unemployment persist over time. Knowing whether the level of education is directly connected with the duration of long-term unemployment could provide an opportunity to initiate targeted measures related to the education sector to reduce long-term unemployment.

The aim of this thesis is to investigate how the long-term unemployment rate adapts to macroeconomic shocks, and whether there are differences in the adjustment depending on the level of education of the unemployed. The analysis itself is twofold, in the first part I test using unit-root tests if, and possibly how fast the long-term unemployment rate for different educational groups returns to the equilibrium. The second part is an extension of the analysis, where I carry out similar tests for different age groups

Like in earlier studies that look at the unemployment rate, I use unit-root tests as a methodical approach to test whether the unemployment rate moves around a stable equilibrium or if there are hysteresis effects that cause the unemployment rate in one period to be affected only or to a very large extent by the unemployment rate in the previous period.

The results indicate that the aggregated long-term unemployment rate moves around a stable equilibrium, but the rate of adjustment varies between the different levels of education and the age groups.

# Innhold

Forord .....	i
Sammendrag .....	ii
Abstract .....	iii
1 Innledning.....	1
2 Teoretisk bakgrunn.....	4
2.1 Arbeidsledighet og likevektsledighet .....	4
2.2 Hysterese .....	7
2.3 Tidligere forskning om hysterese i arbeidsledigheten .....	10
3 Datamaterialet .....	13
3.1 Datagrunnlag .....	13
3.2 Deskriptiv statistikk .....	14
3.2.1 Tidsvarierende uavhengige variabler .....	20
4 Metode .....	24
4.1 Modellspesifikasjon .....	25
4.2 Test for enhetsrøtter i tidsseriedata .....	25
4.2.1 Augmentet Dickey-Fuller Test .....	25
4.3 Test for enhetsrøtter panel data .....	26
4.3.1 Levin-Lin (LL) .....	26
4.4 Økonometriske utfordringer .....	28
4.4.1 Svakheter i enhetsrøttene .....	28
4.4.2 Seriekorrelasjon.....	29
4.4.3 Tidstrend.....	29
4.4.4 Målefeil.....	29
4.4.5 Korona .....	30
4.4.6 Utelatte variabler .....	31
4.4.7 Lineære versus ikke-lineære modell .....	31
5 Analyse .....	32
5.1 Aggregert tidsserieanalyse .....	32
5.2 Augmented Dickey-Fuller test på individuelle tidsserier .....	33
5.2.1 Grunnskole utdanning .....	34
5.2.2 Videregående utdanning .....	35
5.2.3 Høyskoleutdanning inntil 4 år .....	35
5.2.4 Høyskoleutdanning over 4 år .....	36
5.3 Levin-Lin test .....	36
5.4 Justeringshastighet og persistens .....	36



5.5	Alderssammensetningen.....	37
6	Konklusjon.....	45
7	Referanser.....	I

# 1 Innledning

Layard et al. (2005) starter boka si med store bokstaver og ordene «UNEMPLOYMENT MATTERS» (s.1). Arbeidsledigheten betyr noe, både for en økonomi samlet sett, men ikke minst for individene som er eller blir arbeidsledig og spesielt dersom de er eller har vært arbeidsledig over lengre tid.

Høy arbeidsledighet medfører at den samlede kjøpekraften svekkes, noe som medfører at det produseres mindre, som igjen resulterer i at det ikke er mulig å skape flere arbeidsplasser i produksjonen. Det oppstår en ond sirkel der det til slutt er enkeltindividene som står utenfor arbeidslivet som mister mest. Arbeidsledighet forsterker ulikheter i samfunnet og selv i en velferdsstat som Norge vil noen som er arbeidsledig ikke ha de samme muligheter sammenlignet med de som har et ansettelsesforhold.

Å stå utenfor arbeidslivet i lengre tid minsker sjansene for å komme tilbake inn i arbeidsmarkedet. Samtidig er arbeidsmarkedet i stadig endring, og særlige de siste årene har vært preget av en økende grad av digitalisering og robotisering, som både gir muligheter i form av nye yrker, men som samtidig medfører at utførelsen av noen oppgaver overtas av maskiner. Etterspørselen etter arbeidskraft endrer seg i henhold til de nye rammebetingelsene og dette påvirker dynamikken i arbeidsmarkedet.

Arbeidstakerne tilbyr seg selv og sin humankapital, som utvikles og vedlikeholdes blant annet gjennom utdanning og ved å bruke det i et arbeidsforhold. Å være arbeidsledig medfører en depreciering av humankapitalen, og potensielle arbeidsgivere ser, spesielt på langtidsledige som mindre attraktive enn arbeidstakere som er i et aktivt tilsetningsforhold. For de som står utenfor arbeidslivet betyr det å bli avvist fra arbeidsgivere. Å miste arbeidsplassen sin eller å ikke få muligheten til å arbeide har ikke bare økonomiske, men også psykiske konsekvenser. «People need to be needed» (Layard et al., 2005, s.1) og følelsen av å ikke være til nytte, kan medføre både fysisk og psykisk sykdom som igjen kan resultere i store samfunnsøkonomiske kostnader.

Målsetningen burde derfor være å redusere arbeidsledigheten, og for å kunne iverksette de rette politiske virkemidler er det viktig å finne årsakene til utviklingen i ledigheten. Hvorfor oppstår arbeidsledighet? Følger arbeidsledighetsraten faste mønster og er det mulig å påvirke endringene? Er det spesielle persongrupper eller bransjer som påvirkes sterkere enn andre?

Koronapandemien har medført en stor økning i arbeidsledigheten i starten av 2020. Å kjenne til om for eksempel utdanning påvirker hvor fort arbeidstakere kommer seg tilbake inn i et arbeidsforhold, kan være nyttig for å kunne iverksette tiltak for å håndtere både korttids- men ikke minst langtidsvirkningene av pandemien.

Arbeidsledigheten kan grovt deles i korttidsledighet, oftest definert som arbeidsledighet inntil et halvt år og langtidsledighet, med varigheten utover et halvt år. Selv om korttidsledigheten er relevant og påvirker både enkeltpersoner og økonomien, er det langtidsledigheten som har de største konsekvensene.

Høy andel langtidsledige ved gitt total ledighetsrate kan påvirke dynamikken i arbeidsmarkedet negativt. Langtidsledige blir ofte ansett som mindre attraktive jobbsøkere, og årsaker som nevnes i denne sammenhengen er blant annet manglende jobbtrening hos de ledige, eller antakelser fra arbeidsgiverne om arbeidssøkernes manglende motivasjon og evne til omstilling. Jo lengre ledigheten varer, jo større er faren for at disse fordømmer blir selvforsterkende og sjansen for at de ledige kommer tilbake i arbeid reduseres. Langtidsledigheten kan dermed i seg selv være en direkte årsak til at endringer i arbeidsledigheten blir vedvarende over tid.

Jeg ønsker derfor i denne oppgaven å undersøke om og hvordan langtidsledighetsraten tilpasser seg etter at det har skjedd makroøkonomiske sjokk. Manglende utdanning trekkes ofte fram i diskusjoner om arbeidsledighet og jeg kommer derfor til å vinkle analysen mot sammenhengen mellom utdanningsnivå og varighet av endringer i langtidsledigheten. Dersom det kan vises til at det er forskjeller i utdanningsnivået som er årsaken til ulik varighet i endringene, ville dette gi en indikasjon til å vurdere ulike tiltak for å sikre gjennomføring av nødvendige utdanningsløp.

Som metodisk tilnærming har jeg i likhet med en del studier på området, valgt å bruke enhetsrottester for både tidsserie- og paneldata på et datasett med langtidsledighetsrater for 5 ulike utdanningsnivå i Norge fra mai 2001 fram til september 2020. Min nullhypotese for alle utdanningsnivå er at langtidsledighetsraten ikke vender tilbake til likevekten etter et sjokk, men forblir permanent endret.

Funnene i denne masteroppgaven kan oppsummeres i tre konklusjoner. Langtidsledighetsraten beveger seg rundt en likevekt og vil etter makroøkonomiske sjokk

bevege seg tilbake til denne likevekten. Men tilpasningshastigheten varierer mellom ulike utdanningsnivå, og den korteste tilpasningstiden kan tilordnes langtidsledighetsraten for de med videregående utdanning som sin høyeste fullførte utdanning. Utover utdanningsnivå spiller også alderen til de langtidsledige en rolle for tilpasningshastigheten, det tar lengst tid for de yngste og eldste aldersgruppene å komme inn i eller tilbake til arbeid.

Oppgaven er strukturert i 5 deler, jeg starter med en teoretisk gjennomgang av begrepene rundt arbeidsledighet og persistens i ledigheten, samt en kort gjennomgang av tidligere studier på området. I kapittel 3 beskrives datamaterialet som brukes i oppgaven og kapittel 4 gjør rede for hvilke metoder som er brukt og deres økonometriske begrensninger. Kapittel 5 gir resultatene fra den empiriske analysen og et forsøk på å forklare ulikhetene i tilpasningshastigheten. Oppgaven avsluttes med konklusjonen i kapittel 6.

## 2 Teoretisk bakgrunn

I dette kapittelet skal jeg gjøre rede for begrepet hysteres i arbeidsledigheten. Jeg skal starte med å beskrive dynamikken i arbeidsmarkedet, hvordan arbeidsledighet oppstår og hva som menes med likevektsledighet. Videre skal jeg gå inn på hvordan teorien om hysteres i arbeidsledigheten har oppstått før jeg beskriver tidligere studier på området som har tatt for seg å teste teorien empirisk.

### 2.1 Arbeidsledighet og likevektsledighet

Sysselsettingen bestemmes i arbeidsmarkedet, arbeidsgivere etterspør arbeidskraft mens arbeidstakere tilbyr sin arbeidskraft. Dermed kan arbeidsledighet defineres som forskjellen mellom etterspørsel og tilbud etter arbeidskraft til en gitt lønn i arbeidsmarkedet.

Det er to hovedtilnærminger til likevektbegrepet, der likevektsledigheten er ledighetsnivået som vedvarer over tid og som er forenelig med stabil lønns- og prisvekst ved normal utnyttelse av produksjonsfaktorene i en økonomi. Tradisjonelt defineres likevektsledigheten som summen av friksjonsledigheten og strukturledigheten. (Holden, 2016, s.179)

Friksjonsledighet oppstår gjennom den generelle dynamikken i arbeidsmarkedet – arbeidstakere søker etter jobber, mens bedrifter søker etter arbeidstakere og det tar tid å veksle mellom ulike jobber. Denne typen arbeidsledighet er av kortvarig karakter og kan også oppstå under full sysselsetting.

Strukturledighet er et mer langvarig avvik mellom tilbud og etterspørsel etter arbeidskraft, der det er et større tilbud av arbeidskraft for bestemte jobber til en gitt lønn. Strukturledighet kan dermed oppstå selv om det er ledige arbeidsplasser i økonomien. Årsaker til strukturledighet kan blant annet være ny produksjonsteknologi, f.eks. robotisering som medfører en nedgang i etterspørselen etter arbeidskraft i sektoren som har blitt robotisert.

Avvik fra likevektsledigheten i den tradisjonelle tilnærmingen oppstår som følge av konjunktursvingninger, der Okuns lov tilsier at dersom BNP<sup>1</sup> går ned så øker arbeidsledigheten. I det videre arbeidet er det spesielt strukturledigheten og konjunkturledigheten som er av interesse.

---

<sup>1</sup> BNP = Bruttonasjonalprodukt

I den senere tid har det blitt mer vanlig å utlede likevektsledigheten ut fra at sysselsettingen i arbeidsmarkedet bestemmes av pris- og lønnsfastsettingen i økonomien.

Johansen (2000) legger frem en utredning på hvordan regler for pris- og lønnssetting kan brukes til å utlede likevektsledigheten. Prissettingen skjer i avhengigheten til lønnsnivået i økonomien og ledighetsnivået. Høy ledighet henger sammen med lavt produksjonsnivå (Okuns lov) som igjen gir lavere grensekostnader som resulterer i et lavere prisnivå gitt nominell lønn.

$$p = w + \beta_0 - \beta_1 u + z_p \quad (2-1)$$

Ut fra dette kan det utledes en stigende sammenheng mellom reallønn ( $w-p$ ) og ledighetsraten.

På samme måten kan lønnssettingen framstilles, der lønnssettingen skjer i avhengighet til prisnivået og nivået på ledigheten. Her vil økt ledighet redusere lønnsnivået for gitt prisnivå.

$$w = p + \gamma_0 - \gamma_1 u + z_w \quad (2-2)$$

Likevekt i et marked er karakterisert ved at tilbud og etterspørsel samsvarer for en gitt pris. Likevektsledigheten krever konsistens mellom pris- og lønnsfastsetting. Jeg bruker reallønn som kan bestemmes både gjennom pris- og lønnsfastsettingen og setter denne lik. Dette leder fram til likevektsledigheten som kan framstilles som:

$$u^* = \frac{\beta_0 + \gamma_0 + z_p + z_w}{\beta_1 + \gamma_1} \quad (2-3)$$

Gjennom å utvide modellen til å ta høyde for endringer i arbeidsledigheten samt forventninger til pris- og lønnsutvikling, er det mulig å skape et grunnlag for å forklare dynamikken rundt likevektsledigheten, og hvilke faktorer som bidrar til at ledigheten etter et sjokk beveger seg tilbake mot likevekten.

Prissetting kan da skrives som

$$p_t - w_t = \beta_0 - \beta_1 u_t - \beta_{11} \Delta u_t - (w_t - w_t^e) + z_{wt} \quad (2-4)$$

Og lønnssetting som

$$w_t - p_t = \gamma_0 - \gamma_1 u_t - \gamma_{11} \Delta u_t - (p_t - p_t^e) + z_{pt} \quad (2-5)$$

Summerer disse og antar videre at  $(w_t - w_t^e) = (p_t - p_t^e)$

$$0 = (\beta_1 + \gamma_1)u_t^* - (\beta_1 + \gamma_1 + \beta_{11} + \gamma_{11})u_t - (\beta_1 + \gamma_1)u_{t-1} - 2(p_t - p_t^e) \quad (2-6)$$

Dette gir mulighet å framstille faktisk arbeidsledighet i avhengighet av forventninger til prisutvikling (inflasjon) og en dynamisk modell for å analysere virkningene av ulike sjokk på ledighetstilpasningen.

$$u_t = \frac{\beta_{11} + \gamma_{11}}{\beta_1 + \gamma_1 + \beta_{11} + \gamma_{11}}u_{t-1} + \left[1 - \frac{\beta_{11} + \gamma_{11}}{\beta_1 + \gamma_1 + \beta_{11} + \gamma_{11}}\right]u_t^* - \frac{2}{\beta_1 + \gamma_1 + \beta_{11} + \gamma_{11}}(p_t - p_t^e) \quad (2-7)$$

Modellen viser tydelig at dersom  $p_t - p_t^e = 0$  og  $u_{t-1} = u^*$  vil også  $u_t = u^*$ . Samtidig vil et sjokk som fører til at reell inflasjon ikke stemmer overens med forventningene;  $p_t - p_t^e \neq 0$  medføre et avvik mellom faktisk ledighet og likevektsledigheten. Dersom  $\beta_{11} + \gamma_{11} > 0$  blir ledighetsraten et vektet gjennomsnitt av faktisk ledighet og ledigheten i foregående periode også dersom sjokket er midlertidig og  $p_t = p_t^e$  i inneværende periode.

$$u_t - u_{t-1} = \left[\frac{\beta_{11} + \gamma_{11}}{\beta_1 + \gamma_1 + \beta_{11} + \gamma_{11}} - 1\right](u_{t-1} - u_t^*) \quad (2-8)$$

Som tidligere nevnt er likevektsledigheten det ledighetsnivået som er forenelig med stabil lønns- og prisvekst, dvs. stabil inflasjon over tid, men modellen over viser hvordan faktisk arbeidsledighet kan avvike fra likevektsledigheten over tid til tross for stabil inflasjon. Høy ledighet i en periode kan gi høy ledighet i den kommende periode – vi opplever persistens eller hystereseeffekter i ledigheten.

Det finnes to ekstremtilfeller for modellen ovenfor. Den første er at  $\beta_1 + \gamma_1 = 0$ , i dette tilfelle blir  $u_t = u_t^*$ , ledigheten er alltid likevektsledigheten og det oppleves ingen hystereseeffekt. Det andre ekstremtilfelle er dersom  $\beta_{11} + \gamma_{11} > 0$  og samtidig  $\beta_1 + \gamma_1 = 0$ , her vil endringen i ledigheten alltid være lik null uavhengig av ledighetsnivået i forrige periode og periodens ledighet vil være lik ledigheten i foregående periode.

$$\Delta u_t = 0 \Rightarrow u_t = u_{t-1} \quad (2-9)$$

Likevektmekanismen er ikke lenger til stede og det vil være vedvarende høy (eller lav) faktisk ledighet uavhengig av likevektsnivået. Vi opplever hystereseseffekt og ledighetsraten følger en såkalt «random walk».

## 2.2 Hysterese

Hysterese er et begrep som brukes først og fremst i fysikk og er definert som et fenomen der en tilstandsending som følge av en ytre påvirkning ikke forsvinner når påvirkningen fjernes, men først etter at en motsatt rettet påvirkning har virket med en viss styrke. (Sandstad, 2020)

I mange makroøkonomiske modeller (Friedman, 1968) er den tradisjonelle tilnærmingen til ledighetstilpasning at ledighetsraten beveger seg rundt en naturlig likevekt. Dette impliserer at virkninger av et midlertidig sjokk som medfører et avvik fra likevekten vil være forbigående, og at ledighetsraten på sikt vil bevege seg tilbake til den opprinnelige likevekten. Modellen beskriver en stasjonær prosess med en stabil langtidslikevekt.

Observasjoner av ledigheten spesielt i Europa midten av 1970 har ført til at den tradisjonelle modellen har blitt utfordret. Blanchard og Summers (1987) fremmet en teori om at midlertidige sjokk kan føre til permanente endringer av langtidslikevekten og at likevektsledigheten i en periode vil være avhengig av ledigheten i foregående perioder. Dermed vil strukturelle endringer ikke nødvendigvis alene være årsaken til endringer i arbeidsledigheten, men at ledigheten kan være årsaken til strukturelle endringer i økonomien etter et midlertidig sjokk som f.eks. finanskrisen i 2008. Røed (1997) presenterer en dynamisk modell på diskret tid som tar høyde for slike hysterese-effekter.

$$u_t = f(\mathbf{U}_{t-1}, \mathbf{y}_t, \mathbf{x}_t, \mathbf{X}_{t-1}) \quad (2-10)$$

Der  $u_t$  - ledighetsraten til tidspunkt  $t$  er en funksjon av  $\mathbf{x}_t$  (vektor) - eksogene variabler til tidspunkt  $t$  inklusive errortermen,  $\mathbf{y}_t$  (vektor) - eventuelle strukturelle endringer som antas å være uavhengig av ledighetsraten og  $\mathbf{X}_{t-1} / \mathbf{U}_{t-1}$  verdier for  $x$  og  $u$  fra foregående perioden. Ligningen impliserer at dagens ledighetsrate blir direkte forårsaket av verdien av ledighetsraten i foregående perioder.

I et (teoretisk) tilfelle der verdien av de eksogene variabler er konstant gir modellen en ikke-hysteretisk ledighetsrate dersom og kun dersom

$$\lim_{t \rightarrow \infty} u_t \mid \mathbf{U}_{-1}, \mathbf{X}_{-1} = u(x, y) \quad (2-11)$$

I dette tilfelle vil ledighetsraten konvergere til et nivå som er uavhengig av foregående verdier av  $U$  og  $X$ . Samtidig betyr det at dersom ligningen over ikke holder, at modellen ivaretar hysterese og ledighetsraten vil være avhengig av ledighetsraten i foregående perioder. Selv



midlertidige sjokk vil ha en permanent effekt på ledighetsraten. I min videre utredning vil jeg definere hysteresis som tilstedeværelse av effekter som fører til at likevektsledigheten beveger seg bort fra sin opprinnelige verdi grunnet en midlertidig påvirkning, selv om selve påvirkningen ikke lenger virker.

For å kunne teste denne hypotesen empirisk vil en slik dynamikk kunne beskrives som en ikke stasjonær prosess med en enhetsrot.

$$u_t^* = u_{t-1}^* + \rho(u_{t-1} - u_t^*) + \varepsilon_t \quad (2-12)$$

Hysteresis-hypotesen går ut på at likevektsledigheten  $u_t^*$  i en periode er en direkte funksjon av den faktiske ledigheten i foregående periode  $u_{t-1}$ . Dersom  $\rho \neq 0$  vil likevektsledigheten over tid endre seg og tilpasse seg den faktiske ledigheten, midlertidige sjokk vil føre til en endring av likevektsledigheten. (Song og Wu, 1998).

Røed (1997) oppsummerer flere ulike teorier som prøver å forklare hva som kan føre til at hysteresis eller persistens i arbeidsledigheten oppstår.

Generelle arbeidsmarkedsforhold kan medføre langvarig høyere ledighet etter et sjokk i økonomien. Dersom bedrifter forvente en kommende lavkonjunktur, kan det være en optimal strategi å holde på den eksisterende arbeidsstokken for å unngå kostnader ved ansettelse og opplæring, samt usikkerheten rundt tilgangen på arbeidstakere generelt. Ved vedvarende lavkonjunktur vil bedriften velge å redusere arbeidsstokken, dermed øker tilgangen til arbeidskraft og flere bedrifter vil velge å redusere sin bemanning. Som følge vil ledigheten øke totalt sett.

Produksjonen er avhengig av en blanding av arbeidsstyrke og kapitaltilgang. Gjennom perioder med lavkonjunktur er det også lav investeringsaktivitet blant bedrifter, og eventuelle investeringer er hovedsakelig rettet mot å spare kostnader framfor å øke produksjonskapasiteten. Dermed kan tilgangen til kapital blir en begrensende faktor for sysselsettingen ved et oppsving i konjunktoren.

Perioder med høy ledighet kan føre til at arbeidstakere kommer til å endre både sin holdning til arbeid og konsum. Arbeidsledige kan venne seg til å være arbeidsledig og tilpasse sin livsstil til den endrete situasjonen. På sikt medfører dette at utgående fra at arbeidstakeren er nyttemaksimerende, at nyttefunksjonen til arbeidsledige endrer seg i den grad at kostnaden i

form av mindre fritid ved å arbeide veier høyere enn muligheten for endringer i konsum. Arbeidstakeren velger heller å leve av arbeidsledighetstrygden med lavere konsum enn å ha mindre fritid. I tillegg kan høy arbeidsledighet medføre at institusjonene som forvalter trygdeordningene ikke klare å følge med alle mottakere. Det åpner muligheten for å motta arbeidsledighetstrygd uten å prøve å skaffe seg arbeid. Motargumentet mot denne teorien er at å bli arbeidsledig kan ha en motsatt psykologisk effekt der den arbeidsledige ikke ønsker å oppleve å bli arbeidsledig igjen og bruker mye tid på å komme seg tilbake i arbeid og eventuelt tar hvilket som helst type arbeid. Dette kunne teoretisk lede til en situasjon med en omvendt hystereseffekt, der likevektsledigheten etter et midlertidig sjokk blir lavere enn opprinnelig.

Samtidig kan høy arbeidsledighet medføre at det blir mer sosialt akseptert å være arbeidsledig, enn i tilfeller med lav ledighet. Frykten for å bli arbeidsledig reduseres, fagforeninger som står i lønnsforhandlinger får en endret nyttefunksjon der ulempen med å stå uten ansettelse veier mindre, enn i en situasjon med lite sosial aksept for å være arbeidsledig. Dette kan medføre en økning i lønnsnivået gjennom forhandlinger som igjen fører til en reduksjon i sysselsetting på sikt.

Blanchard og Summers (1987) viser til dynamikken i lønnsfastsetting som mulig årsak for hysterese i ledigheten. De tar utgangspunkt i at lønn fastsettes i forhandlinger mellom organisasjoner, som er dominert av de som befinner seg i arbeid, og arbeidsgiveren. Dersom ansatte ikke erstattes med arbeidsledige vil en reduksjon i arbeidsplasser gjennom et sjokk medføre en økning av lønna, men samtidig medføre lavere sysselsetting i etterfølgende perioder.

Å være arbeidsledig kan medføre depreciering av arbeidskapitalen til den som går arbeidsledig. Manglede muligheter for å vedlikeholde ferdighetene og holde seg oppdatert kan gjøre vedkommende mindre attraktiv i arbeidsmarkedet, og medfører at jo lenger ledighetsperioden varer jo vanskeligere blir det å komme tilbake i arbeid. Ulike ferdighetsnivå i utgangspunktet kan forsterke effekten for ulike ferdighetsgrupperinger. Hysterese i arbeidsledigheten for arbeidstakere med lavere utdanningsnivå er derfor eventuelt mer vanlig enn for arbeidstakere med et høyt utdanningsnivå.

I tillegg til teoriene fra Friedman og Blanchard og Summers, presenterer Phelps (1998) en tredje hypotese som kan beskrives som en hybrid av disse. Han antar at ledigheten i

utgangspunktet beveger seg rundt en naturlig likevekt, men at det kan oppstå permanente strukturelle endringer i omverden, som medfører en varig endring i likevektsledigheten.

Phelps påpeker viktigheten av å skille om ledigheten er selvforsterkende, eller om det er ytre permanente effekter som fører til en varig endring i ledigheten. Å kjenne rett årsakssammenheng er avgjørende for å ta de rette politiske valgene.

For å ta riktige politiske beslutninger er det avgjørende å vite hva som er årsaken til en endring i arbeidsledigheten for å kunne iverksette de rette korrigerende tiltak. Utdanningsnivået har i flere tilfeller blitt trukket fram som årsak til vedvarende ledighet, det er politisk interessant siden skoleplikt og utdanningssystemet direkte kan påvirkes.

Min oppgave har som målsetning å teste forekomst av hystereseeffekter empirisk, og om det er en sammenheng mellom utdanningsnivået og varigheten av arbeidsledigheten.

### 2.3 Tidligere forskning om hystereser i arbeidsledigheten

Hystereser i arbeidsledigheten har vært gjenstand i mange forskningsrapporter og jeg vil i dette delkapittelet presentere noen relevante studier, hvilke metoder som ble brukt og deres resultater.

Blanchard og Summers (1986) som fremmet teorien om hystereser, undersøker i en empirisk analyse arbeidsledighetsraten i Europa og USA. Hypotesen som fremmes er at det er større grad av persistens eller hystereser i ledigheten i Europa sammenlignet med USA, og at dette henger sammen med høyere grad av fagorganisering i arbeidslivet<sup>2</sup>. Analysen baseres på årlige ledighetsrater i perioden 1961 til 1985 for USA, Storbritannia, Frankrike og Vest-Tyskland. For USA forkastes nullhypotesen om hystereser, mens de ikke klarer å forkaste den for de europeiske landene. I tillegg til fagorganisering i Europa påpekes det at de europeiske land har vært utsatt for ulike makroøkonomiske sjokk i perioden som varig påvirket arbeidsledigheten.

Song og Wu (1998) bruker enhetsrottester på arbeidsledighetsratene for 15 OECD land. Data som brukes er organisert som et paneldatasett med kvartalsvise ledighetsrater for 15 OECD land i perioden 1960-1992. De anvender først tidsserietester som Augmented Dickey Fuller

---

<sup>2</sup> Basert på insider-outsider modellen for lønnsfastsetting er en teori at hystereser kan opptre ved stor grad av organisering. Organisasjonene vil påvirke lønnsfastsettingen slik at de som er i arbeid beholder jobbene sine, selv om dette går på bekostningen av de som står utenfor arbeidslivet

(ADF) og Phillips og Perron for enhetsrøtter og kommer fram til at disse ikke gir nok grunnlag til å forkaste nullhypotesen om hysteresis i arbeidsledigheten. I tillegg brukes Levin-Lin metoden, en paneldata-test for enhetsrøtter og her forkastes nullhypotesen om hysteresis. Som en mulig årsak til at nullhypotesen ikke forkastes ved testen for tidsserier er at testene kan være svake ved lite observasjoner. Uavhengig av testmetoden finner de at arbeidsledighetsraten generelt viser en høy grad av persistens og gjør oppmerksom på viktigheten av å avklare hva som er de underliggende årsaker for å finne de rette virkemidler for å redusere ledigheten.

Meng m.fl. (2017) bruker også kvartalsvise data for 14 OECD land i perioden 1983 – 2017 for å teste teorien om hysteresis i arbeidsledigheten. Som Song og Wu (1998) starter de med lineære tester for enhetsrøtter, men utvider analysen med enhetsrøttetester som tillater strukturelle brudd<sup>3</sup> og til slutt en test som tillater både strukturelle brudd og nonlineære modeller. For 10 av de 14 land forkastes nullhypotesen, mens for 4 land støttes hypotesen om at samtlige sjokk vil føre til en permanent endring i arbeidsledigheten uten at den vil bevege seg tilbake til en naturlig langtidslikevekt. Blant de 10 land der nullhypotesen forkastes, støttes teorien om at ledigheten beveger seg rundt en stabil likevekt for 3 land. For de resterende 7 støttes teorien fra Phelps (1998) om at ledigheten i utgangspunktet beveger seg rundt en stabil likevekt, men at strukturelle endringer kan medføre permanente endringer i ledigheten. Samlet konkluderes det med at makroøkonomiske sjokk påvirker ledigheten permanent i 11 av 14 land.

I tillegg til å teste for enhetsrøtter i ledighetsraten for 16 OECD land<sup>4</sup> både med og uten strukturelle brudd inkluderer Papell et al. (2000) halveringstiden i studien, for å teste hvor fort ledighetsraten beveger seg mot likevekten igjen, dersom nullhypotesen om hysteresis i ledighetsraten forkastes. Ved bruk av ADF<sup>5</sup>- regresjonen kan nullhypotesen ikke forkastes for noen av landene i studien før strukturelle brudd inkluderer i estimeringen. Dersom modellen utvides til å inkludere muligheten for et strukturelt brudd kan nullhypotesen ikke lenger forkastes for 10 av 16 land. I begge estimeringer blir det tydelig at koeffisientene for landene varierer sterkt, som tyder på ulik tilpasningshastighet i ledigheten. Beregnet halveringstid for

---

<sup>3</sup> Med strukturelle brudd menes enkeltvis permanente endringer i økonomien som følge av f.eks. finanskrisen i 2008

<sup>4</sup> Årlig data fra 1955 til 1997

<sup>5</sup> Augmented Dickey Fuller

ADF-regresjonen uten strukturelle brudd viser at tidsbruken til virkningen av sjokket er halvert varierer fra 2,56 år til uendelig. Høyeste halveringstid som ikke er uendelig observeres for Spania med 76,67 år. I regresjonen som inkluderer et strukturelt brudd reduseres halveringstiden drastisk for alle land og varierer mellom 0,37 og 7,1 år. Papell et al. (2000) undersøker muligheten for at det er flere strukturelle brudd i perioden og finner bevis for en eller to brudd som gjenspeiler den vedvarende økningen i arbeidsledigheten i Europa.

Med unntak av studien fra Blanchard og Summers (1986) forkastes nullhypotesen ved bruk av paneldatatester for de fleste land. Samtidig er det stor enighet i at det foreligger persistens i arbeidsledigheten og at det kan ta lang tid før ledigheten kommer tilbake til likevektsnivået etter et sjokk. Samtlige tester ser kun på arbeidsledigheten samlet og det differensieres ikke mellom langtids- og korttidsledighet. Selv om de fleste studier konkluderer med at det er viktig å undersøke mulige årsaker til persistens i ledigheten er det veldig få studier som inkluderer variabler som utdanningsnivå, alder, kjønn eller lignende for å kontrollere om individspesifikke faktorer fører til høyere grad av persistens for enkle grupperinger.

Kula og Aslan (2014 & 2010) har laget to studier der de inkluderer utdanningsnivået i analysen om hysteresis i arbeidsledigheten. I artikkelen utgitt i 2010 sammenligner de 17 OECD land med data fra perioden mellom 1980 – 2007<sup>6</sup>. De deler utdanningsnivået i 3 kategorier. Primær-, sekundær og tertiær utdanning og finner støtte for teorien om hysteresis for de to laveste utdanningsnivå, men ikke for den høyeste. I studien som ble utgitt i 2014 analyserer de den samme problemstillingen, men fokuserer på Tyrkia. Datamaterialet består av arbeidsledighetsraten i tidsrommet 1989 – 2008 og de spesifiserer 4 ulike utdanningsnivå. Testmetoden er tilsvarende studier som sammenligner ulike land og Kula og Aslan velger Lagrange Multiplier (LM) testen, som er en paneldatatest for enhetsrøtter som tillater strukturelle brudd. De kommer fram til at arbeidsledigheten samlet sett ikke viser tegn til hysteresis, men at det er forskjeller mellom de ulike utdanningsnivå. For de 2 laveste utdanningsnivå kan hypotesen om hysteresis ikke forkastes, mens den forkastes for de 2 høyeste utdanningsnivå.

Funnene i begge studier støtter opp under viktigheten av å hensynta forskjeller i utdanningsnivået ved analyser av arbeidsmarkedet.

---

<sup>6</sup> Lengden med tilgjengelig data varierer mellom 12 – 27 år

### 3 Datamaterialet

Jeg kommer her til å presentere datamaterialet som brukes til min empiriske analyse i denne oppgaven. Først kommer en oversikt over hvor dataene er hentet fra og hvilke avgrensninger som er foretatt. Deretter beskrives variablene som brukes i analysen med tilhørende deskriptiv statistikk.

#### 3.1 Datagrunnlag

Data om arbeidsledige er hentet fra NAV sine registerdata (datavarehus) og er satt sammen til et paneldatasett som rommer tidsperioden fra 2001-2020. Fra 2.kvartal 2001 begynte NAV å registrere utdanningsnivået til personer som registrerte seg i NAV, dermed starter datasettet med 2.kvartalet i 2001. Per dags dato foreligger data til og med 3.kvartal 2020 og siden Koronasituasjonen er makroøkonomisk veldig spennende har jeg valgt å ta med også de mest aktuelle data, selv om de vil kun vise korttidseffektene av Corona på arbeidsledigheten.

I tillegg har jeg tatt med data fra SSB om utvikling i ledighetsraten for samme periode<sup>7</sup> for å vise den generelle utviklingen i ledighetsraten i Norge.

Data i NAV registreres når en person melder seg hos NAV. Registrerte personer i NAV merkes med en arbeidsmarkedsstatus som indikerer om vedkommende er ledig, delvis ledig, på tiltak, er arbeidssøker, har nedsatt arbeidsevne m.m.; inndelingen brukes i oppfølgingen av den registrerte personen. For analysen min bruker jeg kun helt ledige. I desember 2018 ble det et brudd i datasettet ettersom registreringsløsningen gikk over fra at veiledere i NAV registrerte arbeidssøkere til at arbeidssøkere kunne registrere seg selv på nav.no. Dermed kom arbeidsledige tidligere inn i statistikken, noe som medfører at det ble flere helt ledige i statistikken. NAV (2018) anslår at dette kunne utgjøre omtrent 3 600 flere enn det ville ha vært uten den nye registreringsløsningen<sup>8</sup>. Systemet fanger opp hvor lenge en bruker står registrert med arbeidsmarkedsstatusen, som gjør det mulig å skille mellom korttidsledige og langtidsledige. I tillegg til arbeidsmarkedsstatus registreres demografiske data som alder, kjønn, bosted, migrasjonsbakgrunn, m.m.. Fra 2.kvartal 2001 registreres også høyeste fullførte utdanningsnivå. Nivåene følger det norske skolesystemet og deles i 5 ulike kategorier:

---

<sup>7</sup> Fram til 2015 er foreligger data fra SSB månedsvis, mens det fra 2015 kun registreres data 2 ganger i året, henholdsvis i mars og november. Dermed foreligger det ikke tall etter mars 2020.

1. Grunnskole
2. Videregående utdanning
3. Høyere utdanning, inntil 4 år
4. Høyere utdanning, over 4 år
5. Ukjent

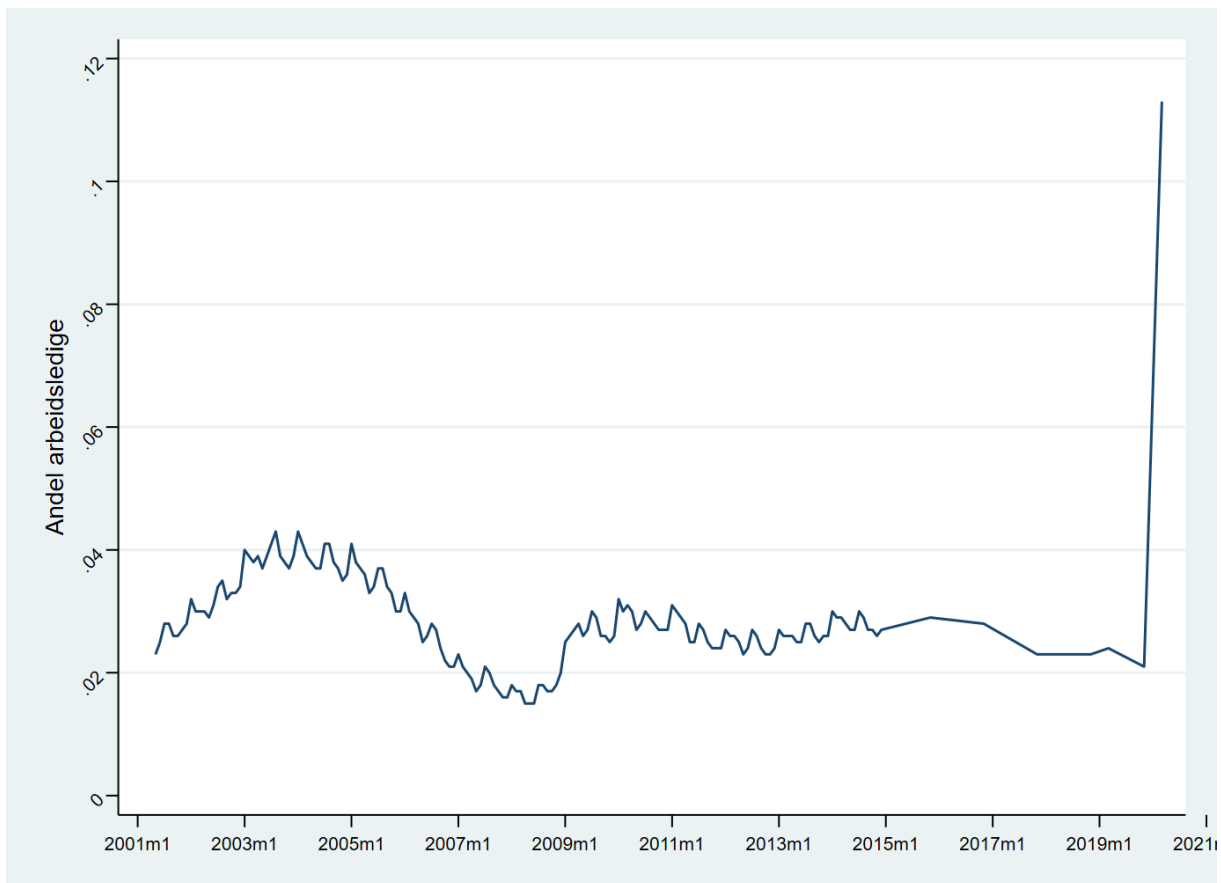
Informasjon om utdanningsnivå registreres enten av personen selv eller veilederen i NAV, dette åpner for muligheten for feilregistreringer eller manglende registrering.

Data fra NAV baserer seg på registrerte personer, dermed vil eventuelle arbeidsledige som av ulike grunner velger å ikke registrere seg hos NAV ikke fanges opp. Men siden utbetalinger av ulike ytelser er knyttet til registreringen i NAV, antas at andelen som velger å ikke registrere seg er forholdsvis liten, og at de data som er tilgjengelig danner et godt grunnlag for analysen. Registerdata i NAV inneholder ikke informasjon om sysselsatte, dermed er dataen ikke egnet til å analysere arbeidsledighetsprosenten samlet sett.

Datasettet som ligger til grunn i denne analysen inneholder månedsvis antall ledige fordelt på korttidsledige og langtidsledige pr utdanningsnivå. For å kunne ta høyde for noe heterogenitet er det i tillegg tatt med en variabel for alder. Grunnet en del manglende og/eller upålitelige registreringer er det ikke tatt høyde for arbeidspraksis og migrasjon.

### 3.2 Deskriptiv statistikk

I perioden fra mai 2001 til og med mars 2020 har gjennomsnittlig ledighetsrate i Norge vært ca 2,9%, med den laveste ledigheten på 1,5% fra april 2008 til og med juni 2008. Den høyeste ledigheten i perioden er målt i mars 2020 med 11,3%.



Figur 1 Ledighetsrate mai 2001 - mars 2020

Avhengig variabel i analysen er antall og andel langtidsledige pr utdanningsnivå. En person registreres som langtidsledig dersom varigheten i arbeidsmarkedsstatus «helt ledig» er større eller lik 26 uker sammenhengende. Data for arbeidsledige for hele perioden er hentet fra datavarehuset til NAV. Antall ledige registreres månedlig, og det er brukt månedstall i hele analysen. Andel langtidsledige beregnes som antall langtidsledige delt på samlet antall ledige.

I perioden mai 2001 til september 2020 er det gjort totalt 1.165 observasjoner. Tabellen nedenfor viser en oversikt over gjennomsnittlig antall langtidsledige og ledige samlet pr år for alle utdanningsnivå samlet.

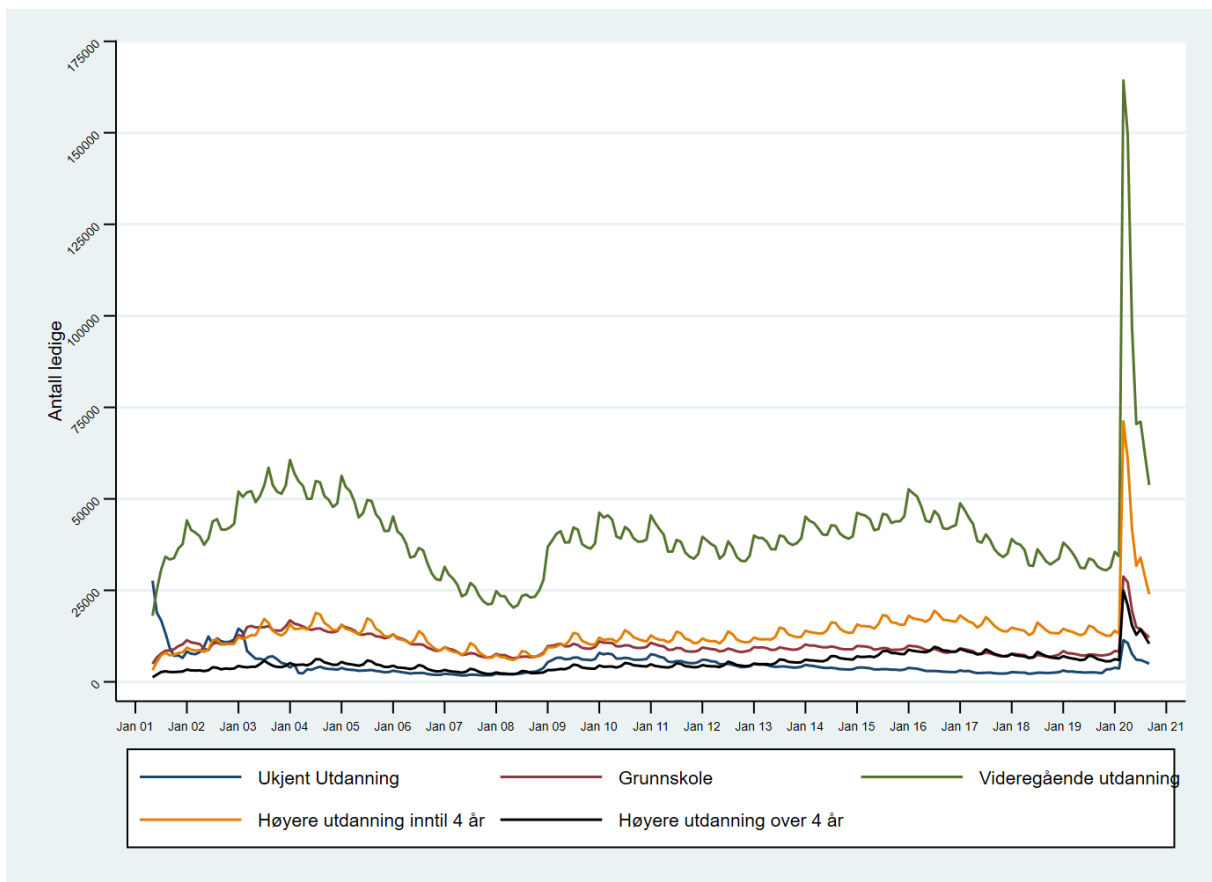


År	Langtidsledige		Ledige samlet		Langtidsledige		Ledige samlet		Obs
	Mean (1)	Std.Dev. (2)	Mean (3)	Std.Dev. (4)	Mean (5)	Std.Dev. (6)	Mean (7)	Std.Dev. (8)	
2001	16 184,88	573,17	62 013,88	4 089,04	16 184,88	573,17	62 013,88	4 089,04	40
2002	20 649,42	2 099,71	75 200,17	4 654,05	20 649,42	2 099,71	75 200,17	4 654,05	60
2003	26 261,83	1 401,59	92 630,50	4 182,05	26 261,83	1 401,59	92 630,50	4 182,05	60
2004	24 984,42	1 377,81	91 562,75	5 966,23	24 984,42	1 377,81	91 562,75	5 966,23	60
2005	21 372,83	1 707,91	83 478,75	7 587,84	21 372,83	1 707,91	83 478,75	7 587,84	60
2006	15 847,17	2 575,13	62 922,75	8 899,05	15 847,17	2 575,13	62 922,75	8 899,05	60
2007	9 599,25	1 168,92	46 062,33	5 621,44	9 599,25	1 168,92	46 062,33	5 621,44	60
2008	7 765,08	211,30	42 521,25	3 447,96	7 765,08	211,30	42 521,25	3 447,96	60
2009	13 449,50	3 082,94	69 266,67	3 990,95	13 449,50	3 082,94	69 266,67	3 990,95	60
2010	18 609,83	1 397,78	74 643,25	4 596,92	18 609,83	1 397,78	74 643,25	4 596,92	60
2011	17 643,83	1 698,52	69 394,92	6 285,50	17 643,83	1 698,52	69 394,92	6 285,50	60
2012	15 044,58	598,71	65 682,08	4 112,73	15 044,58	598,71	65 682,08	4 112,73	60
2013	16 348,50	957,39	69 718,67	2 624,91	16 348,50	957,39	69 718,67	2 624,91	60
2014	19 618,42	1 125,34	75 253,92	3 285,16	19 618,42	1 125,34	75 253,92	3 285,16	60
2015	20 863,92	848,66	80 560,67	2 877,79	20 863,92	848,66	80 560,67	2 877,79	60
2016	21 902,25	1 026,64	83 812,67	5 502,80	21 902,25	1 026,64	83 812,67	5 502,80	60
2017	20 651,58	1 355,58	74 234,92	7 850,19	20 651,58	1 355,58	74 234,92	7 850,19	60
2018	18 028,17	467,94	65 547,83	4 109,62	18 028,17	467,94	65 547,83	4 109,62	60
2019	17 522,75	806,51	63 450,67	3 922,15	17 522,75	806,51	63 450,67	3 922,15	60
2020	22 182,11	6 570,11	154 214,00	82 632,72					45
Total	18 210,64	4 888,45	74 314,91	25 965,53	18 051,07	4 759,27	71 104,68	13 728,27	1165

Tabell 3-1 Oversikt årlig gjennomsnitt ledige og langtidsledige samlet for alle utdanningsnivå

I kolonne 3 ser vi at gjennomsnittlig antall ledige gjennom et år på tvers av alle utdanningsnivå er relativt stabilt og varierer mellom 65.-80.000. Gjennomsnittet for hele perioden ligger på 74.315. Unntaket er perioden 2003 – 2004 der snittet øker opp mot 92.631, etterfulgt av perioden 2007 – 2008 der gjennomsnittlig antall ledige ligger tydelig under snittet og helt ned mot 42.521. Det er en signifikant økning i gjennomsnittlig antall ledige i 2020, noe som var forventet grunnet Koronapandemien. Gjennom hele perioden er det store standardavvik som tyder på stor variasjon i antall ledige gjennom året og mellom de ulike utdanningsnivå. Samtidig er det ikke mulig å se en tydelig tendens til at standardavvikene øker eller reduseres, sett bort fra 2020. En kontinuerlig økning i standardavvikene kunne tyde på en økende skeivfordeling mellom utdanningsnivåene. I kolonne 7 utelates 2020 og det vises at gjennomsnittlig antall ledige i hele perioden og gjennomsnittlig standardavvik reduseres tydelig.

Figur 2 viser fordelingen per måned for de ulike utdanningsnivåene. Her blir det tydelig at det er en del variasjon i ledigheten gjennom året, noe som kan skyldes at tallene ikke er sesongjustert. Samtidig vises det at det er stor variasjon mellom de ulike utdanningsnivåene. De fleste ledige har registrert «videregående utdanning» som sin høyeste utdanning. For ledige med videregående utdanning som høyeste utdanning samstemmer grafen med forløpet i andelen arbeidsledige. Mens kurven for de andre utdanningsnivåene viser mindre variasjon gjennom perioden. Også her er økningen i ledigheten grunnet Koronapandemien i mars 2020 godt synlig. Samtidig vises det at antall ledige har gått ned mot høsten 2020.

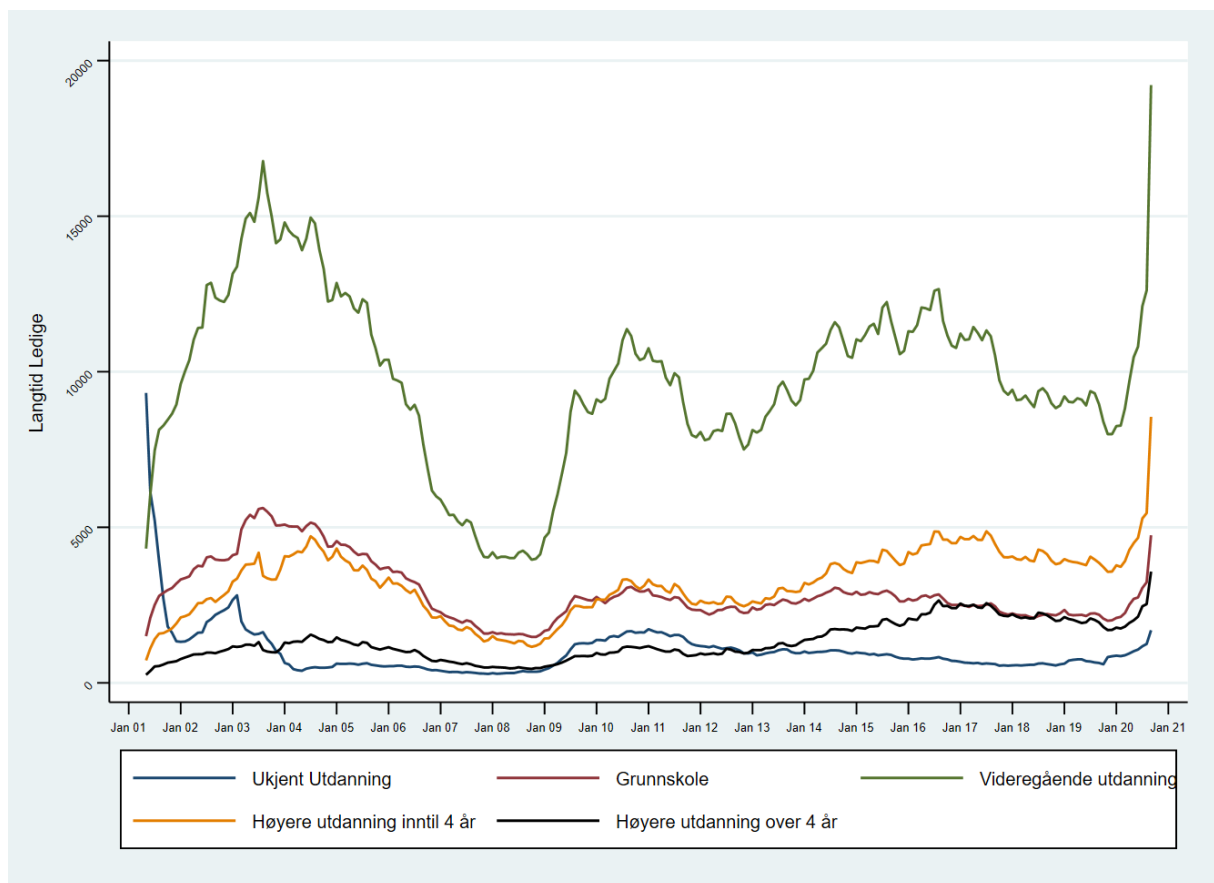


Figur 2 Antall ledige pr måned pr utdanningsnivå

Kolonne 1 i tabellen ovenfor viser gjennomsnittet av antall langtidsledige gjennom et år på tvers av alle utdanningsnivå. Totalt gjennomsnitt for hele perioden er 18 210,64 og i liket med gjennomsnittlig antall ledige utpeker seg også her perioden 2003 – 2004 med en høyere og 2007-2008 med et tydelig lavere gjennomsnitt enn i de resterende år i observasjonsperioden. Forholdsvis store standardavvik tyder på stor variasjon både gjennom året, men også mellom de ulike utdanningsnivåene. Kolonne 5 viser snittet dersom 2020 ikke inkluderes i analysen. I

motsetning til antall ledige samlet, er det per september 2020 ingen signifikante endringer i snittet i antall langtidsledige.

Figur 3 viser fordelingen per måned fordelt på de ulike utdanningsnivåene. I likhet med gjennomsnittlig antall ledige, skiller de seg ut, som er registret med «videregående utdanning» som sin høyeste fullførte utdanning. Og i motsetning til samlet antall ledige der antall ledige øker signifikant på våren 2020 - med en like signifikant nedgang mot høsten 2020, viser grafen for langtidsledige at antall langtidsledige øker spesielt i sommer/høst 2020. Dette virker naturlig med tanke på at definisjon for langtidsledighet er å være ledig i mer enn 26 uker (~6 måneder). De som har mistet jobben sin i mars grunnet koronapandemien, og som fortsatt er registrert som helt ledige, vil nå gå over fra å være registret som korttidsledig til langtidsledig. Ut fra grafen, er det en tydelig økning for alle utdanningsnivåene.



Figur 3 Antall langtidsledige pr måned pr utdanningsnivå

Tabell 3-2 viser at resultatene for langtidsledighetsraten er på omtrent samme nivå fra videregående utdanning til høyere utdanning. Gjennomsnittet for registrerte med ukjent utdanningsbakgrunn ligger under snittet til de andre utdanningsnivåene, men med høyere

standardavvik som tyder på høyere variasjon gjennom perioden. Også for de med grunnskole som høyeste utdanning er standardavvikene større enn for de med høyere utdanninger. Samtidig ligger snittet for andelen langtidsledige med grunnskole utdanning, 4,5% over snittet for hele populasjonen.

Utdanning	Andel langtidsledige		
	Mean (1)	Std. Dev. (2)	Obs (3)
Ukjent	21,5 %	0,0499	233
Grunnskole	29,3 %	0,0476	233
Videregående utdanning	24,2 %	0,0408	233
Høyere utdanning inntil 4 år	24,4 %	0,0405	233
Høyere utdanning over 4 år	24,8 %	0,0423	233
<b>Total</b>	<b>24,8 %</b>	<b>0,0509</b>	<b>1 165</b>

Tabell 3-2 Langtidsledighetsrate pr utdanningsnivå

Figur 4 under støtter hovedtrekkene fra Tabell 3-2 og viser at andelen langtidsledige pr utdanningsnivå er noe mer jevnt fordelt enn totalt antall ledige, med mindre spredning mellom de ulike utdanningsnivåene. Her skiller 2 år seg spesielt ut. Første året er 2008 der andelen langtidsledige for alle utdanningsnivå ligger i snitt på 18,3%, mens snittet for hele perioden ligger på 24,5%. I tillegg skiller 2020 seg ut med 14,4% hittil i år. Lav andel langtidsledige hittil i år skyldes at koronapandemien forårsaket en stor økning i total ledighet i starten av året. Siden statusendring til langtidsledig kommer først etter 26 uker er andelen langtidsledige våren 2020 svært lav, men som grafen viser tydelig, øker andelen langtidsledige mot høsten.

Blant utdanningsnivået er andelen av de som er registrert med «Grunnskole» som sin høyeste utdanning fram til ca. 2018 høyere sammenlignet med de andre utdanningsgrupperinger.



Figur 4 Andel langtidsledige pr måned pr utdanningsnivå

### 3.2.1 Tidsvarierende uavhengige variabler

Målet med analysen er å teste empirisk om eventuelle hystereseeffekter i langtidsledigheten kan knyttes til utdanningsnivået til de som er registrert som helt ledige. Det er en del uobserverbare faktorer som har innflytelse på langtidsledigheten og det er derfor hensiktsmessig å definere noen flere observerbare faktorer utover utdanningsnivået som kan påvirke ledigheten. Det virker hensiktsmessig å se på alderssammensetningen, siden alder kan knyttes direkte mot utdanning, det er en høyere forventning til fullført utdanning til eldre aldersgrupper enn til de yngste i arbeidsmarkedet.

Tabell 3-3 viser gjennomsnittlig antall langtidsledige fordelt per aldersgruppe og utdanningsgruppe i perioden. Aldergruppen med minst antall langtidsledige er «under 19 år», dette er som forventet siden denne aldersgruppen stort sett fortsatt er i videregående utdanning eller står mellom videregående skole og enten høyere utdanning eller oppstart i arbeidslivet. Det er noen registreringer med høyere utdanning i denne aldersgruppen, dette antas å være feilregistreringer. Virkningen av feilregistreringer for analysen drøftes i

delkapittel 4.4. Aldersgruppen 30-39 år er den største gruppen, med gjennomsnittlig 1.057,72 langtidsledige i perioden. Den vanligste utdanningen for alle aldersgrupper er videregående utdanning, noe som er forventet med tanke på fordeling av langtidsledigheten pr utdanningsnivå vist tidligere i kapittelet. Samtlige kombinasjoner av utdanning og aldersgruppe viser store standardavvik som tyder på stor variasjon i langtidsledigheten i perioden.

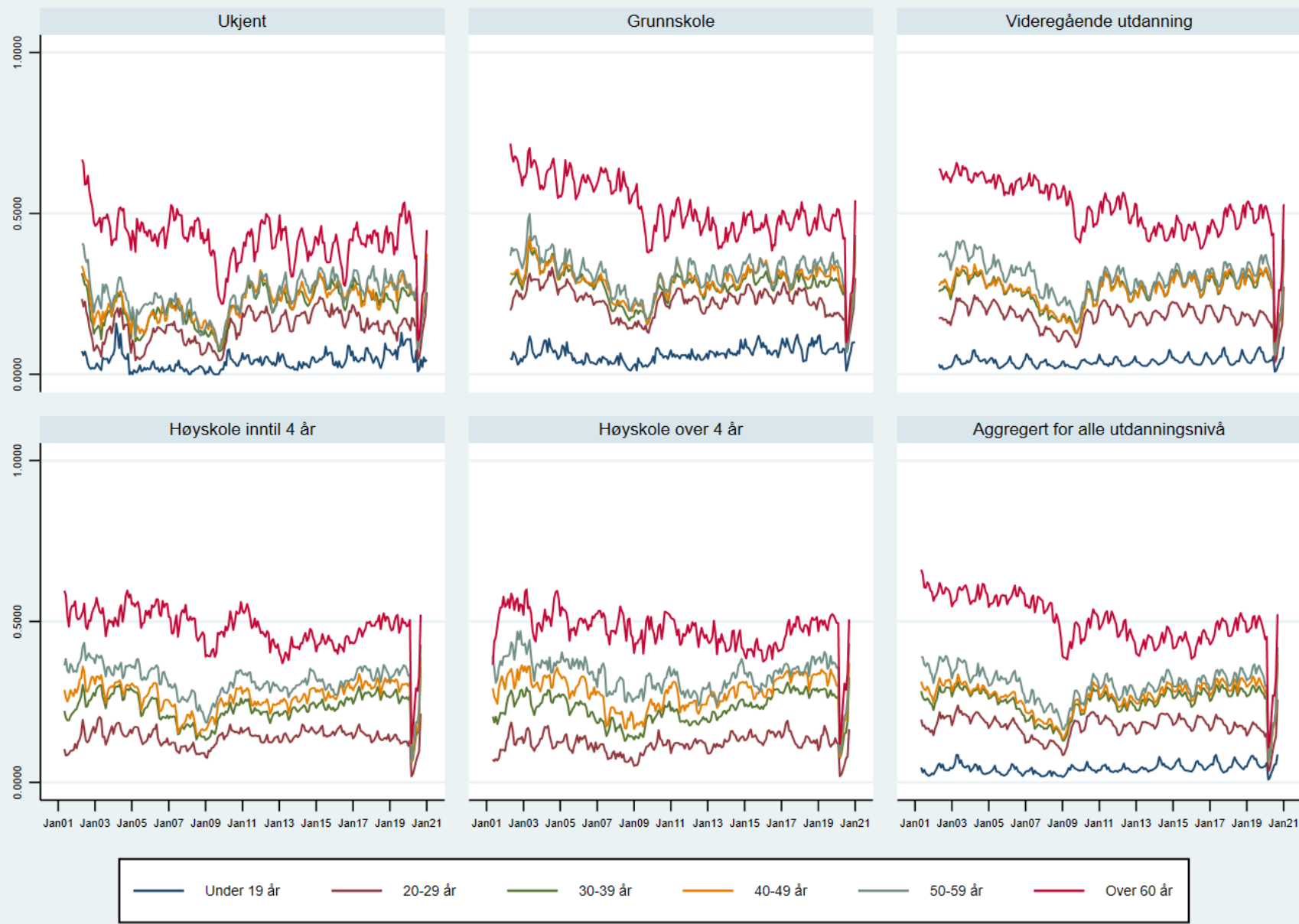
	<i>Under 19 år</i>	<i>20-29 år</i>	<i>30-39 år</i>	<i>40-49 år</i>	<i>50-59 år</i>	<i>Over 60 år</i>
Utdanning	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ukjent	7,47 (6,12)	80,7 (88,67)	272,44 (232,14)	226,04 (167,00)	187,45 (165,39)	169,11 (159,51)
Grunnskole	23,76 (9,65)	224,47 (107,85)	733,49 (255,70)	631,36 (541,07)	528,07 (204,72)	531,09 (193,06)
Videregående utdanning	64,44 (23,58)	1332,96 (518,38)	2708,64 (885,35)	1826,11 (541,07)	1357,7 (423,79)	1129,55 (223,66)
Høyere utdanning inntil 4 år	0,73 (0,68)	201,94 (173,48)	1077,48 (375,94)	796,66 (278,60)	568,07 (196,48)	356,51 (142,25)
Høyere utdanning over 4 år	0,50 (0,51)	53,55 (57,15)	506,55 (252,89)	358,66 (174,42)	234,38 (103,43)	126,94 (55,78)
Total	26,68 (28,36)	378,73 (544,37)	1057,72 (985,83)	767,77 (642,79)	575,33 (485,91)	462,64 (398,94)

Tabell 3-3 Gjennomsnittlig antall langtidsledige fordelt på alders- og utdanningsgruppe standardavvik i parentes

Figur 5 viser andelen langtidsledige i aldergruppen fordelt pr utdanningsnivå<sup>9</sup>. Det blir tydelig at uavhengig av utdanningsnivået er rundt halvparten av alle ledige i aldersgruppen over 60 år langtidsledige. I tillegg kan det se ut som om langtidsledighetsraten for de over 60 år med grunnskole eller videregående utdanning som høyeste fullførte utdanning har blitt kontinuerlig redusert i perioden fra 2001 til 2020. Kurvene for de under 19 år er relativt stabile med lite variasjon over tid, noe som kan henge sammen med det lave antall langtidsledige under 19. Dette gjelder også delvis kurvene for aldersgruppen 20-29 år som varierer noe mindre enn kurvene til de resterende aldersgrupperinger. Kurvene for disse

<sup>9</sup> Siden jeg antar at registreringer for aldergruppen under 19 år for høyskoleutdanningen er feilregistreringer er aldersgruppen utelatt i grafen for disse utdanningsnivå

aldersgruppene følger uavhengig av utdanningsnivå det samme mønsteret som langtidsledigheten samlet. Dette gir mening siden aldersgruppene innen 30 - 59 år er de tre største grupperinger og påvirker derfor samlet langtidsledighet pr utdanningsnivå sterkest.



Figur 5 - Andel langtidsledige pr utdannings- og aldersgruppe



## 4 Metode

I dette kapitlet kommer jeg til å presentere den økonometriske tilnærmingen for å komme fram til resultatene i analysen i det neste kapitlet. Jeg skal vise modellspesifikasjonen og hvilken estimeringsmetode som er valgt. Samt gi en oversikt over metoder og tester for å identifisere enhetsrøtter.

Datasettet analysen inneholder de månedlige langtidsledighetsrater for 5 utdanningsnivå fra mai 2001 til september 2020. Paneldatastrukturen tillater oss å observere de samme enhetene over tid, det vil si at observasjonene varierer i flere dimensjoner. Fordelene med paneldata framfor rene tverrsnitts- eller tidsseriedata er at dataen inneholder mer informasjon og gir dermed mulighet for å fange opp kompleksere sammenhenger og øker dermed sannsynligheten for å trekke konkrete konklusjoner. Enda en faktor som taler for å bruke et paneldatasett er muligheten for å kunne kontrollere for uobserverbare faktorer, både faktorer som varierer mellom utdanningsnivåene, men som er konstante over tid og uobserverbare faktorer som variere kun over tid.

I denne analysen er jeg interessert i om et sjokk i foregående periode  $t - 1$ , påvirker langtidsledighetsraten i periode  $t$ . Empirisk betyr dette at jeg ønsker å teste for enhetsrøtter og dersom jeg klarer å påvise enhetsrøtter er dette en indikator for at det er hystereseeffekter i langtidsledigheten. Klassiske tidsserietester som Augmentet Dickey-Fuller (ADF) testen har vist seg å mangle evnen til å skille nullhypotesen om tilstedeværelse av hystereseeffekter fra alternativhypotesen der det er stasjonære prosesser. Enhetsrøttester for paneldata er derfor en mulighet til å styrke testene. (Maddala og Wu, 1999)

Jeg kommer i hovedsak til å bruke ADF-testene som også ligger til grunn for paneldatatestene. Gjennomføring av disse testene er et godt utgangspunkt for den videre analysen, samt at det gir mer innsikt i dynamikken for de enkle utdanningsnivå for seg, da paneldatatestene for enhetsrøttene mangler evnen til å ta høyde for heterogenitet i tilpasningshastigheten blant individene. Jeg kommer til å bruke enhetsrøttester for paneldata i tillegg for å styrke konklusjonene fra tidsserietestene.

#### 4.1 Modellspesifikasjon

Jeg tar utgangspunkt i modellen som brukes blant annet av Song og Wu (1998), med forskjellen at jeg i stedet for ulike land ønsker å sammenligne ulike utdanningsnivå, og i tillegg ønsker å se spesifikt på langtidsledigheten og ikke samlet ledighet.

Ved å bruke en dynamisk paneldatamodelle er det mulig å teste hvordan nåværende ledighet påvirkes av ledigheten i foregående periode. Problemstillingen kan framstilles med følgende modell:

$$u_{it} = \alpha + \rho u_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (4-1)$$

$$\varepsilon_{it} = \eta_i + \varphi_{it}$$

Med  $t=1,2,\dots,T$  og  $i=1,2,\dots,N$

Den avhengige variabelen  $u_{it}$  representerer andel langtidsledige med utdanningsnivå  $i$  til tidspunkt (måned og år)  $t$ . Restleddet  $\varepsilon_{it}$  i ligningen over er sammensatt av et individspesifikk stokastisk restledd,  $\eta_i$ , som fanger opp uobserverbare faktorer som er konstant for de ulike utdanningsnivå over tid, men som varierer dersom vi sammenligner utdanningsnivåene med hverandre. I tillegg til et idiosynkratisk restledd  $\varphi_{it}$  som fanger opp faktorer som varierer både mellom utdanningsnivå og tid.

$\rho$  indikerer hvorvidt ledigheten i nåværende periode avhenger av ledigheten i foregående periode. Vi observerer enhetsrøtter dersom  $\rho = 1$ . Min nullhypotese blir dermed:

$$H_0 : \rho = 1$$

$$H_a : \rho < 1$$

Der nullhypotesen indikerer at det finnes enhetsrøtter – hysteresis i langtidsledigheten, mens alternativet indikerer en stasjonær prosess -langtidsledigheten beveger seg rundt en likevekt.

#### 4.2 Test for enhetsrøtter i tidsseriedata

##### 4.2.1 Augmentet Dickey-Fuller Test

Testen brukes til å identifisere enhetsrøtter i tidsserier og er utgangspunktet for testene for paneldata. Modellen ovenfor tilpasses ved å fjerne de individspesifikke komponenter.

$$u_t = \alpha + \rho u_{t-1} + \varphi_t \quad (4-2)$$

For å lage en nullhypotese som er mulig å teste, trekkes  $u_{t-1}$  fra begge sidene i modellen ovenfor. I tillegg inkluderer jeg tilbakedaterte verdier (lags) i regresjonen for å kunne kontrollere for eventuelt seriekorrelasjon.

Utover dette kan modellen tilpasses til å hensynta tidstrender. En lineær tidstrend som ikke inkluderes i modellen kunne medføre at det ikke er mulig å forkaste nullhypotesen til en trend-stasjonær prosess uten enhetsrot.

$$\Delta u_t = \alpha + \beta u_{t-1} + \sum_{L=1}^k \zeta_L \Delta u_{t-L} + \delta_t + \varphi_t \quad (4-3)$$

Det er ingen klar retningslinje på hvor mange lags som burde inkluderes i estimeringen, men Woolridge (2016) anbefaler 12 for månedlig data. Det samme gjelder tidstrenden, heller ikke her er det klare retningslinjer, og vurderingen om tidstrenden burde inkluderes eller ikke baseres ofte på intuisjon eller en grafisk framstilling av variabelen.

Nullhypotesen blir dermed:

$$H_0 : \beta = 0$$

$$H_a : \beta < 0$$

Siden  $u_{t-1}$  under nullhypotesen er en førsteordensintegrert, er ikke t-statistikken normalfordelt og for å kunne tolke resultatene fra estimeringen må derfor Dickey-Fuller fordelingen<sup>10</sup> brukes, som er en asymptotisk fordeling av t-statistikken.

### 4.3 Test for enhetsrøtter panel data

#### 4.3.1 Levin-Lin (LL)

Testen baserer seg på regresjonen i ADF-testen og gjennomføres i tre steg (Levin et al., 2002). Modellen som estimeres er

$$\Delta u_{it} = \alpha + \beta u_{it-1} + \sum_{L=1}^k \zeta_L \Delta u_{it-L} + \delta_t + \varphi_{it} \quad (4-4)$$

Her blir nullhypotesen og alternativet:

---

<sup>10</sup> Det er ulike fordelinger avhengig av om tidstrenden inkluderes.

$H_0 : \beta = 0$  for alle  $i$

$H_a : \beta < 0$  for  $i = 1, 2, \dots, N$ ;  $\beta = 0$  for  $i = N_1+1, N_1+2, \dots, N$

Dermed forkastes nullhypotesen dersom et av utdanningsnivåene ikke inneholder ei enhetsrot.

Steg 1 er å gjennomføre ADF-regresjonen for alle utdanningsnivå for seg. For å kontrollere for heterogenitet blant individene gjennomføres det regresjoner av  $\Delta u_{it}$  og  $u_{it-1}$  mot  $\Delta u_{it-L}$  der restleddene samles og normaliseres gjennom standardfeilen fra ADF-regresjonen.

I steg 2 beregnes forholdet mellom langtids og korttids standardavvikene.

Langtidsstandardavvikene kan beregnes gjennom:

$$\hat{\sigma}_{ui}^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^T (\Delta u_{it} - \overline{\Delta u_{it}})^2 + 2 \sum_{L=1}^{\bar{K}} w_{\bar{K}L} \left[ \frac{1}{T-1} \sum_{t=2+L}^T (\Delta u_{it} - \overline{\Delta u_{it}}) \Delta u_{it-L} \right] \quad (4-5)$$

Tversnittsgjennomsnittet inkluderes for å kontrollere for eventuell heteroskedastisitet. Videre inkluderes en avkuttingsparameter  $\bar{K}$  som kan være dataavhengig. Utvalgskovariansvektingen  $w_{\bar{K}L}$  beregnes ut fra Barlett-kernel beregningen. Dermed kan forholdet mellom langtids- og korttids standardavvikene beregnes som

$$s_i = \frac{\sigma_{ui}}{\sigma_{\varphi i}} \quad (4-6)$$

Steg 3; i likhet med ADF-regresjonen er ved bruken av LL-testen fordelingen av t-statistikken avhengig av spesifikasjonen av modellen. I valgt modellspesifikasjon, vil t-distribusjonen konvergere mot negativ uendelig, og det er derfor nødvendig å beregne den justerte t-statistikken.

$$t_{\beta}^* = \frac{t_{\beta} - N\tilde{T}\hat{S}_N\hat{\sigma}_{\varphi}^{-2}STD(\hat{\beta})\mu_{m\tilde{T}}^*}{\sigma_{m\tilde{T}}^*} \quad (4-7)$$

Levin et al. (2000) beskriver beregningsmetodene mer detaljert og gjennomsnittjusteringen  $\mu_{m\tilde{T}}^*$  og standardavviksjusteringen  $\sigma_{m\tilde{T}}^*$  er gitt i tabell 2 i artikkelen. Den justerte t-statistikken er asymptotisk normal fordelt.

#### 4.4 Økonometriske utfordringer

Den generelle målsetningen ved estimeringen av modellen er å oppnå resultat som gjenspeiler realiteten, som viser hvordan forholdene henger sammen, og dermed kan gi grunnlag for vurdering av for eksempel politiske eller andre tiltak.

Vi ønsker koeffisienter som er så nært den reelle verdien i populasjonen som mulig, dvs. at jo større utvalget i estimeringen blir jo nærmere burde den estimerte koeffisienten bli den reelle verdien i populasjonen.<sup>11</sup>

$$plim \widehat{\beta}_1 = \beta_1 \quad (4-8)$$

Det er ulike forhold som kan medføre at resultatene fra estimeringen blir inkonsistent, og i dette delkapittelet ønsker jeg å vise noen utfordringer, mulige løsninger for å redusere avvik og eventuelle implikasjoner som må hensyntas ved tolking av resultatene.

##### 4.4.1 Svakheter i enhetsrøttene

###### 4.4.1.1 *Augmented Dickey Fuller*

Testen har lav styrke dersom det eksisterer ei enhetsrot som er nær grensen til ikke-stasjonærhet. Testen er for svak til å forkaste nullhypotesen, og vil konkludere med at prosessen ikke er stasjonær når  $\rho \approx 1$ . Samtidig forutsettes det at prosessen er integrert av første orden og dermed har kun ei enhetsrot. Problemstillingen er størst ved korte tidsperiode. Analysen i denne oppgaven inneholder månedsvise data fra mai 2001 – desember 2019, som gir 224 observasjoner, som antas å være nok til at det denne problemstillingen ikke kommer til å påvirke tolkningen av resultatene i stor grad.

En større utfordring kan være at det kan ha oppstått strukturelle endringer i tidsperioden, testen fanger ikke opp dette og dermed kan nullhypotesen forkastes i tilfeller der vi i realiteten opplever en «random walk»-prosess.

###### 4.4.1.2 *Levin-Lin*

Den største utfordringen med Levin-Lin testen er at den tar utgangspunktet i at  $\beta$  er lik for alle individ. For at nullhypotesen ikke skal forkastes må  $\beta = 0$  for alle tverrsnitt  $i$  noe som i enkle sammenhenger kan gi mening. Samtidig er alternativ hypotesen,  $\beta < 0$  for alle tverrsnitt  $i$  for sterk i noen empiriske sammenhenger. (Maddala og Wu, 1999). Dersom nullhypotesen forkastes vil konklusjonen i min analyse bli at justeringshastigheten tilbake til likevekten vil

---

<sup>11</sup> Jf Wooldridge(2016) s. 150-151

være lik for alle utdanningsnivå. Dette gir lite mening og må hensyntas ved tolking av testresultatet. Levin – Lin testen er brukt i de fleste tidligere studier om hysteresis i arbeidsledigheten og jeg vil bruke testen for å styrke resultatene fra tidsserieestimeringen.

#### 4.4.2 Seriekorrelasjon

En mulig utfordring ved estimering av tidsserier eller paneldata er at det er en stor sannsynlighet for at restleddene ved de ulike tidspunktene er seriekorrelert og dermed bryter forutsetningen om at

$$\text{corr}(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0, \text{ for alle } t \neq s \quad (4-9)$$

Brudd på denne forutsetningen ville medføre at koeffisientene fortsatt er forventningsrett men ikke lenger effektiv. Beregnete standardfeil ville være mindre enn de reelle verdiene.

I og med at jeg ønsker å se om ledighetsraten i forrige periode påvirker ledighetsraten i inneværende periode er det rimelig å anta at det foreligger seriekorrelasjon. For å kontrollere for effektene bruker jeg ADF-testen som inkluderer tilbakedaterte endringsverdier.

#### 4.4.3 Tidstrend

Utfordringen for estimeringen er at det ikke er noen klare retningslinjer om når det burde inkluderes tidstrender i estimeringen. En utelatt tidstrend i et tilfelle der det foreligger en tidstrend ville medføre at de estimerte koeffisientene blir forventningsskjeve. Å inkludere en tidstrend som ikke er tilstedeværende ville medføre at koeffisientene ikke lenger er effektive. De grafiske framstillinger gir liten indikasjon for å inkludere en tidstrend.

#### 4.4.4 Målefeil

##### 4.4.4.1 Feilregistreringer

Data om utdanningsnivå baserer seg på opplysninger personen oppgir ved registrering enten via NAV-veilederen som registrerer opplysninger i systemet fram til 2018 eller av brukeren selv gjennom digitale registreringsløsninger fra november 2018. I dette ligger risikoen at brukere velger å ikke oppgi utdanningen sin eller velger feil utdanning grunnet manglende forståelse for de ulike utdanningsnivå. Særlig for personer med migrasjonsbakgrunn kan det være krevende å velge rett utdanningsnivå siden utdanningstrinn i Norge avviker fra utdanningen i utlandet. Dette påvirker spesielt utdanningsnivå lavere enn

høyskoleutdanning<sup>12</sup>. I ukjent utdanningsbakgrunn inngår derfor både personer som velger å ikke oppgi utdanningsbakgrunnen sin, personer som ikke vet hvilket utdanningsnivå som tilsvarer sin utdanning eller personer som ikke har fullført utdanning tilsvarende grunnskolenivå. Å ikke velge rett utdanningsnivå selv om vedkommende har gjennomført en utdanning vil medføre at koeffisientene for dette utdanningsnivå vil være forventningsskjeve.

For å redusere skjevheten tas utdanningsnivået «ukjent» ikke videre som eget utdanningsnivå i analysen. Det er stor usikkerhet rundt sammensetningen av denne utdanningsgruppen noe som vil gjøre det umulig å gi en meningsfull tolking av estimerte koeffisienter for dette utdanningsnivå.

#### 4.4.4.2 Manglende registrering

Det er mulig at personer som er helt ledig velger å ikke registrerer seg som ledig til NAV f.eks. dersom de ikke har krav på ytelser, de ønsker å unngå stigmatisering knyttet til «å nave»<sup>13</sup>, eller unge som fortsatt bor hjemme og forsørages av foreldre. Dermed inngår disse ikke i oversikten over registrerte ledige, som påvirker totalt registrert ledighet og nivået for langtidsledighet for det enkle utdanningsnivået. Siden ytelser i NAV er knyttet til registrering er det kun et fåtall som ikke er registrert og målefeil grunnet manglende registrering anses som liten for høyere utdanningsnivå, men kan være relevant for unge med lavt utdanningsnivå og kan gi noe forventningsskjeve koeffisienter her.

#### 4.4.4.3 Arbeidsmarkedstiltak

Personer som deltar på arbeidsmarkedstiltak som arbeidstrening eller lignende inngår ikke i antall helt ledige. Det er ofte de med veldig lite utdanning eller arbeidserfaring, og som er ledig over lengre tid som er aktuell for slike tiltak. Det vil medføre at koeffisientene kan bli forventningsskjeve.

#### 4.4.5 Korona

Som grafene i delkapittel om datamaterialet viser, har koronapandemien i starten av 2020 gitt store utslag på arbeidsledigheten. Hystereseteorien baserer seg på antakelsen om at et sjokk kan medføre at ledigheten beveger seg permanent bort fra den opprinnelige likevekten. Sjøkket som oppstod grunnet korona er tydelig, men det er på nåværende tidspunkt for tidlig

---

<sup>12</sup> Høyskolegradene er mer standardisert også internasjonalt

<sup>13</sup> Uttrykk som brukes om personer som mottar ulike ytelser fra NAV både berettiget og uberettiget (Rostad (2012))

å si noe om de langsiktige konsekvensene. Selv om jeg har data til og med september 2020 tilgjengelig, velger jeg derfor å ikke ta med perioden i 2020 i analysen.

#### 4.4.6 Utelatte variabler

Dersom variabler som påvirker den avhengige variabelen og som er korrelert til en variabel som inngår i ligningen utelates vil koeffisientene til de inkluderte variablene være forventningsskjeve. Virkningen til de utelatte variabler vil tilskrives variablene som er inkludert i modellen. Så lenge variabelen som er utelatt kun er relatert til den avhengige variabelen, men ikke til en av forklaringsvariablene vil estimeringen kun blir upresis. Dersom data for flere relevante forklaringsvariabler er tilgjengelige, burde disse inkluderes i estimeringen for å sikre en mer presis estimering. I tillegg til langtidsledighetsraten for de ulike perioder, har jeg tilgang til informasjon om alderssammensetningen. Alder anses som relevant siden det kan være blant annet en indikator for arbeidserfaring, men arbeidsgivere kan være mer tilbakeholdende til å ansette eldre til tross for tilstrekkelig utdanning, som vil lede til at persistensen i ledigheten er mer avhengig av alderen enn av utdanningen alene. For å kontrollere om kombinasjonen av alder og utdanning påvirker estimeringen, vil jeg utvide analysen med et eget kapittel som skjer på sammenhengen mellom alder og langtidsledighet.

#### 4.4.7 Lineære versus ikke-lineære modell

Røed (1997) beskriver at motargumentene mot å bruke en lineær modell kan være at en ren lineær modell baseres på antakelsen om at det finnes kun en likevekt i markedet og at størrelsen på konsekvensen av ulike sjokk er konstant uavhengig av størrelsen på sjokket. Friksjonsledigheten som oppstår grunnet at arbeidstakere velger å søke seg til nye jobber kan tyde på at det finnes flere enn en likevekt i arbeidsmarkedet, som leder til en modell som ikke lenger er lineær. Samtidig fører dette til at ligning 10 ikke holder lenger, hysteresis er alltid tilstedeværende og noen sjokk vil ha midlertidig effekt mens andre kan ha langvarige effekter som fører til at økonomien beveger seg fra en likevekt til en ny likevekt. Argumentet for å bruke lineære er at non-lineære modeller ikke klarer å fange opp dynamikken i ledighetsraten i europeiske land på en god måte. Jeg velger derfor å forholde meg til en lineær modell.



## 5 Analyse

Jeg kommer i dette kapittelet til å presentere resultatene fra min empiriske analyse. Målsetningen med analysen er å vise om, og hvordan tilpasningen av langtidsledighetsraten over tid varierer for ulike utdanningsnivå. Alle analysene er gjennomført ved hjelp av statistikkprogrammet Stata/MP 16.1. Jeg starter med å vise resultatene fra en aggregert tidsserie, før jeg presenterer resultatene fra tidsseriene per utdanningsnivå. Resultatene knyttes opp mot teoriene om hysteresis for å forklare hva som kan være mulige årsaker for at endringer i langtidsledighetsraten vedvarer over tid. Jeg gjennomfører en paneldatastest for enhetsrøtter for å supplere resultatene fra tidsserieestimeringen, og ser videre på tilpasningshastigheten i langtidsledighetsraten. Kapittelet avsluttes med en tilsvarende analyse som i tillegg til utdanningsnivå også tar høyde for alder hos de langtidsledige.

I analysen tar utgangspunkt i en lineær modell, og den metodiske tilnærmingen som ble brukt er detaljert beskrevet i delkapittel 4.

### 5.1 Aggregert tidsserieanalyse

I den aggregerte analysen er alle utdanningsnivå inkludert, også ukjent utdanning i og med at jeg ønsker å vise den generelle dynamikken i langtidsledigheten uavhengig av utdanningsnivå.

Det er gjennomført en ADF-regresjon inkludert 12 tilbakedaterte verdier (lags) for å kontrollere for seriekorrelasjon. Siden den grafiske framstillingen av utviklingen i langtidsledigheten ikke viser noe tydelig tegn til en tidstrend, velger jeg å ikke inkludere tidstrenden i analysen.

ADF-statistikken for en tidsserie med 211 observasjoner er gitt av tabellen nedenfor. Nullhypotesen forkastes ved 1% Signifikansnivå dersom rapportert t-verdi er mindre enn kritisk verdi som framgår av tabellen.

Signifikansnivå	1%	5%	10%
Kritisk verdi	-3,473	-2,883	-2,573

Tabell 5-1 Dickey Fuller Distribusjon

Resultat fra analysen rapporteres sammen med resultatene for de individuelle tidsserier i Tabell 5-2.

For den aggregerte tidsserien er Dickey-Fuller t-verdien -3,83 som er mindre enn 1% signifikansnivået. Dermed forkastes nullhypotesen om hysteresi i langtidsledighetsraten for tidsserien som ikke skiller mellom ulike typer utdanning.

## 5.2 Augmented Dickey-Fuller test på individuelle tidsserier

Testen gjennomføres med de samme betingelser som for den aggregerte tidsserien og resultatene presenteres i Tabell 5-2.

	Grunnskole	Videregående	Høyskole inntil 4 år	Høyskole over 4 år	Aggregert for alle utdanningsnivå
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$u_{t-1}$	-0,059 (-3,20)	-0,066 (-4,15)	-0,063 (-3,00)	-0,046 (-2,07)	-0,061 (-3,83)
$\Delta u_{t-1}$	0,110 (1,91)	0,121 (2,51)	0,088 (1,59)	0,053 (0,85)	0,108 (2,23)
$\Delta u_{t-2}$	-0,051 (-0,88)	0,019 (0,40)	-0,076 (-1,36)	-0,101 (-1,60)	0,019 (0,39)
$\Delta u_{t-3}$	-0,015 (-0,27)	0,063 (1,28)	0,021 (0,38)	0,034 (0,54)	0,092 (1,91)
$\Delta u_{t-4}$	-0,027 (-0,48)	-0,043 (-0,89)	-0,034 (-0,62)	-0,053 (-0,87)	-0,012 (-0,24)
$\Delta u_{t-5}$	-0,040 (-0,72)	0,009 (0,19)	-0,020 (-0,38)	-0,085 (-1,43)	0,025 (0,53)
$\Delta u_{t-6}$	-0,011 (-0,20)	0,038 (0,81)	0,024 (0,46)	0,117 (1,97)	0,045 (0,98)
$\Delta u_{t-7}$	-0,057 (-1,03)	0,005 (0,12)	0,026 (0,50)	-0,043 (-0,72)	0,027 (0,58)
$\Delta u_{t-8}$	-0,123 (-2,24)	-0,078 (-1,68)	-0,074 (-1,42)	-0,082 (-1,38)	-0,068 (-1,47)
$\Delta u_{t-9}$	0,006 (0,11)	-0,006 (-0,13)	-0,010 (-0,20)	-0,074 (-1,26)	-0,022 (-0,48)
$\Delta u_{t-10}$	-0,107 (-1,96)	-0,032 (-0,70)	-0,131 (-2,53)	-0,151 (-2,56)	-0,065 (-1,41)
$\Delta u_{t-11}$	0,085 (1,55)	0,041 (0,89)	0,096 (1,84)	0,077 (1,31)	0,050 (1,09)
$\Delta u_{t-12}$	0,497 (9,00)	0,724 (15,56)	0,603 (11,50)	0,478 (8,13)	0,726 (15,66)
<i>konstant</i>	0,017 (3,04)	0,016 (4,05)	0,015 (2,94)	0,011 (2,04)	0,015 (3,79)
$R^2$	0,518	0,710	0,619	0,522	0,688
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0,486	0,691	0,594	0,491	0,667
<i>Observasjoner</i>	211	211	211	211	211

Tabell 5-2 Resultat ADF-test for individuelle tidsserier. T-verdier er rapportert i parentes. Estimeringen er gjort i Stata/MP 16.1

### 5.2.1 Grunnskole utdanning

Resultatene fra estimeringen viser at for grunnskoleutdanning kan hypotesen om hysteresis med en t-verdi på -3,20 først forkastes ved 5% signifikansnivået.

Dette gir intuitiv mening med tanke på punktene Røed (1997) nevner som mulig årsaker for at det kan oppstå hysteresiseffekter i arbeidsledigheten. Personer som har kun grunnskoleutdanning som sin høyeste utdanning har ofte droppet ut av skolen, dermed blir de mindre attraktiv i arbeidsmarkedet grunnet at de mangler kunnskap og kompetanse som betraktes nærmest som en grunnforutsetning til å komme i arbeid. Dersom disse personene ikke klarer å komme i arbeid vil stigma om at personer som dropper ut av skolen er uegnet i arbeidsmarkedet forsterkes og det vil bli enda vanskeligere for disse å komme i arbeid. Samtidig vil kunnskapen de har opparbeidet seg i grunnskolen deprecieres over tid, siden forventningen i arbeidsmarkedet er en kontinuerlig utvikling av kompetanse. I tillegg er mange yrker som typisk utføres av personer med lav utdanning spesielt utsatt for robotisering. Frey og Osborne (2017) har beskrevet i sin studie en metode til å forutse hvilke typer yrker som er mest utsatt til å bli automatisert i fremtiden. Her er det spesielt repetitive oppgaver som krever lite kognitiv kompetanse som er enklest å programmere og dermed blir mest sannsynlig automatisert framover. Robotisering og automatisering kan derfor i mange tilfeller medføre bortfall av arbeidsplasser, og det er få alternativer for personer med lav utdanning å finne annen arbeid.

I denne gruppen hadde det vært interessant å skille mellom personer med og uten migrasjonsbakgrunn. Som nevnt under avsnitt 4.4.4 er det vanskelig å fastslå utdanningsnivå til innvandrere spesielt dersom de kommer fra ikke OECD land og det er mulig at flere registreres med utdanningsnivå «grunnskole» på bakgrunn av at de har fullført noe utdanning, men at det ikke passer helt inn i det norske registreringssystemet. Derfor hadde det vært interessant å kontrollere for migrasjonsbakgrunn i estimeringen over.

I tillegg til migrasjonsbakgrunn kan det være hensiktsmessig å kontrollere for alder i estimeringen, her kan det forventes at deprecieringen av arbeidskapitalen og stigma mot personer som kun har grunnskoleutdanning som sin høyeste utdanning stiger med alderen. Jeg antar videre at det befinner seg personer i denne gruppen som tidligere i livet har funnet en jobb uten å trenge mer utdanning. Når disse nå mister arbeidsplassen, kan det oppleves

vanskelig å gå tilbake til skolen og ta opp et utdanningsløp. For yngre personer er forventningen at persistensen i arbeidsledigheten er lavere enn for andre grupper, siden disse enklere kan komme inn i tiltak som sikrer videre utdanning.

### 5.2.2 Videregående utdanning

Resultatene fra forrige side viser at med en t-verdi på 4,15 forkastes nullhypotesen ved 1% signifikansnivå for videregående utdanning. Det betyr at jeg her ikke finner støtte for at det er hysteresoeffekter for denne utdanningsgruppen. I analysen utgjør langtidsledige med videregående utdanning den største gruppen med mellom 1 648 til 7 132 registrerte per måned. Alle i Norge har rett til videregående utdanning og det er dermed ikke overraskende at denne gruppen er størst. Ikke alle som fullfører videregående får jobb umiddelbart etter skolegangen eller bestemmer seg for å ta videre utdanning. Det kan være flere som velger å melde seg som arbeidsledig for å kunne motta ytelser i tiden fram til de finner arbeid, eller velger å fortsette med utdanningen. Dermed kan årsaken til langtidsledigheten i denne utdanningsgruppen være mer knyttet mot individspesifikke årsaker framfor arbeidsmarkedsforhold og utdanningen i seg selv. Også her er det derfor naturlig i et neste steg å kontrollere for alder, for å kunne analysere om ulike livsfaser påvirker resultatet i estimeringen over.

### 5.2.3 Høyskoleutdanning inntil 4 år

I likhet med grunnskoleutdanningen kan nullhypotesen med en t-verdi på -3,00 først forkastes ved 5% signifikansnivå. T-verdien på -3,00 er en indikator for at sammenhengen mellom foregående periode og nåværende periode er noe sterkere enn for grunnskoleutdanningen.

For denne gruppen virker det mer usannsynlig at manglende utdanning skal være årsaken for varigheten i langtidsledigheten. Men høyskoleutdanning er mer spesialisert enn for eksempel videregående utdanning og dersom det blir strukturelle endringer i arbeidsmarkedet kan behovet for enkle utdanningsretninger endres. Digitalisering og robotisering kan også for denne gruppen være en utfordring, framfor repetitive fysiske oppgaver er det her gjerne saksbehandlingsområdet som er gjenstand for digitalisering, der KI-systemer<sup>14</sup> overta saksbehandlingen.

---

<sup>14</sup> Kunstig intelligens – beskriver roboter som klarer å tolke strukturer og regler. Noen systemer er også i stand til å lære basert på tidligere oppgaver og «tilbakemeldingene» på utførelsen av disse.

Her ville det være interessant å teste om det å kontrollere for ulike fagretninger ville påvirke resultatene i estimeringen ovenfor.

#### 5.2.4 Høyskoleutdanning over 4 år

Høyskoleutdanning over 4 år er det eneste utdanningsnivå der jeg ikke kan forkaste nullhypotesen for de gitte signifikansnivå. T-verdien for utdanningsnivået ligger med -2,07 tydelig over kritisk verdi for 10% signifikansnivå som er -2,573.

Med mellom 100 til 1107 langtidsledige personer pr måned utgjør dette utdanningsnivå den minste grupperingen i analysen. Allikevel kan en forklaring for at estimeringen gir grunnlag for å anta at det foreligger hystereseeffekter være at personer med mer enn 4 år høyskoleutdanning er veldig spesialisert og har høye forventninger til sine arbeidsplasser. Samtidig kan de være mindre fleksible dersom arbeidsplassen plutselig bortfaller.

#### 5.3 Levin-Lin test

Som beskrevet under kapittel 4.3.1 estimeres følgende modell med 12 tilbakedateringer.

$$\Delta u_{it} = \alpha + \beta u_{it-1} + \sum_{L=1}^{12} \zeta_L \Delta u_{it-L} + \delta_t + \varphi_{it} \quad (5-1)$$

Estimeringen er gjort med Stata som har en innebygd funksjon for testen som også beregner ved hvilket signifikansnivå nullhypotesen om at prosessen ikke er stasjonær forkastes. I likhet med ADF- testen er det valgt 12 tilbakedateringer. Beregnet justert t-verdi for N= 4 og T = 224 blir -2,355 som fører til at nullhypotesen om hystereseseffekt i langtidsledigheten forkastes ved 1% signifikansnivå. Som det er nevnt ved kapittel 4.4.1.2 gir dette ingen informasjon om ulikheter i justeringshastighet tilbake til likevekten mellom utdanningsnivåene, men støtter opp under resultatene fra ADF-estimeringen tidligere i analysen.

#### 5.4 Justeringshastighet og persistens

I estimeringen over vises at hypotesen om hystereseseffekt i langtidsledigheten forkastes generelt og for tre av fire utdanningsnivå. Dette gir støtte for antakelsen om at det finnes en naturlig likevekt, og at langtidsledighetsraten vil returnere til denne likevekten over tid. Papell et al. (2000) bruker i sin studie halveringstiden som en indikator på hvor fort ledigheten beveger seg tilbake til likevekten etter et sjokk. Lang halveringstid vil tyde på høy grad av persistens i langtidsledigheten.

For å beregne halveringstiden bruker Papell et al. (2000) følgende formel:

$$t = \frac{\ln 0,5}{\ln \rho} \quad (5-2)$$

Her angir t antall perioder for at effektene av et sjokk er halvert i forhold til utgangspunktet. For tolkningen av t er det viktig å huske at tidsintervallene i analysen er måneder og t vil dermed angi halveringstiden i antall måneder.  $\rho$  er koeffisienten fra modellen som indikerer om en prosess er stasjonær. Dersom  $\rho = 1$  foreligger det en enhetsrot og prosessen er ikke stasjonær, mens dersom  $\rho < 1$  observerer vi en stasjonær prosess og forventer at langtidsledigheten beveger seg tilbake til en likevekt over tid.

$$u_t = \alpha + \rho u_{t-1} + \varphi_t \quad (5-3)$$

I ADF-regresjonen beregnes  $\beta$  som er definert som  $\beta = (\rho - 1)$ . Jeg bruker resultatene fra ADF-regresjonen under 5.2 for å beregne halveringstiden både for langtidsledigheten samlet og pr utdanningsgruppe.

	Grunnskole	Videregående	Høyskole inntil 4 år	Høyskole over 4 år	Generelt
$\rho$	0,9411	0,9341	0,9371	0,9540	0,9387
t	11,42	10,17	10,67	14,71	10,95

Tabell 5-3 Halveringstid pr utdanningsgruppe

Tabell 5-3 viser halveringstiden for langtidsledigheten pr utdanningsgruppe. Dersom det ikke differensieres mellom utdanningsgruppene ligger halveringstiden på rundt 11 måneder. Kortest halveringstid med litt over 10 måneder har langtidsledigheten for arbeidsledige med videregående utdanning som høyeste utdanning. Høyest halveringstid og dermed høyest grad av persistens observeres for langtidsledige med høyskoleutdanning over 4 år med knappe 15 måneder halveringstid. Dette samsvarer med resultatene fra ADF-estimeringen, der det ikke var mulig å forkaste nullhypotesen for høyskoleutdanningen over 4 år. For de 3 lavere utdanningsnivå varierer halveringstiden mellom litt over 10 til rundt 11,5 måneder.

## 5.5 Alderssammensetningen

I kapittel 5.2 blir det tydelig at det ville være interessant å se på hvordan alder påvirker varigheten i langtidsledigheten. Også Figur 5 viser tydelig at det er forskjeller mellom ulike aldersgrupper med tanke på andelen langtidsledige. Andelen ligger med rundt 50% i snitt

høyest for aldersgruppen over 60 år, mens den er lavest for de yngste. Dette kan være en indikator på at alder påvirker mulighetene i arbeidsmarkedet. Spesielt mot de yngste og de eldste er det mange fordommer som kan gjøre det vanskelig å komme seg inn i, eller tilbake i arbeidsmarkedet. Hos de yngste trekkes ofte manglende arbeidserfaring fram som en årsak til at de ikke kommer inn i arbeidsmarkedet, mens eldre blant annet møter skepsis knyttet til tilpasningsevnen. Når situasjonen i arbeidsmarkedet endres gjennom et makroøkonomisk sjokk vil det da eventuelt påvirke disse aldersgruppene sterkest. Jeg ønsker derfor i det følgende å teste om varigheten i langtidsledigheten varierer mellom aldersgrupper, både generelt og i avhengighet av den høyeste fullførte utdanningen. Dersom det er mulig å vise at en endring i utdanningsnivået for en spesiell aldersgruppe fører til mindre persistens i arbeidsledigheten for denne grupperingen kunne det være en indikator for eventuelle politiske tiltak rettet direkte mot å få denne aldersgruppen til å ta høyere utdanning. Men også generelle funn knyttet til alderssammensetning vil være interessant for å kunne vurdere konkrete politiske tiltak rettet mot disse aldersgrupperingene for å øke deres muligheter i arbeidsmarkedet.

For å finne svar på spørsmålet om varigheten i langtidsledigheten varierer med alderen vil jeg gjennomføre tilsvarende tester som i første delen av analysen, og beskrive mine funn for hver aldersgruppe.

Tabell 5-4 viser resultatene av ADF-estimering av tidsserier av andel langtidsledige med hensyn til aldersgruppering. Dickey-Fuller Distribusjonen fra Tabell 5-1 gjelder også her og kolonne 4 viser ved hvilket signifikansnivå nullhypotesen om enhetsrøtter i tidsserien forkastes.

Utdanningsnivå og aldersgruppe	$\beta$	t-verdi	Nullhypotesen forkastes ved	$\rho$	Halverings-tid
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Generelt	-0,061	-3,83	1 %	0,939	10,95
Under 19 år	-0,089	-1,93	forkastes ikke	0,911	7,47
20-29 år	-0,074	-4,18	1 %	0,926	9,05
30-39 år	-0,048	-3,65	1 %	0,952	14,09
40-49 år	-0,048	-3,20	5 %	0,952	14,13
50-59 år	-0,052	-3,07	5 %	0,948	13,09
Over 60 år	-0,031	-2,24	forkastes ikke	0,969	21,95
Grunnskole	-0,059	-3,20	5 %	0,941	11,42
Under 19 år	-0,081	-1,57	forkastes ikke	0,919	8,21
20-29 år	-0,052	-2,45	forkastes ikke	0,948	12,97
30-39 år	-0,049	-2,73	10 %	0,951	13,68
40-49 år	-0,065	-3,06	5 %	0,935	10,26
50-59 år	-0,069	-2,82	10 %	0,931	9,71
Over 60 år	-0,035	-1,93	forkastes ikke	0,965	19,25
Videregående	0,066	-4,15	1 %	0,934	10,17
Under 19 år	-0,095	-1,69	forkastes ikke	0,905	6,97
20-29 år	-0,072	-4,19	1 %	0,928	9,28
30-39 år	-0,050	-3,49	1 %	0,950	13,55
40-49 år	-0,051	-3,26	5 %	0,949	13,15
50-59 år	-0,056	-3,34	5 %	0,944	12,09
Over 60 år	-0,032	-2,19	forkastes ikke	0,968	21,36
Høyskole inntil 4 år	0,063	-3,00	5 %	0,937	10,67
Under 19 år	-	-	-	-	-
20-29 år	-0,086	-2,62	10 %	0,914	7,75
30-39 år	-0,049	-2,88	5 %	0,951	13,86
40-49 år	-0,056	-2,67	10 %	0,944	12,06
50-59 år	-0,067	-3,05	5 %	0,933	10,00
Over 60 år	-0,078	-2,44	forkastes ikke	0,922	8,48
Høyskole over 4 år	-0,061	-2,07	forkastes ikke	0,954	14,71
Under 19 år	-	-	-	-	-
20-29 år	-0,093	-2,25	forkastes ikke	0,907	7,09
30-39 år	-0,040	-2,07	forkastes ikke	0,960	17,03
40-49 år	-0,047	-1,90	forkastes ikke	0,953	14,35
50-59 år	-0,074	-2,01	forkastes ikke	0,926	9,05
Over 60 år	-0,073	-2,30	forkastes ikke	0,927	9,12

Tabell 5-4 Resultat ADF-estimering og halveringstid for alle utdanningsnivå og aldersgrupperinger. Estimeringen er gjort i Stata MP 16.1

Jeg kommer i det følgende til å beskrive resultatene, og knytte de opp mot mulige årsaker til hysteresse i arbeidsledigheten som er nevnt under kapittel 2.2.



Tabellen over viser at det ikke er mulig å forkaste nullhypotesen om hysteresis i langtidsledigheten for aldersgruppen under 19 år. Samtidig viser aldersgruppen den korteste halveringstiden. Det er lite variasjon i langtidsledighetsraten, og få individer i denne aldersgruppen som henger både sammen med at aldersspennet er mindre enn i de resterende grupperinger, og at de fleste innenfor denne aldersgruppen befinner seg fortsatt i videregående utdanning, eller bor for eksempel hos sine foreldre, og ikke er meldt som arbeidsledig hos NAV. Dette gjør resultatene fra estimeringen upålitelige og det er vanskelig å ta stilling til dynamikken i langtidsledigheten for denne aldersgrupperingen.

For aldersgruppene mellom 20 – 29 år forkastes nullhypotesen generelt ved 1% signifikansnivå, og halveringstiden for langtidsledighetsraten for aldersgruppen ligger på 9 måneder. Det er stor variasjon mellom utdanningsnivåene for aldersgrupperingen. Det lykkes ikke å forkaste nullhypotesen for grunnskoleutdanningen, og halveringstiden her er den høyeste med 12,97 måneder. Som tidligere nevnt har alle i Norge rett til videregående utdanning, og det kan være fordommer mot personer som velger kun å fullføre det laveste utdanningsnivået. I tillegg er det usannsynlig at langtidsledige mellom 20 – 29 år har flere år med relevant arbeidserfaring som kan kompensere for manglende grunnutdanning. Dermed blir grupperingen mindre attraktiv for potensielle arbeidsgivere, noe som vil medføre en forsterkende effekt på sikt. Uten ansettelsesforhold vil det ikke være mulig å opparbeide seg erfaring som kan kompensere. Varigheten i ledighetsstatusen øker, som igjen medfører at fordommer mot arbeidssøkerne øker.

Halveringstiden på 9,28 måneder for samme aldersgruppe med videregående utdanning viser at å gjennomføre videregående utdanning har en positiv effekt med tanke på langtidsledigheten. Det virker naturlig at mange i aldersgrupperingen er i en livsfase der de vurderer hvilken veg de ønsker å ta framover. Å ta videregående utdanning kvalifiserer blant annet for videre høyere utdanning som kan medføre at en del av de som er meldt arbeidsledig etter en periode velger å ta høyere utdanning. Samtidig oppfyller grupperingen forventninger fra arbeidsgivere i forhold til hva som er rimelig å forvente i forhold til minimumsutdanning og opparbeidet arbeidserfaring. De møter dermed mindre fordommer enn andre aldersgrupper som kan gjøre det enklere å komme tilbake til, eller inn i arbeidslivet.

Nullhypotesen forkastes ved 10% signifikansnivå for høyskoleutdanning inntil 4 år, og det lykkes ikke å forkaste nullhypotesen for høyskoleutdanningen over 4 år for aldersgruppen.

Samtidig er halveringstiden med 7,75 og 7,09 måneder forholdsvis lav. Det er mindre variasjon i langtidsledighetsraten for de to tilfeller som kan være årsaken til at nullhypotesen ikke forkastes ved et lavere signifikansnivå. I tillegg er det få langtidsledige i aldersgruppen med det høyeste utdanningsnivå som kan gjøre estimeringen upålitelig. Årsaker til persistens i langtidsledigheten for aldersgruppen som har tatt høyere utdanning er at de konkurrerer mot arbeidssøkere med samme utdanningsbakgrunn, men eventuell lengre relevant arbeidserfaring. Uten mulighet for å opparbeide seg relevant arbeidserfaring står personer i denne aldergruppen, og med dette utdanningsnivå i fare for å forbli langtidsledig, og etter hvert møte ytterlige fordommer mot langtidsledige, som gjør dem enda mindre attraktive i arbeidsmarkedet.

Også for aldersgruppen mellom 30 – 39 år forkastes nullhypotesen generelt ved 1% signifikansnivået. Halveringstiden ligger med 14,09 måneder en del høyere enn for den yngre grupperingen, dvs. det tar i overkant av 1 år før virkningen av et sjokk er halvert uavhengig av utdanningsnivået. Aldersgruppen utgjør hovedtyngden av de langtidsledige med i snitt 1.058 langtidsledige i perioden. Nullhypotesen forkastes ved 10% signifikansnivå for personer i aldersgruppen med grunnskoleutdanning som høyeste utdanning, resultatet avviker ikke mye fra resultatene til den aldersgruppen 20 -29 år.

I likhet med forrige aldersgruppen forkastes nullhypotesen ved 1% signifikansnivå for de med videregående utdanning som høyeste fullførte utdanning. Men halveringstiden er med 13,55 måneder tydelig høyere sammenlignet med aldersgruppen 20 – 29 år. En mulig årsak her kan være at det stilles høyere forventninger til både utdanning og arbeidserfaring. Dersom den arbeidsledige har gått ledig lenge uten å ta videre utdanning vil arbeidskapitalen deprecieres, og eventuelle tidligere erfaringer blir mindre verdt, og fordommer fra arbeidsgiversiden kan forsterkes. Det blir mindre naturlig å starte opp med ytterlige utdanning som eventuelt kunne bidra til å igjen bli mer attraktiv. De ledige kan havne i en ond sirkel der de ikke klarer å møte forventningene i arbeidsmarkedet, og selv begynner mer og mer å akseptere sin egen situasjon som gjør det vanskeligere å komme tilbake inn i arbeidsmarkedet.

Halveringstiden for samme aldergruppen med høyskoleutdanning inntil 4 år ligger med 13,86 år på omtrent samme nivå som for videregående utdanning. Samtidig forkastes nullhypotesen her med 5% signifikansnivå som er noe lavere enn for den forrige aldersgruppen. At persistensen i langtidsledighetsraten her er på omtrent samme nivå som for

grunnskoleutdanning, kan eventuelt henge sammen med høyere forventninger fra de arbeidsledige til arbeidsgivere. Høyere utdanning kombinert med eventuell relevant erfaring skaper forventninger om lønn og oppgaver som kan ligge over det som er etterspørselen i arbeidsmarkedet. Selv om arbeidsledige i denne gruppen møter kravene fra arbeidsgivere kan de møte skepsis når de har vært arbeidsledig i lengre perioder etter å ha opparbeidet seg relevant erfaring. Det kan stilles spørsmål om hva som var årsaker til at vedkommende har forlatt den tidligere arbeidsplassen, om det er urealistiske krav til arbeidsgiveren, osv. samt at kompetanse og erfaring depresiseres over tid. De nevnte punkt kan også være en forklaring på den høye persistensen ved det høyeste utdanningsnivået for aldersgruppen. Halveringstiden her ligger på nesten 1,5 år (17,03 måneder). Det virker ikke urimelig å anta at arbeidstakere med dette utdanningsnivå stiller høyere krav til arbeidsgivere. Samtidig får de konkurranse av både jevnaldrende og eldre arbeidstakere som muligens har et lavere utdanningsnivå, men allerede flere år med relevant arbeidserfaring som ut fra et arbeidsgiverperspektiv kan kompensere for manglende høyere utdanning.

For de neste aldersgruppene, 40 – 49 år og 50 – 59 år forkastes nullhypotesen med 5% signifikansnivå, og den generelle halveringstiden ligger er på 14,13 og 13,09 måneder. Aldersgruppene har de laveste halveringstidene, 10,26 og 9,71 måneder ved en sammenligning av langtidsledighetsraten på grunnskolenivå, og nullhypotesen forkastes ved 5% signifikansnivå for aldersgruppen 40 – 49 år, og 10% signifikansnivå for aldersgruppen 50 – 59 år. En mulig forklaring kan være at flerårig erfaring kompenserer for manglende utdanning. I motsetning til de øvrige aldersgruppene øker halveringstiden ved en sammenligning av fullført grunnskolenivå, og fullført videregående utdanning. For begge aldersgruppene forkastes nullhypotesen ved 5% signifikansnivå, men halveringstiden ligger med 13,15, og 12,09 måneder tydelig over nivået for grunnskoleutdanningen.

Mens resultatene for de to aldersgruppene er ganske like for de to laveste utdanningsnivå, så er det større forskjeller for de høyeste utdanningsnivå. For de mellom 40 – 49 år forkastes nullhypotesen ved 10% signifikansnivå for høyskoleutdanning, og halveringstiden ligger på 1 år. Dette er den nest høyeste halveringstiden, og årsaken til at det ligger høyere enn for både yngre og eldre aldersgrupper kan være begrunnet i at aldersgruppen har mistet fordelene av å være nyutdannet og ha den nyeste teoretiske kompetansen, samtidig har de klart å oppnå like stor grad av spesialisering som eldre arbeidstakere. Også for høyskoleutdanning over 4 år er

halveringstiden med 14,35 måneder den nest høyeste halveringstiden. Det er vanskelig å se en tydelig årsak til dette og igjen kan en mulig forklaring være at de eldre aldersgruppene har en fordel i at de hadde lengre tid til eventuell spesialisering, og lengre arbeidserfaring. Tilleggsfaktorer kan eventuelt være høye forventninger fra de ledige og lite evne eller ønske å tilpasse seg et arbeidsmarked som er i stadig endring. Samtidig som etterspørselen etter arbeidskraft forandrer seg i takt med økende grad av digitalisering og robotisering.

Aldersgruppen mellom 50 – 59 år har med 10 og 9,05 måneder de nest laveste halveringstidene for de høyeste utdanningsnivåene. En mulighet kan være at denne aldersgruppen i likhet med aldersgruppen over 60 år stiller sterkere med tanke på kombinasjonen av arbeidserfaring og eventuell spesialisert kompetanse gjennom utdanningen.

For aldergruppen over 60 år lykkes det ikke å forkaste nullhypotesen ved de gitte signifikansnivå, hverken generelt, eller for de ulike utdanningsnivå, men halveringstiden varierer sterk mellom de ulike utdanningsnivå. Generelt ligger halveringstiden for langtidsledighetsraten for aldergruppen på nesten 2 år (21,95 måneder), og andelen langtidsledige ligger signifikant høyere for denne aldersgruppen sammenlignet med de andre aldersgruppene jf. Figur 5. Årsaker til høy persistens i langtidsledigheten for aldersgruppen, både for grunnskoleutdanning og videregående utdanning kan skyldes at aldersgruppen møter fordommer fra arbeidsgiverne med tanke på lav utdanning, manglende kompetanse og depresierte arbeidskapital. I tillegg til fordommer med tanke at de er i mindre grad er i stand til å tilpasse seg nye arbeidsoppgaver dersom de i lengre tid har jobbet kun innenfor et begrenset arbeidsområdet. En del yrker som utføres av personer med lavere utdanning er utsatt for robotisering som medfører at arbeidstakere må tilpasse seg nye områder. I de tilfeller stiller de ikke lengre sterkere enn de yngre generasjoner fordi de mangler sitt konkurransefortrinn som lå i lengre relevant erfaring. Spesielt i det offentlige skal alder ikke vektlegges i rekrutteringsprosesser, men for arbeidsgivere er nyrekrutteringer store investeringer spesielt med tanke på opplæringskostnader, og gevinsten av investeringen vil først komme over tid. Ved å ansette eldre arbeidstakere er denne gevinstperioden naturlig begrenset gjennom overgangen til pensjonen. Dette kan være en medvirkende årsak til høy persistens blant eldre langtidsledige i de lavere utdanningsnivå.

Med 8,48 og 9,12 måneder er halveringstiden knyttet til høyskoleutdanningsnivåene mye lavere for aldersgruppen. En mulig årsak til dette kan være at de ledige som faller inn under disse kategoriene tidligere har opparbeidet seg lang og spesialisert erfaring, som gjør dem attraktive i et spesialisert arbeidsmarkedet med få kvalifiserte arbeidstakere, til tross for alderen.

## 6 Konklusjon

I denne oppgaven har jeg undersøkt om makroøkonomiske sjokk fører til permanente endringer i langtidsledighetsraten i Norge i perioden mai 2001 til desember 2019. I likhet med tidligere studier på området har jeg ved hjelp av enhetsrottester for tidsserie- og paneldata testet om langtidsledighetsraten følger en stasjonær prosess. Jeg har i tillegg skilt mellom ulike utdanningsnivå og aldersgrupperinger for å vise om utdannings- eller aldersheterogenitet påvirker tilpasningshastigheten i langtidsledighetsraten dersom den beveger seg rundt en likevekt.

Tilsvarende andre relevante studier som undersøker hystereseeffekter og persistens i arbeidsledigheten viser mine undersøkelser at langtidsledigheten beveger seg rundt en likevekt, og vil bevege seg tilbake til denne likevekten etter et makroøkonomiske sjokk.

Studiene på området tar utgangspunkt i samlet ledighet, og skiller ikke mellom langtids- og korttidsledighet, samt at det er få studier som ser konkret på utdannings- eller aldersheterogenitet. Men som beskrevet i innledningen kan en høy andel langtidsledige ha uheldige effekter både på arbeidsmarkedet samlet, men også for enkeltindividene. Hovedmålet med oppgaven har derfor vært å bruke metodikken fra disse studier på en ny måte ved å se på langtidsledighetsraten framfor den samlede ledighetsraten, og i tillegg differensiere mellom ulike utdannings- og aldersgrupperinger.

Første delen av analysen viser at det ikke finnes støtte for at makroøkonomiske sjokk medfører varige endringer i langtidsledighetsraten, samtidig varierer tilpasningshastigheten dersom det tas høyde for utdanningsheterogenitet. Resultatene viser at langtidsledighetsraten beveger seg raskest tilbake til likevekten for de med videregående eller høyskoleutdanning inntil 4 år som sin høyeste utdanning. Analysen utvides med å ta høyde for aldersforskjeller, og her finner jeg at det tar lengst tid for de yngste og de eldste aldersgruppene å takle konsekvensene av et sjokk.

Konklusjonen kan sammenfattes i tre hovedfunn. Langtidsledighetsraten beveger seg rundt en likevekt. Tilpasningshastigheten varierer mellom ulike utdanningsnivå, men også alder påvirker hvor fort langtidsledighetsraten beveger seg tilbake til likevekten etter et makroøkonomisk sjokk.

Spesielt med tanke på koronapandemien, som er et tydelig makroøkonomisk sjokk som har konsekvenser for arbeidsledigheten, vil det være interessant å inkludere enda flere individspesifikke faktorer, og analysere tilpasningsdynamikken i langtidsledigheten for å kunne finne driver bak persistensen i langtidsledigheten. Ved å klare å identifisere årsakene for persistensen vil det være mulig å iverksette politiske tiltak som er rettet mot disse driverne. Dette vil bidra til å nå målsetningen om å redusere andel langtidsledige, og dermed både de samfunnsøkonomiske, men ikke minst de individspesifikke kostnader som langtidsledigheten medfører.

## 7 Referanser

- Blanchard, O.J., & Summers, L.H. (1986). Hysteresis and the European Unemployment Problem. *NBER Macroeconomics Annual*, 1, 15-78.
- Blanchard, O.J., & Summers, Lawrence H. (1987). Hysteresis in unemployment. *European Economic Review*, 31(1-2), 288-295.
- Frey, C.B., & Osborne, M.A. (2017). The future of employment: How susceptible are jobs to computerisation? *Technological Forecasting & Social Change*, 114(January), 254-280.
- Friedman, M. (1968). The Role of Monetary Policy. *The American Economic Review* 58(1), 1–17
- Furuoka, F. (2006). Unemployment hysteresis in three countries of BIMP-EAGA: Panel unit root tests approach. *Borneo Review*, 15(1), 13-IV
- Holden, S. (2016). *Makroøkonomi* (1.utg.). Cappelen Damm
- Hlouskova, J. & Wagner, M. (2006). The Performance of Panel Unit Root and Stationarity Tests: Results from a Large Scale Simulation Study. *Econometric Reviews*, 25(1), 85-116.
- Johansen, K. (2000). *Labour Economics – Macroeconomic Issues*. Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet, Fakultet for samfunnsvitenskap og teknologiledelse, Institutt for samfunnsøkonomi.
- Johansen, K. (2002). *Hysteresis in Unemployment: Evidence from Norwegian Counties*. Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet, Fakultet for samfunnsvitenskap og teknologiledelse, Institutt for samfunnsøkonomi.
- Kula, F. & Aslan, A. (2010). Hysteresis vs. Natural Rate of Unemployment: One, the Other, or Both? *South East European Journal of Economics and Business*, 5(1), 91-94.
- Kula, F. & Aslan, A. (2014). Unemployment Hysteresis in Turkey: Does Education Matter? *International Journal of Economics and Financial Issues*, 4(1), 35-39.
- Layard, R., Nickell, S., Jackman, R. (2005). *Unemployment: Macroeconomic performance and the labour market*, (2nd ed.). Oxford: Oxford University Press.
- Levin, A., Lin, C., & Chu, C.J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24.
- Maddala, G. S, & Wu, S.. (1999). A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 631-652.
- Meng, M., Strazicich, M. C., & Lee, J. (2017). Hysteresis in unemployment? Evidence from linear and nonlinear unit root tests and tests with non-normal errors. *Empirical Economics*, 53(4), 1399-1414



- NAV (2018, 21. desember). *63.500 helt ledige i desember*. <https://www.nav.no/no/nav-og-samfunn/kontakt-nav/presse/pressemeldinger/63-500-helt-ledige-i-desember>
- Papell D.H., Murray C.J., Ghiblawi H. (2000) The structure of unemployment. *Rev Econ Stat*, 82,309–315
- Phelps, E. S., Zoega, G.. (1998). Natural-Rate Theory and OECD Unemployment. *The Economic Journal (London)*, 108(448), 782-801.
- Pissarides C.A. (1992) Loss of skill during unemployment and the persistence of employment shocks. *Q J Econ* 107(4):1371–1391
- Rostad, K. (2012, 5. desember). *Å nave er årets nyord*. Norsk Rikskringkasting AS. <https://www.nrk.no/kultur/a-nave-er-arets-nyord-1.9411357>
- Røed, K. (1993). Den selvforsterkende arbeidsledigheten. *Statistisk sentralbyrå* 1–95.
- Røed, K. (1997). Hysteresis in Unemployment. *Journal of Economic Surveys* 11(4), 389– 418
- Røed, K. (2002). ‘Unemployment hysteresis and the natural rate of vacancies. *Empirical Economics* 27(4), 687–704
- Sandstad, J. (2020, 6. juli). *Hysterese*. Store norske leksikon. <https://snl.no/hysterese>
- Song, F. M, & Wu, Y. (1998). Hysteresis in unemployment: Evidence from OECD countries. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 38(2), 181-192.
- Woolridge, J. M. (2016). *Introductory Econometrics - A Modern Approach*. (6th edition) SouthWestern, Cengage Learning

