



Koronapandemiens implikasjoner på kontormarkedet i Oslo

Thea Gjerde Utheim & Mari-Ann Høgheim Torgersen

Veileder: Ola Honningdal Grytten

Masteroppgave i finansiell økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

Dette selvstendige arbeidet er gjennomført som ledd i masterstudiet i økonomi- og administrasjon ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at Høyskolen eller sensorer inntår for de metoder som er anvendt, resultater som er fremkommet eller konklusjoner som er trukket i arbeidet.

Sammendrag

Koronapandemien anses som den alvorligste krisen i Norge siden andre verdenskrig. De innngripende smitteverntiltakene har hatt omfattende og umiddelbare konsekvenser for norsk økonomi og næringsliv. Markedet for næringseiendom er svært sensitiv for svingninger i den økonomiske aktiviteten, og et økonomisk tilbakeslag kan dermed få betydelige konsekvenser for næringseiendomsmarkedet. Næringseiendom står for den største andelen av bankenes utlån til ikke-finansielle foretak. Utviklingen i næringen er dermed essensiell for en av økonomiens viktigste institusjoner og derav den finansielle stabiliteten. Kontoreiendom anses som den mest ettertraktede typen næringseiendom blant investorer hvorav omlag halvparten av transaksjonsverdiene er innen kontor. Følgelig er kontormarkedet en god indikator for næringseiendomsmarkedet. På bakgrunn av dette undersøkes problemstillingen:

“Hva er effekten av koronapandemien på leie- og transaksjonsmarkedet for kontoreiendom i Oslo?”

I oppgaven anvendes AS-AD rammeverket for å analysere effekten av koronapandemien på aggregert tilbud og etterspørsel i norsk økonomi. Analysen viser at pandemien kan anses som en eksogen realøkonomisk tilbudssidekrise. Krisen har resultert i en økonomisk nedgangskonjunktur, hvor BNP er under trend og inflasjon er over inflasjonsmålet.

Deretter analyseres det hvordan koronapandemien påvirker gjennomsnittlig leiepris, gjennomsnittlig leiepris A-kategori, antall nye signerte kontrakter, gjennomsnittlig kontraktsperiode og transaksjonspriser. Fra en deskriptiv fremstilling ser vi at de fire førstnevnte variablene er redusert etterfølgende koronapandemien. Vi ser derimot ingen tydelig effekt av pandemien på transaksjonsprisene. Fra regresjonsanalysen finner vi ingen signifikante resultater, hvilket trolig skyldes liten utvalgsstørrelse. På bakgrunn av dette konkluderer vi med at kontorleiemarkedet er negativt påvirket. Vi konkluderer derimot med at koronapandemien ikke har effekt på transaksjonsmarkedet.

Forord

Denne masteroppgaven er skrevet som en avslutning på masterstudiet i økonomi og administrasjon ved Norges Handelshøyskole (NHH). Oppgaven er skrevet innenfor hovedprofilen finansiell styring.

Utredningen av masteroppgaven har vært en tidkrevende, omfattende og lærerik prosess. Vi valgte å skrive om næringseiendom fordi det er et interessant tema, med få tidligere studier på området. Årsaken til at vi ønsket å undersøke effekten av koronapandemien på kontormarkedet er at det er et dagsaktuelt og spennende tema. Vi har derimot erfart at det er krevende å skrive om et tema hvor informasjonsgrunnlaget endres underveis i skriveprosessen.

Vi kunne ikke skrevet denne oppgaven uten den hjelpen og støtten vi har mottatt. Først ønsker vi å takke vår dyktige veileder Ola Honningdal Grytten for god veiledning og konstruktive tilbakemeldinger. Videre vil vi rekke en takke til Espen Thorp, senior konsernanalytiker hos Entra for god inspill. Avslutningsvis vil vi takke Arealstatistikk og Pangea Property Partners for datamateriale.

Thea Gjerde Utheim & Mari-Ann Høgheim Torgersen

Bergen, 20.desember 2020

Innholdsfortegnelse

SAMMENDRAG	1
TABELLOVERSIKT	6
FIGUROVERSIKT	8
1. INNLEDNING	10
2. TEORI	11
2.1 MODELL FOR MARKEDSØKONOMI	11
2.1.1 KRISETEORI	11
2.1.2 MARKEDSTEORI	12
2.2 MARKEDSANALYSE	13
2.2.1 NEGATIVT TILBUDSSJOKK	14
2.2.2 NEGATIVT ETTERSØRSELSSJOKK	15
2.2.4 POSITIVT ETTERSØRSELSSKIFT	17
2.3 NÆRINGSEIENDOMSTEORI	19
2.3.1 VERDSETTELSE AV NÆRINGSEIENDOM	19
2.3.2 NETTO KONTANTSTRØM	19
2.3.3 KAPITALAVKASTNINGSKRAVET I NÆRINGSEIENDOMSMARKEDET	20
2.3.4 TILBUD OG ETTERSØRSEL I LEIEMARKEDET	20
3. DATAGRUNNLAG	23
3.1 DEFINERING AV TIDSRØM	23
3.2 DATAGRUNNLAG	23
3.2.1 LEIEPRIS	23
3.2.2 LEIEPRIS A-KATEGORI	24
3.2.3 ANTALL KONTRAKTER	24
3.2.4 KONTRAKTSPERIODE	24
3.2.5 TRANSAKSJONSPRIS	24

3.2.6 KONSUMPRISINDEKSEN UTEN ENERGIVARER OG JUSTERT FOR AVGIFTSENDNINGER	25
3.3 DATABEHANDLING	25
3.3.1 TRANSFORMERING TIL REELLE LEIEPRISER	25
3.3.2 IDENTIFISERING OG BEHANDLING AV EKSTREMOBSERVASJONER	26
3.3.3 FJERNING AV SESONGEFFEKTER	26
4. EMPIRI	28
<hr/>	
4.1 DESKRIPTIV FREMSTILLING	28
4.1.1 INFLASJON	28
4.1.2 BNP	29
4.2 TIDLIGERE KRISERS INNVIRKNING PÅ KONTORMARKEDET	29
4.3 STUDIER AV KORONAPANDEMIENS EFFEKT PÅ KONTORMARKEDET	32
5. METODE	34
<hr/>	
5.1 STASJONÆRE PROSESSER	34
5.1.1 TEST FOR STASJONARITET	35
5.1.2 VALG AV INFORMASJONSKRITERIUM	36
5.2 REGRESJONSANALYSE	37
5.2.1 ORDINARY LEAST SQUARES (OLS)	37
5.2.3 FORUTSETNINGER FOR OLS I TIDSSERIEDATA	38
5.3 DUMMY VARIABEL	41
6. ANALYSE	42
<hr/>	
6.1 DESKRIPTIV ANALYSE	42
6.1.1 LEIEPRIS	42
6.1.2 LEIEPRIS A-KATEGORI	43
6.1.3 ANTALL KONTRAKTER	43
6.1.4 KONTRAKTSPERIODE	44
6.1.5 TRANSAKSJONSPRISER	45
6.2 RESULTATER AV REGRESJONSANALYSE	46
6.2.1 REGRESJON 1	47
6.2.2 REGRESJON 2	47

6.2.3 REGRESJON 3	48
6.2.4 REGRESJON 4	48
6.2.5 REGRESJON 5	49
6.3 DRØFTELSE	50
6.3.1 LEIEPRIS	50
6.3.2 LEIEPRIS A-KATEGORI	51
6.3.3 ANTALL KONTRAKTER	52
6.3.4 KONTRAKTSPERIODE	53
6.3.5 TRANSAKSJONSPRISER	54
<u>7. FORSKNINGSKVALITET</u>	56
7.1 VALIDITET	56
7.2 RELIABILITET	57
<u>8. KONKLUSJON</u>	58
<u>9. LITTERATURLISTE</u>	60
<u>10. APPENDIKS</u>	69
DEL A - DEFINISJONER	69
DEL B - STASJONARITET	72
DEL C - TEST AV OLS FORUTSETNINGENE	77

Tabelloversikt

Tabell 6.1: Regresjonsanalyse leieprisdata.

Tabell 6.2: Regresjonsanalyse transaksjonsdata.

Tabell 10.1: Ljung-Box test. In gjennomsnittspris.

Tabell 10.2: Ljung-Box test. In gjennomsnittspris A-kategori.

Tabell 10.3: Ljung-Box test. In antall signerte kontrakter.

Tabell 10.4: Ljung-Box test. In gjennomsnittlig kontraktsperiode.

Tabell 10.5: Ljung-Box test. In transaksjonspriser.

Tabell 10.6: Akaiikes informasjonskriterium for lag 1-10. In gjennomsnittspris.

Tabell 10.7: Akaiikes informasjonskriterium for lag 1-10. In gjennomsnittspris A-kategori.

Tabell 10.8: Akaiikes informasjonskriterium for lag 1-10. In antall signerte kontrakter.

Tabell 10.9: Akaiikes informasjonskriterium for lag 1-10. In gjennomsnittlig kontraktsperiode.

Tabell 10.10: Akaiikes informasjonskriterium for lag 1-10. In transaksjonspriser.

Tabell 10.11: ADF-test In gjennomsnittspris.

Tabell 10.12: ADF-test In gjennomsnittspris A-kategori.

Tabell 10.13: ADF-test In antall signerte kontrakter.

Tabell 10.14: ADF-test In gjennomsnittlig kontraktsperiode.

Tabell 10.15: ADF-test In transaksjonspriser.

Tabell 10.16: Breusch Pagan-test. Regresjon 1.

Tabell 10.17: Breusch Pagan-test. Regresjon 2.

Tabell 10.18: Breusch Pagan-test. Regresjon 3.

Tabell 10.19: Breusch Pagan-test. Regresjon 4.

Tabell 10.20: Breusch Pagan-test. Regresjon 5.

Tabell 10.21: Durbin-Watson-test. Regresjon 1.

Tabell 10.22: Durbin-Watson-test. Regresjon 2.

Tabell 10.23: Durbin-Watson-test. Regresjon 3.

Tabell 10.24: Durbin-Watson-test. Regresjon 4.

Tabell 10.25: Durbin-Watson-test. Regresjon 5.

Tabell 10.26: Shapiro Wilks test. Regresjon 1.

Tabell 10.27: Shapiro Wilks test. Regresjon 2.

Tabell 10.28: Shapiro Wilks test. Regresjon 3.

Tabell 10.29: Shapiro Wilks test. Regresjon 4.

Tabell 10.30: Shapiro Wilks test. Regresjon 5.

Figuroversikt

Figur 2.1: Krisetyper.

Figur 2.2: Konjunkturer.

Figur 2.3: Negativt tilbudssjokk.

Figur 2.4: Negativt etterspørselssjokk.

Figur 2.5: Positivt etterspørselsskift

Figur 3.1: Antall signerte kontrakter og antall signerte kontrakter sesongjustert.

Figur 4.1: KPI og KPI-JAE.

Figur 4.2: BNP og konsum. Sesongjustert.

Figur 4.3: Historiske nominelle snittleiepriser for kontor i Oslo.

Figur 6.1: Reell gjennomsnittspris kontrakter i kvartalet (kr/kvm).

Figur 6.2: Reell gjennomsnittspris kontrakter i kvartalet A-kategori (kr/kvm).

Figur 6.3: Antall signerte kontrakter sesongjustert.

Figur 6.4: Gjennomsnittlig kontraktperiode (år).

Figur 6.5: Transaksjonspriser i reell verdi (MNOK).

Figur 10.1: Residualer mot predikert verdi regresjon 1.

Figur 10.2: Residualer mot predikert verdi regresjon 2.

Figur 10.3: Residualer mot predikert verdi regresjon 3.

Figur 10.4: Residualer mot predikert verdi regresjon 4.

Figur 10.5: Residualer mot predikert verdi regresjon 5.

Figur 10.6: VIF-verdier regresjon 1.

Figur 10.7: VIF-verdier regresjon 2.

Figur 10.8: VIF-verdier regresjon 3.

Figur 10.9: VIF-verdier regresjon 4.

Figur 10.10: VIF-verdier regresjon 5.

Figur 10.11: Residualer mot tid regresjon 1.

Figur 10.12: Residualer mot tid regresjon 2.

Figur 10.13: Residualer mot tid regresjon 3.

Figur 10.14: Residualer mot tid regresjon 4.

Figur 10.15: Residualer mot tid regresjon 5.

Figur 10.16: Normal sannsynlighetsplott regresjon 1.

Figur 10.17: Normal sannsynlighetsplott regresjon 2.

Figur 10.18: Normal sannsynlighetsplott regresjon 3.

Figur 10.19: Normal sannsynlighetsplott regresjon 4.

Figur 10.20: Normal sannsynlighetsplott regresjon 5.

1. Innledning

Koronaviruset ble først identifisert av kinesiske myndigheter i storbyen Wuhan i begynnelsen av januar 2020. Siden er det iverksatt omfattende smitteverntiltak med formål om å begrense smittespredningen (FHI, 2020). Nedstenging av samfunnet har medført kraftig nedgang i økonomien og store realøkonomiske kostnader. Viruset har ført til en verdensomfattende nedgangskonjunktur av historiske dimensjoner (Finansdepartementet, 2020).

Empirisk har næringseiendom beveget seg med markedskonjunktorene. Dermed kan en kraftig nedgang i økonomien få betydelige konsekvenser for næringseiendomsmarkedet. Næringseiendom utgjør en stor andel av bankenes utlån og representerer dermed en stor risiko for den finansielle stabiliteten i Norge (Hagen, Hjelseth, Solheim & Vatne, 2018). Kontoreiendom er den eiendomstypen det rettes størst oppmerksomhet mot i det norske analysemiljøet, og omlag halvparten av transaksjonsverdiene i næringseiendom har i løpet av de ti siste årene vært innen kontor (Hagen, 2016). Kontoreiendom anses dermed som en god indikator for næringseiendomsmarkedet som helhet. På bakgrunn av dette finner vi det interessant å undersøke følgende problemstilling:

“Hva er effekten av koronapandemien på leie- og transaksjonsmarkedet for kontoreiendom i Oslo?”

Utredningen avgrenses til kontormarkedet i Oslo og Viken kommune. I tillegg begrenses tidsperioden fra første kvartal 2008 frem til tredje kvartal 2020. Bakgrunnen for valg av området og tidsrom er tilgang, kvalitet og mengde på data. Transaksjonsmarkedet begrenses til transaksjonspriser, og det er ikke vurdert hvorvidt transaksjonsvolum påvirkes av pandemien. Dette begrunnes i mangel på datamateriale. Videre belyses oppgavens problemstilling fra et investorperspektiv, og det er ikke tatt hensyn til eiendommens belåningsgrad.

2. Teori

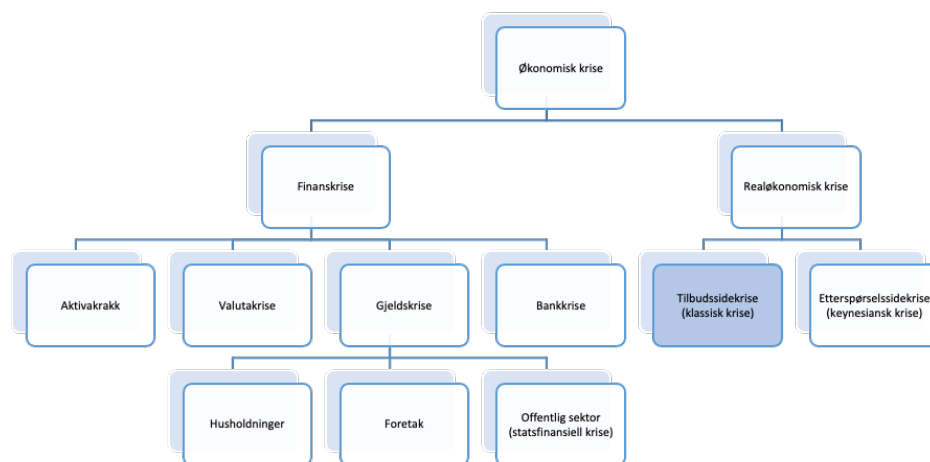
Dette kapittelet gir en beskrivelse av modell før markedsøkonomi. Videre vil vi gjøre rede for effekten av koronapandemien på den norske økonomien. Avslutningsvis presenteres teori om næringseiendomsmarkedet.

2.1 Modell for markedsøkonomi

I dette kapittelet skal vi presentere det makroøkonomiske rammeverket som benyttes for å analysere effekten av koronapandemien på norsk økonomi. Innledningsvis presenteres kriseteori. Videre gjør vi rede for markedsteori, herunder AS-AD rammeverket, penge- og finanspolitikk.

2.1.1 Kriseteori

En økonomisk krise oppstår når markeder gjennomgår en tilstand der produksjonen er langt under den normale likevekten mellom tilbud og etterspørsel. Det finnes flere former for kriser i økonomien. Slik som det fremgår fra figur 2.1 er de to vanligste finanskrise og realøkonomisk krise (Grytten & Hunnes, 2016, s. 24-26).



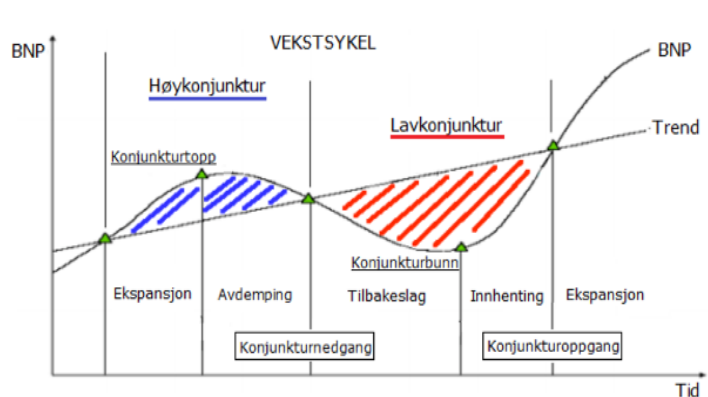
Figur 2.1: Krisetyper.

Kilde: (Grytten & Hunnes, 2016, s.26)

Ifølge Minsky og Kindleberger starter økonomiske kriser oftest med finansiell ustabilitet der finansmarkedene er utsatt for forstyrrelser, hvilket ender i tapte bærekraftige likevekter (Minsky, 1982, 1986). Dette skjer vanligvis gjennom betydelige eksogene makroøkonomiske sjokk (Kindleberger, 1996). Den økonomiske krisen som følger av koronapandemien startet derimot ikke med finansiell ustabilitet, men forekom av en ytre faktor som har gjort at produksjonen i stor grad har stoppet opp. Koronapandemien kan analyseres som et negativt eksogent tilbudssidesjokk på norsk økonomi. Dermed er pandemien en realøkonomisk krise, hvilket kjennetegnes som en økonomisk krise hvor selve produksjonslivet er rammet (Grytten & Hunnes, 2016, s. 24-26).

2.1.2 Markedsteori

For å analysere effekten av koronapandemien på økonomien anvendes konjunkturteori. En konjunktur defineres av Burns og Mitchell (1946) som den type fluktuasjoner vi finner i aggregerte økonomiske aktiviteter i nasjoner som hovedsakelig organiserer arbeidet sitt i foretak. Økonomiske aktiviteten måles vanligvis i bruttonasjonalprodukt (BNP). Konjunkturbevegelsene deles inn i ulike faser. Høykonjunktur (lavkonjunktur) er perioder der faktisk BNP ligger over (under) trenden. Som illustrert i figur 2.2 nås konjunkturtoppene og konjunkturbunnene der avviket mellom trenden og faktiske verdier er størst (Benedictow & Johansen, 2005).



Figur 2.2: Konjukturer.

Kilde: (Benedictow & Johansen, 2005)

AS-AD modellen er en makroøkonomisk likevektsmodell. Modellen anvendes for å analysere kortsiktige endringer i inflasjon- og produksjonsnivå i økonomien. AS-kurven representerer tilbudssiden i økonomien og viser hvordan inflasjonen påvirkes av kortsiktig BNP (Holden, 2014). AD-kurven representerer etterspørselssiden i økonomien og viser hvordan kortsiktig produksjon fastsettes gitt avvik i inflasjonen fra inflasjonsmålet (Jones, 2020). Likevekten i AS-AD modellen er BNP lik trend BNP, og inflasjon lik inflasjonsmålet. Et avvik fra likevekten kan anses som en konjunktur.

Myndighetene har i hovedsak to virkemidler for å justere inflasjonen og korrigere konjunkturer, disse er pengepolitikk og finanspolitikk. Pengepolitikk er tiltak som påvirker pengemengden og rentenivået i økonomien. Finanspolitikk er dosering av offentlig inntekter og offentlige utgifter, henholdsvis netto skatter, og konsum og realinvesteringer (Synnestvedt, 2010)¹.

2.2 Markedsanalyse

Denne delen av oppgave har som hensikt å gjøre rede for effekten av koronapandemien på aggregert tilbud og etterspørsel i den norske økonomien. Årsaken til at vi anvender AS-AD rammeverket er at kontormarkedet beveger seg med markedskonjunkturerne (Hagen, 2016). Det vil dermed være mulig å analysere hvordan kontormarkedet har blitt påvirket av koronapandemien ved å se på endring i økonomien som helhet.

I forkant av pandemien var norsk økonomi i en oppgangskonjunktur. I 2019 ble norsk økonomi løftet av en markant vekst i petroleums- og industriinvesteringer (SSB, 2019). Dermed vises oppgangskonjunktur ved at AD-kurven ligger over likevekten. I modellene vil AD_L , AS_L , Y_L og π_L benevne likevektspunktet for henholdsvis etterspørsel, tilbud, BNP og inflasjon.

¹ Se appendiks del A for nærmere beskrivelse av AS-AD rammeverket, penge- og finanspolitikk.

2.2.1 Negativt tilbudssjokk

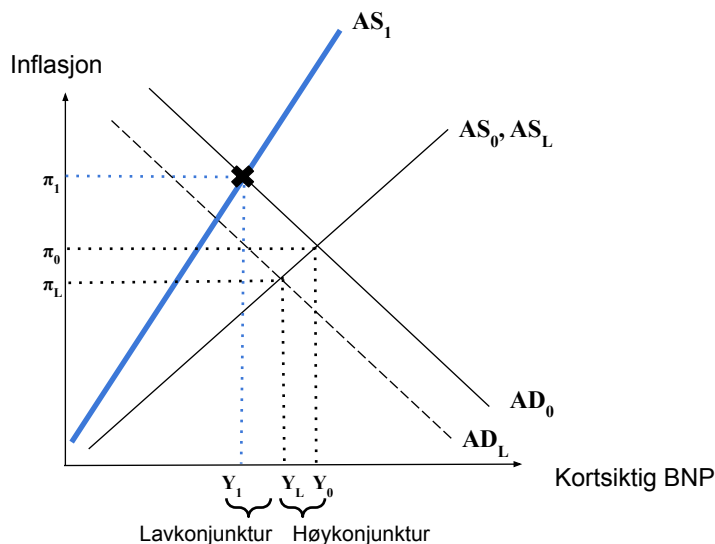
Som tidligere påpekt kan koronapandemien anses som en negativ tilbudssidekrise i norsk økonomi. Når pandemien inntraff ble over 40 prosent av verdens befolkning enten bedt om eller beordret til å følge sosiale restriksjon som begrenset deres bevegelsesmønster (Aftenposten, 2020). De innstrammende bevegelsesrestriksjonene og de strenge karantenekravene medførte at mange arbeidstakere ikke hadde mulighet til å møte opp på arbeidsplassene sine. Dette førte til at det var vanskelig for bedriftene å opprettholde samme produksjonsnivå som før pandemien. Smitteverntiltakene førte dermed til at produksjonen ble betydelig begrenset, og at det uavhengig av prisnivå og etterspørsel i markedet ikke var mulig å produsere flere varer (Finansdepartementet, 2020). Restriksjonene i enkelte næringer har vært så inngripende at det har vært umulig å opprettholde produksjon (Fjose et al, 2020). Nasjonale politisk bestemte begrensninger har dermed ført til at AS-kurven skifter inn og blir mindre elastisk.

Smitteverntiltakene har også medført begrenset internasjonal produksjonskapasitet (Finansdepartementet, 2020). Redusert internasjonal vareflyt har trolig gjort det vanskeligere for norske bedrifter å opprettholde normalt produksjonsnivå (OECD, 2020). Norsk produksjon er i stor grad avhengig av importerte innsatsfaktorer, og når disse ikke er mulig å oppdrive vil produksjon stoppe opp. Internasjonale begrensninger har dermed ført til at AS-kurven skifter inn og blir mindre elastisk.

Som følge av redusert produksjon og fallende inntektsstrøm har andelen bedrifter med betydelig likviditetsskvis økt (Fjose et al, 2020). Dette har trolig ført til redusert evne til å opprettholde normalt produksjonsnivå da bedrifter ikke har tilstrekkelig med likviditet til å dekke løpende produksjonsutgifter som lønn og varekostnader. Likviditetsproblemer har trolig vært en ytterligere driver av det negative tilbudssjokket.

Redusert tilbud fremkommer i figur 2.3 ved at tilbudskurven skifter inn og blir brattere. AS-kurven flyttes fra AS_0 til AS_1 . Dette fører til at produksjonen faller fra Y_0 til Y_1 og at inflasjon øker fra π_0

til π_1 . Et negativt skift i AS-kurven fører til at økonomien går fra en initial høykonjunktur til en lavkonjunktur hvor BNP er under trenden og inflasjon er over inflasjonsmålet.



Figur 2.3: Negativt tilbudssjokk.

2.2.2 Negativt etterspørselssjokk

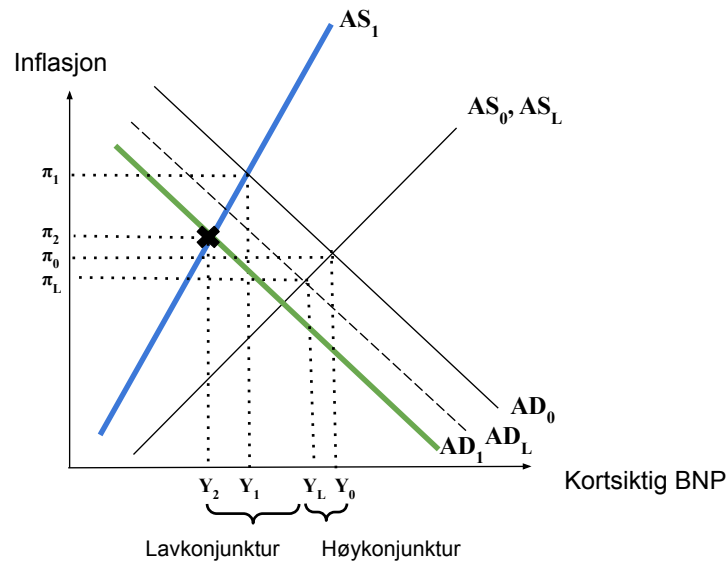
Tilbudssidekrisen har ført til økonomiske ringvirkninger som har redusert etterspørselen i økonomien. Fremtidig usikkerhet, økt arbeidsledighet og begrenset forbruksmuligheter har ført til betydelig reduksjon i privat konsum og markant økning i andelen av lønnen som settes av til sparing. Med andre ord har smitteverntiltakene trolig førte til et umiddelbart og kraftig fall i husholdningenes vare- og tjenestekonsum. Når det i tillegg hersker stor usikkerhet blant bedrifter er det grunn til å tro at investeringsplaner utsettes. Dette har ført til et betydelig fall i næringsinvesteringene, hvilket har medført lavere etterspørselen fra næringslivet. Redusert nasjonal etterspørsel gir et negativt skift i AD-kurven.

Som tidligere forklart førte koronapandemien til en negativ tilbudssidekrise i internasjonal økonomi. I likhet med norsk produksjon har også internasjonal produksjon stoppet opp eller blitt betydelig redusert som følge av politiske restriksjoner. Redusert verdensproduksjon gir lavere

etterspørsel etter norske innsatsfaktorer, hvilket igjen har gitt redusert eksport. Norges samlede eksport utgjør om lag 38 prosent av BNP, og det er derfor nærliggende å anta at dette har ført til et ytterligere negativt skift i AD-kurven (Fjose et al, 2020).

Produksjonsbegrensningene medførte en merkbar nedgang i etterspørselen etter olje, hvilket videre ble forsterket av uenigheter mellom OPEC og Russland (Finansdepartementet, 2020). I løpet av første kvartal 2020 falt prisen på et oljefat med omlag 30 prosent (Fjose et al, 2020). Samlet utgjør råolje, naturgass og kondensat rundt halvparten av norsk vareeksport (Norsk Petroleum, 2020). Dermed kan nettoeksport anses å være spesielt sensitiv for endringer i oljeprisen. En reduksjon i etterspørsel og lavere oljepris førte til et ytterligere negativt skift i AD-kurven.

Negativt etterspørselssjokk fremkommer i figur 2.4 ved at etterspørselskurven flyttes fra AD_0 til AD_1 . Dette gir et nytt likevektspunkt hvor produksjonen er redusert fra Y_1 til Y_2 og inflasjonen er korrigert fra π_1 til π_2 . Dette tilsvarer en situasjon hvor BNP er under trend, og inflasjon er over inflasjonsmålet.



Figur 2.4: Negativt etterspørselssjokk.

2.2.4 Positivt etterspørselsskift

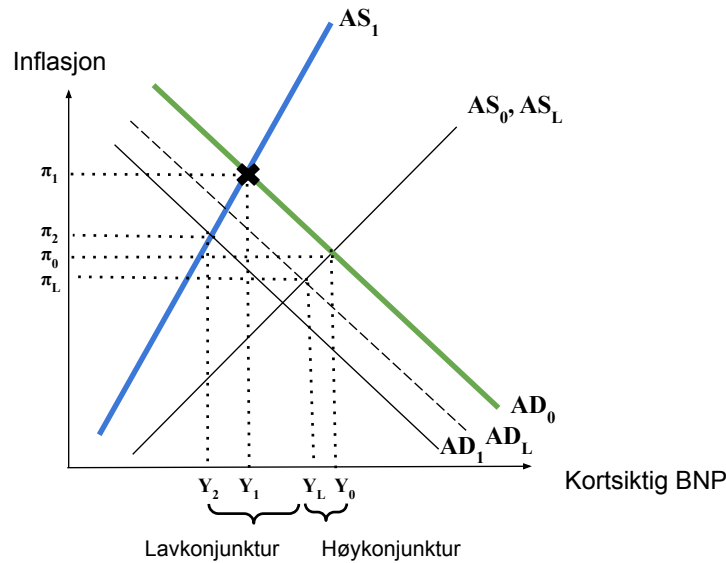
Koronapandemien har ført til at inflasjonen og realøkonomien trekker i hver sin retning. Det er dermed nødvendig med avveininger mellom hensynet til prisstabilitet og hensynet til realøkonomisk stabilitet. Sentralbanksjef Øystein Olsen påpekte at det viktigst er å bringe produksjon og sysselsetting tilbake mot normale nivåer så raskt som mulig for å redusere faren for varige økonomiske sår (Norges Bank, 2020a). Penge og finanspolitikken har dermed i hovedsak prioritert realøkonomisk stabilitet. Tiltakene for å motvirke det negative eksogene tilbudssidesjokket har derimot nesten utelukkende vært etterspørselsstimulerende tiltak.

Like etter at samfunnet stengte ned ble styringsrenten redusert fra 1,5 til 0,25 prosent. I mai besluttet Norges Bank å redusere styringsrenten ytterligere til null prosent. Sentralbanksjef Øystein Olsen påpeker at renten blir liggende på dette nivået til det er klare tegn til normalisering i økonomien. Pengepolitikken bidrar dermed til forbedring av likviditetssituasjonen for bedrifter og husholdninger, og stimulerer til økt økonomisk aktivitet. På tross av dette er det viktig å påpeke at rentereduksjonen trolig har vært av mindre betydning under koronapandemien sammenlignet med tidligere kriser. Dette skyldes at det er begrenset hvor mye lenger pengepolitikken kan strekkes for å stimulere realøkonomien. På tross av at nullrente ikke lengre betraktes som nedre grense for rentesettingen gir reduksjon i styringsrenten gradvis mindre gjennomslag for utlånsrenten til husholdninger og bedrifter. Norges Bank har også iverksatt flere tiltak for å bedre likviditeten i finans- og kredittmarkedene. For å unngå at den realøkonomiske nedgangen utvikler seg til en finans- og bankkrise tilbød sentralbanken de kommersielle bankene ekstraordinære F-lån. Dette innebar at bankene kunne låne ubegrenset mye over lengre tid til en rente tilsvarende styringsrenten. Formålet med F-lån var å sikre at kuttene i styringsrenten fikk gjennomslag både til pengemarkedsrentene og til bankenes utlånsrente (Norges Bank, 2020a).

Regjeringen har også iverksatt en rekke finanspolitiske tiltak som stimulerer etterspørselen i økonomien. Uttak fra Statens pensjonsfond utland (SPU) har tidligere vært omlag tre prosent, men ligger nå langt over dette nivået. Statsbudsjettene for 2020 og 2021 anses dermed som sterkt

ekspansive på verdiskapingen i Fastlands-Norge (Statsministerens kontor, 2020). Regjeringen og stortinget fikk på plass en rekke målrettede virkemidler for å løse akutte økonomiske utfordringer. Finanspolitikken er best egnet til å møte de økonomiske utfordringene fordi smittevernrestriksjonene holder produksjonen i enkelte næringer nede. Tiltak kan målrettes mot de næringene og gruppene av arbeidstakere som er hardest rammet. For eksempel er regjeringens kompensasjonsordning for uunngåelige utgifter for næringslivet spesielt rettet mot bedrifter som er sterkt rammet av smitteverntiltakene (Finansdepartementet, 2020).

Myndighetene og sentralbankens tiltak for å stimulere etterspørselen illustreres i figur 2.5 ved at AD-kurven skifter ut mot høyre. Flere av tiltakene som begrenser produksjonen er fremdeles tilstedeværende. Følgende vil AS-kurven fremdeles avvike fra likevektspunktet AS_L . Skiftet fra AD_1 til AD_0 har medført et skift i BNP fra Y_2 til Y_1 og inflasjon fra π_2 til π_1 . Dette tilsvarer en situasjon hvor BNP er under trend, og inflasjon er over inflasjonsmålet.



Figur 2.5: Positivt etterspørselsskift.

2.3 Næringseiendomsteori

I dette kapitlet skal vi innledningsvis gjøre rede for kontantstrømanalyse for verdsettelse av næringseiendom, samt gi en kort beskrivelse av de ulike verdidriverne i modellen. Avslutningsvis vil vi beskrive tilbud og etterspørsel i kontorleiemarkedet. Hensikten med kapitlet er å forklare hva som eksplisitt driver leieprisene, og dermed implisitt driver verdien av næringseiendom.

2.3.1 Verdsettelse av næringseiendom

Kontantstrømanalyse beregner eiendomsverdien ved å summere all fremtidig neddiskontert netto kontantstrøm til dagens pengeverdi. Eiendomsverdien estimeres ved å analysere to investeringsperioder. Den første perioden er en eksplisitt analyseperiode på n år. Hvor mange år som eksplisitt velges i modellen avhenger av hvor langt man har gode estimater for inntekter og kostnader. Den andre investeringsperioden er en sluttverdi-analyseperiode. Avkastningskravet i kontantstrømanalyse kan variere over tid og vil dermed ofte ikke være det samme for de ulike periodene. Verdien på eiendommen utledes ved dette som følgende:

$$(2.1) \text{ Eiendomsverdi} = \sum_{t=1}^{t=n} \frac{\text{Netto kontantstrøm}_t}{(1+r)^t} + \frac{\text{Sluttverdi}}{(1+r)^n}$$

$$(2.2) \text{ Sluttverdi}_n = \frac{\text{Netto kontantstrøm}_{n+1}}{r-g}$$

der t denoterer år, n tilsvarer den eksplisitte analyseperioden, r angir avkastningskravet og g er den fremtidige evigvarende vekstraten i netto kontantstrøm (Mjøhus, 2019).

2.3.2 Netto kontantstrøm

Netto kontantstrøm beregnes som utleiers leieinntekter fratrukket eierkostnader. Både leieinntekter og eierkostnader vil naturligvis variere med type eiendom. Ved verddivurdering legger aktørene i bransjen ofte til grunn prosentvis konstante eierkostnader, hvor eierkostnadene tilsvarer en gitt

prosentandel av leieinntektene (Selvik, 2017). Dermed anses leieinntektene som den usikre faktoren ved estimering av netto kontantstrøm i verdivurderingen.

De fleste kontrakter har indeksbasert leie hvor leieprisen følger en forhåndsbestemt indeks. Normalt utformes leiekontraktene med justering for endring i konsumprisindeksen (KPI). Justeringene gjelder for allerede inngåtte kontrakter og gjennomføres som oftest årlig (Saltnes, 2017, s.88-89).

2.3.3 Kapitalavkastningskravet i næringseiendomsmarkedet

Verdien av næringseiendom er svært sensitiv for endring i avkastningskravet. Avkastningskravet avhenger av risikoen tilknyttet eiendommen, og er subjektiv i lys av alternative investeringer. Avkastningskravet i eiendom tar utgangspunkt i følgende prinsipp:

$$(2.3) \text{ Avkastningskrav} = \text{avkastningen på risikofri plassering} + \text{påslag for investeringens risiko}$$

Avkastningen på risikofri plassering tar utgangspunkt i langsiktig risikofri rente. Denne er ofte gitt ved langsiktige statsobligasjoner (Hagen, 2016).

Risikopremien kan deles inn i markedsrisiko og idiosynkratisk risiko. Markedsrisiko er den risikofaktoren som rammer hele næringseiendomsmarkedet. Denne knyttes til den makroøkonomiske utviklingen, lovendringer, finansieringsbetingelser og strukturelle endringer. Den idiosynkratiske risikoen knyttes til hvert enkelt eiendomsobjekt. Denne inkluderer risiko for ledighet ved utløp av leiekontrakten, manglende innbetalinger fra leietaker eller endringer i eierkostnadene. En veldiversifisert investor vil kun være eksponert mot markedsrisikoen. Den jevne eiendomsinvestoren i Norge er trolig ikke veldiversifisert. Dette henger antakelig sammen med at næringseiendomsmarkedet er lite transparent og ofte krever mye kapital (Hagen, 2016).

2.3.4 Tilbud og etterspørsel i leiemarkedet

Tilbud og etterspørsel etter kontorlokale er sentrale faktorer ved prisfastsettelse i kontorleiemarkedet og er dermed avgjørende for verdien av kontoreiendom. På kort sikt drives

leieprisene av endringer i etterspørselen. Dette skyldes at tilbudet av kontorlokaler på kort sikt er fast. På lang sikt vil endringer i tilbudet også ha betydning for prisfastsettelsen (Hagen, 2016).

Rapporten *What drives office rents?* skrevet av Bjørland & Hagen (2019) viser at BNP er en forklarende driver for etterspørselen etter kontorareal, og derav også en driver for kontorleieprisene. I rapporten fremgår det at korrelasjon mellom BNP og leiepriser er sterkt positiv. Leieprisene vil dermed svinge med konjunktorene i økonomien.

I rapporten *Næringseiendom i Norge* påpeker Hagen (2016) at etterspørselen etter lokaler i stor grad drives av arbeidsledigheten i sektorer som typiske anvender kontor. Bedrifter som øker antall ansatte vil normalt etterspørre større kontorareal. Videre indikeres det at økt arbeidsledighet fører til lavere etterspørsel etter kontorlokaler, og derav lavere leiepriser. Med andre ord er det en positiv samvariasjon mellom arbeidsledighet og leieprisene i kontormarkedet.

Hagen (2016) konkretiserer videre at etterspørselen i stor grad er påvirket av forventet økonomisk vekst. Dersom leietakere forventer økonomisk oppgangskonjunktur, vil de trolig øke vekstambisjonene. Dette kan føre til økt etterspørsel etter kontorareal, hvilket kan gi økte leiepriser. Med andre ord er samvariasjonen mellom forventet økonomisk vekst og leieprisene positiv.

Empiri indikerer at renten har en indirekte effekt på leieprisen. En reduksjon i renten vil isolert føre til rimeligere finansieringsmuligheter og økt betalingsevne i bedrifter. Erfaringsmessig har reduksjon i rentenivået ført til høyere investeringsvillighet. På sikt vil økte investeringer fra næringslivet gi økt etterspørsel av kontorareal, og derav høyere leiepriser (Finansdepartementet, 2018).

På lang sikt vil etterspørselen også påvirkes av langsiktige strukturelle faktorer. I rapporten *Overview of financial stability* fremgår det at strukturelle endringer er den mest essensielle driveren for kontorledighet, og følgelig av stor betydning for leieprisene. Strukturelle endringer

kan for eksempel være endring i gjennomsnittlig kontorareal per ansatt (De Nederlandsche Bank, 2015).

Tilbudet av næringseiendom er gitt ved summen av nybygg og netto konverteringer av annen eiendom til næringslokaler. På kort sikt anses tilbudet i næringseiendomsmarkedet som fast gitt tidkrevende prosesser for å ferdigstille nytt areal. På lang sikt drives derimot tilbudet i stor grad av salgspriser. I rapporten *Næringseiendom i Norge* påpeker Hagen (2016) at høy vekst i salgprisene normalt gjør det mer lønnsomt å sette opp nye bygg.

3. Datagrunnlag

I dette kapitlet vil vi innledningsvis definere tidsrommet pre og post korona, deretter vil vi presentere datamaterialet samt metoden som er benyttet for å behandle rådata. Kapitlet har som formål å gi forståelse for datagrunnlaget som ligger til grunn i analysen.

3.1 Definerings av tidsrom

Utbruddet av koronaviruset startet i Kina i desember 2019, og ble først identifisert av kinesiske myndigheter i begynnelsen av januar 2020. Utbruddet ble erklært som “en alvorlig hendelse av betydning for internasjonal folkehelse” av World Health Organization i slutten av januar (FHI, 2020). Koronaviruset ble for første gang påvist i Norge i februar (Helse Norge, 2020). Perioden for pre (post) koronapandemien regnes dermed som perioden før (fra) første kvartal 2020.

3.2 Datagrunnlag

Datagrunnlaget for denne oppgaven er hentet fra Arealstatistikk, Pangea Property Partners (Pangea) og statistisk sentralbyrå (SSB). Datamateriale som brukes i denne oppgaven er tidsseriedata. En tidsserie består av observasjoner av én eller flere variabler over tid (Wooldridge, 2016, s.7).

3.2.1 Leiepris

Datamateriale er hentet fra Arealstatistikk. Arealstatistikk er en uavhengig aktør som leverer statistikk og underlagsdata av høy kvalitet til næringseiendomsbransjen. Leieprisen angir brutto nominell leiepris i henhold til kontrakt, på nye inngåtte kontrakter i kvartalet. Prisen er ekskludert merverdiavgift og leiefritak. Alle leieprisene er avrundet til nærmeste 10-krone. Alle gjennomsnitt er aritmetisk, og ikke vektet etter størrelse på leieforholdet (Arealstatistikk, 2020a). Datamaterialet består av 51 observasjoner, fra første kvartal 2008 til og med tredje kvartal 2020. Tidsrommet pre (post) består av 48 (3) observasjoner.

3.2.2 Leiepris A-kategori

Tidsserien for leiepris A-kategori er hentet fra Arealstatistikk. A-kategori kontrakter er de 15 prosent dyreste kontraktene basert på leiepris per kvadratmeter for kontorareal. Prisen er angitt på samme måte som leiepris for hele markedet. Kategorisering etter pris er en tilnærming av bransjens inndeling etter standardnivåer, og er gjort for å vise prisdybden i markedet. Dette er dermed ikke en statistisk inndeling som er direkte sammenlignbar fra rapport til rapport (Arealstatistikk, 2020a). Datamaterialet består av 51 observasjoner, fra første kvartal 2008 til og med tredje kvartal 2020. Tidsrommet pre (post) består av 48 (3) observasjoner.

3.2.3 Antall kontrakter

Datamateriale for antall kontrakter er hentet fra Arealstatistikk. Tidsserien angir hvor mange nye kontrakter som er inngått hvert kvartal. Registrering av kontraktene er basert på signeringsdato, hvilket innebærer at antall kontrakter som hovedregel rapporteres det kvartalet de signeres (Arealstatistikk, 2020a). Datamaterialet består av 51 observasjoner, fra første kvartal 2008 til og med tredje kvartal 2020. Tidsrommet pre (post) består av 48 (3) observasjoner.

3.2.4 Kontraktperiode

Datamateriale er hentet fra Arealstatistikk. Kontraktperioden beregnes etter stipulert start- og sluttdato for kontraktene, uten eventuelle opsjoner. Verken innflyttingsdato eller signeringsdato vektlegges. Videre er ikke varigheten vektet etter størrelse på leieforholdet (Arealstatistikk, 2020a). Datamaterialet består av 51 observasjoner, fra første kvartal 2008 til og med tredje kvartal 2020. Tidsrommet pre (post) består av 48 (3) observasjoner.

3.2.5 Transaksjonspris

Transaksjonsdata er hentet Pangea. Selskapet er et uavhengig konsulentshus med kompetanse på eiendomsrelaterte transaksjonstjenester i Norden (Pangea, u.å). Datamateriale innehar informasjon

om dato, fylke, bydel, industri og transaksjonspriser. Tidsserien er avgrenset til kontormarkedet i Oslo og Viken kommune. Datasettet består av totalt 320 observasjoner fra 12. januar 2015 frem til 7. september 2020. Tidsrommet pre (post) koronapandemien består av 287 (33) observasjoner.

3.2.6 Konsumprisindeksen uten energivarer og justert for avgiftsendringer

Datamateriale for konsumprisindeksen uten energivarer og justert for avgiftsendring (KPI-JAE) er hentet fra SSB. KPI-JAE beskriver utviklingen i konsumpris for varer og tjenester etterspurt av private husholdninger bosatt i Norge. Indeksen ekskluderer volatile energipriser og avgiftsendringer, og er et mål for underliggende utvikling i konsumprisindeksene (SSB, 2020a). Ved å justere for avgiftsendring og ta ut energivarer fjernes verdiene som anses som utenfor Norges Banks kontroll. Dette skyldes at avgifter bestemmes av regjeringen og at prisen på olje svinger med den internasjonale etterspørselen.

3.3 Databehandling

I det kommende avsnittet presenteres en uttømmende liste over hvilke justeringer som er gjort på datasettet. Først forklarer vi hvordan prisdata transformeres fra nominelle til reelle verdier. Deretter beskriver vi prosessen for identifisering og behandling av ekstremverdier. Avslutningsvis forklares metoden for fjerning av sesongeffekter.

3.3.1 Transformering til reelle leiepriser

Leiepriser og transaksjonspriser er registrert i nominelle priser, og dermed ikke justert for inflasjon. Det vil si at prisene ved kontraktsinngåelse i eksempelvis år 2010 tilsvarer den faktiske avtalte kontraktsprisen for dette året. Vi anvender KPI-JAE for å transformere tidsseriene til reelle priser. Verdien kalkuleres til prisnivået i 2020 ved å multiplisere med KPI-JAE for 2020 og dividere med verdien for det aktuelle året. Forholdstallet mellom verdien i 2020 og det aktuelle året tilsvarer den prosentvise økningen i inflasjon mellom disse periodene.

3.3.2 Identifisering og behandling av ekstremobservasjoner

I datasettet fra Arealstatistikk kan det observeres enkelte verdier som avviker fra det som kan anses som normale observasjoner. Ekstremobservasjoner i datasettet gir misvisende koeffisienter og derav upresise resultater ved bruk i regresjonsanalyse. Vi justerer for ekstremverdier ved winsorizing. Winsorizing erstatter verdien til ekstremobservasjonene med verdien til observasjonen som ligger på en gitt øvre og nedre persentil. Datasettet fra Arealstatistikk winsorizes til én prosent. Det vil si at de laveste 0,5 prosentene av verdiene erstattes med verdien på 0,5 prosent persentilen, og de høyeste 0,5 prosentene av verdiene erstattes av verdien på 99,5 prosent persentilen (Al-Khazaleh, Wadi & Ababneh, 2015). Årsaken til at vi kun bruker én prosent er at ingen av verdiene er av så ekstrem natur at det anses som nødvendig å erstatte med en mer ekstrem persentil.

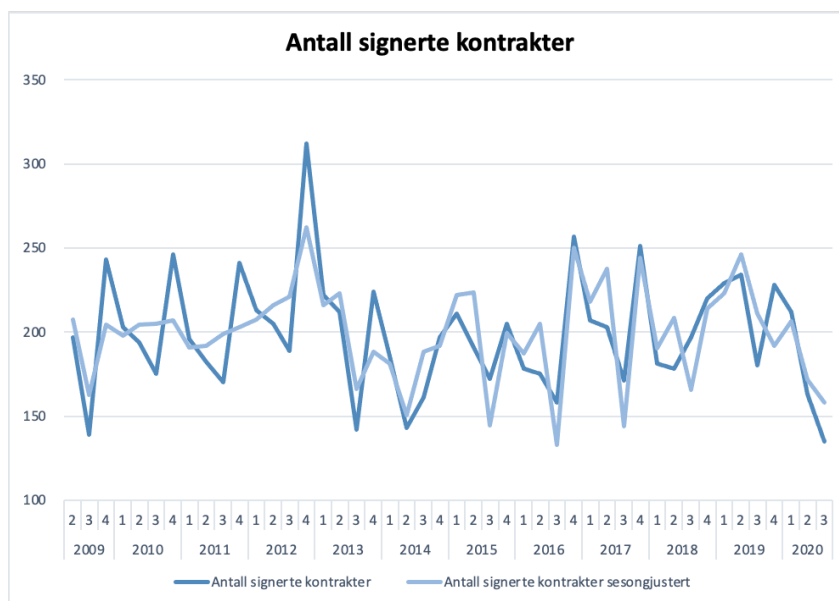
I forkant av regresjonsanalysen er observasjonene til og med tredje kvartal 2009 fjernet i datasettet fra Arealstatistikk. Observasjonene er i stor grad påvirket av den finansielle ustabiliteten under finanskrisen, og anses dermed ikke som normaldata. Det er nærliggende å tro at inkludering av verdiene kunne ledet til misvisende koeffisienter og derav upresise resultater i regresjonsanalysen.

I datasettet fra Pangea kan det observeres 11 enkeltobservasjoner som anses som ekstreme. Ekstremobservasjonene har verdi som er langt høyere enn den gjennomsnittlige verdien for tidsserien. Disse enkeltobservasjonene er av slik ekstrem natur at de ved bruk i regresjonsanalyse vil gi misvisende koeffisienter som ikke reflekterer det faktiske forholdet mellom den avhengige og uavhengige variabelen. Fordi observasjonene er av helt ekstrem natur vil winsorizing ikke være en tilstrekkelig metode. Vi har derfor erstattet ekstremverdiene med en maksimumsverdi på 3 000 MNOK.

3.3.3 Fjerning av sesongeffekter

I datasettet for antall kontrakter kan det observeres kvartalsvis sesongeffekter. Som det fremgår fra figur 3.1 blir det normalt inngått færrest kontrakter per tredje kvartal, etterfulgt av flest inngåtte

kontrakter per fjerde kvartal. Ved fjerning av sesongeffekter tar vi utgangspunkt i at en tidsserie kan dekomponert i en trend-, syklisk-, sesong-, og uregelmessig komponent (Grytten & Koilo, 2019). For å fjerne sesongeffektene beregnes først et bevegende gjennomsnitt av fire perioder. Videre sentraliseres verdien ved å ta gjennomsnittet av to påfølgende perioder. Dette gjør vi for at hvert kvartal skal få en tilhørende gjennomsnittsverdi. Deretter beregnes sesongkomponenten ved å dele den initiale verdien med det sentraliserte gjennomsnittet. Dette resulterer i verdier som varierer rundt én, hvor avviket tilsvare sesongeffekten. Videre kalkuleres gjennomsnittlig sesongkomponent for hvert kvartal. Avslutningsvis fjerner vi sesongeffektene ved å dele den initiale verdien på tilhørende gjennomsnittlige sesong komponenten for hvert kvartal. Figur 3.1 fremstiller variabelen med og uten sesongeffekter. Slik det fremgår i figuren er serien uten sesongeffekter mindre volatil enn serien som ikke er justert for sesong.



Figur 3.1: Antall signerte kontrakter og antall signerte kontrakter sesongjustert.

4. Empiri

Dette kapitlet gir innledningsvis en deskriptiv fremstilling av effekten av koronapandemien på BNP og inflasjonen. Deretter beskrives effekten av tidligere økonomiske kriser på kontormarkedet. Avslutningsvis greier vi ut om studier av koronapandemiens innvirkning på kontormarkedet.

4.1 Deskriptiv fremstilling

Dette kapitlet vil gi en beskrivelse av hva som har skjedd med BNP og inflasjon som følge av koronapandemien. Hensikten med avsnittet er å sammenligne vår markedsanalyse med den faktiske innvirkningen på variablene.

4.1.1 Inflasjon

Tall fra SSB viser at myndighetens tiltak for å begrense koronapandemien har hatt en betydelig effekt på KPI og KPI-JAE. Slik som det fremgår av figur 4.2 økte både inflasjonen og kjerneinflasjonen i første og andre kvartal 2020. Kjerneinflasjonen var til sammenligning én og tre prosentpoeng høyere enn tilsvarende kvartaler for 2019. Etterfulgt falt både inflasjon og kjerneinflasjon fra oktober til november (Økland, 2020). Videre estimeres det at kjerneinflasjonen blir tre prosent i 2020, hvilket tilsvarer ett prosentpoeng mer enn inflasjonsmålet (SSB, 2020b)².



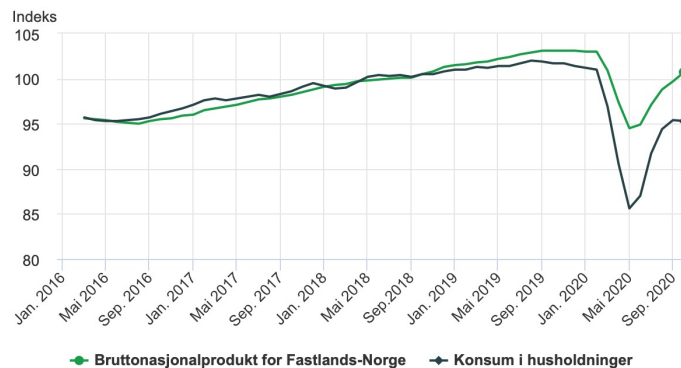
Figur 4.1: KPI og KPI-JAE

Kilde: (Økland, 2020).

² Se appendiks del A for beregning av KPI under koronapandemien.

4.1.2 BNP

Tall fra SSB viser at aktiviteten i norsk økonomi falt brått etter innføringen av smitteverntiltakene. BNP for Fastlands-Norge falt rundt 11 prosent fra februar til april (Lindstrøm, Blytt & Hirsch, 2020). Produksjonsfallet i norsk økonomi er det bratteste og dypeste observert i fredstid (Finansdepartementet, 2020). Etter en gradvis gjenåpning av samfunnet økte aktiviteten, og omlag halvparten av fallet fra februar til april var hentet inn i løpet av juli (Lindstrøm et al, 2020). BNP for fastlands-Norge var bare 1,5 prosent lavere i oktober enn i februar (SSB, 2020b). Økonomien vil fortsette innhenting, men ettervirkningene av smitteverntiltakene og nedgangen i internasjonal økonomi vil trolig medføre en langvarig lavkonjunktur (Kjos & Helliesen, 2020).

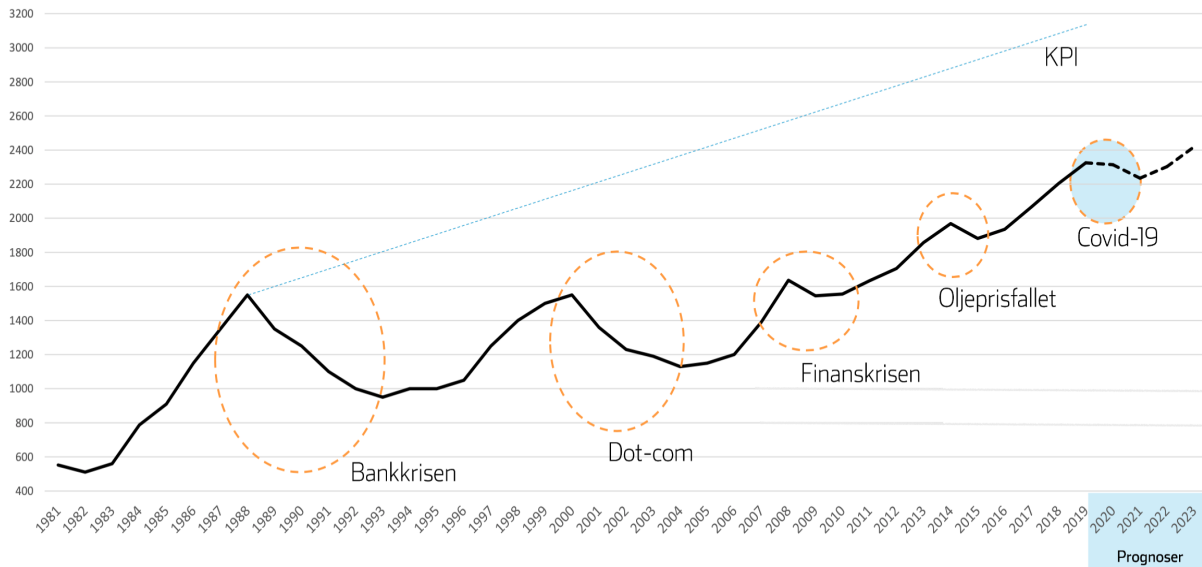


Figur 4.2: BNP og konsum. Sesongjustert.

Kilde: (Lindstrøm et al, 2020).

4.2 Tidligere krisers innvirkning på kontormarkedet

Dette avsnittet har som hensikt å beskrive effekten av tidligere økonomiske kriser på kontormarkedet. Utredningen anses som hensiktsmessig for å belyse problemstillingen fordi vi analyserer repetitive tidsserier hvor økonomiske kriser gjentatte ganger har hatt lignende effekter på markedet.



Figur 4.3: Historiske nominelle snittleiepriser for kontor i Oslo

Kilde: (Malling & Co, 2020a).

For å få et helhetlig bilde av hvordan historiske hendelser har påvirket leieprisen er det naturlig å begynne med bankkrisen. Som følge av massiv utlånsvekst og omfattende dereguleringer i banksektoren oppsto det en bankkrise på slutten av 1980-tallet (Norges Bank, u.å.). Perioden var preget av redusert sysselsetningsvekst og redusert arealabsorpsjon (Eiendomsspar, 2019). Slik det fremgår av figur 4.3 førte krisen til et stort fall i de nominelle leieprisene for kontorlokaler i Oslo. Prisfallet var videre størst i toppsegmentet (Dieseth, 2015). Bankkrisen hadde også stor betydning for transaksjonsmarkedet hvor transaksjonsprisene for næringseiendom ble tilnærmet halvert (Kampevoll, 2019).

De tidlige 2000 årene var preget av “dotcom” krisen hvor børsen falt markant og arbeidsledigheten økte. Perioden var preget av fallende leiepriser forårsaket av prisdumping og stor arealledighet. I tillegg ble få nye kontrakter inngått og det var lave forventninger til økt arealabsorpsjon (Union, 2002). Slik som det fremgår av figur 4.3 førte “Dotcom” krisen til et betydelig fall i nominelle gjennomsnittlige leiepriser fra 2000 til 2004. Prisfallet var igjen størst i toppsegmentet (Dieseth,

2015). Krisen førte også til et fall i både transaksjonspriser og transaksjonsvolum på næringsseiendom (Finanstilsynet, 2019).

Etter fire år med kraftig oppgang i kontormarkedet, ble markedet hardt rammet av finanskrisen i 2008. Finanskrisen førte til pessimistiske sysselsettingsprognoser og økt arealledighet. Bedrifter ble mer kostnadsfokuserede og planla i langt mindre grad for ekspansjon. Som det fremgår av figur 4.3 forårsaket finanskrisen et betydelig fall i leieprisene. Fra markedet toppet seg i andre kvartal 2008 til det traff bunnen i tredje kvartal 2009 falt gjennomsnittlige reelle leiepriser på nye kontrakter med omlag 20 prosent (Arealstatistikk, 2020b). Endringene kom først i toppsegmentene og det var kategori A-eiendom som ble hardest rammet (Union, 2010). Finanskrisen førte også til et fall i både transaksjonsprisene og i transaksjonsvolumet for kontoreiendom (Finanstilsynet, 2019).

Markedet hentet seg gradvis inn igjen, men slik det fremgår av figur 4.3 fikk markedet igjen et dypp i 2014 som følge av oljeprisfallet. Kombinasjonen av reduserte oljepriser, økt arbeidsledighet i oljesektoren og myndighetenes økte kapitalkrav til bankene førte til en bråstopp i norsk økonomi (Norli & Solberg, 2013). Dette førte til lavere etterspørsel etter kontor, økt arealledighet og reduserte leiepriser (Union, 2015). Fra markedet toppet seg i tredje kvartal 2014 til det nådde bunnen i første kvartal 2016 falt gjennomsnittlige reelle leiepriser på nye kontrakter med omlag 15 prosent (Arealstatistikk, 2020b). Oljeprisfallet fikk også betydning for transaksjonsmarkedet. Under perioden falt transaksjonsprisene, men aktiviteten i markedet ble derimot dratt vesentlig opp av store porteføljetransaksjoner (Dieseth, 2015).

De største krisene i nyere tid har altså påvirket kontormarkedet tilnærmet likt. Erfaring tilsier at kontormarkedet påvirkes av markedsuro som først gjør seg gjeldende i realøkonomien. Krisene har ført til fallende leiepriser og økende arealledighet. Omfanget av krisene har vært av varierende grad, men alle krisene har medført vedvarende prisfall. Prisfallet har derimot vært størst i toppsegmentet. Transaksjonsprisene i næringsseiendomsmarkedet har også falt etter krisene.

4.3 Studier av koronapandemiens effekt på kontormarkedet

Dette kapitlet har som hensikt greie ut om studier av koronapandemiens innvirkning på kontormarkedet. Studiene inkluderes i oppgaven for å gi et utvidet informasjonsgrunnlag ved analyse av problemstillingen.

DNB Markets publiserte i august 2020 en spørreundersøkelse hvor de undersøkte effekten av koronapandemien på kontormarkedet. Spørreundersøkelsen bygger på respons fra 105 bedriftsledere i Norge. Undersøkelsen fant en økning i hjemmekontor fra 10 til 80 prosent av bedriftens arbeidsstyrke under pandemien. Det forventes videre at bruken av hjemmekontor stabiliseres til forholdsvis høyt nivå etter pandemien (DNB Markets, 2020).

Eiendomshuset Malling & Co gjennomførte i juni en spørreundersøkelse med 145 selskaper. Formålet var å undersøke hvilke erfaringer selskapene har gjort seg under pandemien, samt hvilke implikasjoner dette kan ha for kontorleiemarkedet i fremtiden. Av respondentene forventet 58 prosent at arealbehovet per ansatt ikke blir endret som følge av koronapandemien, fem prosent forventet en økning og 37 prosent forventet en reduksjon. Undersøkelsen viste videre vesentlige forskjeller mellom store og små bedrifter. Studiet indikerer at små bedrifter ønsker faste kontorplasser, mens større bedrifter ønsker mer fleksible kontorplasser (M. Johannessen, 2020).

Malling & Co (2020b) har i tillegg gjennomført en statistisk test hvor de undersøkte potensiale for arealbesparelse ved økt bruk av hjemmekontor. Testen bygger på flere, noe urealistiske forutsetninger. Blant disse at hver dag tilegnes likevektet sannsynlighet for hjemmekontor, mens flere i realiteten velger hjemmekontor på fredager eller mandager. I tillegg forutsettes det at det ikke er noen avgrensede avdelinger, mens kontorlokale ofte er segmentert i lukkede avdelinger. Resultatene viser at potensiell arealbesparelse er størst hos store leietakere med ansatte som jobber hjemme flere dager i uken. Det estimeres videre at det kan ta nærmere ti år før kapasitetsbehovet reduseres grunnet lange leiekontrakter og tidkrevende omstrukturingsprosesser. Det totale reduksjonen vurderes videre til maksimalt én prosent av det totale markedet per år (Malling & Co, 2020b).

I juni 2020 publiserte Union en artikkel hvor de påpekte at forskjellen i yield spread blant ulike eiendomstyper normalt øker i nedgangstider. Enkelte leietakere er mer sårbare for likviditetsproblemer og forringet betalingsevne som følge av en krise. Kontorlokaler med høy eksponering mot bransjer som er betydelig påvirket av koronapandemien vil få økt leietaker risiko, og derav økt yield. Dette kan blant annet være kontoreiendom som er eksponert mot leietakere fra handel, hotell, servering og annen tjenesteyting. Statlige leietakere vil derimot anses som sikker, og vil dermed vurderes med lavere avkastningskrav. Eiendommer med solide leietakere vil følgelig få en høyere verdivurdering (Union, 2020).

5. Metode

I dette kapitlet gjør vi rede for metoden vi anvender for å undersøke om koronapandemien har hatt en innvirkning på kontormarkedet i Oslo. Først presenteres teori om stasjonære prosesser, metoden for å teste for stasjonaritet og valg av informasjonskriterium. Avslutningsvis gjør vi rede for regresjonsanalyse og forutsetninger for OLS.

5.1 Stasjonære prosesser

En grunnleggende forutsetning for analyse av tidsseriedata er stasjonære prosesser. Dersom serien ikke er stasjonær er det problematisk å anvende standard statistiske prosedyrer fordi resultatene av disse er upålitelig. Ved regresjonsanalyse av tidsseriedata må datamateriale være tilstrekkelig stasjonær for at koeffisientene skal beskrive forholdet mellom den avhengige og uavhengige variabelen for alle tidsperioder. En stokastisk variabel er stasjonær for $1 \leq t_1 < t_2 < \dots < t_m$, dersom den samlede distribusjonen av $(X_{t_1}, X_{t_2}, \dots, X_{t_m})$ er den samme som den samlede distribusjonen av $(X_{t_1+h}, X_{t_2+h}, \dots, X_{t_m+h})$ for alle heltall av $h \geq 1$. Med andre ord er en stokastisk variabel stasjonær dersom variabelens sannsynlighetsfordeling ikke endrer form over tid (Wooldridge, 2016, s.345-346).

Svakt avhengige tidsserier er tilstrekkelig for multippel regresjonsanalyse. Svak avhengighet erstatter forutsetningen om tilfeldig utvalg ved forutsetningen om at sentralgrenseteoremet og de store talls lov holder (Wooldridge, 2016, s.346). I denne utredningen anvendes benevnningen stasjonær dersom en tidsserie er svakt avhengig og kovarians stasjonær. Følgende betingelser må være oppfylt for at en tidsserie skal være kovarians stasjonær:

$$(5.1) E(x_t) = \mu$$

$$(5.2) E(x_t - \mu)(x_t - \mu) = \sigma^2 < \infty$$

$$(5.3) E(x_t - \mu)(x_{t+h} - \mu) = \gamma_{t+h-t} \forall t, t+h$$

hvor μ, σ^2 og γ_{t+h-t} er konstanter (Brooks, 2008, s.208). En kovarians stasjonær tidsserie er en serie hvor både gjennomsnittet og variansen er konstant og uavhengig av tid. I tillegg er kovariansen (X_{tI}, X_{tI+h}) for all $t, h \geq I$ bare avhengig av differansen i tidsperioden mellom variablene h og ikke avhengig av lokasjonen på den initiale tidsperioden t . Følgelig vil korrelasjonen mellom X_t og X_{t+h} også bare avhenge av h . For svakt stasjonære prosesser må korrelasjonen gå mot null når h er stor. Dersom dette er tilfellet har vi en asymptotisk ukorrelet tidsserie (Wooldridge, 2016, s.345-346).

5.1.1 Test for stasjonaritet

Dersom tidsserien ikke er stasjonær inneholder den enhetsrøtter. Dickey-Fuller (DF)-testen anvendes for å teste om tidsserien inneholder enhetsrøtter. Holmes & Ward (2020) forklarer at DF-testen tar utgangspunkt i en AR(1) modell og tester om $\theta = 1$ mot $\theta < 1$ i

$$(5.4) y_t = \alpha + \beta_t + \theta y_{t-1} + e_t \quad t = 1, 2, \dots,$$

hvor

$$(5.5) E(e_t | y_t, y_{t-1}, \dots, y_0) = 0$$

Formelt testes det om $\gamma = 0$ i

$$(5.6) \Delta y_t = y_t - y_{t-1} = \alpha + \beta_t + \gamma y_{t-1} + e_t \quad t = 1, 2, \dots,$$

Hypotesene blir følgende:

H_0 : serien inneholder en enhetsrot, mot

H_1 : serien er stasjonær.

Testen er derimot bare gyldig dersom residualene er hvit støy. En hvit støy prosess har konstant gjennomsnitt og varians og ingen autokovarians bortsett fra ved lag null. Med andre ord er testen

bare gyldig dersom residualene ikke er autokorrelert, og det ikke er autokorrelasjon i den avhengige variabelen i regresjonen. Dersom residualene ikke er hvit støy blir testen overdimensjonert, hvilket fører til økt grad av type én feil. Det vil si at antall ganger nullhypotesen blir feilaktig forkastes er høyere enn den nominelle størrelsen som blir brukt. Løsningen er å øke testens omfang ved å legge til p antall lags av den avhengige variabelen (Brooks & Tsolacos, 2010, s.228-380). Testen er svært sensitiv til antall lags p . Dersom det anvendes for få lags kan den gjenværende seriekorrelasjonen i residualene gi misvisende resultatet av testen. Dersom det anvendes for mange lags vil standardfeilene i testen forstørres, og testens treffsikkerhet reduseres (Hanck, Arnold, Gerber & Schmelzer, 2015).

Ved tilstedeværelse av seriekorrelasjon anvendes Augmented Dickey-Fuller (ADF)-testen for å avgjøre om tidsserien inneholder enhetsrøtter. ADF-testen er en utvidelse av DF-testen hvor det tas hensyn til autokorrelerte feilledd ved å legge til veksten fra tidligere perioder (Δy_{t-p}) i testmodellen for nullhypotesen. I ADF-testen anvendes følgende regresjon for å teste for enhetsrøtter:

$$(5.7) \Delta y_t = \alpha + \beta_t + \gamma y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \delta_2 \Delta y_{t-2} + \dots$$

hvor Δ angir differansen mellom to tidsperioder i en variabel. Testens nullhypotese er i likhet med DF-testen at $\gamma = 0$, og at serien inneholder en enhetsrot (Holmes, Scheurell & Ward, 2020)

Dersom datasettet ikke er stasjonært er en normal tilnærming differensiering. På tross av at Y_t og Y_{t-1} ikke er stasjonær kan differansen mellom verdiene være stasjonær. Ved å ta differansen vil man få en verdi som tilsvarende endringen i variabelen mellom to tidsperioder (Holmes, Scheurell & Ward, 2020, s.134-137).

5.1.2 Valg av informasjonskriterium

For å avgjøre hvor mange lags som skal inkluderes i ADF testen anvendes Akaike Information Criterion (AIC) (Zaiontz, 2020a). Verdien angir hvor godt modellen passer til datasettet.

Informasjonskriteriet er gitt ved minus to ganger rimelighetsfunksjonen (Log Likelihood) pluss to ganger antall parametere. Modellen er uttrykt som følgende:

$$(5.8) \text{ AIC} = -2 \log L\left(\hat{\theta}^{ML} | y\right) + 2K$$

Målet er å velge det antall lags som minimerer AIC. Dette skyldes at rimelighetsfunksjonen multipliseres med en negativ verdi, følgelig vil et lavere informasjonskriterium gi en bedre modell. Det andre leddet ($2K$) tar hensyn til overtilpassning (overfit) i modellen. Desto lavere antall parameter (K) jo mindre blir AIC (Korner-Nievergelt et al., 2015).³

5.2 Regresjonsanalyse

Regresjonsanalyse er et statistisk verktøy for å analysere sammenhengen mellom variabler. I dette kapittelet beskrives metoden for å finne regresjonslinjen. Videre presenteres de seks forutsetningene for regresjonsanalyse av tidsseriedata, samt hvilke tester som undersøker holdbarheten av forutsetningene. Avslutningsvis presenteres bruken av dummy variabel i regresjonen.

5.2.1 Ordinary least squares (OLS)

Den underliggende metodikken for å finne regresjonslinjen som representerer sammenhengen mellom variabler er OLS. OLS går ut på å finne den lineære kombinasjonen av alle observasjoner som minimerer det totale kvadratiske avvik fra regresjonslinjen. Avvikene fra regresjonslinjen er differansen mellom den faktiske avhengige variabelen y_i og den predikert variabelen \hat{y} , hvilket omtales som residualer u . Residualene kvadreres for å unngå at avvik med ulikt fortegn kansellerer hverandre (Wooldridge, 2016, s. 24-29). Modellen uttrykkes som følger:

³ For nærmere beskrivelse av stasjonaritet, test for stasjonaritet og valg av informasjonskriterium henvises til appendiks del B.

$$(5.9) \text{Min} \sum_{i=1}^n \{(y_i - \hat{y})\}^2 = \sum_{i=1}^n [y_i - (\beta_1 X_{1,i} + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_{n,i})]^2$$

5.2.3 Forutsetninger for OLS i tidsseriedata

I dette kapitlet skal vi diskutere de seks forutsetningene for OLS på tidsseriedata. Dersom forutsetningene holder er koeffisientene forventningsrette betinget den uavhengige variabelen. Videre vil holdbarhet medfører forventningsrette estimatorer på variansen. En estimator er forventningsrett dersom forventningsverdien er lik parameterens sanne verdi. Dersom forutsetningene holder er koeffisientene i modellen også de beste lineære upartiske estimatorene for alle verdier av den uavhengige variabelen. Dette innebærer at modellen består av koeffisientene med lavest varians, som er konsistente, effisiente og forventningsrette. Avslutningsvis medfører holdbarhet i forutsetningen at OLS koeffisientene er normalfordelt, betinget den uavhengige variabelen. Videre følger t- og F-observatoren de respektive t- og F-fordelingene, og den vanlige konstruksjonen av konfidensintervaller anses som gyldig (Wooldridge, 2016, s. 319-322).

Forutsetning 1 - Linearitet i parameterne

Den første OLS forutsetningen sier at tidsserien må forklares av en modell som er lineær i parameterne. Forutsetningen uttrykkes ved at den stokastiske prosessen $\{(x_{t1}, x_{t2}, \dots, x_{tk}, y_t) : t = 1, 2, \dots, n\}$ følger en linear modell:

$$(5.10) y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t1} + \dots + \beta_k x_{tk} + u_t$$

hvor β_i er de ukjente parameterne, $\{u_t : t = 1, 2, \dots, n\}$ er en sekvens av residuaene og n er antall tidsperioder (Wooldridge, 2016, s.317-318). Dersom forutsetningen om linearitet i parameterne er brutt vil det oppstå problemer med at det ikke lenger er forventningsrette koeffisienter og standardfeil. I tillegg vil det oppstå problemer med upålitelige resultater ved hypotesetesting. For å undersøke om forutsetningen om linearitet holder benytter vi grafisk fremstilling av residualer mot predikerte verdier (Duke University, 2020).

Forutsetning 2 - *Multikollinearitet*

Den andre OLS forutsetningen er at ingen av de uavhengige variablene i tidsserien er konstante, eller eksakte lineære kombinasjon av andre uavhengige variabler. Forutsetningen tillater at forklaringsvariablene er sterkt korrelert, men tillater ikke perfekt korrelasjon.

Ved tilstedeværelse av multikollinearitet vil det oppstå problemer med koeffisienter som ikke er forventningsrette. I tillegg vil t-observatorene og F-observatorene ved hypotesetesting ikke følge de representative fordelingene, og resultatene vil dermed bli upålitelig. Det testes for multikollinearitet ved å benytte Variation Inflation Factor (VIF)-testen (Wooldridge, 2016, s.74-318).

Forutsetning 3 - *Nullbetinget gjennomsnittsverdi (Zero Conditional Mean)*

Den tredje forutsetningen for OLS er nullbetinget gjennomsnitt. Forutsetningen om nullbetinget gjennomsnitt innebærer at for hver tidspunkt t må forventningsverdien til residualene være lik null. Matematisk kan dette uttrykkes som:

$$(5.11) E(u_t|x) = 0, t = 1, 2, \dots, n$$

Med andre ord kan ikke residualene på noe tidspunkt være korrelert med noen av de uavhengige variablene. Det vil si at forventningsverdien til residualene må være helt uavhengig av de eksogene variablene i hele tidsserien, inklusivt gamle og fremtidige verdier av forklaringsvariabelen. Dersom residualene er uavhengig av forklaringsvariablene og forventningsverdien er null, holder forutsetningen om nullbetinget gjennomsnitt automatisk (Wooldridge, 2016, s.318). Skjevhet grunnet utelatte variabler eller målingsfeil i forklaringsvariablene er vanlige årsaker til at forutsetningen om nullbetinget gjennomsnitt ikke holder. Dersom forutsetningen ikke holder er OLS koeffisientene ikke forventningsrette, og resultatene fra hypotesetesting vil bli upålitelig da t- og F-observatorene ikke følger de tilhørende fordelingene (Wooldridge, 2016, s.318-319). Forutsetningen om nullbetinget gjennomsnitt har ingen formell test for å undersøke holdbarheten.

Forutsetning 4 - Homoskedasitet

Forutsetningen om homoskedasitet innebærer at variansen til residualen i regresjonsmodellen er konstant for alle observerte verdier av den uavhengige variabelen. Med andre ord forutsettes det at variansen i residualene er uavhengig av forklaringsvariablene og konstant over tid. Matematisk uttrykkes forutsetningen ved:

$$(5.12) \text{Var}(u_t|x) = \text{Var}(u_t) = \sigma^2, t = 1, 2, \dots, n$$

Dersom forutsetningen ikke holder er residualene heteroskedastisk. Dette medfører problemer med at koeffisientene og standardavvikene ikke er forventningsrette. I tillegg fører heteroskedastisitet til upålitelige resultater ved hypotesetesting (Wooldridge, 2016, s.320). Homoskedastisitet kan undersøkes ved både formelle statistiske tester og ved grafisk fremstilling. Grafisk undersøkes forutsetningen om homoskedasitet ved å fremstille residualene over tid (Duke University, 2020). For å teste om forutsetningen holder benyttes Breusch Pagan (BP)-test for heteroskedastisitet (Wooldridge, 2016, s. 251).

Forutsetning 5 - Seriekorrelasjon

Den femte OLS forutsetningen er ingen tilstedeværelse av seriekorrelasjon, også kalt autokorrelasjon. Fravær av seriekorrelasjon innebærer ingen korrelasjon mellom residualene over tid. Matematisk utledes forutsetningen som følgende:

$$(5.13) \text{Corr}(u_t, u_s|x) = 0 \text{ for alle } t \neq s$$

Dersom residualene på ulike tidspunkt er korrelert vil positive residual i periode $t-1$ normalt følges av positive residual i periode t . Som et resultat av seriekorrelasjon vil man ikke få forventingsrette koeffisienter, og man vil få problemer med holdbarheten ved hypotesetesting (Wooldridge, 2016, s.320-322). Vi anvender Durbin-Watson testen for å teste om forutsetningen om ingen seriekorrelasjon i residualene holder.

Forutsetning 6 - Normalitet

Den siste OLS forutsetningen er normalfordelte residualer. Dette innebærer at feilleddet må være uavhengig av forklaringsvariablene, samt uavhengig og identisk normalfordelt med forventningsverdi lik null. Matematisk uttrykkes forutsetningen slik:

$$(5.14) \text{ Normal}(0, \sigma^2)$$

Dersom forutsetningen om normalfordelte residualer ikke holder, kan standardavvikene fra OLS regresjonen være upålitelige og man kan ikke stole på resultatene av t- og F-tester. Dette skyldes at t- og F-observatorene ikke passer til de respektive fordelingene. Ved store utvalgsstørrelser vil fordelingen tilnærme seg t- og F-fordeling, og brudd på normalitet vil ikke være et problem ved statistisk testing (Wooldridge, 2016, s.150-322). Forutsetningen om normalitet kan undersøkes både grafisk og statistisk. Grafisk undersøkes forutsetningen ved å fremstille datapunktene mot en teoretisk normalfordeling. For å formelt teste om forutsetningen holder anvendes Shapiro Wilks test (Duke University, 2020).⁴

5.3 Dummy variabel

I regresjonsanalysen anvendes en dummy variabel for tid. Dummy variabelen er en kategorisk variabel som enten kan ha verdien én eller null. Ved bruk av dummy-regresjon er det krav om at en av variablene er en referanseverdi. Dette er viktig for å ikke skape lineær avhengighet da hver kategori kan uttrykkes som en linear funksjon av de andre kategoriene. Med andre ord er dette essensielt for at forutsetninger om multikollinearitet skal holde (Eikmo, 2004).

⁴ For nærmere beskrivelse av testene for OLS forutsetningene henvises til appendiks del C.

6. Analyse

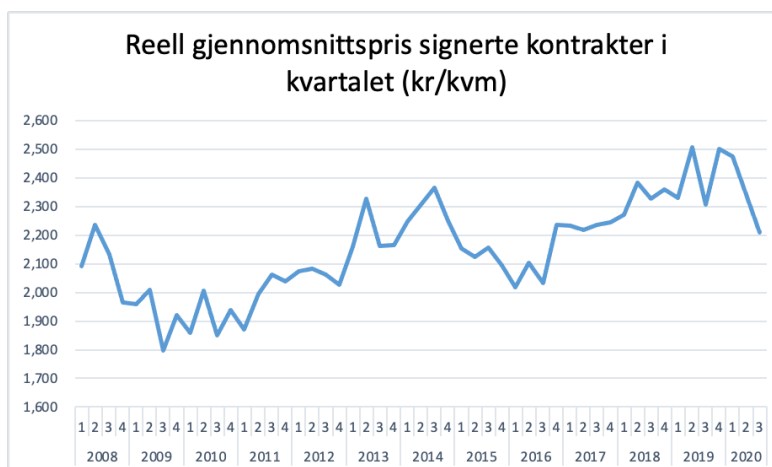
I dette kapitlet vil vi først vil ta for oss en deskriptiv fremstilling av gjennomsnittlig leiepris, gjennomsnittlig leiepris A-kategori, antall signerte kontrakter, gjennomsnittlig kontraktsperiode og transaksjonspriser. Deretter presenteres regresjonsanalysen hvor vi undersøker om koronapandemien er signifikant for variablene. Avslutningsvis drøfter vi resultatene i lys av teori.

6.1 Deskriptiv analyse

Dette avsnittet vil ta for seg en deskriptiv fremstilling av utviklingen i de ulike variablene, hvorav hensikten er å beskrive effekten av koronapandemien.

6.1.1 Leiepris

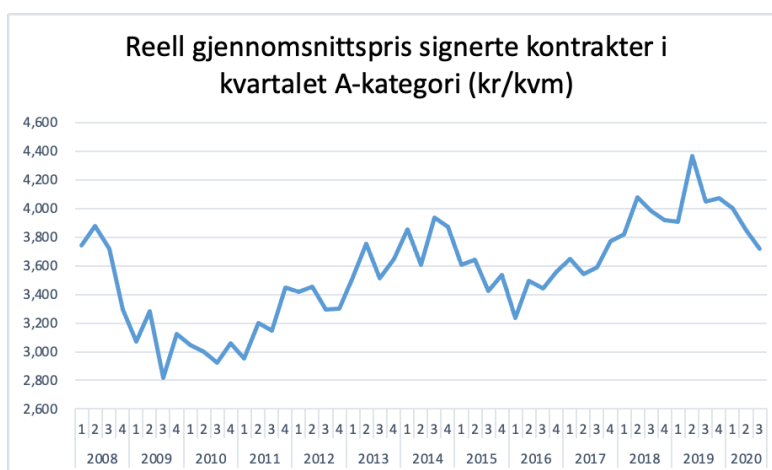
Slik det fremgår av figur 6.1 har reelle leiepriser steget jevnt over tid. Trenden blir derimot jevnlig forstyrret av gjentatte kortvarige fall i prisnivået. Gjennomsnittlig reelle leiepriser har for de tre første kvartalene i 2020 falt med henholdsvis omtrent én, fem og seks prosent mellom hvert kvartal. Fra fjerde kvartal 2019 til tredje kvartal 2020 er den totale reduksjonen på omtrent 12 prosent. Til sammenligning falt gjennomsnittlig leiepris på nye kontrakter med omlag 12 og 10 prosent i løpet av de tre første kvartalene etter toppnoteringen i henholdsvis finanskrisen og oljeprisfallet.



Figur 6.1: Reell gjennomsnittspris kontrakter i kvartalet (kr/kvm).

6.1.2 Leiepris A-kategori

Leiepriser for A-kategori eiendom har i likhet med leieprisene for hele markedet en stigende trend. Gjennomsnittlig leiepris A-kategori har for de tre første kvartalene i 2020 falt med henholdsvis omtrent to, fire og tre prosent mellom hvert kvartal. Fra fjerde kvartal 2019 til tredje kvartal 2020 er den totale reduksjonen i leieprisene på omlag ni prosent. Den samlede prisreduksjonen er tre prosent mindre enn prisreduksjonen for hele leiemarkedet. Til sammenligning falt gjennomsnittlig leiepris på nye kontrakter med omlag 21 og åtte prosent i løpet av de tre første kvartalene etter toppnoteringen i henholdsvis finanskrisen og oljeprisfallet.

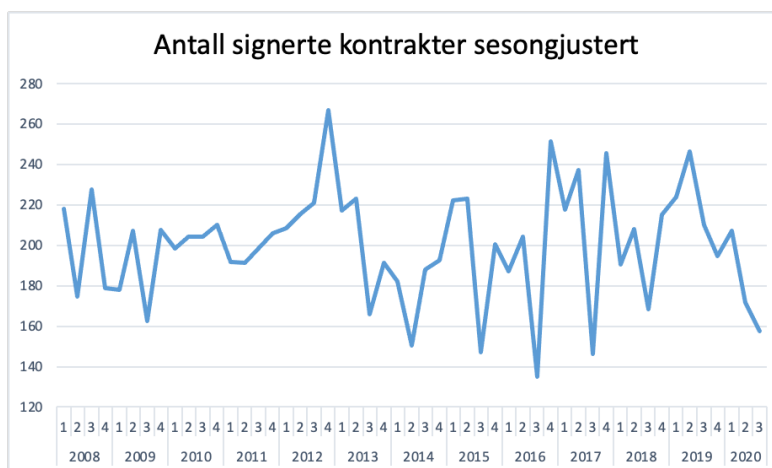


Figur 6.2: Reell gjennomsnittspris kontrakter i kvartalet A-kategori (kr/kvm).

6.1.3 Antall kontrakter

I figur 6.3 kan det observeres at den sesongjusterte serien for antall signerte kontrakter er svært volatil uten tegn til trend. Gjennomsnittlig signeringsvolum for alle perioder er på 201 kontrakter. Gjennomsnittlig verdi under koronapandemien er 179 kontrakter. I løpet av første kvartal 2020 økte sesongjustert signeringsvolum med seks prosent. Deretter falt antall signerte kontrakter i andre og tredje kvartal med henholdsvis 17 og åtte prosent. Fra fjerde kvartal 2019 til tredje kvartal 2020 er den totale reduksjonen i antall signerte kontrakt omlag 19 prosent. Som det fremgår av

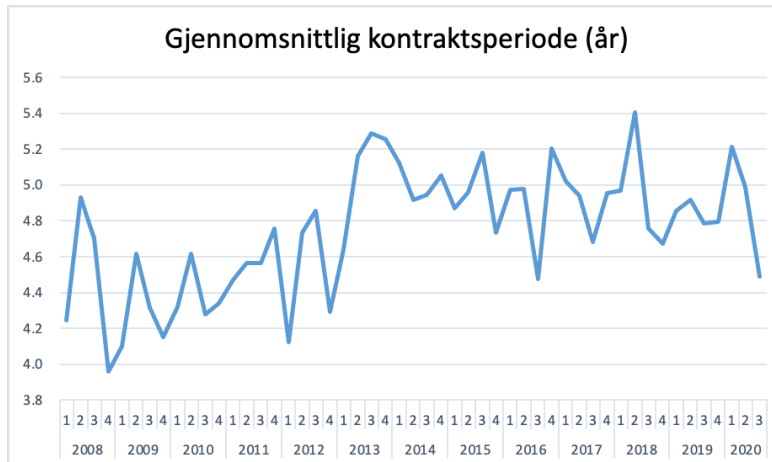
figur 6.3 er tidsserien svært volatil og det er derfor utfordrende å observere hvilke endringer som forekommer av koronapandemien og av naturlige svingninger i tidsserien.



Figur 6.3: Antall signerte kontrakter sesongjustert.

6.1.4 Kontraktsperiode

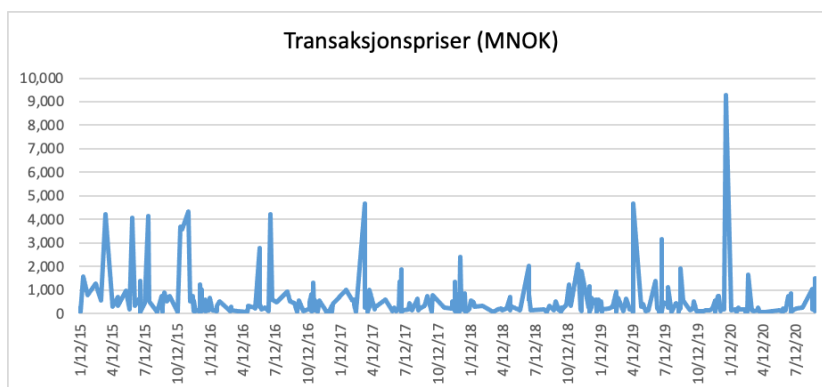
Tidsserien for gjennomsnittlig kontraktsperiode er volatil med en relativt flat trend og stabil varians. I løpet av første kvartal 2020 økte gjennomsnittlig kontraktsperiode med omlag ni prosent. Deretter falt kontraktsperioden med fem og ti prosent mellom hver av de påfølgende kvartalene. Fra fjerde kvartal 2019 til tredje kvartal 2020 er den totale reduksjonen i gjennomsnittlig kontraktsperiode omlag syv prosent. Til sammenligning falt gjennomsnittlig kontraktsperiode under finanskrisen med 17 prosent på tre kvartal etter toppnotering. I løpet av de første kvartalene under oljeprisfallet i 2014 kan det derimot ikke observeres noe tydelige endringer.



Figur 6.4: Gjennomsnittlig kontraktperiode (år).

6.1.5 Transaksjonspriser

Slik det fremgår av figur 6.5 har tidsserien for reelle transaksjonspriser ingen tydelig trend. Tidsserien er preges av høy volatilitet og store differanser mellom minimums- og maksimumsverdiene. Videre observeres det 11 datapunkter hvor transaksjonsprisene er ekstremt høye. Den gjennomsnittlige transaksjonsprisen før pandemien er 575 MNOK. Gjennomsnittlige transaksjonspris under pandemien er beregnet til 340 MNOK. Slik det fremgår av figur 6.5 er det gjennomført færre transaksjoner hvor prisen har vært unormalt høy etter pandemien. Det er dermed vanskelig å si om redusert gjennomsnitt skyldes koronapandemien eller om det er en konsekvens av at gjennomsnittet ikke blir dratt opp av ekstremverdier. Fra den deskriptive fremstillingen er det utfordrende å observere hva effekten av koronapandemien er på transaksjonsmarkedet.



Figur 6.5: Transaksjonspriser i reell verdi (MNOK).

6.2 Resultater av regresjonsanalyse

Dette avsnittet fremstiller resultatene av regresjonsanalysen juster for robust standard feil⁵. Oppgavens overordnede problemstilling er å avgjøre hvorvidt koronapandemien har hatt betydning for kontormarkedet i Oslo. Problemstillingen undersøkes ved å teste om dummy variabelen som indikerer om koronapandemien har inntruffet er signifikant i regresjonsmodellene for de utvalgte interessevariablene. Dermed vil kommende drøftelse i hovedsak omhandle koeffisienten og p-verdien til dummy variabelen.

	Avhengig variabler			
	FD ln Pris (1)	FD ln Pris A-kategori (2)	FD ln Antall (3)	FD ln Kontraksperiode (4)
Tid	0.001 p = 0.640	0.0005 p = 0.664	0.001 p = 0.026**	-0.003 p = 0.014**
FD ln Antall	0.031 p = 0.332	0.072 p = 0.019**		0.055 p = 0.932
FD ln Pris			0.813 p = 0.000***	0.588 p = 0.470
FD ln Kontraksperiode	0.258 p = 0.014**	0.101 p = 0.695	0.637 p = 0.000***	
Dummy Postcovid	-0.045 p = 0.113	-0.032 p = 0.481	-0.020 p = 0.536	0.020 p = 0.304
Constant	-2.148 p = 0.641	-0.930 p = 0.666	-2.100 p = 0.024**	5.172 p = 0.014**
Observations	43	43	43	43
R ²	0.265	0.177	0.104	0.229
Adjusted R ²	0.187	0.090	0.009	0.148

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabell 6.1: Regresjonsanalyse leieprisdata.

I tabell 6.1 fremstilles regresjonsmodellene på gjennomsnittlig leiepris, gjennomsnittlig leiepris A-kategori, antall nye signerte kontrakter og gjennomsnittlig kontraksperiode. De respektive variablene er uttrykt som førstedifferansen av den naturlige logaritmen av variabelen ($\Delta \ln$).

⁵ For resultater av DW-testen se appendiks del C, forutsetning 5.

6.2.1 Regresjon 1

I regresjon 1 er $\Delta \ln$ gjennomsnittlig leiepris på nye inngåtte kontrakter den avhengige variabelen. De uavhengige variablene er tid, $\Delta \ln$ antall nye inngåtte kontrakter, $\Delta \ln$ gjennomsnittlig kontraktsperiode og dummyvariabel for koronapandemien. Regresjonsmodellen utledes som følgende:

$$(6.1) \Delta \ln \text{ Pris} = \alpha + \beta_1 * \text{Tid} + \beta_2 * \Delta \ln \text{ Antall} + \beta_3 * \Delta \ln \text{ Kontraktsperiode} + \beta_4 \text{ Dummy Postcovid} + ut$$

Dummyvariabelen for post koronapandemien har en negativ koeffisient. Det vil si at dersom dummy variabelen går fra null til én, og koronapandemien er et faktum vil den prosentvise endringen i gjennomsnittlig kontraktspris reduseres. Koeffisienten har derimot en p-verdi på omlag 11 prosent og anses dermed ikke som signifikant. Med andre ord er sannsynligheten for at tilfeldigheter forklarer endringen i prisnivået for stor til å forkaste nullhypotesen om ikke signifikant koeffisient. Datagrunnlaget gir dermed ikke holdbarhet til å konkludere med signifikant forskjell i leieprisnivået ved tilstedeværelse av koronapandemien.

6.2.2 Regresjon 2

I regresjon 2 er $\Delta \ln$ gjennomsnittlig leiepris A-kategori på nye inngåtte kontrakter den avhengige variabelen. De uavhengige variablene er tid, $\Delta \ln$ antall nye inngåtte kontrakter, $\Delta \ln$ gjennomsnittlig kontraktsperiode og dummyvariabel for koronapandemien. Regresjonsmodellen utledes som følgende:

$$(6.2) \Delta \ln \text{ Pris A-kategori} = \alpha + \beta_1 * \text{Tid} + \beta_2 * \Delta \ln \text{ Antall} + \beta_3 * \Delta \ln \text{ Kontraktsperiode} + \beta_4 \text{ Dummy Postcovid} + ut$$

Dummyvariabelen for post koronapandemien har en negativ koeffisient. Det vil si at dersom dummy variabelen går fra null til én, og koronapandemien er et faktum vil den prosentvise endringen i gjennomsnittlig kontraktspris for A-kategori eiendom reduseres. Koeffisienten har derimot en p-verdi på omlag 48 prosent og anses dermed ikke som signifikant. Vi kan dermed ikke

konkludere med signifikant forskjell i leieprisnivået for A-kategori eiendom som følge av pandemien.

6.2.3 Regresjon 3

I regresjon 3 er $\Delta \ln$ antall nye inngåtte kontrakter den avhengige variabelen. De uavhengige variablene er tid, $\Delta \ln$ gjennomsnittlig leiepris, $\Delta \ln$ gjennomsnittlig kontraktsperiode og dummyvariabel for koronapandemien. Regresjonsmodellen utledes som følgende:

$$(6.3) \Delta \ln \text{ Pris Antall} = \alpha + \beta_1 * \text{Tid} + \beta_2 * \Delta \ln \text{ Pris} + \beta_3 * \Delta \ln \text{ Kontraktsperiode} + \beta_4 \text{ Dummy} \\ \text{Postcovid} + ut$$

Dummyvariabelen for post koronapandemien har en negativ koeffisient. Det vil si at dersom dummy variabelen går fra null til én, og koronapandemien er et faktum vil den prosentvise endringen i antall nye inngåtte kontrakter reduseres. Koeffisienten har derimot en p-verdi på 54 prosent, og anses dermed ikke som signifikant. Datagrunnlaget gir dermed ikke holdbarhet til å konkludere med signifikant forskjell i leieprisnivået ved tilstedeværelse av pandemien.

6.2.4 Regresjon 4

I regresjon 4 er $\Delta \ln$ gjennomsnittlig kontraktsperiode den avhengige variabelen. De uavhengige variablene er tid, $\Delta \ln$ antall nye inngåtte kontrakter, $\Delta \ln$ gjennomsnittlig leiepris og dummyvariabel for koronapandemien. Regresjonsmodellen utledes som:

$$(6.4) \Delta \ln \text{ Kontraktsperiode} = \alpha + \beta_1 * \text{Tid} + \beta_2 * \Delta \ln \text{ Pris} + \beta_3 * \Delta \ln \text{ Antall} + \beta_4 \text{ Dummy} \\ \text{Postcovid} + ut$$

Dummyvariabelen for post koronapandemien har en positiv koeffisient. Det vil si at dersom dummy variabelen går fra null til én, og koronapandemien er et faktum vil den prosentvise endringen i gjennomsnittlig kontraktsperiode øke. Koeffisienten har derimot en p-verdi på 30

prosent og anses ikke som signifikant. Vi kan dermed ikke konkludere med signifikant forskjell i gjennomsnittlig kontraktsperiode som følge av pandemien.

6.2.5 Regresjon 5

I tabell 6.2 fremstilles regresjonsmodellen på transaksjonspriser. Den avhengige variabelen er uttrykt som den naturlige logaritmen av variabelen på nivåform.

	Avhengig variabel
	ln Transaksjonspris
Tid	-0.015 p = 0.070*
Dummy Postcovid	-0.132 p = 0.539
Constant	37.046 p = 0.033**
Observations	320
R ²	0.021
Adjusted R ²	0.015
<i>Note:</i>	* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

Tabell 6.2: Regresjonsanalyse transaksjonsdata.

I regresjon 5 er ln transaksjonspris den avhengige variabelen. De uavhengige variablene er tid og dummyvariabel for koronapandemien. Regresjonsmodellen utledes som:

$$(6.5) \ln \text{Transaksjonpris} = \alpha + \beta_1 * \text{Tid} + \beta_2 \text{Dummy Postcovid} + ut$$

Dummyvariabelen for post koronapandemien har en negativ koeffisient. Det vil si at dersom dummy variabelen går fra null til én, og koronapandemien er et faktum vil transaksjonsprisene falle med omlag 13 prosent. Koeffisienten har derimot en p-verdi på 54 prosent og anses dermed

ikke som signifikant. Datagrunnlaget gir følgelig ikke holdbarhet for å konkludere med signifikant forskjell i leieprisnivået ved tilstedeværelse av pandemien.

6.3 Drøftelse

I dette kapittelet skal vi i lys av oppgavens innledende teori drøfte hvordan leie- og transaksjonsmarkedet for kontoreiendom i Oslo er påvirket av koronapandemien. Drøftelsen bygger på den deskriptive fremstillingen av gjennomsnittlig leiepris, gjennomsnittlig leiepris A-kategori, antall signerte kontrakter, gjennomsnittlig kontraktsperiode og transaksjonspriser. Drøftelsen har ikke hensyntatt regresjonsanalysen fordi en liten utvalgsstørrelse er en betydelig driver for ikke-signifikante resultater, og er derav av lavere validitet. Dette vil diskuteres nærmere i det kommende kapittelet.

6.3.1 Leiepris

Som illustrert i analysen har gjennomsnittlige leiepriser på kontorareal falt påfølgende koronapandemien. Som innledningsvis forklart er BNP en sentral driver for leieprisene. Historisk har kontorleiepriser og BNP beveget seg likt. Erfaring tilsier at leieprisene påvirkes av markedsuro som først gjør seg gjeldende i realøkonomien. Vår analyse viser at pandemien har ført til en betydelig reduksjon i BNP. Fallet i leiepriser er dermed i overensstemmelse med teorien og forventningene presentert tidligere i oppgaven.

Videre påpekte vi at arbeidsledigheten og leieprisene har en negativ samvariasjon, og at redusert sysselsetting fører til lavere leiepriser. Som tidligere forklart har koronapandemien ført til politiske bestemte begrensninger som har gitt lavere produksjon og derav høyere arbeidsledighet. På tross av at det ikke er de typiske kontoryrkene som opplever størst nedgang i sysselsettingen, er det nærliggende å tro at kontorleieprisene er påvirket av den generelle økningen i arbeidsledighet (M. Johannessen, 2020). Reduserte leiepriser kan dermed rasjonaliseres ved at økt arbeidsledighet under pandemien har ført til lavere etterspørsel etter kontorlokaler, og følgelig lavere gjennomsnittlige leiepriser.

I oppgaven er det også konkretisert at leieprisene påvirkes av forventet økonomisk vekst. Som tidligere vist har koronapandemien ført til nedjusterte prognoser for økonomisk vekst og økt usikkerhet i markedet. Det er nærliggende å tro at bedrifter i langt større grad planlegger for økonomiske nedgangstider og dermed er bekymret for fremtidig inntjening. En langvarig lavkonjunktur vil føre til press på resultatmarginer og det kan derfor tenkes at reduserte leiepriser kan forklares av pessimistiske økonomiske utsikter.

Videre har den økonomiske krisen ført til at den risikofrie renten er betydelig redusert. Redusert rente har en positiv effekt på investeringsviljen til norske bedrifter, hvilket kan bidra til at bedrifter ønsker å flytte til større og dyrere lokaler. En reduksjon i renten indikerer dermed økte leiepriser. Det observeres derimot at leieprisene faller. Dette kan indikere av at redusert BNP, økt arbeidsledighet og redusert vekstforventninger dominerer effekten av den reduserte renten.

6.3.2 Leiepris A-kategori

Slik det fremgår fra analysen har gjennomsnittlig leiepris A-kategori falt påfølgende koronapandemien. Leiepris for A-kategori eiendommer reduseres i likhet med gjennomsnittsprisen for hele markedet med fallende BNP, økende arbeidsledighet og reduserte vekstforventninger. Redusert risikofri rente antas å føre til økte leiepriser for A-kategori eiendommer på lik linje med gjennomsnittsprisene for hele markedet. Et prisfall kan dermed forklares av at redusert BNP, økt arbeidsledighet og reduserte vekstforventninger overstyrer effekten av den reduserte renten.

Tidligere økonomiske kriser har vist at leieprisene på de dyreste kontorene har falt mer og tidligere enn markedet som helhet. Analysen vår viser derimot at leiepriser for A-kategori har falt mindre enn leieprisene i hele markedet etterfølgende koronapandemien. Vår markedsanalyse viser at koronapandemien skiller seg fra andre økonomiske kriser ved at den er forårsaket av politisk bestemte begrensninger, og ikke av finansielle ustabiliteter. Det kan dermed tenkes at de sektorene som typisk etterspør de dyreste kontorlokalene ikke er like hardt rammet av koronapandemien som normalt ved en økonomisk krise. For eksempel er det finanssektoren som typisk etterspør de

dyreste kontorlokaler i Oslo. Påfølgende koronapandemien har aktivitetsnivået vært svært høyt på Oslo Børs (DNB, 2020). Følgelig er det nærliggende å tro at finanssektoren ikke vil etterspørre mindre kontorareal som følge av pandemien. Med andre ord kan det relativt svake fallet i leieprisen på A-kategori eiendom trolig forklares av at krisen rammer annerledes enn tidligere, og at bedrifter som normalt etterspør dyre kontorlokaler er delvis skånet for de økonomiske konsekvensene av pandemien.

6.3.3 Antall kontrakter

Som illustrert i analysen har antall signerte kontrakter falt påfølgende koronapandemien. Som tidligere vist er det sterk positiv samvariasjon mellom aktiviteten i kontorleiemarkedet og den økonomiske aktiviteten. Analysen vår viser at BNP har falt kraftig under koronapandemien, og som forventet gjenspeiles dette som en reduksjon i antall inngåtte kontrakter.

Vi har også forklart at økt arbeidsledighet vil føre til lavere etterspørsel etter kontorareal. Selv om den typiske kontorbransjen ikke er spesielt hardt rammet vil kontorområder med eksponering mot bransjer hvor arbeidsledigheten har økt oppleve lavere etterspørsel etter kontorareal. Det er for eksempel betimelig å tro at kontorområder med stor eksponering mot oljesektoren eller reiselivsbransjen har opplevd stor reduksjon i signeringsvolum. Reduksjonen i antall inngåtte kontrakter kan dermed delvis forklares av økt arbeidsledighet.

Vår markedsanalyse viste at politisk bestemte produksjonsbegrensninger har ført til økonomisk lavkonjunktur, derav økt fremtidig økonomisk usikkerhet. Det er videre nærliggende å anta at økt usikkerhet har ført til avventende leietagere, hvilket igjen har ført til at færre nye avtaler har blitt inngått. Videre kan man anta at reduserte prognoser for økonomisk vekst har bidratt til at flere bedrifter har nedjustert vekstambisjonene og dermed i mindre grad planlegger for ekspansjon. Risikoen for en vedvarende lavkonjunktur kan dermed forklare reduksjonen i antall nye inngåtte kontrakter.

I løpet av første kvartal 2020 besluttet sentralbanken å sette ned styringsrenten. Den risikofrie renten er avgjørende for aktiviteten i kontorleiemarkedet. Redusert rente innebærer lavere lånekostnader for bedrifter, hvilket på sikt kan være en drivkraft for økt økonomisk aktivitet og ekspansjon hos bedriftene. Dette gjenspeiles som en økning i antall inngåtte kontrakter. I leiemarkedet vil derimot redusert BNP, økt arbeidsledighet og reduserte økonomiske prognoser dominerer effekten av den reduserte risikofrie renten. Dette kan forklare reduksjonen i signeringsvolum.

6.3.4 Kontraktsperiode

Slik som det fremgår av analysen har kontraktsperioden falt etter at koronapandemien fikk en innvirkning på markedet. Kontraktsperiode kan indikere hvilke forventninger markedet har om prisutvikling på leiepriser. Dersom den gjennomsnittlige kontraktsperioden går ned (opp) kan dette indikere at leietakere forventer en prisnedgang (prisoppgang). Dersom en leietaker forventer at leieprisnivået vil gå ned i nærmeste fremtid kan det være fordelaktig å inngå en leiekontrakt med kort varighet. Kontrakter med kort varighet medfører at leietaker eksponeres for kortsiktige endringer i prisnivået. Dette skyldes at leietaker kan redusere sine husleiekostnader dersom leieprisene ved ny kontraktsinngåelse er lavere enn tidligere nivå. Dermed kan redusert kontraktstid indikerer forventninger i markedet om fremtidig reduksjon i leieprisene.

I oppgaven er det illustrert at kontormarkedet bruker tid på å implementere effektene av økonomiske kriser og at leieprisene ofte faller i flere år etter krisene inntraff. Dermed er det nærliggende å tro at leieprisene ikke har nådd bunnen, men at de vil fortsette å falle i årene som kommer. Redusert kontraktsperiode kan derfor forklares av at leietakere ikke ønsker å forplikte seg til lange kontrakter fordi de forventer å kapitalisere på at leieprisene vil falle i flere år påfølgende koronapandemien.

I utredningen er det påpekt at etterspørselen etter kontorlokale på lang sikt påvirkes av langsiktige strukturelle faktorer, som eksempelvis endring i gjennomsnittlig kontorareal per ansatt. Som vist har pandemien ført til en betydelig økning i bruken av hjemmekontor, hvilket kan gjøres gjeldende

som redusert etterspørsel etter kontorareal og dermed fallende leiepriser på lang sikt. På tross av at enkelte undersøkelser indikerer at arealbehovet ikke påvirkes av pandemien, kan det tenkes at konsensus i kontorleiemarkedet er at økt bruk av hjemmekontor vil ha innvirkning på den potensielle arealbesparelsen. Det kan dermed tenkes at kontraktperioden er redusert fordi markedet forventer at økt bruk av hjemmekontor vil føre til lavere etterspørsel og lavere fremtidige leiepriser.

6.3.5 Transaksjonspriser

Analysene gir ingen tydelige indikasjoner på endring i transaksjonspriser etter at koronapandemien fikk innvirkning på markedet. Som tidligere beskrevet beregnes eiendommens verdi ved å neddiskontere fremtidig netto kontantstrøm. I store kontorbygg kan deler av bygget være utleid, mens andre deler står ledig i vente på ny leietaker. Dermed vil verdien beregnes ved å neddiskontere inntektsstrømmer fra både eksisterende leiekontrakter og fra forventede framtidige inngåtte leiekontrakter. Fra analysen fremgår det at gjennomsnittlig leiepriser på nye inngåtte kontrakter er redusert påfølgende koronapandemien. Følgelig vil inntektsstrømmen fra nye leieavtaler reduseres. Løpende leiekontrakter justeres derimot normalt for inflasjon. Vår markedsanalyse har vist at kombinasjonen av produksjonsbegrensninger og etterspørselsstimulerende tiltak har ført til en unormalt høy kjerneinflasjon påfølgende koronapandemien. Dette fører til en økning i inntektsstrømmene fra løpende leiekontrakter. Den relativt beskjedne endringen i transaksjonsprisene kan følgelig forklares av motstridende effekter av inntektsstrømmene fra løpende leiekontrakter og inntektsstrømmen fra fremtidige leiekontrakter. Dermed er transaksjonsprisene mindre sensitiv for de økonomiske konsekvensene av koronapandemien enn først anslått.

Verdsettelse av næringseiendom er videre svært sensitiv for endringer i avkastningskravet. Analysene våre viser at koronapandemien har ført til økt finansiell uro, hvilket igjen gir økt markedsrisiko. Videre kan det tenkes at koronapandemien har ført til økt idiosynkratisk risiko. Det er betimelig å tro at pandemien har ført økt leietaker-risiko fordi usikkerheten knyttet til om

leietakere ønsker å fornye leieavtalen eller evner å betale leien har økt. Tidligere i oppgaven har vi også konkretisert at yield spreaden mellom gode og dårlige objekter normalt øker i nedgangstider. Som følge av at den jevne eiendomsinvestoren i Norge ikke er veldiversifisert, er det nærliggende å tro at denne risikoen blir delvis kompensert for ved verdivurdering. Økt usikkerhet som følge av pandemien gjenspeiles som økt risikopåslag, og videre økt avkastningskrav. Videre er den risikofrie renten også avgjørende for neddiskonteringfaktoren i verdsettelsesmodellen. Koronapandemien har ført til en reduksjon i styringsrenten, hvilket gir en reduksjon i den risikofrie renten. Den risikofrie renten inngår direkte i avkastningskravet og en økning vil dermed medføre økte transaksjonspriser. Motstridende effekter av økt risikopåslag og redusert risikofri rente kan dermed forklare hvorfor det ikke kan observeres noe tydelig effekter av koronapandemien på transaksjonsprisene.

7. Forskningskvalitet

I dette kapitlet vil vi drøfte kvaliteten av oppgavens analyse. Kapitlet vil ta for seg oppgavens metode i lys av validitet og reliabilitet.

7.1 Validitet

Validitet evaluerer en undersøkelses gyldighet og defineres som i hvilken grad et konsept er målt riktig (Heale & Twycross, 2015). Med andre ord handler validitet om hvor sannsynlig det er at resultatene beskriver virkeligheten, samt at resultatene ikke skyldes tilfeldigheter eller andre faktorer som det ikke kan kontrolleres for (Bjørnnes & Gjevjon, 2019).

I regresjonsanalyse angir p-verdien sannsynligheten for at resultatet er gyldig og ikke skyldes tilfeldigheter, og er dermed et statistisk mål på validitet (Bjørnnes & Gjevjon, 2019). Et sentralt problem med regresjonsanalysen og en trolig forklaring til at vi ikke får signifikante resultater er liten utvalgsstørrelse. Utvalgsstørrelsen har stor betydning for p-verdiene til OLS koeffisientene, og er derav viktig for signifikans. Ifølge Neal (1999) kan variabler som ikke er signifikant i små utvalgsstørrelser være signifikant dersom utvalget øker. Dersom man anvender den normale kritiske verdien på fem prosent, kan det ved små utvalg være stor sannsynlighet for å feilaktig unnlate å forkaste en usann nullhypotese. Dermed kan det delvis rettferdiggjøres å bruke en høyere forkastningsverdi ved små utvalg (Neal, 1999). Årsaken til at små utvalg gir store p-verdier er at standardfeilene blir store ved små utvalgsstørrelser (Kenton & Mensa, 2020). Dette kan forklares av at standardfeilene beregnes ved å dividere standardavviket på kvadratroten av utvalgsstørrelsen. Økt utvalgsstørrelse gir mindre variasjon og bedre presisjon fordi utvalget blir likere populasjonen. En liten utvalgsstørrelse medfører at regresjonsanalysens validitet er svekket.

En ulempe med tidsseriene er at ulike eiendommer inngår i datasettet på forskjellige tidspunkt. Dette kan medføre at endringer i variabler kan forklares av ulik standard på eiendommene og ikke nødvendigvis reflektere prisendring over tid. Dersom tidsserien i en periode domineres av eiendommer med relativt sett bedre standard og beliggenhet enn i en annen periode, vil ikke

endringen i variablene anses som reell. I datamateriale fra Arealstatistikk er det i tillegg ikke tatt hensyn til opsjoner, hvilket kan påvirke utløpsstrukturen på kontraktene (Arealstatistikk, 2020a). Dermed kan det tenkes at det er faktorer som ikke kan kontrolleres for som forklarer endringer i tidsseriene. Dette medfører at oppgavens validitet er noe svekket.

Eksterne validitet angir i hvilken grad resultatene fra ett studie av begrenset omfang kan generaliseres, og gjøres gjeldende for større mengde data (Dahlum, 2020). Tidsseriene fra Arealstatistikk dekker store deler av det totale utleiemarkedet for kontor i Oslo. Dermed er våre beregninger antageligvis representativt for totalmarkedet av kontorbygg i Oslo. Kontorbygg anses videre som det mest uniforme segmentet innen næringseiendom og analysene er derfor trolig representativ for kontormarkedet i andre norske byer (Akershus Eiendom, 2014). Det er derimot mindre nærliggende å tro at beregningene kan generaliseres for annen type næringseiendom, da næringseiendom er en lite homogen masse. Tidsserien fra Pangea vil imidlertid ha lav grad av ytre validitet. Dette skyldes at tidsserien dekker enkelteiendommer og bare innehar informasjon om en liten del av markedet. Endringene i transaksjonspriser for kontoreiendom fra datasettet til Pangea vil dermed i mindre grad være egnet til å trekke slutninger om hele kontormarkedet eller annen type næringsbygg.

7.2 Reliabilitet

Reliabilitet evaluerer en undersøkelsens pålitelighet, og vurderer i hvilken grad replikasjon av studiens metoder for datainnhenting og analyse vil generere konsistente resultater. Med andre ord angir reliabilitet hvorvidt en undersøkelse gir samme resultat hver gang den utføres (Heale & Twycross, 2015). Fordi tidsserien fra Pangea er av begrenset utvalgsstørrelse kan det tenkes at resultatene avviker fra oppgavens resultater dersom problemstillingen undersøkes på et nytt utvalg fra samme populasjon. Med andre ord kan det tenkes at undersøkelsen ikke vil gi samme svar hver gang den utføres. Dette medfører at oppgavens reliabilitet er noe svekket.

8. Konklusjon

Hensikten med utredningen er å undersøke problemstillingen:

“Hva er effekten av koronapandemien på leie- og transaksjonsmarkedet for kontoreiendom i Oslo?”

Formålet med oppgaven er å belyse en problemstilling som har stor betydning for den finansielle stabiliteten i norsk økonomi. Utredningen anses som svært aktuell da koronapandemien fremdeles har omfattende innvirkninger på næringslivet. Analysen indikerer hvilke faktorer som driver risikoen ved investering i kontoreiendom og kan dermed bidra til et utvidet informasjonsgrunnlag i forkant av investeringsbeslutninger.

For å belyse problemstillingen har vi innledningsvis analysert effekten av koronapandemien på økonomien i AS-AD rammeverket. Her finner vi at koronapandemien skiller seg fra tidligere kriser ved at den rammer produksjonslivet, og dermed kjennetegnes som en realøkonomisk krise på tilbudssiden av økonomien. Krisen har resultert i en situasjon hvor inflasjon er over inflasjonsmålet og BNP er under trenden.

Problemstillingen analyseres videre ved deskriptiv fremstilling av variablene og regresjonsanalyse. Tidsseriene som undersøkes er gjennomsnittlige leiepriser, gjennomsnittlige leiepriser A-kategori, antall signerte kontrakter, gjennomsnittlig løpetid og transaksjonspriser. Fra deskriptiv analyse observeres det en reduksjon i de fire førstnevnte variablene påfølgende pandemien. Det er derimot uklart hvilken effekt koronapandemien har på transaksjonsprisene. Regresjonsanalysene gir ingen statistiske signifikante resultater som følge av liten utvalgsstørrelse.

Reduserte leiepriser, leiepris A-kategori og signeringsvolum kan trolig forklares av redusert BNP, økt arbeidsledighet og økt økonomisk usikkerhet. Prisfallet for A-kategori er imidlertid mindre enn priset for hele markedet, hvilket trolig skyldes at leietakere som normalt ønsker dyre kontorlokaler delvis er skånet for de økonomiske konsekvensene av pandemien. Reduksjonen i

leieperioden kan forklares av forventninger om fremtidig reduserte priser. Avslutningsvis kan det ikke observeres noe tydelig endring i transaksjonsprisene grunnet motstridende effekter på netto kontantstrøm og avkastningskravet. På bakgrunn av dette konkluderer vi med at kontorleiemarkedet er negativt påvirket av pandemien. Vi konkluderer derimot med at koronapandemien ikke har effekt på transaksjonsmarkedet.

9. Litteraturliste

Aftenposten. (2020, 30. mars). Over 40 prosent av verdens befolkning i koronakarantene.

Aftenposten. Hentet fra <https://www.aftenposten.no/verden/i/4qedRg/over-40-prosent-av-verdens-befolkning-er-i-koronakarantene>

Akershus Eiendom. (2014). *Investering i Næringseiendom*. Hentet fra

<https://www.folketrygdforbundet.no/getfile.php/131696-1439279252/Nedlastingscenter/Brev%20-%20Finansdepartementet/Utredning%20om%20Næringseiendom%20for%20FTF%2023.10.14.pdf>

Al-Khazaleh, A. M., Wadi, S. A., & Ababneh, F. (2015). Wavelet transform asymmetric

winsorized mean in detecting outlier values, 96(3), 339-351. Hentet fra

https://www.researchgate.net/profile/Faisal_Ababneh/publication/273382290_Wavelet_transform_asymmetric_winsorized_mean_in_detecting_outlier_values/links/54ffe16f0cf2672e2248f072.pdf

Arealstatistikk. (2020a). *Leieprisoversikten. Eiendomsbransjens egen statistikk over*

kontorleiepriser. Hentet fra

<https://arealstatistikk.no/nedlasting/repository/Leieprisoversikten%202020%203kv/Oslo/Leieprisrapporten%20Kontor%203kv%20-%20Oppstartsdato.pdf>

Arealstatistikk. (2020b) *KONTOR alle REGDATO SUMMARY TAVELLER.xlsx*. Hentet fra

<https://arealstatistikk.no/nedlasting/?cd=Leieprisoversikten%202020%203kv>

Benedictow, A. & Johansen, P. R. (2005). Økonomiske analyser. *Prognoser for internasjonal*

økonomi. Står vi foran en amerikansk konjunkturavmating?. 24(2), 13-20. Hentet fra

https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/oa/_attachment/205728?_ts=149a43db5a0

- Bjørnnes, A., K. & Gjevjon, E., R. (2019, 31. oktober). Kvalitet i kvantitativ metode - et innblikk. Hentet fra <https://sykepleien.no/forskning/2019/09/kvalitet-i-kvantitativ-metode-et-innblikk?fbclid=IwAR2Qv4Zd-yQp0QKIDz2MMLqIAKwgSL4pp30Gleq8zWGz6rxJEMdcOubgi-Y>
- Bjørland, C. & Hagen, M. (2019). *What drives office rent?* (Staff Memo 12/2019, Norges Bank). Hentet fra https://static.norges-bank.no/contentassets/c5ec8d03dea04bb49b19fc931ebdda7e/sm_12_2019.pdf?v=12/19/2019093539&ft=.pdf
- Braut, G. S. (2020, 24. juni). Pandemi. Hentet fra <https://sml.snl.no/pandemi>
- Brooks, C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge: Hentet fra <https://doi.org/10.1017/9781108524872>
- Brooks, C. & Tsolacos, S. (2010). *Real Estate Modelling and Forecasting*. Hentet fra <https://doi.org/10.1017/CBO9780511814235>
- Burns, A. F. & Mitchell, M. C. (1946). *Measuring business cycles*. Hentet fra <https://doi.org/10.1177/000271624725200161>
- Dahlum, S. (2020, 8. juli). Validitet. Hentet fra <https://snl.no/validitet>
- De Nederlandsche Bank. (2015). Overview of Financial Stability. Hentet fra https://www.dnb.nl/en/binaries/OFS%20Autumn%202015_tcm47-332216.pdf
- Dieseth, Ø. (2015). *OPAKs Prisstigningsrapport* (OPAKs Prisstigningsrapport 06-07 /2015). Hentet fra <https://www.opak.no/wp-content/uploads/2014/11/Nr-06-07-2015-Eiendomsmarkedet-prisutvikling-for-kontorlokaler.pdf?fbclid=IwAR334uurhXKTlnUZGmGOZHELyTt5aUCDUCXsMBt29DTwtUoAPwsi2t-IJT5>
- DNB. (2020, 1. juli). Svært høy aktivitet på Oslo Børs under koronakrisen. Hentet fra <https://www.dnb.no/dnbnyheter/no/bors-og-marked/svaert-hoy-aktivitet>

- DNB Markets. (2020). *Nordic real estate. Remote work to permanently double*
- Duke University. (2020, 18. august). Regression diagnostics: testing the assumptions of linear regression. Hentet fra <http://people.duke.edu/~rnau/testing.htm#linearity>
- Eiendomsspar. (2019). *Oslostudiet 2019*. Hentet fra https://www.eiendomsspar.no/wp-content/uploads/2019/02/OsloStudiet_2019.pdf
- Eikmo, T. (2004). Dummykoding og interaksjonsledd - NTNU. Hentet fra <http://www.svt.ntnu.no/iss/terje.eikemo/sos3003/oving5.pdf>
- FHI. (2020, 11. desember). Koronavirus (SARS-CoV-2) - fakta, råd og tiltak. Hentet fra <https://www.fhi.no/nettpub/coronavirus/fakta-og-kunnskap-om-covid-19/fakta-om-koronavirus-coronavirus-2019-ncov/?term=&h=1>
- Finansdepartementet. (2018). *Erfaringer med inflasjonsmål for pengepolitikken* (Meld. St. 8 (2017-2018)). Hentet fra <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/meld.-st.-8-20172018/id2592492/?ch=2>
- Finansdepartementet. (2019). *Bruk av oljepenger*. Hentet fra https://www.regjeringen.no/no/tema/okonomi-og-budsjett/norsk_okonomi/bruk-av-oljepenger-/id449281/
- Finansdepartementet. (2020). *Revidert nasjonalbudsjett 2020* (Meld. St. 2 (2019-2020)). <https://www.regjeringen.no/contentassets/f7f31a9baf3e49c1ad1fa72da5585003/no/pdfs/stm201920200002000dddpdfs.pdf>
- Finanstilsynet. (2019). *Finansielt utsyn - desember 2019* (Pressemelding 17/2019)
Hentet fra <https://www.finanstilsynet.no/nyhetsarkiv/pressemeldinger/2019/finansielt-utsyn---desember-2019/>

- Fjose, S., Helseth, A., Erraia, J., Baustad, H., Basso, M. N., Jakobsen, E. & Schjøtt-Pedersen, K. E. (2020). *Effekt av korona på norsk eksportrettet næringsliv*. (Menon publikasjon Nr.33/2020) Hentet fra <https://www.eksportkreditt.no/wp-content/uploads/2020/03/Menon-publikasjon-2020.pdf>
- Glen, S. (2014, 19. november). Shapiro-Wilk Test: What it is and How to Run it. Hentet fra <https://www.statisticshowto.com/shapiro-wilk-test/>
- Glen, S. (2016, 20. juni). Durbin Watson Test & Test Statistic. Hentet fra <https://www.statisticshowto.com/durbin-watson-test-coefficient/>
- Grytten, O. H., & Hunnes, A. (2016). *Krakk og kriser i historisk perspektiv*. Oslo: Cappelen Damm Akademia.
- Grytten, O.H og Kolio, V. (2019). *Financial instability, institutional development and economic crisis in Eastern Europe*. Investment Management and Financial Innovations, Volume 16, Issue 3.
- Hagen, M. (2016). *Næringseiendom i Norge* (Aktuell kommentar 6/2016, Norges Bank). Hentet fra https://static.norges-bank.no/contentassets/093fda53ce45407aba78d88a97243e10/aktuell_kommentar_6_2016.pdf?v=03/09/2017123525&ft=.pdf
- Hagen, M., Hjelseth, I. M., Solheim, H. & Vatne, B., H. (2018). *Bankenes utlån til næringseiendom – en kilde til systemrisiko?* (Staff Memo 11/2018, Norges Bank). Hentet fra https://static.norges-bank.no/contentassets/2937eaca79bf49738446c19e21aae61f/staff_memo_11_2018.pdf?v=01/16/2019085158&ft=.pdf
- Hanck, H., Arnold, M., Gerber, A. & Schmelzer, M. (2015, 15. september). Introduction to Econometrics with R. Hentet fra <https://www.econometrics-with-r.org/index.html>

- Heale, R. & Twycross, A. (2015, juli). Validity and reliability in quantitative studies. *Evid Based Nurs.* 18(3), 66-67. Hentet fra: <https://ebn.bmj.com/content/ebnurs/18/3/66.full.pdf>
- Helse Norge. (2020, 7. mai). Koronavirus - fakta og håndtering i Norge. Hentet fra <https://www.helsenorge.no/koronavirus/fakta-og-handtering-i-norge/#hvordan-handteres-smitte-i-norge>
- Holden, S. (2004, 16. september). AS-AS -modellen. Hentet fra <https://docplayer.me/420759-As-ad-modellen-1-steinar-holden-16-september-04-kommentarer-er-velkomne-steinar-holden-econ-uio-no.html>
- Holmes, E. E., Scheurell, M. D. & Ward, E. J. (2020, 2. mars). Applied Time Series Analysis for Fisheries and Environmental Sciences. Hentet fra <https://nwfsc-timeseries.github.io/atsa-labs/index.html>
- Lindstrøm, E. L., Blytt, J. P & Hirsch, E. H. V. (2020, 9. desember). Videre gjeninnhenting i fastlandsøkonomien i oktober. Hentet fra <https://www.ssb.no/nasjonaltregnskap-og-konjunkturer/artikler-og-publikasjoner/videre-gjeninnhenting-i-fastlandsokonomien-i-oktober>
- Ljung, G. M. & Box, G. E. P. (1978). *On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models*. Hentet fra https://www.jstor.org/stable/2335207?seq=1#metadata_info_tab_contents
- Johannessen, M. (2020, 8. september). Hvordan påvirker covid-19 fremtidens kontorer? Hentet fra https://blogg.malling.no/fremtidens-kontorer?fbclid=IwAR38tx00Q3MokDCg5fxCq7I1tAxeiA_9Y-tSUMaM23xhCDSzal-OSx-saOo
- Johannessen, R. (2020, 7. mai). Korona-konsekvenser for KPI. Hentet fra <https://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/artikler-og-publikasjoner/korona-konsekvenser-for-kpi>

- Jones, C. I. (2020). *Macroeconomics* (5. utg.). New York, USA: W. W. Norton & Company.
- Kampevoll, F. (2019, 5. juni). Mener næringseiendom kan falle mye i verdi:- Optimismen blir i overkant stor i oppgangstider. *E24*. Hentet fra <https://e24.no/norsk-oekonomi/i/MR9BOB/mener-naeringseiendom-kan-falle-mye-i-verdi-optimismen-blir-i-overkant-stor-i-oppgangstider>
- Kenton, W. & Mensa, J. (2020, 31. mai). Standard Error. Hentet fra <https://www.investopedia.com/terms/s/standard-error.asp>
- Kindleberger, C. P. (1996). *Mnias, Panics and Crashes* (3rd ed.). Wiley, Hoboken New Jersey.
- Kjos, Ø. K. & Helliesen, M. K. (2020, 25. august). Nedgang i norsk økonomi i 2. Kvartal er den dypeste SSB har målt. Hentet fra <https://www.ssb.no/nasjonaltregnskap-og-konjunkturer/artikler-og-publikasjoner/nedgangen-i-norsk-okonomi-i-2.kvartal-er-den-dypeste-ssb-har-malt>
- Korner-Nievergelt, F., Roth, T. , Felten, S. V., Guelat, J., Almasi, B., & Korner-Nievergelt, P. (2015). *Bayesian Data Analysis in Ecology Using Linear Models with R, BUGS, and STAN*. Hentet fra <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-801370-0.00011-3>
- Malling & Co. (2020a). *Markedsanalyse i praksis* [Lysarkpresentasjon, NHH]. Hentet fra: <https://nhh.instructure.com/courses/996/files/folder/Forelesningsfoiler?preview=167538>
- Malling & Co. (2020b). *Market report: Summer 2020*. Hentet fra https://f.hubspotusercontent10.net/hubfs/2523116/Rapporter/Markedsrapport%20Summer%202020_LR.pdf
- Minsky, H. P. (1982). The Financial Instability Hypothesis: Capitalist Processes and the Behaviour of the Economy. In C. P. Kindleberger & J. P. Laggargue (Eds.), *Financial Crises: Theory, History, and Policy* (pp. 13-39). Cambridge University Press. 20.

- Minsky, H. P. (1986). *Stabilizing an Unstable Economy*. Yale University Press, Yale.
- Mjølhus. (2019). Verdivurdering av eiendom (bokkapittel av Jon Mjølhus). Hentet fra:
https://nhh.instructure.com/courses/996/pages/verdivurdering-av-eiendom-bokkapittel-av-jon-mjolhus?module_item_id=45375#_ftn1
- Neal, R. (1999, november). Discussion of P-values from small samples in Moore & McCabe. Hentet fra <https://www.cs.toronto.edu/~radford/mm-errata/errata-pvalues.html>
- Norges Bank. (2017, 26. oktober). Pengepolitikkenes formål og muligheter. Hentet fra <https://www.norges-bank.no/aktuelt/nyheter-og-hendelser/Foredrag-og-taler/2017/2017-10-26-cme/>
- Norges Bank. (2020a, 8. november). Pengepolitikkenes rolle i en koronatid. Hentet fra <https://www.norges-bank.no/aktuelt/nyheter-og-hendelser/Foredrag-og-taler/2020/2020-10-06-cme/>
- Norges Bank. (2020b, 2. april). Inflasjon. Hentet fra <https://www.norges-bank.no/tema/pengepolitikk/Inflasjon/>
- Norges Bank. (u.å.). Bankkrisen 1988-1993. Hentet fra <https://www.norges-bank.no/tema/Om-Norges-Bank/historien/Pengepolitikk-finansiell-stabilitet-og-kapitalforvaltning/Finansiell-stabilitet/1990-tallet/>
- Norli, K. & Solberg, T. (2013, 25. november) Norske bedrifter ser mørkt på 2014: Varsler bråstopp for norsk økonomi. *E24*. Hentet fra <https://e24.no/norsk-oekonomi/i/wPnol5/norske-bedrifter-ser-moerkt-paa-2014-varsler-braastopp-for-norsk-oekonomi>
- Norsk Petroleum. (2020, 7. oktober). Eksport av olje og gass. Hentet fra <https://www.norskpetroleum.no/produksjon-og-eksport/eksport-av-olje-og-gass/>

- OECD. (2020, 12. juni). COVID-19 and international trade: issues and actions. Hentet fra <http://www.oecd.org/coronavirus/policy-responses/covid-19-and-international-trade-issues-and-actions-494da2fa/>
- Pangea. (u.å.). Om oss: uavhengige og eid av partnere. Hentet fra <https://www.pangeapartners.no/om-oss/>
- Saltnes, D., J. (2017, 2. februar). Dyrere klær gir høyere husleie. *NæringsEiendom*, s 88-89. Hentet fra https://issuu.com/estatedmedia/docs/00-i01_naeringseiendomissuu/79
- Selvik, S. (2017, 10. juli). Kjøp og salg av næringsseiendom sett fra et due diligence perspektiv. Hentet fra <https://www.bdo.no/nb-no/bloggen/kjøp-og-salg-av-næringsseiendom-sett-fra-et-due-diligence-perspektiv>
- SSB. (2019). *Konjunkturtendensene* (2019/4). Hentet fra https://www.ssb.no/nasjonaltregnskap-og-konjunkturer/artikler-og-publikasjoner/_attachment/405883?_ts=16ed0c88ad0
- SSB. (2020a, 10. desember). Konsumprisindeksen. Hentet fra <https://www.ssb.no/kpi>
- SSB. (2020b, 11. desember). Vaksinerings gir økt rente. Hentet fra <https://www.ssb.no/nasjonaltregnskap-og-konjunkturer/artikler-og-publikasjoner/vaksinering-gir-okt-rente>
- Statsministerens kontor. (2020, 13. mars). *Regjeringens strakstiltak for å dempe de økonomiske virkningene av koronaviruset* (Pressemelding 45/20) . Hentet fra: <https://www.regjeringen.no/no/aktuelt/regjeringens-strakstiltak-for-a-dempe-de-okonomiske-virkningene-av-koronaviruset/id2693442/>
- Synnestvedt, T. (2010). *Makroøkonomi i korte trekk* (2. utg.). Oslo: Zigma Forelag.
- Union. (2002). *Markedsrapport næringsseiendom* (4/02). Hentet fra <https://drive.google.com/file/d/1-W2u0CY03jBmTrQdbB4sQ2FE7iPny3SY/view>

- Union. (2010). *Union Markedsrapport Q4 2010*. Hentet fra https://drive.google.com/file/d/1WMqVssr4XLfF_vuWg5_Ni2B0qnVXjFaR/view
- Union. (2015). *M2: Union Markedsrapport: Høst 2015*. Hentet fra https://drive.google.com/file/d/1sAzODkku8c4mLv5V5zRn0HI8_ge4863k/view
- Union. (2020, 7. oktober). Sprekk i feltet. Hentet fra <https://m2.union.no/segmenter/kontor/sprekk-i-feltet>
- Vu, D. H., Muttaqi, K. M. & Agalgaonaker, A. P. (2015, 15. februar). *A variance inflation factor and backward elimination based robust regression model for forecasting monthly electricity demand using climatic variables*. Hentet fra <https://doi.org/10.1016/j.apenergy.2014.12.011>
- Wooldridge, J. M. (2016). *Introductory Econometrics A Modern Approach* (6. utg.). USA: Cengage Learning.
- Zaiontz, C. (2020a). Augmented Dickey-Fuller Test. Hentet fra <https://www.real-statistics.com/time-series-analysis/autoregressive-processes/augmented-dickey-fuller-test/>
- Zaiontz, C. (2020b). Breusch-Pagan Test. Hentet fra <https://www.real-statistics.com/multiple-regression/heteroskedasticity/breusch-pagan-test/>
- Økland, T. K. (2020, 10. desember). Kraftig nedgang i KPI i november. Hentet fra <https://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/artikler-og-publikasjoner/kraftig-nedgang-i-kpi-i-november>

10. Appendiks

Del A - Definisjoner

Pandemi

En pandemi er et sykdomsutbrudd som rammer svært mange mennesker og sprer seg over store deler av verden. Begrepet pandemi har ikke en entydig definisjon, men Verdens helseorganisasjon (WHO) betegner det som en verdensomspennende spredning av en ny sykdom (Braut, 2020).

AS-kurven

AS-kurven representerer tilbudssiden i økonomien og viser hvordan inflasjonen påvirkes av kortsiktig BNP. Kurven er stigende fordi økt produksjon fører til økt prisenivå (Holden, 2014).

AS-kurven tilsvarer phillipskurven og utledes som følgende:

$$(10.1) \pi_t = \pi_{t-1} + \bar{v}\tilde{Y}_t + \bar{o}$$

Fra modellen angir π inflasjonen i denne perioden og π_{t-1} inflasjon i forrige periode. Hvor sensitiv inflasjon er til endring i etterspørsel angis av variabelen \bar{v} , etterspørselsforhold benevnes som \tilde{Y}_t og prissjokk er gitt ved \bar{o} (Jones, 2020).

AD-kurven

AD-kurven representerer etterspørselssiden i økonomien og viser hvordan kortsiktig produksjon fastsettes gitt avvik i inflasjonen fra inflasjonsmålet. Kurven er avtagende fordi sentralbankene responderer ved kontraktive stimuli når inflasjonen er høy. AD-kurven er et produkt av IS-kurven og den pengepolitiske regelen for fastsettelse av renten. Modellen utledes som følgende:

$$(10.2) \text{ IS-kurven } \tilde{Y} = \bar{a} - \bar{b}(R_t - \bar{r})$$

$$(12.3) \text{ Hvor } \bar{a} = a\bar{c} + a\bar{g} + a\bar{e}\bar{x} - a\bar{i}\bar{m} + a\bar{i} = 1$$

$$(10.4) \text{ Pengepolitisk regel: } R_t - \bar{r} = \bar{m}(\pi_t - \bar{\pi})$$

$$(10.5) \text{ AD-kurven: } \tilde{Y} = \bar{a} - \bar{b}\bar{m}(\pi_t - \bar{\pi})$$

I modellen denoterer \tilde{Y} kortsiktig BNP, hvilket tilsvarer differansen mellom faktisk produksjon og trend produksjon. Konstantleddet \bar{a} angir anvendelsessiden i økonomien, og er summen av privat konsum ($a\bar{c}$), statlig konsum ($a\bar{g}$), investeringer ($a\bar{i}$) og netto eksport ($a\bar{e}\bar{x} - a\bar{i}\bar{m}$). Variabelen \bar{b} angir sensitiviteten mot renteendring og \bar{m} tilsier hvor aggressivt pengepolitikken reagerer på avvik fra inflasjonsmålet. Faktisk inflasjon denoteres som π_t , og $\bar{\pi}$ angir inflasjonsmålet (Jones, 2020).

Pengepolitikk

Pengepolitikk er tiltak for å påvirke pengemengden og rentenivået for derigjennom å stabilisere den økonomiske utviklingen (Synnestvedt, 2010). Ifølge sentralbankloven skal pengepolitikken opprettholde en stabil pengeverdi gjennom lav og stabil inflasjon (Norges Bank, 2020b). Det operative målet for pengepolitikken er årsveksten i de norske konsumprisene nær to prosent (Norges Bank, 2020a). Det viktigste virkemiddelet i pengepolitikken er styringsrenten. Rentesetting skal fungere som et førstelinjeforsvar i konjunkturstyringen (Norges Bank, 2017).

Finanspolitikk

Finanspolitikk er dosering av offentlig inntekter og offentlige utgifter, henholdsvis netto skatter, og konsum og realinvesteringer. Finanspolitikk utøves gjennom statsbudsjettet og skal ivareta en effektiv bruk av samfunnets knappe ressurser, bidra til inntektsomfordeling, samt stimulere til bærekraftig vekst (Synnestvedt, 2010). Norsk finanspolitikk styres i stor grad av handlingsregelen, hvilket sier at uttaket av statens pensjonsfond utland over tid skal følge den forventede realavkastningen av fondet. Det legges til grunn en forventet realavkastning på tre prosent i SPU. Bruken av oljeinntekter skal på kort sikt tilpasses konjunktursituasjonen i økonomien (Finansdepartementet, 2019).

Metode for beregning av KPI under koronapandemien

For tjenester hvor konsumet var null eller tilnærmet null under den første nedstengingen av samfunnet har SSB fremskrevet prisene fra mars med utviklingen i KPI fra mars til april. KPI er videre kun basert på varer og tjenester hvor prisgrunnlaget var tilfredsstillende. Prisutviklingen for

flyreiser, pakketurer og hotellovernattinger er fremskrevet med sesongfaktorer (R. Johannessen, 2020).

Del B – Stasjonaritet

Ljung-Box test:

Ljung-Box (1978)-test anvendes for å teste for hvit støy prosesser i datasettet. Testen kan uttrykkes ved:

$$(10.6) Q_m = n(n + 2) \sum_{k=1}^m (n - 1)^{-1} r_k^2$$

hvor n angir utvalgsstørrelse, r_k^2 er autokorrelasjonen ved lag k , og m er totalt antall lags. Under nullhypotesen følger Q_m en X^2 fordeling. Nullhypotesen er hvit støy. Testen tar utgangspunkt i fem prosents forkastningsnivå. Dersom nullhypotesen forkastes tilsier dette at tidsserien ikke har hvit støy.

X²	P-verdi	Konklusjon
30.344	3.618e-08	Forkast H_0 Ikke hvit støy

Tabell 10.1: Ljung-Box test. In gjennomsnittspris.

X²	P-verdi	Konklusjon
63.172	1.921e-14	Forkast H_0 Ikke hvit støy

Tabell 10.2: Ljung-Box test. In gjennomsnittspris A-kategori.

X²	P-verdi	Konklusjon
14.631	0,023	Forkast H_0 Ikke hvit støy

Tabell 10.3: Ljung-Box test. In antall signerte kontrakter.

X²	P-verdi	Konklusjon
8.823	0,030	Forkast H_0 Ikke hvit støy

Tabell 10.4: Ljung-Box test. In gjennomsnittlig kontraktperiode.

X²	P-verdi	Konklusjon
0.0512	0.821	Ikke forkast H_0 Hvit støy

Tabell 10.5: Ljung-Box test. In transaksjonspriser.

Fastsettelse av lags:

Minimumsverdiene til AIC er understreket i tabellene nedenfor.

Antall Lag	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
AIC	<u>-6.315</u>	-6.276	-6.218	-6.173	-6.127	-6.071	-6.035	-5.980	-5.933	-5.912

Tabell 10.6: Akaikes informasjonskriterium for lag 1-10. In gjennomsnittspris.

Antall Lag	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
AIC	-6.070	<u>-6.084</u>	-6.026	-5.974	-5.916	-5.857	-5.820	-5.777	-5.727	-5.711

Tabell 10.7: Akaikes informasjonskriterium for lag 1-10. In gjennomsnittspris A-kategori.

Antall Lag	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
AIC	-3.507	-3.473	-3.477	-3.478	-3.526	<u>-3.609</u>	-3.555	-3.595	-3.564	-3.526

Tabell 10.8: Akaikes informasjonskriterium for lag 1-10. In antall signerte kontrakter.

Antall Lag	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
AIC	<u>-5.934</u>	-5.899	-5.897	-5.839	-5.780	-5.721	-5.669	-5.631	-5.573	-5.582

Tabell 10.9: Akaikes informasjonskriterium for lag 1-10. In gjennomsnittlig kontraktperiode.

Antall Lag	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
AIC	<u>-0.006</u>	-0.004	0.002	0.001	0.006	0.007	0.011	0.017	0.023	0.022

Tabell 10.10: Akaikes informasjonskriterium for lag 1-10. In transaksjonspriser.

Testing av stasjonaritet

Resultatene fra ADF-testene for enhetsrøtter tar utgangspunkt i fem prosents forkastningsnivå.

<i>Variabel</i>	<i>Antall lag</i>	<i>ADF T-verdi</i>	<i>ADF P-verdi</i>	<i>Konklusjon</i>
<i>ln Gjenpris</i>	1	-2.343	0.438	<i>Ikke forkast H_0 Ikke stasjonær</i>
<i>FD ln Gjenpris</i>	1	-5.025	0.01	<i>Forkast H_0 Stasjonaritet ved førstedifferensiering</i>

Tabell 10.11: ADF-test ln gjennomsnittspris.

<i>Variabel</i>	<i>Antall lag</i>	<i>ADF T-verdi</i>	<i>ADF P-verdi</i>	<i>Konklusjon</i>
<i>ln Gjenpris A- Kategori</i>	2	-2.002	0.573	<i>Ikke forkast H_0 Ikke stasjonær</i>
<i>FD ln Gjenpris A- Kategori</i>	2	-3.778	0.031	<i>Forkast H_0 Stasjonaritet ved førstedifferensiering</i>

Tabell 10.12: ADF-test ln gjennomsnittspris A-kategori.

<i>Variabel</i>	<i>Antall lag</i>	<i>ADF T-verdi</i>	<i>ADF P-verdi</i>	<i>Konklusjon</i>
<i>ln Antall</i>	<i>6</i>	<i>-2.835</i>	<i>0.243</i>	<i>Ikke forkast H_0 Ikke stasjonær</i>
<i>FD ln Antall</i>	<i>6</i>	<i>-4.440</i>	<i>0.01</i>	<i>Forkast H_0 Stasjonaritet ved førstedifferensiering</i>

Tabell 10.13: ADF-test ln antall signerte kontrakter.

<i>Variabel</i>	<i>Antall lag</i>	<i>ADF T-verdi</i>	<i>ADF P-verdi</i>	<i>Konklusjon</i>
<i>ln Kontraksperiode</i>	<i>1</i>	<i>-3.514</i>	<i>0.052</i>	<i>Ikke forkast H_0 Ikke stasjonær</i>
<i>FD ln Kontraksperiode</i>	<i>1</i>	<i>-8.405</i>	<i>0.01</i>	<i>Forkast H_0 Stasjonaritet ved førstedifferensiering</i>

Tabell 10.14: ADF-test ln gjennomsnittlig kontraksperiode.

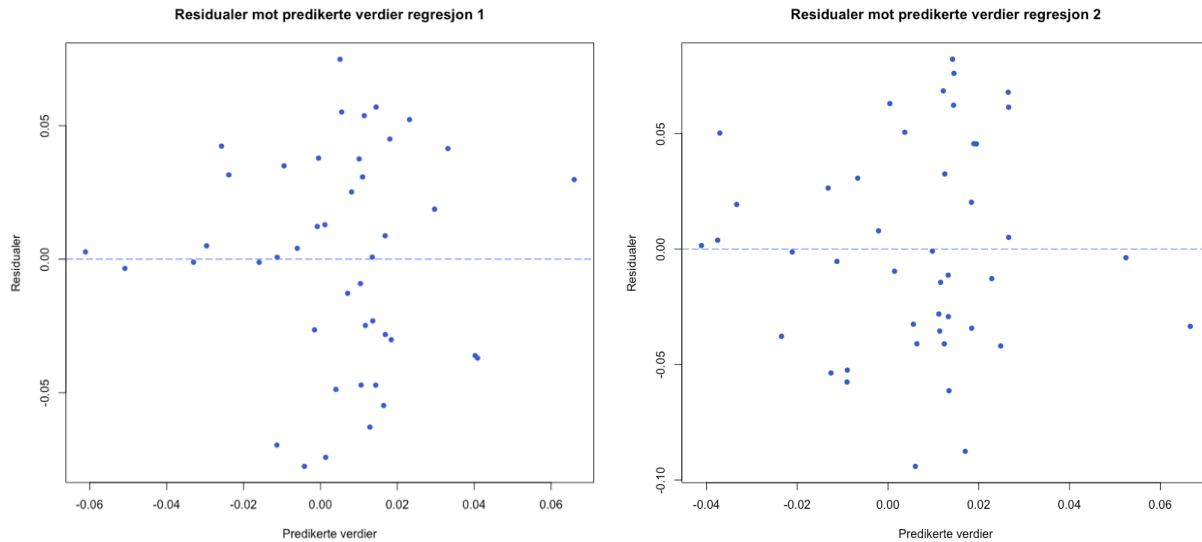
<i>Variabel</i>	<i>Antall lag</i>	<i>ADF T-verdi</i>	<i>ADF P-verdi</i>	<i>Konklusjon</i>
<i>ln Transaksjonspris</i>	<i>1</i>	<i>-12.021</i>	<i>0.01</i>	<i>Forkast H_0 Stasjonaritet på nivåform</i>

Tabell 10.15: ADF-test ln transaksjonspriser.

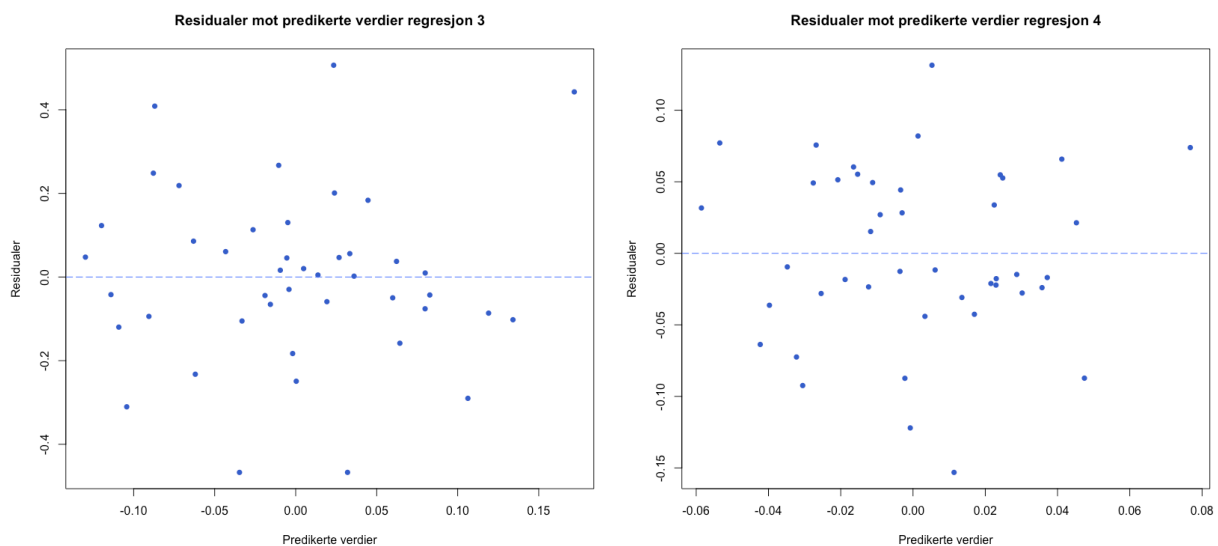
Del C - Test av OLS forutsetningene

Forutsetning 1 - Linearitet i parameterne

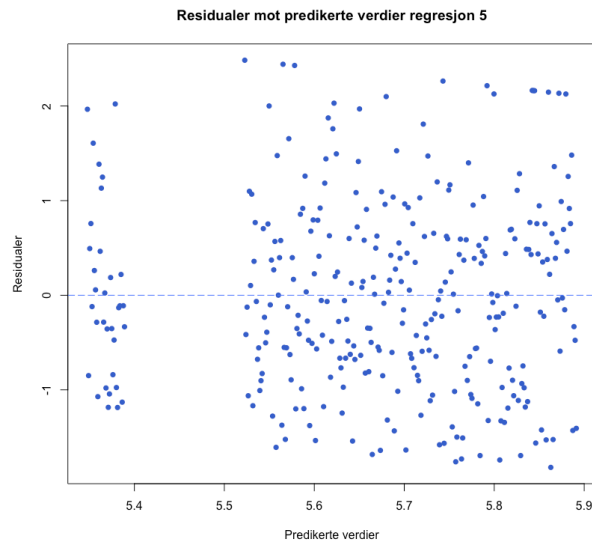
Holdbarhet i forutsetningen om linearitet i parameterne kan undersøkes ved grafisk plott av residualer mot predikerte verdier fra regresjonen. Punktene må være symmetrisk fordelt rundt en horisontal linje, med omtrent lik varians rundt linjen dersom forutsetningen om linearitet skal holde (Duke University, 2020).



Figur 10.1 & 10.2: Residualer mot predikert verdi regresjon 1 & regresjon 2.



Figur 10.3 & 10.4: Residualer mot predikert verdi regresjon 3 & regresjon 4.



Figur 10.5: Residualer mot predikert verdi regresjon 5.

Fra fremstillingen fremgår det at forutsetningen om linearitet i parameter synes å holde for alle regresjoner. Fremstillingen av residualer mot predikerte verdier for transaksjonsdata har datapunkter som synes å være oppstykket i to grupper. Dette er derimot ikke et problem da punktene anses som relativt symmetrisk fordelt med omtrent lik varians rundt den horisontale linjen. Dette indikerer dermed ikke at regresjonen skulle vært av ikke-linear form. Det konkluderes at forutsetningen om linearitet holder for alle regresjonene i oppgaven.

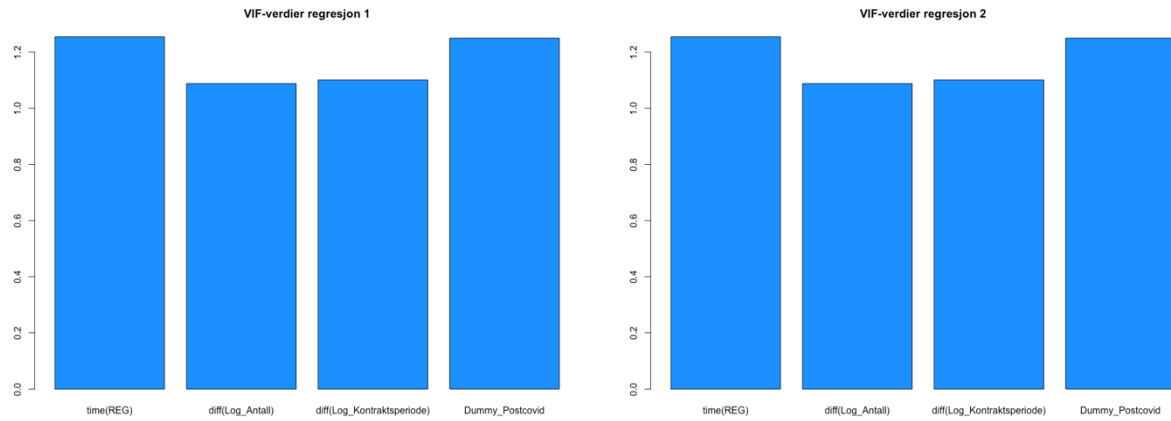
Forutsetning 2 - Multikollinearitet

Variation Inflation Factor (VIF)-test:

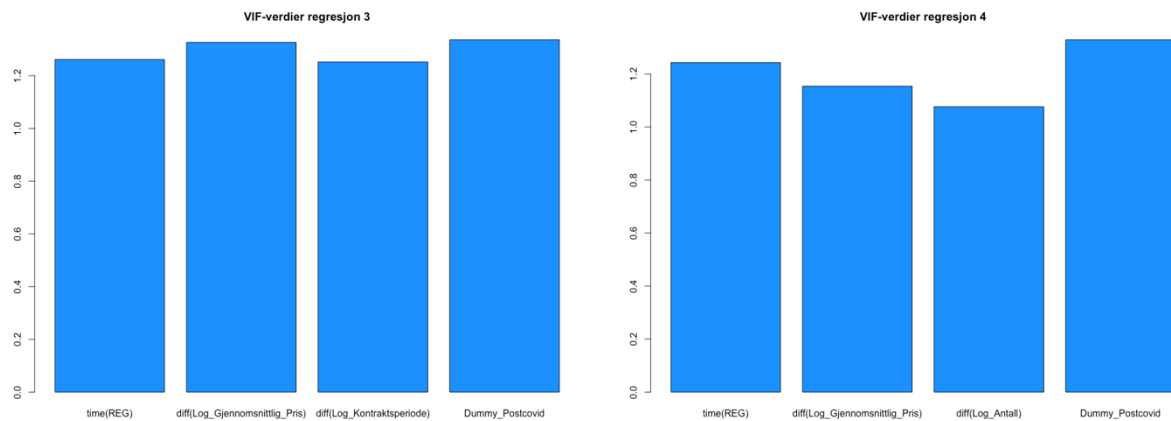
VIF test undersøker graden av multikollinearitet i en regresjonsanalyse. VIF indikatoren beregnes ved å undersøke det lineære forholdet mellom en prediktoren x_j og de uavhengige variablene $[x_1, x_2, \dots, x_{j-1}, x_{j+1}, \dots, x_m]$ i

$$(10.7) \text{VIF}_j = \frac{1}{(1 - R_j^2)}$$

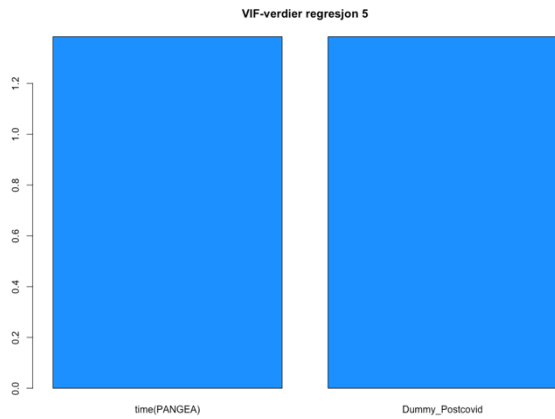
hvor R^2 er forklaringskraften for regresjonen. En VIF-indikator større enn 10 indikerer problemer med multikollinearitet i regresjonen (Vu, Muttaqi & Agalgaonaker, 2015).



Figur 10.6 & 10.7: VIF-verdier regresjon 1 & regresjon 2.



Figur 10.8 & 10.9: VIF-verdier regresjon 3 & regresjon 4.

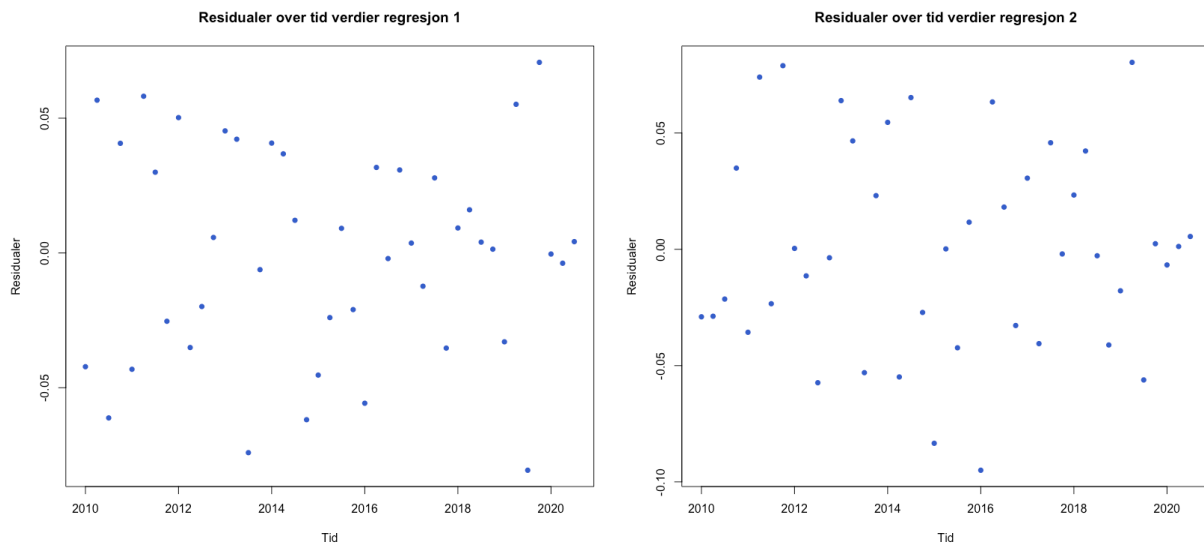


Figur 10.10: VIF-verdier regresjon 5.

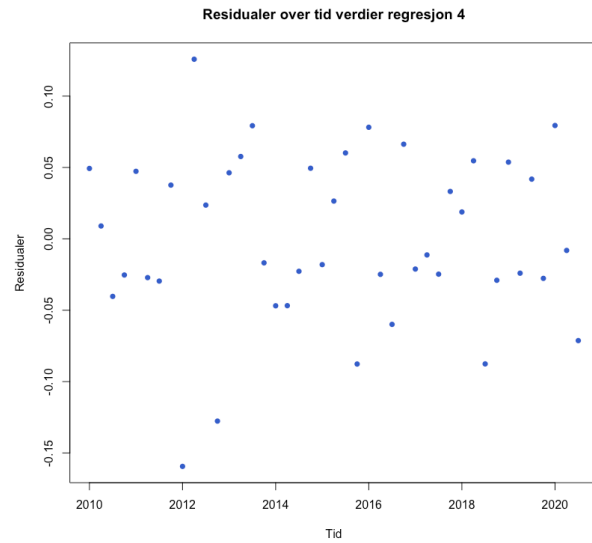
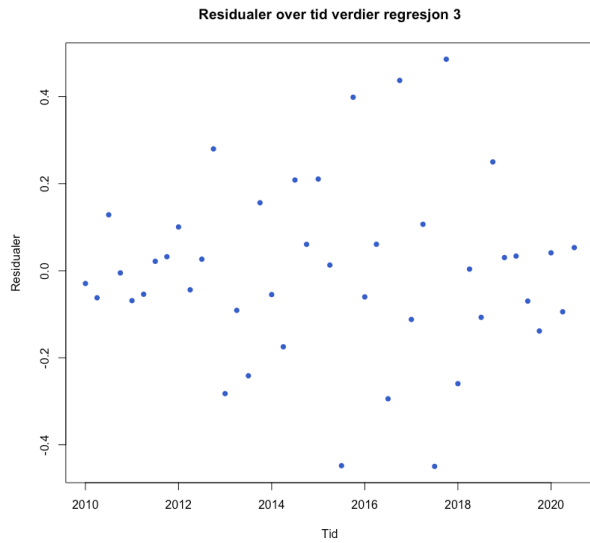
VIF-verdiene testen gir verdier som ligger under den fastsatte grensen for kritisk verdi. Det konkluderes dermed med at forutsetningen om ingen multikollinearitet holder.

Forutsetning 4 - Homoskedisitet

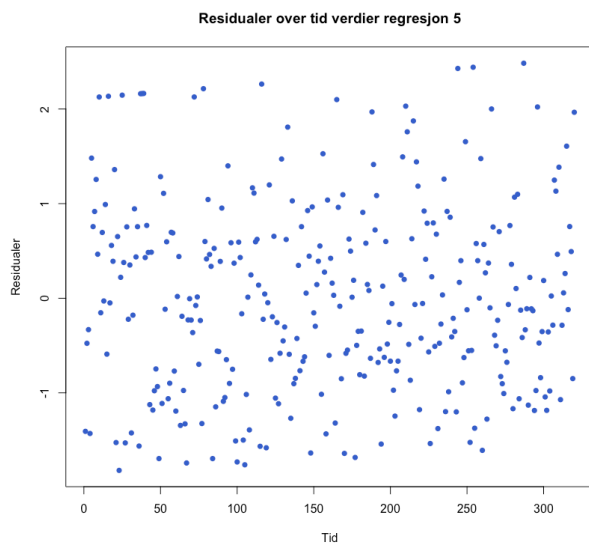
Forutsetningen om homoskedastisitet kan undersøkes grafisk ved plott av residualer over tid. Residualene er homoskedastiske dersom det ikke identifiseres noe tydelig mønster i plottet (Duke University, 2020).



Figur 10.11 & 10.12: Residualer mot tid regresjon 1 & regresjon 2.



Figur 10.13 & 10.14: Residualer mot tid regresjon 3 & regresjon 4.



Figur 10.15: Residualer mot tid regresjon 5.

Breusch Pagan (BP)-test:

Breusch and Pagan-testen anvendes for å teste for heteroskedastisitet i residualene. Testen har nullhypotese om at variansen i residualene er lik for alle verdier av den avhengige variabelen. Med andre ord er nullhypotesen at residualene er homoskedastiske. Alternativhypotesen er at variansen

i residualene ikke er lik for alle verdier av den avhengige variabelen, med andre ord heteroskedasitet. Hypotesen testes ved en testobservator gitt ved:

$$(10.8) F = \frac{R^2/k}{(1 - R^2)/(n - k - 1)} \sim F(k, n - k - 1)$$

hvor n er utvalgsstørrelse, k denoterer antall uavhengige variabler og R^2 angir modellens forklaringskraft (Zaiontz, 2020b). Testen tar utgangspunkt i fem prosents forkastningsnivå.

BP F-observator	P-verdi	Konklusjon
4.332	0.363	<i>Ikke forkast H_0 Homoskedastisitet</i>

Tabell 10.16: Breusch Pagan-test. Regresjon 1.

F-observator	P-verdi	Konklusjon
3.996	0.407	<i>Ikke forkast H_0 Homoskedastisitet</i>

Tabell 10.17: Breusch Pagan-test. Regresjon 2.

F-observator	P-verdi	Konklusjon
4.227	0.377	<i>Ikke forkast H_0 Homoskedastisitet</i>

Tabell 10.18: Breusch Pagan-test. Regresjon 3.

F-observator	P-verdi	Konklusjon
2.268	0.687	<i>Ikke forkast H_0</i> <i>Homoskedastisitet</i>

Tabell 10.19: Breusch Pagan-test. Regresjon 4.

F-observator	P-verdi	Konklusjon
2.089	0.352	<i>Ikke forkast H_0</i> <i>Homoskedastisitet</i>

Tabell 10.20: Breusch Pagan-test. Regresjon 5.

Fra grafisk plott kan det ikke identifiseres noe tydelig mønster i punktene, og det ser dermed ikke ut til å være problem med heteroskedasitet for noen av regresjonene. Resultatene fra BP-testen gir ikke signifikante resultater, og det er dermed ingen indikasjoner på problemer med heteroskedasitet. Det konkluderes med at forutsetningen om homoskedastisitet holder.

Forutsetning 5 – Seriekorrelasjon

Durbin–Watson-test:

Durbin Watson testen anvendes for å undersøke om det er autokorrelasjon i residualene fra en statistisk regresjonsanalyse. DW testen forutsetter stasjonære og normalfordelte residualer med null i gjennomsnittsverdi. Nullhypotesen av DW testen er ingen tilstedeværelse av førsteordre autokorrelasjon. Alternativhypotesen er autokorrelerte residualer. Testobservatoren er gitt av følgende formel:

$$(10.9) DW = \frac{\sum_{t=2}^T (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T e_t^2}$$

hvor e_t er residual fra OLS regresjonen. Testobservatoren er alltid et element av null og fire. En testobservator på to indikerer at det ikke er tilstedeværelse av autokorrelasjon. Testobservatorer

fra null til to indikerer positiv autokorrelasjon og testobservatorer fra to til fire indikerer negativ autokorrelasjon (Glen, 2016). Testen tar utgangspunkt i fem prosents forkastningsnivå.

<i>DW-tobservator</i>	<i>P-Verdi</i>	<i>Konklusjon</i>
2.73	0.020	Forkast H_0 Autokorrelasjon

Tabell 10.21: Durbin-Watson-test. Regresjon 1.

<i>DW-observator</i>	<i>P-Verdi</i>	<i>Konklusjon</i>
2.649	0.041	Forkast H_0 Autokorrelasjon

Tabell 10.22: Durbin-Watson-test. Regresjon 2.

<i>DW-observator</i>	<i>P-Verdi</i>	<i>Konklusjon</i>
3.070	0.001	Forkast H_0 Autokorrelasjon

Tabell 10.23: Durbin-Watson-test. Regresjon 3.

<i>DW-observator</i>	<i>P-Verdi</i>	<i>Konklusjon</i>
2.644	0.041	Forkast H_0 Autokorrelasjon

Tabell 10.24: Durbin-Watson-test. Regresjon 4.

<i>DW-observator</i>	<i>P-Verdi</i>	<i>Konklusjon</i>
2.053	0.718	<i>Ikke forkast H_0</i> <i>Ingen autokorrelasjon</i>

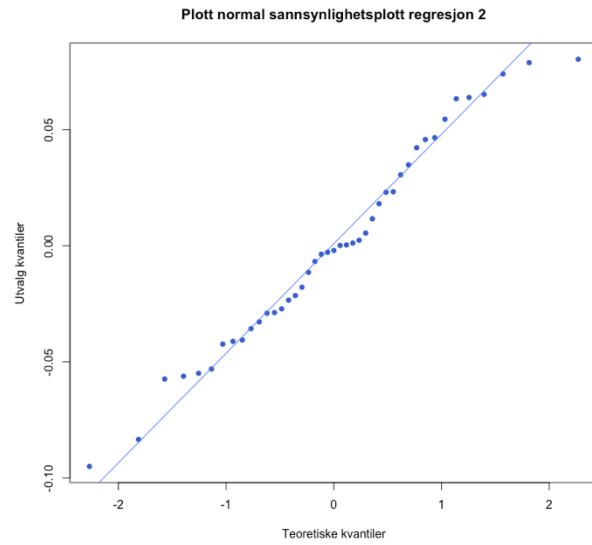
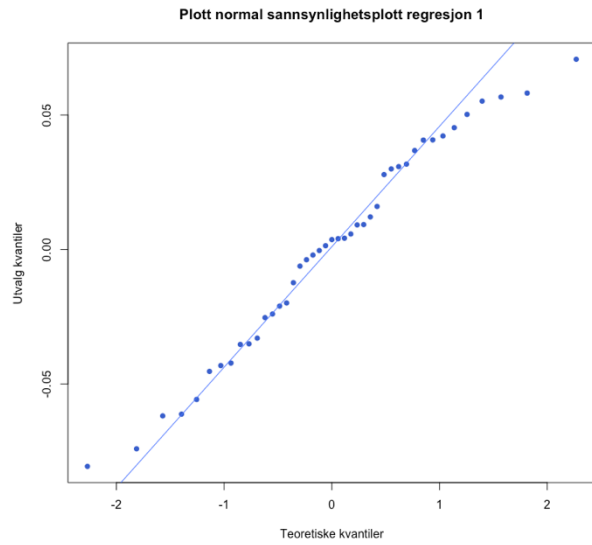
Tabell 10.25: Durbin-Watson-test. Regresjon 5.

DW-testen for regresjon 1 til 4 gir p-verdier under kritisk grense, og vi forkaster dermed nullhypotesen om ingen tilstedeværelse av førsteordre autokorrelasjon. Det korrigeres for autokorrelasjon ved å justere for robuste standard feil i regresjonen.

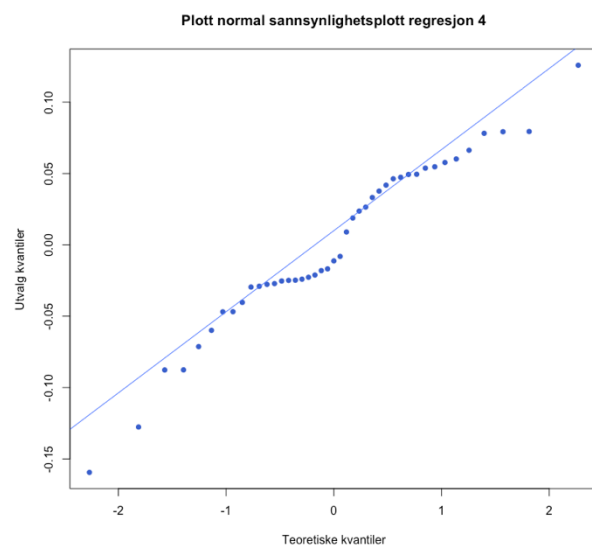
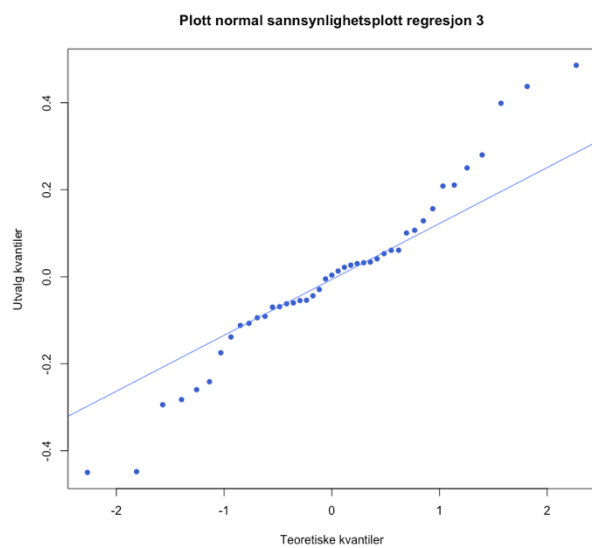
DW-testen for regresjon 5 gir p-verdi over kritisk grense og vi forkaster dermed ikke nullhypotesen om ingen tilstedeværelse av førsteordre autokorrelasjon. Vi konkluderer med at forutsetningen om ingen seriekorrelasjon holder for regresjon 5.

Forutsetning 6 - Normalitet

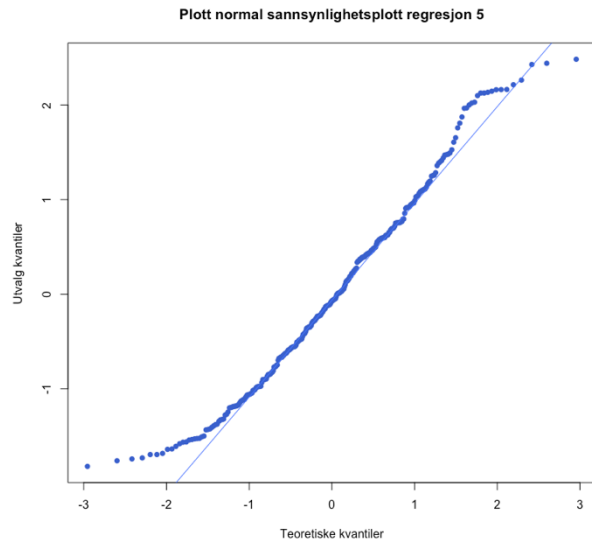
Forutsetning om normalfordelte feilledd kan studeres grafisk ved normalfordelt sannsynlighetsplott av residualene. Datamateriale er plottet mot en teoretisk normalfordeling og punktene bør tilnærme seg en rett linje. Avvik fra linjen indikerer problemer med normalitet. Et bueformet mønster indikerer at residualene har overdrevet skjevhet, som vil tilsi en asymmetrisk fordeling. Et S-formet mønster på residualene indikerer en overdreven kurtose. Avvik fra linjen kan skyldes ekstremalverdier, og burde undersøkes videre (Duke University, 2020).



Figur 10.16 & 10.17: Normal sannsynlighetsplott regresjon 1 & 2.



Figur 10.18 & 10.19: Normal sannsynlighetsplott regresjon 3 & 4.



Figur 10.20: Normal sannsynlighetsplott regresjon 5.

Shapiro Wilks test:

Shapiro Wilks testen anvendes for å undersøke om residualene er normalfordelt. Nullhypotesen er at residualene er normalfordelt, og alternativhypotesen er at residualene ikke er normalfordelt. Testobservatoren kan uttrykkes som følgende:

$$(10.9) W = \frac{\left(\sum_{i=1}^n \alpha_i X_{(i)}\right)^2}{\sum_{i=1}^n \{(X)_i - \bar{X}\}^2}$$

hvor x_i denoterer verdiene fra utvalget, α_i er konstanter fra gjennomsnitt, varians og kovariansen til observatorene for et utvalg av størrelse n fra en normalfordeling. Testen tar utgangspunkt i fem prosents forkastningsnivå. En liten W -verdi indikerer at distribusjonen ikke er normalfordelt (Glen, 2014).

<i>W-observator</i>	<i>P-Verdi</i>	<i>Konklusjon</i>
0.975	0.447	<i>Ikke forkast H_0</i> <i>Normalfordelte residualer</i>

Tabell 10.26: Shapiro Wilks test. Regresjon 1.

<i>W-observator</i>	<i>P-Verdi</i>	<i>Konklusjon</i>
0.976	0.509	<i>Ikke forkast H_0</i> <i>Normalfordelte residualer</i>

Tabell 10.27: Shapiro Wilks test. Regresjon 2.

<i>W-observator</i>	<i>P-Verdi</i>	<i>Konklusjon</i>
0.967	0.253	<i>Ikke forkast H_0</i> <i>Normalfordelte residualer</i>

Tabell 10.28: Shapiro Wilks test. Regresjon 3.

<i>W-observator</i>	<i>P-Verdi</i>	<i>Konklusjon</i>
0.967	0.245	<i>Ikke forkast H_0</i> <i>Normalfordelte residualer</i>

Tabell 10.29: Shapiro Wilks test. Regresjon 4.

<i>W-observator</i>	<i>P-Verdi</i>	<i>Konklusjon</i>
0.978	9.302e-05	<i>Forkast H_0</i> <i>Ikke normalfordelte residualer</i>

Tabell 10.30: Shapiro Wilks test. Regresjon 5.

Den grafisk fremstilling av punktene viser en tilnærmet rett linje for regresjon 1 til 4. SW-testen gir også p-verdier over kritisk grense for regresjonene, og vi forkaster dermed ikke nullhypotesen om normalitet. Vi konkluderer med at forutsetningen om normalfordelt residualer holder for regresjon 1 til 4.

Normalt sannsynlighetsplott av residualene av regresjon 5 viser antydning til brudd på forutsetningen om normalfordelte residualer. SW-testen gir en p-verdi under kritisk grense og vi forkaster dermed nullhypotesen om normalitet. Datasettet fra Pangea har derimot en stor utvalgsstørrelse og brudd på normalitet er derfor ikke et problem ved statistisk testing.