

Koronarestriksjoner og protester

Abstrakt

Denne oppgaven undersøker forholdet mellom koronarestriksjoner og nivå av protester i 89 land. Skulle koronarestriksjoner bryte med demokratiske prinsipper kan disse forstås som undertrykkende. Forholdet mellom undertrykkelse og protest er komplisert og empiriske studier viser forskjellige effekter. Jeg argumenterer for at undertrykkende koronarestriksjoner vil øke kostnaden for å protestere som vil føre til en nedgang av protester. Videre vil denne undertrykkelse anses som legitim av befolkningen da de kan kamoufleres som en verktøy mot koronapandemien. Dette bekreftes i tre fixed effects-modeller hvor undertrykkende koronarestriksjoner førte til en nedgang i protester. På bakgrunn av dette blir mekanismen at undertrykkelser blir ansett som legitime forslått som en viktig underliggende forklaring i forholdet mellom undertrykkelse og koronarestriksjoner

Innholdsfortegnelse

Innledning.....	3
Undertrykkelse og motstand – Tidligere forskning	3
Teoretiske mekanismer	4
Legitim undertrykkelse	5
Kontroll – Frykt for sykdom	6
Metode	7
Avhengig variabel	7
Uavhengig	7
Kontrollvariabler	8
Utvalg av land	9
Valg av tidsperiode	9
Datasett	9
Problemer med dataen	10
Autokorrelasjon og heteroskedastisitet	10
Ikke-stasjonæritet	11
Heterogenitet og fixed-effects	12
Modeller	12
Resultater	13
Diskusjon	14
Konklusjon	15
Videre forskning	15
Litteraturliste	16

Innledning

I desember 2019 var det et lokalt utbrudd av lungebetennelse med ukjent årsak i Wuhan-provinsen i Kina. Det ble raskt bestemt at dette ble forårsaket av et koronavirus, mer bestemt alvorlig akutt luftveissyndrom 2 (SARS-CoV-2) (Lancet, 2020). For å hindre at smitten fikk spre seg fritt har land innført forskjellige restriksjoner på bevegelse og samlinger. I respons til disse restriksjonene har *Varieties of democracy* undersøkt hvorvidt disse bryter med demokratiske prinsipper. Funnene var at i 106 land har koronarestriksjonene vært av slik karakter at de bryter med demokratiske prinsipper (Edgell, Grahn, Lachapelle, Lührmann & Maerz, 2020).

Skulle disse restriksjonene – bryte med demokratiske prinsipper – vil de falle under forskjellige definisjoner av undertrykkelse. Tilly (1978) definerer undertrykkelse som handlinger som øker kostnaden ved å protestere. Denne definisjonen blir streng da alle koronarestriksjoner beror på å hindre sosiale samlinger (Edgell, Grahn, Lachapelle, Lührmann & Maerz, 2020). Ritter og Conrad (2016) gir en mer nyansert definisjon: statlig undertrykkelse forstås som realiserte eller trusler om grensesetting eller tvang fra myndigheter. Dette for å kontrollere eller stoppe utfordringer rundt maktposisjonen til myndighetene. Var restriksjonene kun et middel for å hindre smitte, eller ble sjansen benyttet til å styrke makten til myndigheter; altså at staten brøt med demokratiske prinsipper. Davenport og Inman (2012) sin definisjon er noe mer spisset: Undertrykkelse tar for seg bruk av statlig makt som krenker ytringsfrihet gjennom forsterking eller endring av lover. Her vil koronarestriksjoner som har formålet å hindre smitte ikke kunne kalles undertrykkelse. Når de derimot innskrenker ytringsfrihet igjennom f.eks. sensurering av media vil dette kunne tolkes som undertrykkelse.

Undertrykkelse og motstand – Tidligere forskning

Hvordan befolkningen reagerer på undertrykkelse er komplisert. Empiriske studier har vist at det er en klar sammenheng, men at undertrykkelse kan føre til både nedgang og oppgang i nivå av motstand (Lichbach, 1987). Denne motstanden kommer ofte til syne gjennom protester. Her viser analyser at undertrykkelse kan gi en negativ effekt på protester igjennom at kostnaden øker, og gi positiv effekt igjennom forskjellige mikromobiliseringsprosesser (Opp & Ruehl, 1990). Videre viser analyser at det er en negativ effekt når undertrykkelsen er alvorlig, og positiv når undertrykkelsen er mild. Og at dette igjen beror seg på hvorvidt

kostnaden for å gjøre motstand øker eller synker (Tilly, 1978; Hechter, 1982). Selv om det finnes mye forskning på forholdet har ikke forskere klart å forklare de underliggende mekanismene, og under hvilke omstendigheter undertrykkelse fører til nedgang eller oppgang av motstand (Maher & Peterson, 2008; Ritter, 2014). Det samme gjelder motstand i form av protest (Pierskalla, 2009).

Her vil oppgaven gi et bidrag ved å gi en forståelse for hvordan undertrykkende koronarestriksjoner påvirker nivåer av protest. Selv om undertrykkelse under en global pandemi er en eiendommelig situasjon, vil det kunne gi svar på når undertrykkelse er effektivt, og når den virker imot sin hensikt.

Problemstillingen er som følger: Hvordan har koronarestriksjoner påvirket nivå av protester?

Teoretiske mekanismer

Ressursmobilisering og rasjonellaktør modeller foreslår at undertrykkelse øker kostnaden for deltakelse og dermed slår ned på protestaktiviteter (Rasler, 1996). Videre argumentere rasjonell aktør teoretikere at undertrykkelse vil ha en direkte negativ effekt på protester da forbud, arrestasjoner og unntakstilstander vil hindre grupper i å mobilisere ressurser slik at de kan utfordre myndigheter (Oberschall, 1973; Jenkins and Perrow, 1977; og Tilly, 1978). Slik vil strenge koronarestriksjoner sterkt redusere mulighetene til eksisterende protestnettverk i å anskaffe seg nødvendige ressurser.

Rasjonell aktør teoretikere hevder også at når individer forventer undertrykkelse ved deltakelse i protester, vil de være mindre tilbøyelige for deltakelse (Olson, 1965; Hardin, 1982). Når koronarestriksjoner i sin mildeste form vil hindre borgere å samles i større grupper forventes det at denne effekten vil være sterk.

Young (2018) foreslår at autokrater kan slå ned på motstand ved å fremheve skremmende emner som ikke er relatert til statlig undertrykkelse som utenlandske trusler eller kriminalitet. Ved å fremme trusselen covid-19 i nyheter har myndigheter en mulighet til å spre frykt blant befolkningen. I en analyse av virkningen av frykt på villighet til protest fant Young (2018) at frykt har en sterk negativ effekt på protest. Folk var mindre villig til å ta risiko, og ble mer pessimistiske rundt at andre ville delta i protest. Under koronarestriksjoner vil denne frykten for at andre ikke møter opp til protester forsterkes, da sosiale samlinger er stikk i strid mot konseptet sosial distansering.

Hess og Martin (2006) har definert forskjellige taktikker myndigheter kan bruke ved undertrykkelse for å hindre motstand fra befolkningen. De kan stigmatisere de undertrykkelsen gjelder – igjen for å gjøre det legitimt. Og de kan tolke hendelsen som noe annet en undertrykkelse. I en protest under koronapandemien vil da myndighetene ha mulighet til å stigmatisere de som protester; dette er folk som sprer smitte og tar ikke ansvar. Dermed kan undertrykkelsen tolkes som noe samfunnsnyttig, ved at myndighetene forsøker å hindre videre smitte av korona.

Legitim undertrykkelse

For å få en forståelse av hvordan undertrykkelse i form av koronarestriksjoner kan påvirke nivå av protester er et viktig poeng hvorvidt restriksjonene anses som legitime eller illegitime.

Skal undertrykkelse stimulere til mer protest må det få i gang mikromobiliseringsprosesser (Opp og Ruehl, 1990). Mikromobilisering kan forstås som prosesser som fasiliteter borgere til å delta i organisasjoner som f.eks. kirker, fagforeninger eller sosiale grupper (McAdam, 1988). En slik prosess vil starte hvis undertrykkelsen fra myndighetene blir ansett som illegitim av publikum, da de vil sette spørsmålsteget ved den etablerte ordenen (Opp, 1994). Hvis voldelig undertrykkelse blir sett på som illegitimt vil dette også kunne føre til at folk blir integrert i protestnettverk og mikromobiliseringsprosesser blir aktivisert (Opp & Roehl, 1990).

Dette argumentet går igjen hos Hess og Martin (2006): Hvis undertrykkelse skal føre til mer motstand må undertrykkelsen bli ansett som illegitim. Og hvis det er voldelig undertrykkelse av en bevegelse som fremmer krav som er bredt akseptert som legitime, vil mange anse undertrykkelsen som illegitimt (della Porta & Reiter, 1998; Wisler & Giugni, 1999). Dette beskriver Hess og Martin (2006) som *backfire*; når undertrykkelse som sensur, politivold eller andre typer undertrykkelse blir ansett som illegitimt av borgere og disse gjør motstand.

Et viktig poeng er altså hvorvidt undertrykkelsen anses som legitim eller ei. Her kommer koronapandemien inn som en gylden mulighet for myndigheter. Landet står ovenfor en alvorlig trussel og strenge tiltak må til. Selve hovedverktøyet her vil være sosial distansering noe som gjør protester vanskelig. Som nevnt vil ikke dette kunne kategoriseres som undertrykkelse, men selv når restriksjonene går så langt at de kan kategoriseres som undertrykkelse, vil myndighetene kunne legitimere dette som et nødvendig verktøy i kampen mot pandemien.

For å oppsummere vil undertrykkende koronarestriksjoner føre til at borgere vil unngå protester da sannsynligheten for å bli undertrykt har økt, og kostnaden har dermed økt. Borgere vil heller ikke ha muligheten til å mobilisere ressurser til å utfordre myndighetene. Samtidig vil de risikere å bli stigmatisert og bli merket som smittespredere skulle de protestere, og dermed vil undertrykkelsen av disse bli ansett som legitim av befolkningen. I tillegg kommer denne frykten Young (2008) beskriver gi en negativ effekt på villigheten til å delta i protest. Alle disse effektene kan sies å redusere villigheten til protestere mot undertrykkelse som fantes i samfunnet før korona. Men som nevnt vil koronarestriksjoner kunne kategoriseres som undertrykkelse i seg selv. Igjennom at denne undertrykkelsen kan anses som legitim av befolkningen da den forsøker å løse en trussel, vil ikke undertrykkelsene føre til ytterlige protester fra befolkningen.

Altså vil koronarestriksjoner gi myndigheter muligheten til å slå ned på eksisterende villighet til å protestere, samt unngå mer motstand i samfunnet når koronarestriksjonene innføres. Det forventes dermed at strenge og undertrykkende koronarestriksjoner vil gi en negativ effekt på nivå av protest.

Kontroll – Frykt for sykdom

Det kan selvfølgelig tenkes at det ikke er frykten for undertrykkelse som hindrer folk i å protestere, men selve frykten for å bli syk av covid-19. Denne frykten Young (2008) nevner, kan være et resultat av pandemien i seg selv, og ikke undertrykkelse, og at borgere vil unngå risikoen for å bli syk når de protesterer. Videre vil borgere måtte vurdere hvorvidt de skal delta i en protest basert på hva statlige agenter har sagt rundt den spesifikke protesten, og oppdatere sine tanker rundt kostnaden og fordelene ved å protestere (Stern og Hassid, 2012; Stern og O'brien, 2012). Har det vært mye smitte i samfunnet vil statlige agenter mest sannsynlig fraråde å samles i større grupper. Samtidig vil smitte i samfunnet føre til at myndigheter må innføre forskjellige restriksjoner. Antall smittede vil derfor påvirke både restriksjonene som innføres, og antall protester, og er derfor viktig å kontrollere for.

Metode

Avhengig variabel

For å se på forholdet mellom protester og koronarestriksjoner vil jeg benytte meg av data fra forskjellige kilder. Data for protester er hentet fra *The Armed Conflict Location & Event Data Project* (ACLED, 2020a). Disse samler dato, aktører, lokasjoner, antall drept, og alle typer av rapportert politisk vold og protester i Afrika, Øst-Asia, Sør-Asia, Sør-Øst-Asia, Midtøsten, Sentral-Asia, Latin-Amerika, Karibia, Sørøstlige og østlige Europa og Balkan, (ACLED, 2020a). Dataen er kodet av erfarne forskere som samler inn informasjon fra nyhetsreportasjer, og benytter seg av retningslinjer i ACLED sin kodebok for å samle inn data. ACLED sin data er unik i den forstand at den blir samlet og prosessert etter dato, sted, agent og hendelsestype. Dette betyr at en konflikt over en helg vil bli registrert som to hendelser, en for hver dag. Videre, hvis to hendelser skjer samme dag i samme land, vil dette bli registrert som to separate hendelser i datasettet (ACLED, 2020b). Dette er nødvendig da oppgavens mål er å utforske koronarestriksjoners effekt på protester, og det må derfor være mulig å isolere protester fra andre hendelstyper.

Den avhengige variabelen «Protester» er basert på ACLED sin variabel for hendelsestype som måler kamper; eksplosjoner / fjern vold; protester; opprør; strategisk utvikling; og vold mot sivile. Her er protester og opprør slått sammen og de resterende hendelsestypene fjernet. Opprør er tatt med i variabelen da denne også måler en form for protest. Under denne finnes forskjellige typer demonstrasjoner og at folk tar til gatene (ACLED, 2020c). Videre blir det originalt målt protester per dag, men dette har blitt kollapset til protester per uke. Uker uten protester har blitt kodet til 0.

Uavhengig

Data for koronarestriksjoner kommer i fra *Varieties of Democracy* (V-dem). Disse gir vanligvis ut en indeks som måler demokrati, men har i anledning korona-situasjonen gitt ut *The Pandemic Backsliding Project*, som sporer staters respons mot koronaviruset og hvilken mulig effekt dette kan ha for den generelle kvaliteten på demokratiet i forskjellige land. Versjonen oppgaven benytter seg av strekker seg fra Mars til September 2020 (V-dem, 2020). Prosjektet baserer sin koding hovedsakelig på datainnsamling av et team av trente forskningsassistenter. Kildene de baserer seg på er offisielle statlige dokumenter, akademiske databaser, pålitelige mellomstatlige-, statlige- eller uavhengige organisasjoner og pålitelige medier. V-dem generer med bakgrunn i dette to variabler: *Pandemic Democratic Violations*

Index (Pandem), og *Pandemic Backsliding Index (PanBack)*. Hvor jeg skal benytte meg av førstnevnte (Edgell et al., 2020).

Den uavhengige variabelen *Pandem* er basert på en skala bestående av typer av brudd på demokratiske prinsipper: diskriminerende tiltak; brudd på menneskerettigheter; voldelig håndhevelse; ikke noe tidsgrense; begrensinger på lovgivende forsamling; offisielle misinformasjons kampanjer; og restriksjoner på mediefrihet. Hver av disse har deretter fått en skår fra 0 (ingen) til 3 (store brudd) (Edgell et al., 2020). Dette gir en skala som går fra 0 til 0.6 med to desimaler. Høyere verdier her tilsier at demokratiske prinsipper har blitt brutt. V-dem gir også informasjon når disse restriksjonene ble innført, og når de eventuelt ble avsluttet. Variabelen *Pandem* har blitt kodet slik at observasjonene har verdi 0 frem til restriksjoner ble innført, deretter den Pandem-verdien V-dem har gitt landet. Hvis landet har avsluttet restriksjonene vil verdien være 0 fra det tidspunktet. Jamfør definisjonen nevnt i innledning, vil en høy verdi på denne variabelen måle undertrykkelse.

Kontrollvariabler

Kontrollvariabelen min er antall som er smittede av covid-19 i de forskjellige landene. Dataen for dette er hentet fra John Hopkins University. Hvordan disse samler inn tallene sine varierer fra land til land. I Kina er de hentet fra en nettplattform drevet av det kinesiske medisinske samfunnet som samler informasjon fra lokale medier og rapporter fra myndigheter som gir kumulative tall for antall smittede i nær sanntid på provinsnivå. For land ellers blir tallene her manuelt oppdatert etter hvert som de oppstår. Kildene som benyttes her er forskjellige twitterfeeds, nettbaserte medier, og direkte tilsendt informasjon. Før tallene blir oppdatert bekreftes de av lokale og regionale helseavdelinger, samt sentre for sykdomskontroll og forebygging i Kina, Taiwan og Europa, Honk Kong sine helsemyndigheter og WHO, samt helsemyndigheter på delstat- og bynivå. (Lancet, 2020).

Denne variabelen bør diskuteres når det kommer til validitet. Som nevnt i teorikapittelet er det frykt for covid-19 som kan forårsake nedgang i protester. Hvorvidt folk er redd for å bli smittet av viruset bør ha en sammenheng med hvor mange som er smittede, men dette igjen kommer an på hvordan dette blir dekt i medier osv. Videre er ærlighet fra myndighetens side et viktig poeng; hvorvidt de reelle tallene blir rapportert. Et annet viktig poeng er at tallene her er antall smittede totalt; når noen blir friske vil de fortsatt stå oppført som smittede. Dermed vil en høy verdi på denne variabelen ikke nødvendigvis betyr at det er pågående

smittespredning i samfunnet. Igjennom å bruke en fixed effects-modell vil vi komme rundt dette da denne vil se på endring innad i land. Hvis variabelen ikke øker, vil ikke det bli målt noen effekt. Fixed effects-modell vil bli forklart dypere under *Heterogenitet og Fixed effects*.

Utvalg av land

Datasettet består av totalt 89 land (Se vedlegg 1). Det har ikke vært noen spesifikke kriterier når land har blitt valgt ut. Det som har satt grensene er hvorvidt det har vært data tilgjengelig. ACLED har ikke data for protester for Vest-Europa (ACLED, 2020a). V-dem har stort sett data for hele verden, men i mange av tilfellene var det ikke registrert når koronarestriksjonene ble innført, noe som er nødvendig for å se endring i protester før og etter. I sammenslåingen av ACLED-dataen og V-dem-dataen endte jeg opp med 89 land som hadde de nødvendige dataene. Tall på antall smittede med Covid-19 fantes for alle disse landene.

Valg av tidsperiode

Tidligere studier på forholdet mellom undertrykkelse og motstand har brukt månedlige eller årlige aggregeringer av hendelser. Gitt de mer umiddelbare gjengjeldelseshandlingene fra myndighet og borgere anbefaler Maher og Peterson (2008) å bruke uker som tidsenheter.

Datasett

Datasettet jeg benytter meg av har den samme karakteristikken som paneldata med forskjellige enheter målt over flere tidspunkter. Det som skiller mitt datasett fra paneldata er strukturen. Paneldata har mange enheter målt over relativt få tidspunkter, i motsetning til min data som er relativt få enheter målt over mange tidspunkter. Slik data kalles Times-series-cross-section-data (Mehmetoglu og Jakobsen, 2017, s.252). Dataen består av totalt 89 land målt over 91 uker. Alle enhetene er målt over like mange tidspunktet noe som gjør panelet balansert.

Det er mange fordeler ved å benytte seg av tidsseriedata som panel- og TSCS-data. Det muliggjør å undersøke kausalretninger da de samme enhetene observeres over tid. Slik vil en kunne se hvilken effekt en variabel har på en annen på et senere tidspunkt (Mehmetoglu og Jakobsen, 2017, s.229). Men som med vanlig tverrsnittsdata er det mange forutsetninger man må ta høyde for i analysen, i tillegg følger det flere fallgruver når enhetene observeres over tid. Under følger en gjennomgang av datasettet mitt, og diagnoser av forskjellige problemer.

Problemer med dataen

Tabell 1. Detaljert oversikt over variabler

Variables	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Skew.	Kurt.
Protest	8188	15.391	45.215	0	804	7.651	77.223
Pandem	8188	1.425	2.741	0	12	1.753	4.912
Covid	8188	172000	155000	0	457955	18.257	395.098
			0		97		

Skjeve eller spisse fordelinger kan skape problemer for en regresjonsanalyse, og en vanlig løsning på dette er å log-transformere variabler for å gjøre fordelingen mer symmetrisk (Mehmetoglu & Jakobsen, 2017, s.329). Vi ser på skewness- og kurtiosis- verdiene at alle variablene ligger over de ønskede verdiene på henholdsvis 0 og 3, men at dette spesielt gjelder Protest og Covid, og jeg velger derfor å log-transformere disse. Når det kommer til Pandem ligger denne også noe over. Det ble forsøkt modeller med og uten log-transformering av pandem uten at dette påvirket modellen særlig. Jeg velger å inkludere den log-transformerte Pandem-variabelen i modellen da den er over ønskede verdier, og slik at alle variablene kan tolkes på like premisser. Da alle variablene har en minimumsverdi på 0, ble alle plusset på én verdi slik alle verdiene kan bli log-transformert (Mehmetoglu & Jakobsen, 2017, s.329).

De nye variablene heter *lnProtest*, *lnPandem* og *lnCovid*.

Autokorrelasjon og heteroskedastisitet

Et problem som går igjen i panel- og TSCS-data er autokorrelasjon; altså at de forskjellige observasjonene ikke er uavhengige fra hverandre. I en vanlig ols-regresjon vil dette kunne føre til signifikante funn som nødvendigvis ikke er det (Mehmetoglu & Jakobsen, 2017, s.233). Selv om det er å forvente at modellen sliter med autokorrelasjon da vi observerer de samme enhetene over tid, er det også mulig å teste dette statistisk. Drukker (2003) har utviklet

en test med 0-hypotese at det ikke er autokorrelasjon. Denne testen gir en p-verdi på 0.7% som tyder på autokorrelasjon.

Når autokorrelasjon er til stede vil dette også kunne føre til at modellen er heteroskedastisk; at den predikerer visse verdier av den avhengige variabel mer nøyaktig enn andre verdier (Mehmetoglu & Jakobsen, 2017, s.234).

Det kan vi teste statistisk med en Breusch-Pagan/Cook-Weisberg test. Denne har null 0-hypotese at det er konstant varians, altså ikke heteroskedastisk. Testen gir en p-verdi på 0 %, og vi kan dermed si at modellen har problemer med heteroskedastisitet (Mehmetoglu & Jakobsen, 2017, s.235). Modellen har altså problemer med både autokorrelasjon og heteroskedastisitet.

Beck (2008) nevner at det å inkludere en lagged avhengig variabel som kontroll vil man eliminere nesten all korrelasjon mellom enhetene. Videre kan man benytte seg av robuste standardfeil for å håndtere både autokorrelasjon og heteroskedastisitet. Her anbefaler Mehmetmo og Jakobsen (2017) å benytte seg av Huber-White robuste standardfeil. Disse vil ikke endre på koeffisientestimater, men vil gi oss rimelige nøyaktige p-verdier. Jeg vil derfor benytte meg av én modell med en lagged avhengig variabel som kontrollvariabel, og én modell hvor jeg også tar med robuste standardfeil.

Ikke-stasjonærhet

På grunn av tidsseriedimensjonen kan vi også få problemer med ikke-stasjonærhet. Stasjonær data betegner at parametere som gjennomsnitt og varians ikke endrer seg over tid, selv om det er svingninger fra tidspunkt til tidspunkt. Er ikke dette tilfellet er ikke-stasjonærhet til stedet. Dette kan være fordi to land har den samme tidstrenden og vil produsere falske signifikante sammenhenger (Beck, 2008). Dette kan vi teste for med en Dickey-Fuller test hvor 0-hypotesen for testen er at tidsseriedataen er ikke-stasjonær og inneholder en enhetsrot (Mehmetoglu & Jakobsen, 2017, s.257). Det fungerer ikke på paneldata, så jeg er nødt til å teste for hvert land. Testene ga ikke-signifikante funn på totalt 10 av 89 land, noe som sier at disse ti landene er ikke-stasjonære. Da kun en minoritet av landene hadde ifølge testene en enhetsrot, samtidig som Enders (2010) nevner at det stor sannsynlighet for å få falske positive i testen, burde ikke for mye vekt tillegges dette. En løsning på enhetsrot vil uansett være å innføre en lagged avhengig variabel (Beck, 2008), noe som allerede er gjort for å hankses med autokorrelasjon.

Videre følget et problem når en studerer geografiske data hvor det er rimelig å tro det er korrelasjon på tvers av enheter. I mitt tilfelle kan en med stor sikkerhet tenke at tallene på covid-smittede korrelerer på tvers av land. For å korrigere for dette kan man benytte seg av Beck og Kats (1995) sine panelkorrigerte standardfeil som vil fikse problemer knyttet til slik avhengighet. Videre er det mulig å kjøre denne med et alternativ som også tillater autokorrelasjon (Stata, 2020). Tredje modell vil altså ha disse spesifikasjonene.

Heterogenitet og fixed-effects

TSCS-data går ut ifra at enhetene er heterogene; altså ulike. Noe vi må kontrollere for å unngå ukorrekte resultater. Den enkleste formen å akseptere enhetenes heterogenitet og se på endring innad i enhetene igjennom en fixed effects-modell. En fixed effects-modell vil sentrere alle observasjoner innad i enheter. Dermed vil spørsmålet være hvordan tidsmessig variasjon i x vil påvirke tidsmessig variasjon i y, alle tverrsnittseffekter vil bli fjernet. (Beck, 2008).

Generelt er en fixed effects modell anbefalt for TSCS-data, og Hsiao (1986) anser det som den mest passende modellen for slik data.

Fixed effect har mange fordeler men også noen ulemper. Den store styrken ligger i at man kan kontrollere for alle umålte variabler, og få konsistente koeffisienter for variabler som endres over tid. Ulempen er at man kun kan estimere effekten til variabler som endres over tid. Er man ikke avhengig av å estimere tidskonstante variabler vil en fixed effects- modell være ideell for estimere TSCS-data (Beck, 2008).

Da litteraturen anbefaler fixed effects-modell og ingen av mine variabler av interesse er tidskonstante virker en slik modell ideell. Det ble også benyttet en f-test for å se hvorvidt dummyene til alle tidsenheter var lik 0. Testen viste at dette ikke var tilfellet, og fixed effect er dermed egnet (Mehmetoglu & Jakobsen, 2017, s.257). Jeg vil derfor estimere modellene mine med en fixed effects-modell.

Modeller

For å oppsummere vil tre modeller bli brukt for å estimere koronarestriksjoner sin virkning på protester:

Modell 1: Med lagged avhengig variabel som kontrollvariabel.

Modell 2: Lagged avhengig variabel som kontroll og Huber-White robuste standardfeil.

Modell 3: Lagged avhengig variabel som kontroll og Beck og Kats (1995) sine panelkorrigerte standardfeil med autokorrelasjon-tillatelse.

I tillegg vil de uavhengige variablene *lnpandem* og *lncovid* bli lagget en uke, da det gir mening i forhold til kausalretning at effekten de har på protester vil komme senere.

I stedet for å diskutere hvilken modell som egner seg best argumenterer Pettersen (2004) at man burde rapportere flere modeller da de vil vise oss forskjellige aspekter ved dataen. Selv om mine modeller er relativt like er model 2 og 3 mer robust enn modell 1. Og for leseren vil det være fruktbart å få innblikk i hvordan de forskjellige estimeringene oppfører seg.

Resultater

Tabell 2.

	(1) Lagged avhengig	(2) Lagged avhengig Huber-white	(3) Lagged avhengig Panelkorrigerte standardfeil Autokorrelasjon-tillatelse
L.lnpandem	-.055*** (.013)	-.055*** (.02)	-.055*** (.015)
L.lncovid	.012*** (.002)	.012*** (.004)	.012*** (.003)
L.lnprotest	.458*** (.01)	.458*** (.029)	.458*** (.017)
_cons	.894*** (.018)	.894*** (.05)	.842*** (.076)
Observations	8099	8099	8099
R-squared	.217	.217	.825

Standard errors are in parentheses

*** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .1$

Som forventet vil økning i den log-transformerte pandem-variabelen føre til en nedgang i protester. Disse resultatene består i alle tre modeller. Koeffisienten endrer seg ikke mellom modellene, ei heller signifikansnivået. Den høyeste standardfeilen finner vi i modell 2 med Huber-White robuste standardfeil, dermed blir denne den «minst» signifikante modellen, men alle er fortsatt innenfor 1% nivå.

Det at modell 2 og 3 endrer seg minimalt fra modell 1 kan tyde på at problemer rundt heteroskedastisitet og korrelasjon mellom enheter ikke gjorde store utfall for estimeringene. Modell 1 som er relativt enkel gir samme resultater som de to andre.

Da alle variabler er log-transformerte betyr det at 1% økning i *lnpandem*-variabelen vil føre til 5.5% nedgang i *lnprotest*-variabelen.

Det samme gjelder kontrollvariabelen *lnpandem*, her er det også kun små endringer innenfor standardfeilen. 1% økning i denne vil føre til en 1.2% økning i protester.

Diskusjon

Resultatene gjenspeiler dermed de teoretiske resonnementet som ble diskutert innledningsvis. Er koronarestriksjonene undertrykkende vil de utløse mekanismer som får nivå av protester ned. Dette kan være igjennom at kostnadene for å protestere øker; grupper får ikke mobilisert ressurser; myndigheter fremmer frykt; samt at myndighetene kan stigmatisere de som protesterer og tolke undertrykkelsen som en form for smittehindring. Men som tidligere forskning viser kan undertrykkelse føre til både oppgang og nedgang i protester. En viktig variabel i min oppgave er mest sannsynlig at undertrykkelsen kan fremstå som legitim. Illegitime undertrykkelser kan starte mange mekanismer som fører til at befolkningen protesterer. Det at undertrykkelser kan anses som legitime er nok derfor en viktig underliggende mekanisme for å forklare forholdet mellom undertrykkelse og protest.

Kontrollvariabelen *lncovid* har en ikke forventet effekt. De tre estimeringene viser at protester øker signifikant jo mer smitte det blir i samfunnet. Den forventede effekten var at en økning i antall smittede ville forårsake frykt for sykdom i befolkningen, og at de dermed unngikk folkeansamlinger som protester. Samtidig som myndigheter vil fraråde befolkningen i å samles i større grupper. Disse mekanismene gjør seg ikke gjeldende i analysen. Dette kan komme av validitetsproblemet nevnt i metoden: Det at folk ikke frykter viruset på grunn av hvordan dette blir dekt i medier osv. Eller igjennom at myndigheter ikke er oppgir reelle tall til befolkninger og/eller til verden for øvrig. Dette burde dog ha ført til ikke-signifikante funn, men analysen viser en signifikant sammenheng. Det kan derfor tenkes at de høye smittetallene fremmer misnøye i befolkninger som øker antall protester. Dette igjen blir noe paradoksalt da dette igjen kan fremme videre smitte. Dette er et interessant funn, men siden smittetall fungerer som kontrollvariabelen i denne oppgaven vil jeg ikke gå videre inn på dette.

Konklusjon

I denne oppgaven har jeg sett på forholdet mellom koronarestriksjoner og protester. Når koronarestriksjoner bryter med demokratiske prinsipper kan de forstås som undertrykkende. Forskningen på forholdet mellom undertrykkelse og protest er komplisert og gir forskjellige svar. Jeg argumenterer for at undertrykkende koronarestriksjoner vil øke kostnaden ved å protestere og dermed føre til en nedgang i protester. Men en annen viktig mekanisme er at undertrykkende koronarestriksjoner vil anses som legitime av befolkningen, og dermed ikke føre til ytterlige protester. Disse mekanismene bekreftes i tre fixed effects-modeller. Dette tyder på at hvorvidt undertrykkelser oppfattes som legitime eller illegitime av befolkningen er en viktig underliggende mekanisme i forholdet mellom undertrykkelse og protest. Til slutt viste analysene at en økning i antall smittede av Covid-19 førte til en oppgang i protester. Dette er kontraintuitive funn som burde undersøkes nærmere.

I avsluttende kommentar er analysen basert på land utenfor Vest-Europa (Se vedlegg 1). Dermed vil analysene gjort her muligens ikke være gjeldene for land i disse regionene.

Videre forskning

Den uventede effekten covidsmittede hadde er av interesse å utforske nærmere. Som teori tilsa burde denne ha en negativ effekt på protester; jo mer smitte det er i et land, jo mer frykt burde det være for å protestere da det er en mulighet for å bli syk. Som nevnt kan det være flere validitets problemer rundt denne. I masteroppgaven vil jeg derfor også forsøke med antall døde som kontrollvariabel. Det kan tenkes at dette fremmer mer frykt i samfunnet for å protestere. Har et land mange smittede men få døde kan dette føre til mindre frykt for smitte, og dermed gi en positiv effekt på antall protester.

I masteroppgaven vil jeg også se effekten forskjellige relativt tidskonstante variabler har. Det jeg er interessert i er spesielt å se hvilken effekt nivå av demokrati har; altså hvorvidt land er autokratiske eller demokratiske. Videre vil jeg se hvilken effekt politisk tillit har. Da jeg fortsatt ønsker å bruke fixed effects-modeller vil jeg løse dette ved å kjøre flere modeller hvor én modell inneholder demokratier, og én modell med autokratier. Den samme løsningen for høy/lav politisk tillit. Slik vil jeg fortsatt kunne benytte meg av fixed effects-modell. Videre er det også interessant å dele uavhengig variabel inn i forskjellige typer undertrykkelse, og se hvilken effekt dette gir. Dette er spesielt interessant da det kan få frem hva slags undertrykkelser som er legitime eller illegitime.

Litteraturliste

ACLED. (2020a). About ACLED. <https://acleddata.com/about-aced/>

ACLED. (2020b). ACLED Methodology. https://acleddata.com/acleddatanew/wp-content/uploads/dlm_uploads/2019/04/Methodology-Overview_FINAL.pdf

ACLED. (2020c). ACLED Definitions of Political Violence and Protest. https://acleddata.com/acleddatanew/wp-content/uploads/dlm_uploads/2019/04/ACLED-Event-Definitions_Final.pdf

Beck, N. & Katz, J.N. (1995). What to do (and not to do) with time-series cross-section data. *American Political Science Review*, 89(3), 634-647

Beck, N. (2008). Time-series-cross-section methods. *The Oxford handbook of political methodology*, 475-493.

Davenport, C. & Inman, M. (2012). The State of State Repression Research since the 1990s. *Terrorism and Political Violence*, 24(4), 619-34.

Della Porta, D., & Reiter, H. (1998). The Policing of Mass Demonstrations in Contemporary Democracies. *Minneapolis: University of Minnesota Press*, 175-189.

Drukker, D. M. (2003). Testing for serial correlation in linear panel-data models. *The stata journal*, 3(2), 168-177.

Edgell, A. B., Grahn, S., Lachapelle, J., Lührmann, A. & Maerz, S.F. (2020). *An Update on Pandemic Backsliding: Democracy Four Months After the Beginning of the Covid-19 Pandemic* (Policy brief #24). https://www.v-dem.net/media/filer_public/b9/2e/b92e59da-2a06-4d2e-82a1-b0a8dece4af7/v-dem_policybrief-24_update-pandemic-backsliding_200702.pdf

Enders, W. (2010) *Applied Econometric Time Series* (3rd. edn). Hoboken, NJ: Wiley.

Hardin, R. (1982). *Collective Action*. Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press.

Hechter, M. (1982). A theory of group solidarity. *Research in Marketing, Suppl 1*, 285–324.

- Hess, D., & Martin, B. (2006). Repression, backfire, and the theory of transformative events. *Mobilization: An International Quarterly*, 11(2), 249-267.
- Hsiao, C. (1986). Analysis of panel data. Cambridge university press.
- Jenkins, J. C. & Perrow, C. (1977). Insurgency of the Powerless: Farm Workers Movements. *Annual Review of Sociology*, 42(2), 249-68
- Lancet. (2020, 19. februar). *An interactive web-based dashboard to track COVID-19 in real time*. <https://www.thelancet.com/action/showPdf?pii=S1473-3099%2820%2930120-1>
- Lichbach, M. I. (1987). Deterrence or Escalation? The Puzzle of Aggregate Studies of Repression and Dissent. *Journal of Conflict Resolution*, 31, 266-97.
- Maher, V. T. & Peterson, L. (2008) Time and Country Variation in Contentious Politics: Multilevel Modeling of Dissent and Repression. *International Journal of Sociology*, 38(3), 52-81
- McAdam, D. (1988). Micromobilization contexts and recruitment to activism. *International social movement research*, 1(1), 125-154.
- Mehmetoglu, M. og Jakobsen, T.G. (2017) *Applied Statistics Using STATA*. London: Sage Publications.
- Oberschall, A. R. (1973). Social Conflict and Social Movements. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Olson, Mancur. 1965. The Logic of Collective Action. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Opp, K. D. & Wolfgang, R. (1990). Repression, Micromobilization and Political Protest. *Social Forces*, 69(52) 1-47.
- Opp, K. D. (1994). Repression and revolutionary action: East Germany in 1989. *Rationality and Society*, 6(1), 101-138.
- Petersen, T. (2004). *Analyzing panel data: Fixed-and random-effects models* (pp. 331-345). na.

- Pierskalla, J. H. (2009). Protest, Deterrence, and Escalation: The Strategic Calculus of Government Repression. *Journal of Conflict Resolution*, 54(1), 117-145.
- Rasler, K. (1996). Concessions, Repression, and Political Protest in the Iranian Revolution. *American Sociological Review*, 61(1), 132-152.
- Ritter, E. H. (2014). Policy Disputes, Political Survival, and the Onset and Severity of State Repression. *Journal of Conflict Resolution*, 58(1), 143-168
- Ritter, E., & Conrad, C. (2016). Preventing and Responding to Dissent: The Observational Challenges of Explaining Strategic Repression. *American Political Science Review*, 110(1), 85-99.
- Stata. (2020). How does xtglm differ from regression clustered with robust standard error?. Hentet 22. November. 2020 fra <https://www.stata.com/support/faqs/statistics/xtglm-versus-regress/>
- Stern, R. E., & Hassid, J. (2012). Amplifying silence: uncertainty and control parables in contemporary China. *Comparative Political Studies*, 45(10), 1230-1254.
- Stern, R. E., & O'brien, K. J. (2012). Politics at the boundary: mixed signals and the Chinese state. *Modern China*, 38(2), 174-198.
- Tilly, C. (1978). *From mobilization to revolution*. New York: McGraw-Hill.
- V-Dem. (2020). Pandemic Backsliding: Democracy During Covid-19 (March to September 2020). <https://www.v-dem.net/en/analysis/PanDem/>
- Wisler, D., & Giugni, M. (1999). Under the spotlight: The impact of media attention on protest policing. *Mobilization: An International Quarterly*, 4(2), 171-187.
- Young, L. E. (2019). The psychology of state repression: Fear and dissent decisions in Zimbabwe. *American Political Science Review*, 113(1), 140-155.
- Young, L. E. (2019). The psychology of state repression: Fear and dissent decisions in Zimbabwe. *American Political Science Review*, 113(1), 140-155.

Vedlegg 1. Land i analysen

	Freq.	Percent	Cum.
Albania	92	1.12	1.12
Angola	92	1.12	2.25
Argentina	92	1.12	3.37
Armenia	92	1.12	4.49
Azerbaijan	92	1.12	5.62
Bangladesh	92	1.12	6.74
Belarus	92	1.12	7.87
Bolivia	92	1.12	8.99
Bosnia and Herzegovina	92	1.12	10.11
Botswana	92	1.12	11.24
Brazil	92	1.12	12.36
Bulgaria	92	1.12	13.48
Burkina Faso	92	1.12	14.61
Chad	92	1.12	15.73
Chile	92	1.12	16.85
China	92	1.12	17.98
Colombia	92	1.12	19.10
Costa Rica	92	1.12	20.22
Cote d'Ivoire	92	1.12	21.35
Croatia	92	1.12	22.47
Cuba	92	1.12	23.60
Democratic Republic of Congo	92	1.12	24.72
Dominican Republic	92	1.12	25.84
Ecuador	92	1.12	26.97
El Salvador	92	1.12	28.09
Ethiopia	92	1.12	29.21
Gabon	92	1.12	30.34
Gambia	92	1.12	31.46
Georgia	92	1.12	32.58
Ghana	92	1.12	33.71
Greece	92	1.12	34.83

Guatemala	92	1.12	35.96
Guinea	92	1.12	37.08
Haiti	92	1.12	38.20
Honduras	92	1.12	39.33
India	92	1.12	40.45
Indonesia	92	1.12	41.57
Israel	92	1.12	42.70
Jamaica	92	1.12	43.82
Japan	92	1.12	44.94
Jordan	92	1.12	46.07
Kazakhstan	92	1.12	47.19
Kenya	92	1.12	48.31
Kyrgyz Republic	92	1.12	49.44
Laos	92	1.12	50.56
Lebanon	92	1.12	51.69
Lesotho	92	1.12	52.81
Liberia	92	1.12	53.93
Madagascar	92	1.12	55.06
Malawi	92	1.12	56.18
Malaysia	92	1.12	57.30
Mali	92	1.12	58.43
Mauritania	92	1.12	59.55
Mexico	92	1.12	60.67
Moldova	92	1.12	61.80
Mongolia	92	1.12	62.92
Morocco	92	1.12	64.04
Mozambique	92	1.12	65.17
Namibia	92	1.12	66.29
Nepal	92	1.12	67.42
Niger	92	1.12	68.54
Nigeria	92	1.12	69.66
North Korea	92	1.12	70.79
Oman	92	1.12	71.91

Panama	92	1.12	73.03
Paraguay	92	1.12	74.16
Peru	92	1.12	75.28
Philippines	92	1.12	76.40
Romania	92	1.12	77.53
Russia	92	1.12	78.65
Senegal	92	1.12	79.78
Sierra Leone	92	1.12	80.90
South Africa	92	1.12	82.02
South Sudan	92	1.12	83.15
Sudan	92	1.12	84.27
Taiwan	92	1.12	85.39
Tajikistan	92	1.12	86.52
Thailand	92	1.12	87.64
Togo	92	1.12	88.76
Tunisia	92	1.12	89.89
Uganda	92	1.12	91.01
Ukraine	92	1.12	92.13
Uruguay	92	1.12	93.26
Uzbekistan	92	1.12	94.38
Venezuela	92	1.12	95.51
Yugoslavia	92	1.12	96.63
Zambia	92	1.12	97.75
Zimbabwe	92	1.12	98.88
republic of congo	92	1.12	100.00
Total	8188	100.00	