

Massemobilisering og regimeendring

*Påvirker evnen til å løse kollektive
handlingsproblemer sannsynligheten for
demokratisering og demokratisk overlevelse?*

Johan Martin Skaugrud Hindrum



Masteroppgave ved institutt for statsvitenskap

UNIVERSITETET I OSLO

Vår 2012

Massemobilisering og regimeendring

Påvirker evnen til å løse kollektive handlingsproblemer
sannsynligheten for demokratisering og demokratisk overlevelse?

©Johan Martin Skaugrud Hindrum

2012

Massemobilisering og regimeendring: Påvirker evnen til å løse kollektive
handlingsproblemer sannsynligheten for demokratisering og demokratisk overlevelse?

Johan Martin Skaugrud Hindrum

<http://www.duo.uio.no/>

Trykk: Reprosentralen, Universitetet i Oslo

Sammendrag

Funn i flere studier de siste tjue årene, indikerer en positiv sammenheng mellom kollektiv mobilisering og demokratisering, og en positiv sammenheng mellom kollektiv mobilisering og demokratisk overlevelse. I denne oppgaven peker jeg på det faktum at sannsynligheten for kollektiv prodemokratisk massemobilisering ikke er tilfeldig fordelt mellom land. Data tyder på at det er svært mange massemønstringer- og aksjoner i noen land, og få eller ingen i andre. Jeg argumenterer for at variasjon i prodemokratiske gruppers evne til å løse kollektive handlingsproblemer kan bidra til å forklare dette. Mer konkret peker jeg på ulike strukturelle betingelser som kan tenkes å påvirke størrelsen på de kollektive handlingsproblemene. Der betingelsene forsterker problemet, antar jeg at evnen til å løse kollektive handlingsproblemer er lav. Her vil sannsynligheten for demokratisering og demokratisk overlevelse, alt annet likt, være lavere. Der betingelsene reduserer problemet antar jeg at evnen til å løse kollektive handlingsproblemer er høy. Sannsynligheten for demokratisering og demokratisk overlevelse bør her, alt annet likt, være høyere.

Med utgangspunkt i den statsvitenskapelige regimeendringslitteraturen og den teoretiske kollektive handlingslitteraturen utvikler jeg en teoretisk definisjon av evnen til å løse kollektive handlingsproblemer. Deretter identifiserer jeg en rekke strukturelle betingelser som kan tenkes å ha en effekt på evnen til å løse kollektive handlingsproblemer. Jeg utsetter disse betingelsene for en omfattende valideringstest, for å øke sannsynligheten for at de reflekterer det underliggende begrepet, og ikke andre irrelevante fenomener.

Med data og variabler fra en rekke anerkjente datasett, utvikler jeg et kvantitativt forskningsdesign for å teste effekten av evnen til å løse kollektive handlingsproblemer på sannsynlighetene for demokratisering og demokratisk overlevelse. Resultatene styrker i overveiende grad mine hypoteser. Jeg konkluderer med at mye tyder på at det er en sammenheng mellom evnen til å løse kollektive handlingsproblemer og sannsynligheten for demokratisering og demokratisk overlevelse, men at mangelen på andre bidrag å støtte resultatene mot, medfører at funnene må tolkes med forsiktighet.

Forord

Det har vært spennende og lærerikt å arbeide med denne oppgaven. Jeg hadde imidlertid ikke klart å gjennomføre den alene. Jeg vil benytte anledningen til å takke alle de som har hjulpet meg i prosessen. Først og fremst vil jeg takke veilederen min, Håvard Hegre, for utallige gode råd, synspunkter og innspill. Det er svært motiverende å bli veiledet av en professor med så bred oversikt og erfaring. Oppgaven er skrevet i tilknytning til prosjektet *Conceptualization and Measurement of Democracy* (NFR prosjekt 204454/V10).¹ Jeg vil gjerne takke alle de andre studentene som skrev oppgaver i tilknytning til prosjektet, og gjennom en rekke seminarer ga meg nyttig kritikk. Det samme gjelder Carl Henrik Knutsen og Håvard Nygård, som ledet seminarene sammen med Håvard Hegre, og ga mange gode og nyttige tilbakemeldinger. Knut Steinfeld, Martin Stangborli Time og Jannicke Fredriksen fortjener spesiell takk for nøye gjennomlesning, konstruktive forslag og gode kommentarer. Det hjalp meg masse. Bendik Brønne og Eivind Solheim må takkes for at de klarte å holde ut med undertegnede i kollektivet gjennom et langt år, og ikke minst for hyppige påpekninger om at det finnes et liv utenfor masteroppgaven. Jeg må også takke Jo Espen Rønningen for viktige innspill til metoddelen, og ikke minst for skiekspedisjonen på Svalbard i mars og april. Det var fantastisk å få en tre ukers pause fra oppgaven før innspurten. Avslutningsvis vil jeg takke min mor, far, søster og mormor for all god støtte. Min far fortjener også takk for gjennomlesning og gode råd. Jeg understreker at alle feil i oppgaven er mine egne.

Johan Martin Skaugrud Hindrum

Oslo, den 16. mai 2012

Antall ord: 38 668 (ord i tabeller og figurer ekskludert)

¹Se url:
<http://www.sv.uio.no/isv/forskning/prosjekter/conceptualization-and-measurement-democracy/index.html>

Innhold

1	Introduksjon	1
1.1	Et sentralt problem for kollektiv mobilisering	3
1.2	Oppgavens struktur	4
2	Et teoretisk rammeverk	7
2.1	Innledning	7
2.2	<i>Acemoglu og Robinsons regimeendringsteori</i>	7
2.2.1	En økonomisk tilnærming	7
2.2.2	Hvorfor dette rammeverket?	8
2.3	Acemoglu og Robinsons teoretiske rammeverk:	10
2.3.1	Forutsetningene:	10
2.3.2	Demokratiseringsmodellen:	12
2.3.3	Demokratisk sammenbrudd	20
2.4	Avslutning	23
3	Kollektive handlingsproblemer og regimeendring	25
3.1	Innledning	25
3.2	Kollektiv mobilisering i regimeendringssliteraturen	26
3.3	Det kollektive handlingsproblemet	28
3.3.1	Tullock og <i>The Paradox of Revolution</i>	30
3.3.2	Kurans tilnærming	33
3.3.3	Evnen til å løse kollektive handlingsproblemer – en utvidet definisjon	35
3.4	Teoretisk operasjonalisering	36
3.5	Avslutning	41
4	Forskningsdesign – metode	42
4.1	Innledning	42
4.2	Hvorfor statistisk analyse?	42
4.3	Datasett og analyseenhet	43
4.4	Den statistiske modellen	43
4.4.1	Binomisk logistisk regresjon	44
4.4.2	Dynamisk logit-modellen	45
4.5	Manglende verdier	47
4.6	Avslutning	48

5	Forskningsdesign – operasjonalisering	49
5.1	Innledning	49
5.2	Den avhengige variabelen – regimetype	50
5.3	Den uavhengige variabelen – borgernes evne til å løse kollektive handlingsproblemer	51
5.3.1	De strukturelle betingelsene	52
5.3.2	Et målevalideringsdesign	54
5.3.3	Validering	59
5.4	Kontrollvariabler, hovedmodell	68
5.5	Avslutning	70
6	Analyse	71
6.1	Fremgangsmåten	71
6.2	Resultatene	72
6.2.1	Kontrollmodellen	73
6.2.2	Urbanisering	73
6.2.3	Informasjonsspredning	74
6.2.4	Befolkningsgrupper	75
6.2.5	Prodemokratiske grupper	76
6.2.6	Indeksene for evnen til å løse kollektive handlingsproblemer	77
6.3	Avslutning	80
7	Robusthetstester	82
7.1	Innledning	82
7.2	Tidstrend?	83
7.3	Uteliggere og innflytelsesrike observasjoner	84
7.3.1	Uteliggere	84
7.3.2	Innflytelsesrike observasjoner	87
7.3.3	Modell 1 og 2 i tabell indeks2 ekskludert for uteliggere og innflytelsesrike observasjoner	87
7.4	Operasjonalisering av avhengige variabel	88
7.5	Statistisk modell	89
7.6	Imputeringsprosedyren	92
7.7	Avslutning	92
8	Oppsummering og konklusjon	93
8.1	Hovedfunn	94
8.2	Implikasjoner	95
A	Resultater i de fem imputerte datasettene	105
B	Øvrige tabeller	107

Tabeller

2.1	Likevektsløsninger – demokratiseringsspillet.	17
2.2	Effekten av en økning i borgernes evne til å løse kollektive handlingsproblemer på spillets parametre og aktørenes preferanser.	19
2.3	Likevektsløsninger – sammenbruddsspillet.	22
2.4	Effekten av en økning i borgernes evne til å løse kollektive handlingsproblemer på spillets parametre og aktørenes preferanser.	22
3.1	Borger As valg. Deltagelse som fangens dilemma-spill	29
4.1	Regimeendringer	43
5.1	Deskriptiv statistikk – Avhengig variabel	50
5.2	Deskriptiv statistikk for uavhengige variabler	52
5.3	Deskriptiv statistikk. Demonstrasjon og Streik.	55
5.4	Deskriptiv statistikk. Kontrollvariabler.	56
5.5	Kontrollmodell – log odds for antiregimedemonstrasjon og generalstreik i et gitt år	60
5.6	Urbanisering og etnisk og religiøs fraksjonalisering – log odds for antiregimedemonstrasjon og generalstreik i et gitt år	62
5.7	Informasjonsspredning – log odds for antiregimedemonstrasjon og generalstreik i et gitt år	63
5.8	Studenter og arbeidsledige – log odds for antiregimedemonstrasjon og generalstreik i et gitt år	63
5.9	Fattige og unge – log odds for antiregimedemonstrasjon og generalstreik i et gitt år	64
5.10	Potensielle prodemokratiske grupper – log odds for antiregimedemonstrasjon og generalstreik i et gitt år	65
5.11	Indeks I og Indeks II – log odds for antiregimedemonstrasjon og generalstreik i et gitt år	66
5.12	Deskriptiv statistikk. Kontrollvariabler. Hovedmodell . . .	68
6.1	Kontrollmodell, hovedanalysene – log odds for demokrati ved tid t	73
6.2	Urbanisering – log odds for demokrati ved tid t	74
6.3	Informasjonsspredning – log odds for demokrati ved tid t	75
6.4	Befolkningsgrupper – log odds for demokrati ved tid t	76

6.5	Potensielle prodemokratiske grupper –	
	log odds for demokrati ved tid t	77
6.6	Evnen til å løse kollektive handlingsproblemer –	
	log odds for demokrati ved tid t	78
7.1	Kontroll for tid –	
	log odds for demokrati ved tid t	84
7.2	Uteliggere og innflytelsesrike observasjoner utelatt –	
	log odds for demokrati ved tid t	88
7.3	Alternativ avhengig variabel –	
	log odds for demokrati ved tid t	89
7.4	Overlevelsesanalyse	91
A.1	Evnen til å løse kollektive handlingsproblemer – Imputering–1 . .	105
A.2	Evnen til å løse kollektive handlingsproblemer – Imputering–2 . .	105
A.3	Evnen til å løse kollektive handlingsproblemer – Imputering–3 . .	106
A.4	Evnen til å løse kollektive handlingsproblemer – Imputering–4 . .	106
A.5	Evnen til å løse kollektive handlingsproblemer – Imputering–5 . .	106
B.1	Observasjoner av demokratisering	107
B.2	Observasjoner av demokratisk sammenbrudd	107
B.3	Land og år i hovedanalysene	108

Figurer

2.1	Demokratiseringsspillet – ekstensiv form.	12
2.2	Sammenbruddsspillet – ekstensiv form.	21
5.1	Predikerte effekter – Indeks-I	67
	(a) Antiregimedemonstrasjon	67
	(b) Generalstreik	67
5.2	Predikerte effekter – Indeks-II	67
	(a) Antiregimedemonstrasjon	67
	(b) Generalstreik	67
6.1	Forholdet mellom økonomisk utviklingsnivå og evnen til å løse kollektive handlingsproblemer – år 2005	79
	(a) Indeks-I	79
	(b) Indeks-II	79
6.2	Predikerte effekter	80
	(a) Indeks-I	80
	(b) Indeks-II	80
7.1	Gjennomsnittlig utvikling i logget BNP per innbygger og evnen til å løse kollektive handlingsproblemer 1961–2008	83
	(a) Indeks-I	83
	(b) Indeks-II	83
7.2	Uteliggeranalyse, Modell 1. Figur 6.6.	85
	(a) Samtlige observasjoner	85
	(b) Regimeendringsobservasjoner	85
7.3	Uteliggeranalyse, Modell 2. Figur 6.6.	85
	(a) Samtlige observasjoner	85
	(b) Regimeendringsobservasjoner	85
7.4	Innflytelsesrike observasjoner, Modell 1 og 2 i figur 6.6.	87
	(a) Modell 1	87
	(b) Modell 2	87

Kapittel 1

Introduksjon

Den 23. oktober 2011 ble det første demokratiske valget i Tunisia noensinne avholdt, i kjølvannet av en revolusjon som endte med diktatoren Zine El Abidine Ben Ali avgang. Internasjonale observatører omtalte valget som fritt og rettferdig (BBC News, 2011). Det er muligens for tidlig å konkludere, men mye tyder på at den sivile motstanden mot diktaturet ledet til en vellykket demokratisering av det tunisiske politiske systemet. Den 11 februar 2011 ble også Hosni Mubarak, Egypts diktator gjennom 30 år presset til å gå av, etter uker med antiregimedemonstrasjoner på Tahrir-plassen i kairo. Dette kan også tolkes som innledningen på en demokratiseringsprosess, tross fortsatt usikkerhet om utviklingen mer enn et år senere (The Guardian, 2012*a*).

I flere arabiske land har en det siste året sett utvikling i demokratisk retning. I andre deler av verden har det vært flere tilfeller av demokratisk sammenbrudd. I Mali endte et militærkupp i mars 2012, 20 år med demokratisk styre (BBC News, 2012*c*). Det samme skjedde i Guinea-Bissau der det var planlagt presidentvalg den 29. april 2012. Den 12. april rykket hæren inn og tok kontroll over hovedstaden Bissau. I løpet av kort tid hadde de gjennomført et vellykket militærkupp, en ikke uvanlig foreteelse i et land der ingen valgt politisk statsleder har sittet ut hele valgperioden (BBC News, 2012*a, b*). Der egyptere og tunisiere arrangerte massive folkeoppstander for å fremme demokratisering, har få utfordret kuppmakerne i Mali og Guinea-Bissau med demonstrasjoner eller andre former for kollektive prodemokratiske aksjoner. Det finnes flere eksempler på mislykkede kupp, der det antas at bred folkemobilisering spilte en sentral rolle for å hindre demokratisk sammenbrudd, for eksempel under kuppforsøket mot Weimar-republikken i 1920, Algerie i 1961, (Lichbach, 1995, s. 81), og Augustkuppet i Sovjetunionen i 1991 (Martin og Varney, 2003, s. 222).

Perspektiver på den kollektive mobiliseringens rolle

Demokratisering og demokratiske sammenbrudd er relativt sjeldne hendelser. De har imidlertid stor betydning for samfunnene som opplever dem. Det er derfor ikke uventet, en stor statsvitenskapelig litteratur som forsøker å forklare prosessene. Tilhengere av det såkalte Transisjonsparadigmet som dominerte feltet på 1970- og 1980-tallet, se for eksempel Linz og Stepan (1978) og O'Donnell m.fl (1986), ville sannsynligvis avfeid kollektiv mobilisering som en viktig årsaksforklaring bak demokratiseringsprosessene i Egypt og Tunisia, slik de avfeide fenomenets betydning for demokratiseringsprosessene under

den tredje demokratiseringsbølgen (Geddes, 1999). Noen hevdet til og med at kollektive masseaksjoner svekket mulighetene for demokratisering, se for eksempel Huntington (1984), og Terry (1990). En vidt akseptert tese innen Transisjonsparadigmet har vært den følgende generaliseringen:

There is no transition whose beginning is not the consequence, direct or indirect, of important divisions within the authoritarian regime itself (O'Donnell m fl., 1986, s. 19).

Forskere innenfor dette paradigmet så ikke bare på demokratisering. Spesielt på slutten av 60-tallet og starten av 70-tallet var mange studier orientert mot demokratisk sammenbrudd (Acemoglu og Robinson, 2006, s. 66). Vanlige borgeres handlinger og holdninger ble her ofte tolket som faktorer som bidro til, heller enn å motvirke, demokratisk sammenbrudd, se for eksempel Huntington (1968); O'Donnell (1973); Linz og Stepan (1978).

En rekke case-studier på 90-tallet stilte seg imidlertid kritisk til denne tradisjonens nedprioritering av kollektiv mobilisering til fordel for beslutningsprosesser og strategisk samspill mellom eliter, løstrevet fra strukturelle betingelser og ytre påvirkning. Funn i bidrag som Slater (2009); Tucker (2007); Wood (2001); Collier (1999); Collier og Mahoney (1997); Bermeo (1997); Bratton og van de Walle (1997, 1992); Haggard og Kaufman (1995) tydet både på at kollektiv mobilisering spilte en sentral rolle i liberaliserings- og demokratiseringsprosessene i Øst-Asia og Afrika på 90-tallet, og at fenomenet hadde hatt en større og mer positiv betydning i demokratiseringsprosessene i Latin-Amerika og Sør-Europa på 1970- og 80-tallet enn tidligere erkjent. Haggard og Kaufman fant for eksempel en klar effekt av kollektiv mobilisering i demokratiseringsprosessene på 70- og 80-tallet:

[D]irect action" campaigns – anti-regime protests, general strikes and demonstrations – also figured prominently in the authoritarian withdrawals. This popular upsurge occurred at different points in the process of transition, but tended to culminate in "climactic moments" that, because of the size and timing of demonstrations and the difficulties they posed for the regime, proved important for the process of political change (Haggard og Kaufman, 1995, s. 64).

I de senere årene har også noen få større statistiske studier, Alemán og Yang (2011), Teorell (2010) og Ulfelder (2005), funnet positive sammenhenger mellom ulike kollektive mobiliseringsformer og demokratisering. Jeg har funnet færre studier av effekten av kollektiv mobilisering på sannsynligheten for demokratisk sammenbrudd. Nancy Bermeo tilbakeviser imidlertid påstandene om noen destabiliserende effekt av massemobilisering i en rekke casestudier av demokratiske sammenbrudd (Bermeo, 2003), og Martin og Varney viser hvordan ikke-voldelig kollektiv motstand spilte en sentral rolle i forhindringen av kuppet mot Sovjetunionen i 1991 (Martin og Varney, 2003).

Det er altså en rekke bidrag som argumenterer for en positiv effekt av kollektiv mobilisering på sannsynligheten for demokratisering, og noen bidrag som argumenterer for en positiv effekt av kollektiv mobilisering på sannsynligheten for demokratisk overlevelse. I forlengelsen av dette kan en spørre seg om hvorfor prodemokratiske kollektive aksjoner gjennomføres i noen samfunn, men aldri i andre. I denne oppgaven antar jeg at dette er betinget av borgernes evne til å løse kollektive handlingsproblemer.

1.1 Et sentralt problem for kollektiv mobilisering

I Sovjetunionen i 1991 gikk folk ut i gatene for å hindre at kuppforsøket ledet til reversering av demokratiseringsprosessen. Hvorfor gjorde ikke folk det samme i Mali og Guinea-Bissau i mars og april 2012? Hvorfor gjennomfører ikke prodemokratiske krefter i Saudi-Arabia, Cuba, Vietnam og Nord-Korea massemonstringer for å påvirke myndighetene, på linje med de effektive kampanjene i Tunisia og Egypt i 2011? En del av forklaringen kan ligge i et sentralt problem som mye av den empiriske litteraturen ser ut til å overse. Skal prodemokratiske organisasjoner arrangere effektive massemonstringer må de løse de massive *kollektive handlingsproblemerne* forbundet med denne typen aksjoner. Kollektive handlingsproblemer karakteriserer situasjoner der mange individer vil tjene på å realisere et kollektivt gode, men individuelle kostnader forbundet med realiseringen av godet gjør det individuelt irrasjonelt å delta i frembringelsen av det (Olson, 1965).

Så fremt en antar at potensielle deltagere i denne typen aksjoner er rasjonelle, i den forstand at de velger handlingene som leder til de utfallene de forventer er best for dem selv, følger det at de ikke automatisk vil delta i kollektive massemonstringer (Acemoglu og Robinson, 2006; Lichbach, 1995; Silver, 1974; Tullock, 1974, 1971). Deltagelse er kostbart, krever tid og er risikabelt, noe for eksempel revolusjonene i Tunisia og Egypt var eksempler på. Kollektive handlinger krever også mange deltagere. Den enkeltes deltagelse har derfor ingen merkbar innvirkning på utfallet av handlingen. I tillegg har demokratiske styresett en ikke-ekskluderbar karakter. I demokratiske samfunn kan en ikke nekte demokratiske rettigheter til personer som avstår fra deltagelse i massemonstringer. Demokratisk styre er altså et *kollektivt gode*. Uavhengig av hvor sterkt en borger måtte foretrekke demokrati, er det rasjonelle valget å være *gratispassasjer*: bli hjemme og dra fordeler av at de andre demonstrerer eller går til streik.

[R]ebels confront possibly disastrous private costs and uncertain public benefits. Moreover, the benefits provide no incentive to act, and the costs provide every incentive not to act. Rebels have everything to gain and nothing to lose by staying home (Lichbach, 1995, s. 7).

Empiriske eksempler av demonstrasjoner, generalstreiker og andre massemonstringer viser imidlertid at de kollektive handlingsproblemerne løses i noen samfunn. Hvordan kan dette forklares? Den kollektive handlingslitteraturen foreslår *selektive* incentiver som mulig løsning. Individer kompenseres med individuelle gevinster eller påføres individuelle kostnader som gjør deltagelse til det rasjonelle handlingsvalget (Tullock, 1971; Silver, 1974; Acemoglu og Robinson, 2006). I denne oppgaven antar jeg at de individuelle kostnadene av deltagelse, og prodemokratiske gruppers evne til å distribuere gevinster og kostnader, avhenger av ulike strukturelle betingelser. Der de strukturelle betingelsene er innrettet slik at kostnadene av deltagelse er lave, og prodemokratiske grupper enkelt kan påvirke individer med selektive incentiver, er borgernes evne til å løse kollektive handlingsproblemer høy. Der de strukturelle betingelsene er innrettet slik at kostnadene av deltagelse er høye, og de hindrer prodemokratiske gruppers muligheter til å påvirke individer med selektive incentiver, er evnen til å løse kollektive handlingsproblemer lav.¹

¹Med begrepet borger menes her prodemokratiske individer. Jeg begrunner dette grundigere i gjennomgangen av det teoretiske rammeverket i kapittel 2.

Utgangspunktet for oppgaven er tredelt. For det første antar jeg at kollektiv mobilisering øker sannsynligheten for demokratisering, og reduserer sannsynligheten for demokratisk sammenbrudd. For det andre antar jeg at kollektiv mobilisering er betinget av at det kollektive handlingsproblemet løses. For det tredje antar jeg at det er variasjon i tid og mellom land i prodemokratiske grupperes evne til å kompensere potensielle deltagere for de individuelle kostnadene av deltagelse, og i evnen til å påføre gratispassasjerer individuelle kostnader. Det gir følgende hypoteser:

Hypotese 1: *Høy evne til å løse kollektive handlingsproblemer øker sannsynligheten for demokratisering*

Hypotese 2: *Høy evne til å løse kollektive handlingsproblemer øker sannsynligheten for demokratisk overlevelse*

Jeg forsøker å avdekke om det finnes slike sammenhenger gjennom en større statistisk tidsserieanalyse av 169 land i tidsperioden 1961 til 2008. Jeg har ikke kommet over liknende analyser. Det stiller store krav til oppgavens gjennomførelse, men også en erkjennelse av at resultatene vil være usikre. Jeg mener imidlertid at jeg er inne på et viktig og lite undersøkt aspekt ved regimeendringslitteraturen. Vanskeligheter og usikkerhet er ikke noe argument mot å forsøke. I neste seksjon gjennomgår jeg oppgavens struktur, før jeg avslutter kapittelet med en oppsummering av studiens hovedfunn.

1.2 Oppgavens struktur

I kapittel 2 bruker jeg det teoretiske rammeverket i boken *Economic Origins of Dictatorship and Democracy* av Daron Acemoglu og James A. Robinson (2006) til å relatere kollektive handlingsproblemer til sannsynligheten for demokratisering og demokratisk overlevelse. Ved hjelp av enkle og presise antagelser og forutsetninger viser jeg hvordan en endring i borgernes evne til å løse kollektive handlingsproblemer påvirker utfallene i to spillteoretiske modeller av henholdsvis demokratisering og demokratisk sammenbrudd. Jeg argumenterer innledningsvis for valg av rammeverk, og viser hvordan Acemoglu og Robinsons tilnærming forener ulike perspektiver og gir studien analytisk klarhet.

I kapittel 3 gjennomgår jeg den empiriske litteraturen rundt regimeendringer, og viser hvordan synet på den kollektive mobiliseringens rolle har endret seg fra ikke-eksisterende, via avvisning, til vektlegging av fenomenets rolle, spesielt innen demokratiseringsforskning. Jeg redegjør for funnene i den nyere empiriske case-litteraturen og i de få større statistiske studiene jeg nevnte ovenfor. En ulempe med litteraturen er at den, til tross for fokus på kollektiv mobilisering, i svært liten grad diskuterer kollektive handlingsproblemer. Jeg redegjør derfor for utviklingen i den kollektive handlingslitteraturen, med vekt på bidragene som relaterer problemet til regimeendringer og revolusjon. I tillegg diskuterer jeg et relatert, og forsterkende problem Timur Kuran har påpekt (1989), som dreier seg om individers incentiver til å skjule sine politiske preferanser i diktaturer. I resten av oppgaven legger jeg derfor en utvidet definisjon av det kollektive handlingsproblemet til grunn, der jeg antar at ufullstendig informasjon om andres preferanser er en faktor som

forsterker de kollektive handlingsproblemene. På bakgrunn av den kollektive handlingsproblemlitteraturen og Kurans innsikt utvikler jeg en teoretisk definisjon av evnen til å løse kollektive handlingsproblemer som

summen av strukturelle faktorer med innvirkning på borgeres avveining mellom deltagelse og avståelse i prodemokratiske kollektive aksjoner.

Med forankring i den teoretiske og empiriske litteraturen operasjonaliserer jeg evnen teoretisk, og utleder en rekke underhypoteser som senere testes i de statistiske analysene.

I kapittel 4 og 5 utvikler jeg et forskningsdesign som muliggjør statistisk testing av hypotesene som jeg redegjorde for ovenfor, og underhypotesene som utledes i kapittel 3. I kapittel 4 argumenterer jeg for valget av en kvantitativ fremfor kvalitativ tilnærming. Jeg redegjør for datasettet og analyseenhet, før jeg gjennomgår den statistiske modellen som benyttes i hovedanalysene. Avslutningsvis argumenterer jeg for multippel imputasjon som en løsning på manglende verdier, og redegjør for prosedyrene rundt imputasjonsprogrammet *Amelia-II*.

I kapittel 5 gjennomfører jeg en empirisk operasjonalisering av variablene som benyttes i analysene. Først argumenterer jeg for en dikotom operasjonalisering av regimeform, den avhengige variabelen i de statistiske analysene. Deretter finner jeg indikatorer for de ulike aspektene av evnen til å løse kollektive handlingsproblemer. For å sikre at den empiriske operasjonaliseringen måler det underliggende teoretiske begrepet, utvikler jeg et målevalideringsdesign for såkalt nomologisk validering (Adcock og Collier, 2001). Etersom indikatorene bør ha en positiv effekt på sannsynligheten for kollektive handlinger gjennomfører jeg statistiske analyser av sammenhengene mellom dem og sannsynligheten for henholdsvis antiregimedemonstrasjoner og generalstreiker, kontrollert for en rekke andre faktorer som kan tenkes å ha en liknende sammenheng. Indikatorer som ikke har den forventede sammenheng utelates fra analysene i neste kapittel. Jeg konstruerer også to indekser på bakgrunn av de indikatorene som passerer testen. En for evnen til å løse kollektive handlingsproblemer i diktaturer, og en for evnen i demokratier. Det må understrekes at de statistiske analysene i dette kapittelet kun omhandler målevalidering. Analysene som avdekker potensielle sammenhenger mellom evnen til å løse kollektive handlingsproblemer og demokratisering og demokratisk overlevelse kommer først i kapittel 6. Kapittelet avsluttes med en gjennomgang av kontrollvariablene som benyttes i de statistiske analysene i neste kapittel.

I kapittel 6 gjennomfører jeg en rekke statistiske analyser av sammenhengene mellom de ulike indikatorene for evnen til å løse kollektive handlingsproblemer på den ene siden, og sannsynligheten for demokratisering og demokratisk overlevelse på den andre siden. Den relaterte delhypotesen svekkes for indikatorer der jeg ikke finner noen sammenheng. Delhypotesens troverdighet styrkes der jeg finner den forventede sammenheng. Avslutningsvis finner jeg klare og positive effekter av de to indeksene på sannsynlighetene for henholdsvis demokratisering og demokratisk overlevelse. Totalt sett konkluderer jeg derfor med at også hovedhypotesenes troverdighet er styrket.

Før jeg konkluderer gjennomfører jeg imidlertid en rekke robusthetstester av sammenhengene mellom indeksene og regimeendringer i kapittel 7. Dette

for å forsikre meg om at resultatene ikke drives av irrelevante aspekter ved forskningsdesignet, uteliggere eller innflytelsesrike observasjoner, feilkoding av data, modellspesifisering, tidstrender eller behandlingen av manglende verdier. De tentative konklusjonene i kapittel 6 svekkes ikke av noen av testene. Analysene gir derfor indikasjoner på at det er en sammenheng mellom evnen til å løse kollektive handlingsproblemer og mulighetene for regimeendring. Noe som både styrker perspektivene som vektlegger den kollektiv mobiliseringens rolle, og bidrar med ny innsikt i forklaringene av demokratiserings- og sammenbruddsprosesser.

Kapittel 2

Et teoretisk rammeverk

2.1 Innledning

I dette kapitlet redegjør jeg for hvordan *evnen til å løse kollektive handlingsproblemer* kan relateres til regimeendringer. Gjennom modellering av kausale mekanismer er det enklere å utlede presise og empirisk testbare hypoteser. Utgangspunktet er det teoretiske rammeverket Acemoglu og Robinson utviklet i boken *Economic Origins of Dictatorship and Democracy* (2006). Jeg innleder kapitlet med å argumentere for valget av rammeverk.

I andre seksjon drøfter jeg standardmodellene til Acemoglu og Robinson. Den ene forklarer demokratisering, den andre demokratisk sammenbrudd. Acemoglu og Robinson diskuterer kollektiv mobilisering som et avgjørende moment i regimeendringsprosesser. Videre peker de på løsning av kollektive handlingsproblemer som en betingelse for mobilisering. De diskuterer imidlertid i liten grad hvordan problemet løses, og tar løsningen for gitt i diskusjonen rundt modellene. Antagelser om evnen til å løse problemene kan imidlertid inkorporeres via modellenes parametre, noe som relaterer problemet eksplisitt til sannsynligheten for demokratisering og demokratisk overlevelse.

Economic Origins of Dictatorship and Democracy er et teoretisk orientert bidrag. I den grad tesene underbygges empirisk, er det ofte med anekdoter og andre uklare bevis. I neste kapittel gjennomgår jeg derfor den empiriske litteraturen og finner betydelig støtte for en sammenheng mellom kollektiv mobilisering og regimeendring. Empirisk forskning på sammenhenger mellom regimeendringer og kollektive handlingsproblemer er det imidlertid mindre av. Med det teoretiske rammeverket som grunnlag, benytter jeg den teoretiske litteraturen om fenomenet i kombinasjon med mobiliseringslitteraturen for å utvikle testbare hypoteser om sammenhengene mellom evnen til å løse kollektive handlingsproblemer og regimeendring.

2.2 *Acemoglu og Robinsons regimeendringsteori*

2.2.1 En økonomisk tilnærming

Jan Teorell (2010) skiller mellom fire forskjellige tilnærminger til forklaringen av demokratisering som fenomen. Den første tilnærmingen er et strukturelt

perspektiv der det antas at de avgjørende mekanismene bak regimeendringer ligger i sosiale og økonomiske strukturer. Den andre et strategisk perspektiv, ofte kalt *transisjonsparadigmet* (Carothers, 2002). Her vektlegges individer, strategisk samspill og politiske eliter. Den tredje tradisjonen vektlegger sosiale klasser, der Regimeendringer forklares som maktkamp mellom kollektive grupper med divergerende økonomiske interesser (Teorell, 2010, s. 16–24). Den fjerde kategorien er en økonomisk tilnærming der det antas at individuelle økonomiske preferanser former politiske interesser, og individer handler strategisk for å realisere disse preferansene. Her kan regimeendring modelleres som et spill der utfallet er en funksjon av individers strategiske handlingsvalg formet på bakgrunn av strukturelle betingelser som former individenes preferanser, og antagelsene om de sannsynlige konsekvensene av de ulike handlingsvalgene.

En fordel ved den økonomiske tilnærmingen er mulighetene til å kombinere innsikt fra de andre perspektivene på feltet. Økonomiske tilnærminger går derfor klar av mye av kritikken som rammer de andre tilnærmingene.¹ Gjennom antagelser om hvordan strukturelle betingelser relateres til individers preferanser og handlingsvalg unngår jeg å velge side i debatten mellom strukturelt- og agentorienterte forklaringer. En andre fordel er vektleggingen av andre aktører enn eliter. Politiske eliter tildeles riktignok en sentral rolle, men også andre aktører har betydning for utfallet av prosesser. [C]ritically, non-elites may exert important influence over regime outcomes through the organization of protest action' (Teorell, 2010, s. 24). En tredje fordel er et matematisk språk som krever eksplisitte antagelser, og muliggjør deduksjon av logisk konsistente prediksjoner på bakgrunn av disse antagelsene. Det gjør det enkelt å formulere empirisk testbare hypoteser. Paradoksalt nok er likevel mangelen på empirisk testing den kanskje fremste og mest treffende kritikken mot den økonomiske tilnærmingen (Teorell, 2010, s. 27–8).²

2.2.2 Hvorfor dette rammeverket?

Det teoretiske rammeverket i *Economic Origins of Dictatorship and Democracy* (2006) er et omfattende økonomisk forsøk på å forklare demokratisering og demokratisk sammenbrudd. En fordel ved rammeverket er forfatterens eksplisitte antagelse om politikk som en konfliktfylt aktivitet.

Every time society (or the government) makes a decision or adopts a policy, it is implicitly siding with one group, implicitly resolving the underlying political conflict in one way or another, and implicitly or explicitly creating winners and losers. (Acemoglu og Robinson, 2006, s. 20).

Fordi politiske beslutninger forstås som et nullsumspill i denne modellen, kan kontroll over den politiske makten forstås som en viktig beveggrunn bak kollektiv mobilisering. En andre fordel ved rammeverket er fokuset på politisk makt som *det avgjørende elementet bak politiske beslutninger*. Forfatterne dekomponerer maktbegrepet i to komponenter: *de jure*- og *de facto* politisk makt. De jure politisk makt er makten som utgår fra samfunnets politiske institusjoner. Det antas at de sentrale institusjonene er de som avgjør hvem som har innflytelse i de politiske beslutningsprosessene. Hovedskillet går derfor mellom diktaturer og

¹For mer om dette, se neste kapittel.

²*Economic Origins of Dictatorship and Democracy* er utvilsomt et eksempel på dette.

demokratier (Acemoglu og Robinson, 2006, s. 20–22). I diktaturer begrenses den de jure politiske makten til en privilegert *elite*. Den store majoriteten, *borgerne*, har ingen de jure makt. Imidlertid kan det tenkes at de har de facto politisk makt, som Acemoglu og Robinson definerer som [W]hat a group can do to other groups and the society at large by using force (Acemoglu og Robinson, 2006, s. 21). Borgernes potensielle de facto maktgrunnlag springer ut av at de er i flertall:

The citizens are excluded from the political system in nondemocracy, but they are nonetheless the majority, and they can sometimes challenge the system (Acemoglu og Robinson, 2006, s. 25).

Den politiske makten er en funksjon av gruppens de jure- og de facto makt, og er det avgjørende elementet bak politiske beslutninger. Borgerne har de facto makt der de utnytter det faktum at de er i flertall. Skal de realisere denne potensielle makten må de løse de kollektive handlingsproblemerne forbundet med mobilisering og organisering. Borgernes de facto makt må derfor avhenge av deres *evne til å løse kollektive handlingsproblemer*.

I visse situasjoner vil det være enklere å løse kollektive handlingsproblemer. Ofte vil dette være der det sittende regimet er svekket av eksogene sjokk. Eksempler på slike sjokk er økonomiske kriser, svak vekst (Haggard og Kaufman, 1997; Bermeo, 1990), og krig (Silver, 1974; Kuran, 1989, s. 58). Kollektiv mobilisering krever imidlertid store ressurser, og er vanskelig å opprettholde over tid. Den de facto politiske makten har derfor en forbigående karakter. [I]n nondemocracy, if the citizens have political power today, they most likely will not have it tomorrow' (Acemoglu og Robinson, 2006, s. 25). Den de jure politiske makten er forankret i samfunnets institusjoner. Til forskjell fra de facto makt har den derfor en mer varig karakter. Skal borgerne sikre fremtidig kontroll over politiske beslutninger bør de derfor omsette den midlertidig økte de facto makten i de jure politisk innflytelse. Det politiske samfunnet endres da fra diktatur til demokrati. Samfunnet demokratiseres. Ved demokratisk sammenbrudd går prosessen i motsatt retning. I demokratier har eliten lite eller ingen de jure politisk makt. I visse situasjoner kan de imidlertid ha stor de facto makt. Ettersom maktformen er av midlertidig karakter vil de være interessert å omsette den i jure politisk makt. Gjennom statskupp får de kontroll over samfunnets sentrale institusjoner.

Det leder meg over til oppgavens hovedantagelse. Acemoglu og Robinson antar at borgernes evne til å løse de kollektive handlingsproblemer varierer. Hovedårsaken til denne variasjonen er ulike eksogene sjokk, noe som kan forklare variasjon i tid. Det kan imidlertid ikke forklare variasjon i rom. Alle samfunn opplever ulike eksogene sjokk fra tid til annen, men ikke alle samfunn opplever regimeendringer. Jeg antar at evnen ikke bare varierer i tid, men også mellom samfunn. Visse betingelser kan tenkes å påvirke borgernes muligheter til å utnytte eksogene sjokk til kollektiv mobilisering. Så fremt betingelsene er ujevnt fordelt mellom samfunn, bør noen oppleve større, andre mindre, sannsynlighet for prodemokratisk kollektiv mobilisering. I den empiriske gjennomgangen i neste kapittel redegjør for hvorfor dette bør være en plausibel antagelse. Såfremt betingelsene påvirker mulighetene for kollektiv mobilisering, har de innvirkning på borgernes de facto makt, og dermed sannsynligheten for regimeendring. Oppgavens hovedhypoteser er:

Hypotese 1: *Høy evne til å løse kollektive handlingsproblemer øker sannsynligheten for demokratisering*

Hypotese 2: *Høy evne til å løse kollektive handlingsproblemer øker sannsynligheten for demokratisk overlevelse*

Selv om Acemoglu og Robinson legger det teoretiske grunnlaget for antagelsen, diskuterer de den ikke selv som en potensiell selvstendig forklaring. De peker imidlertid på kollektive handlingsproblemer som [A] fascinating area for future research, both theoretical and empirical' (2006, s. 357). Det er jeg enig i. I neste seksjon følger en sammenfatning av de grunnleggende antagelsene bak rammeverket. Deretter presenterer jeg to modeller som bygger på Acemoglu og Robinsons modeller for demokratisering og demokratisk sammenbrudd.

2.3 Acemoglu og Robinsons teoretiske rammeverk:

I de påfølgende avsnittene benyttes spillteoretiske begreper og matematisk notasjon. Tekniske bevis uten stor betydning for problemstillingen er utelatt.³ I tillegg benyttes en noe enklere notasjon enn den Acemoglu og Robinson opererer med. Dette gjør jeg av to årsaker. Den første er plasshensyn. Den andre er et forsøk på å gjøre fremstillingen enklere tilgjengelig.

Jeg innleder med å redegjøre for de grunnleggende forutsetningene bak modellene. Deretter gjennomgår jeg demokratiseringsmodellen. Fremstillingen knyttes opp mot en grafisk fremstilling av spillet på ekstensiv form. Hensikten er hele veien å vise at borgernes evne til å løse kollektive handlingsproblemer kan gis en avgjørende plass i utfallet av spillet. Demokratisering er imidlertid bare halve historien. Et minst like sentralt tema er effekten av evnen til å løse kollektive handlingsproblemer på sannsynligheten for demokratisk overlevelse. Jeg avslutter kapittelet med en gjennomgang av modellen for demokratisk sammenbrudd. Her viser jeg at evnen til løsning av kollektive handlingsproblemer kan gis en like sentral plass i utfallet av dette spillet.

2.3.1 Forutsetningene:

Acemoglu og Robinson forutsetter at samfunnet består av rasjonelle, egeninteresserte individer som, betinget av sine preferanser, velger de handlingsvalg som maksimerer egen forventede nytte. Én eneste preferanse har betydning for politiske handlingsvalg: maksimering av inntekt. Individer foretrekker handlingsvalget som leder til størst mulig (forventet) inntekt (Acemoglu og Robinson, 2006, s. 134). Inntektsmaksimering og nyttemaksimering er derfor identiske størrelser i dette rammeverket. I fremstillingen blir begrepene brukt om hverandre.

Anta et demokrati med n antall individer der n er et oddetall. Det er kun to typer individer: *borgere*, med inntekt y^B , der y betegner inntekt og B borger, og *eliter* med inntekt y^E , der E betegner elite. Borgeres inntekt er lavere enn elites inntekt: $y^E > y^B$. Befolkningstørrelsen normaliseres til 1, der andelen $1-\delta > \frac{1}{2}$ er *borgere*, og andelen δ er *elite*. Som tidligere nevnt er altså borgerne i flertall (Acemoglu og Robinson, 2006, s. 84–91,100). Som følge av at det

³For eksempel beviset for at medianvelgerteoremet gjelder i samfunn der de politiske preferansene kan rangeres fra topp til bunn langs en dimensjon. For mer om dette, se f. eks Acemoglu og Robinson (2006, s.79–84).

kun finnes to typer individer, og eliter har større inntekt enn borgere, følger det at borgerne har lavere, og eliten høyere inntekt enn gjennomsnittet. Den økonomiske ulikheten i et samfunn kan derfor uttrykkes som en funksjon av avstanden mellom inntekten til borgerne og eliten.⁴

Det politiske systemets primære funksjon er fastsettelsen av størrelsen på den progressiv inntektsskatten $t \geq 0$, som distribueres jevnt mellom individene. Skattlegging leder til et samfunnsøkonomisk dødvektstap, d , som øker med størrelsen på skattenivået. Fordi borgerne har lavere inntekt enn gjennomsnittet, følger det at progressiv skattlegging leder til økt inntekt. Gruppen med de jure politisk makt kontrollerer skattenivået. I demokratier har borgerne denne makten ettersom de er i flertall. De må imidlertid vekte inntektene av omfordeling mot kostnadene av dødvektstapet. Alt annet likt foretrekker borgerne høyere skattenivå ved høyere økonomisk ulikhet fordi dette øker gruppens inntekter. Ettersom eliten har inntekt over gjennomsnittet representerer enhver $t > 0$ et nettotap. Politikken som maksimerer denne gruppens inntekt er derfor null omfordeling (Acemoglu og Robinson, 2006, s. 101–106).

Ettersom alle individuelle borgere har felles politiske preferanser, og alle individuelle eliter har felles politiske preferanser kan de aggregeres i to ulike interessegrupper: borgerne, og *eliten* (Acemoglu og Robinson, 2006, s. 105). Borgerne ønsker skattenivået, $t > 0$, som maksimerer inntekten til medianvelgeren.⁵ Det vil si det skattenivået x , som betinget av dødvektstapet d , tilfredsstiller følgende likning:

$$y^B_{max} = y + (t(x) - d(x)) \quad (2.1)$$

Eliten vil ha det skattenivået, $t=0$, som maksimerer inntekten til denne gruppen:

$$y^E_{max} = y - (t(0) - d(0))$$

Ettersom skattenivået som maksimerer elitens inntekt: $(t(0) - d(0))$ er lik 0 forenkler jeg dette leddet til $t(0)$:

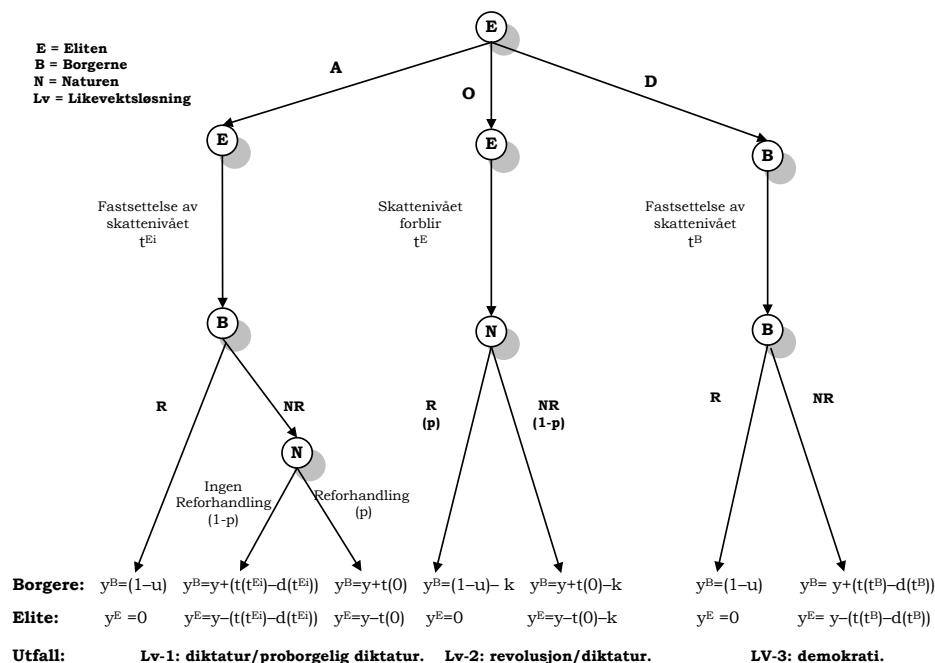
$$y^E_{max} = y - t(0) \quad (2.2)$$

Plusstegnet foran skatteleddet i borgernes inntektlikning indikerer en nettogevinst av omfordeling. Minustegnet foran skatteleddet i elitens inntektlikning indikerer et nettotap av omfordeling. Ettersom både borgerne og eliten ønsker maksimering av egen inntekt følger det at gruppene er uenige i det sentrale politiske spørsmålet i samfunnet.⁶ De er i politisk konflikt, og utfallet av denne konflikten betinges av relasjonen mellom de to gruppens politiske makt

⁴I Acemoglu og Robinsons rammeverk er den økonomiske ulikheten svært sentral i forklaringen av regimeendringer. Ettersom min primære interesse er evnen til å løse kollektive handlingsproblemer holder jeg den økonomiske ulikheten konstant i diskusjonen nedenfor.

⁵Vi finner medianvelgeren i med likningen $M_i = (n_i + 1)/2$, etter en rangering av velgerne fra fattigst til rikst. Fordi borgerne er i majoritet følger det at medianvelgeren må være en borger.

⁶Det kan godt tenkes at andre faktorer er viktigere enn skattenivået. Utfallet blir det samme så lenge det eksisterer en elite med divergerende politiske preferanser fra majoriteten i samfunnet.



Figur 2.1 – Demokratiseringsspillet – ekstensiv form.

2.3.2 Demokratiseringsmodellen:

Hvordan forklarer Acemoglu og Robinson demokratisering? I diktaturer har eliten den de jure politiske makten og fører politikken som maksimerer deres velferd. Borgerne har ingen de jure politisk makt. Normalt er også den de facto politiske maktrelasjonen i elitens favør. Kall dette *status quo* (SQ). Eksogene sjokk kan imidlertid lede til at borgerne får tilstrekkelig stor de facto politisk makt til at en trussel om revolusjon blir troverdig. I slike situasjoner kan borgerne presse eliten til å føre en proborgerlig politikk. La oss kalle slike situasjoner *trusselsituasjoner*. Fordi alternativet er en revolusjon med dramatiske og uforutsigbare følger, har eliten incentiver til å justere politikken i proborgerlig retning. Imidlertid har den et forpliktelsesproblem, ettersom den de facto makten er av midlertidig karakter. Selv om borgerne har stor de facto makt i dag, er det ikke gitt at de har det i morgen. Dersom maktrelasjonene endrer seg tilbake til SQ, maksimerer eliten egen nytte ved å avvike fra den proborgerlig politikken de ble presset til å føre. Eliten kan aldri garantere at de ikke vil fravike fra forpliktelsene sine. Ettersom borgerne aldri kan være sikre på at eliten vil føre en proborgerlig politikk, vil de være tjent med å overta kontrollen over den de jure politiske makten.

Demokratiseringsspillet struktur:

Demokratiseringsspillet vises grafisk på ekstensiv form i figur 2.1. Bokstavene i beslutningsnodene står for de ulike spillerne. *B* står for beslutningsnoder der borgerne foretar handlingsvalg, *E* for beslutningsnoder der eliten foretar

handlingsvalg. N står for *naturen*, og markerer beslutningsnoder der naturen er satt inn som uegentlig spiller for å simulere eksogene hendelser med innvirkning på utfallet av spillet. Nederst vises de to aktørenes inntekt ved ulike utfall, og de tre mulige delspillperfekte likevektene i spillet. Spillet foretas sekvensielt og det er full informasjon.

I det spillet starter, har eliten den de jure politiske makten. Skattenivået er derfor t^E , der t står for skatt, E for at eliten fastsetter nivået. Som vist ovenfor leder null omfordeling til maksimering av elitens inntektsnivå. t^E er derfor lik 0. Borgerne har imidlertid tilstrekkelig de facto politisk makt til at revolusjon er en troverdig trussel. Samfunnet er i en *trusselsituasjon*. Hvis eliten overser trusselen blir utfallet revolusjon. Revolusjoner lykkes alltid, og leder til at elitens verdier eksproprieres og fordeles mellom borgerne. Elitens postrevolusjonære inntekt blir altså $y^E = 0$. La $EU^E(IH)$ stå for elitens nytte av å ikke ta hensyn til borgernes interesser, $EU^E(t^E)$ for elitens nytte av kontroll over skattenivået, og $EU^E(R)$ for elitens nytte av revolusjon. Dersom eliten ikke står ovenfor en troverdig trussel om revolusjon, er nytten av å oversese borgernes interesser lik nytten av gruppens foretrukne skattenivå:

$$EU^E(IH) \equiv EU^E(t^E)$$

Dersom eliten derimot står ovenfor en troverdig trussel om revolusjon, er nytten av å oversese borgernes interesser lik nytten av revolusjon:

$$EU^E(IH) \equiv EU^E(R)$$

Så fremt forutsetningen om eliten som rasjonelle, nyttemaksimerende individer holder, er IH det rasjonelle valget ved *status quo*, men ikke i trusselsituasjoner, fordi nytten av dette er suboptimal sammenliknet med andre handlingsvalg. Fordi vi er i en trusselsituasjon når demokratiseringsspillet starter, er ikke IH inntegnet som et handlingsvalg i spilltreet i figur 2.1.

Eliten handler først, og velger mellom tre handlingsvalg. Handlingsvalget A vil si en endring fra status quo til et diktatur med *proborgerlig* politikk. Eliten beholder den de jure politiske makten, men må justere skattenivået i proborgerlig retning. Det vil si fra t^E til t^{Ei} , der E står for at eliten fortsatt har den politiske kontrollen, og i for at de kommer med politiske innrømmelser. O vil si *undertrykkende* diktatur. Her svarer eliten på revolusjonsutfordringen med økt undertrykkelse fremfor politiske innrømmelser. Skattenivået forblir uendret, det vil si t^E , men med en kostnad k . Med sannsynlighet q leder undertrykkelsen til revolusjon. Jeg kommer tilbake til parametrene k og q nedenfor. Handlingsvalget D står for demokratisering. Her overlater eliten den de jure politiske makten til borgerne, som fører en politikk etter medianvelgerens interesser. Det impliserer skattenivået som maksimerer denne velgerens inntekt, t^B , der t står for skatt, B for at borgerne fastsetter nivået. Størrelsen på t^B tilsvarer x som maksimerer likning 2.1.

Tre delspill

Elitens tre innledende handlingsvalg fører til tre ulike delspill, med tre ulike løsninger. I dynamiske spill, det vil si spill der minst én aktør kan reagere

på minst én annen aktørs handlingsvalg, er løsningen den delspillsperfekte likevekten. Spillet i figur 2.1 er et slikt spill. Den delspillsperfekte likevekten forutsetter at spillernes strategier er gjensidig beste svar i alle delspill (Hovi, 2008). I demokratiseringsspillet vil det si at den delspillsperfekte likevekten er der borgerne og eliten, gitt den andres strategi, maksimerer sin forventede inntekt. Jeg gjennomgår delspillene etter tur, og diskuterer hvilke betingelser som må være oppfylt for at de ulike utfallene skal bli spillets løsning.

Handlingsvalget A leder til det venstre delspillet i figur 2.1. Her beholder eliten kontrollen over skattenivået, men må i neste beslutningsnode justere det fra t^E til t^{Ei} for å unngå revolusjon. Borgerne velger nemlig ved den tredje beslutningsnoden i delspillet, og har valget mellom R , gjennomføre revolusjon, og NR , avstå fra revolusjon. Som tidligere nevnt lykkes alltid revolusjoner, og leder til at borgerne eksproprierer elitens inntekt.⁷ Imidlertid medfører revolusjon at andelen $u > 0$ av den samlede inntekten i samfunnet ødelegges. La oss anta at den totale aggregerte inntekten i samfunnet er lik 1. Borgernes inntekt etter revolusjon blir da $(1-u)$. Jo høyere u , jo mer kostbar er revolusjonen. Hvilke faktorer påvirker u ?

We will therefore loosely talk of the level of u reflecting both technological factors, [...], and the severity of the collective-action problem (Acemoglu og Robinson, 2006, s. 126).

Det er vanskelig å tolke dette på noen annen måte at størrelsen på revolusjonskostnadene varierer med evnen til å løse kollektive handlingsproblemer. Jo høyere evne til å løse kollektive handlingsproblemer, jo mindre er u , og jo større er den forventede nytten av revolusjon relativt til andre handlingsvalg. Acemoglu og Robinson diskuterer ikke årsakene til dette. Jeg mener imidlertid at det er en plausibel antagelse. Det er nærliggende å tenke seg at en godt organisert revolusjonær opposisjon vil være i stand til å nøytralisere eventuell motstand raskere, få raskere kontroll over hæren og andre sentrale statsfunksjoner, hindre utvikling i retning borgerkrig, redusere omfanget av kapitalflukt og så videre. Faktorer som bør redusere samfunnskostnadene av revolusjon.

La oss videre anta at borgerne er risikoaverse og har en motvilje mot stor risiko (Hovi, 2008; Morrow, 1994). Hvis den forventede nytten av revolusjon er lik den forventede nytten av å avstå, velger de det siste alternativet (Acemoglu og Robinson, 2006, s. 104–5). Skal revolusjon være en troverdig trussel må derfor borgernes nytte av revolusjon, $EU^B(R)$, være høyere enn nytten under status quo, $EU^B(IH)$. Det vil si at borgernes postrevolusjonære inntekt må være høyere enn inntekten under SQ:

$$y^B(SQ) \equiv y + t(0) < y^B(R) \equiv (1 - u)$$

Trusselsituasjoner kjennetegnes av at denne ulikheten må være tilfredsstillt (Acemoglu og Robinson, 2006, s. 159). Skattenivået t^{Ei} må derfor justeres tilstrekkelig høyt til borgerne er likegyldige mellom R og NR . Ettersom t^E er lik 0, og t^B er skattenivået som maksimerer borgernes nytte, må det justerte nivået t^{Ei} være i intervallet $(0, t^B)$, hvis eliten skal avverge revolusjon. Det avhenger både av parameteren u og reforhandlingssannsynligheten p . Dersom borgerne aksepterer skattenivået t^{Ei} og velger NR er det nemlig en viss sannsynlighet,

⁷Dette er en forenkling, men resultatene endres ikke nevneverdig av å åpne for at revolusjoner kan feile.

p , for at samfunnet vender tilbake til status quo, slik at eliten kan reforhandle avtalen og sette t^E . Det modelleres ved å sette inn naturen som uegentlig spiller i fjerde beslutningsnode i figur 2.1. Stor p , indikerer stor sannsynlighet for at naturen trekker reforhandling. Borgernes forventede inntekt med NR som respons på A kan uttrykkes med følgende likning:

$$y^B(A, NR) = y + (1-p)(t(t^{E_i}) - d(t^{E_i})) + (p)t(0)$$

Av likningen følger det at større p , gir borgerne lavere forventede inntekt av skattenivået t^{E_i} , og dermed handlingsvalget NR som svar på A . Er p tilstrekkelig høy og/eller u tilstrekkelig lav, vil ikke eliten disponere tilstrekkelige innrømmelser til å gjøre borgerne likegyldige mellom R og NR . I likningen nedenfor er det imidlertid en t^{E_i} i intervallet $(0, t^B)$:

$$\begin{aligned} y^B(A, NR) &\geq y + (1-p)(t(t^{E_i}) - d(t^{E_i})) + (p)t(0) \\ &\geq y^B(R) \equiv (1-u) \end{aligned} \quad (2.3)$$

Der denne likningen er tilfredsstillt er elitens forventede nytte av A høyere enn den forventede nytten av D , også der $t^{E_i} = t^B$. Årsaken er den samme som gjør at borgerne alltid vil foretrekke t^B fremfor t^{E_i} . Så fremt $p > 0$ er det en positiv sannsynlighet for at eliten får reforhandle. Det reduserer den forventede kostnaden av t^{E_i} sammenliknet med kostnaden av t^B :

$$\begin{aligned} y^E(A) &\equiv y - (1-p)(t(t^{E_i}) - d(t^{E_i})) - (p)t(0) \\ &> y^E(D) = y - (t(t^B) - d(t^B)) \end{aligned}$$

Hvis *ikke* likningen 2.3 er tilfredsstillt, foretrekker borgerne R fremfor NR . A er dermed ikke et rasjonelt valg for eliten, ettersom R leder til ekspropriering av elitens verdier. Eliten kan imidlertid velge handlingsvalget O , som leder til det midtre delspillet i figur 2.1. O impliserer undertrykkelse av revolusjonstrusselen. Eliten beholder skattenivået t^E , som vist i andre beslutningsnode i delspillet. Imidlertid leder undertrykkelsen til at andelen $k > 0$ av den samlede inntekten i samfunnet ødelegges (Acemoglu og Robinson, 2006, s. 162–3). I tredje beslutningsnode er naturen igjen satt inn som uegentlig spiller, her for å modellere sannsynligheten for at undertrykkelsen mislykkes. Med sannsynlighet q velger naturen at undertrykkingen leder til revolusjon, med påfølgende ekspropriering av elitens verdier. Med sannsynlighet $(1-q)$ vender maktforholdet seg tilbake til *status quo*, slik at skattenivået t^E kan videreføres. O er *alltid* bedre enn A hvis borgervennlig diktatur leder til revolusjon. Selv der det finnes en t^{E_i} i intervallet $(0, t^B)$, som gjør borgerne likegyldige mellom R og NR , kan imidlertid O være et bedre valg. Det er betinget av størrelsen på skatteinnrømmelsene, t^{E_i} , og reforhandlingssannsynligheten p på den ene siden, og undertrykkelseskostnaden k , og revolusjonssannsynligheten q på den andre siden:

$$\begin{aligned} y^E(A) &\equiv y - (1-p)(t(t^{E_i}) - d(t^{E_i})) - (p)t(0) \\ &< y^E(O) &\equiv y - q(y) - (1-q)t(0) - k \end{aligned} \quad (2.4)$$

Større k medfører større inntektstap for eliten ved valget O . Stor q indikerer stor sannsynlighet for at utfallet blir revolusjon, med påfølgende ekspropriering av *hele* inntekten y .

[R]epression is both costly and risky for elites. It leads to the loss of life and the destruction of assets and wealth, [...]. Moreover, repressions may fail which could cause a revolution, the worst possible outcome for the elite (Acemoglu og Robinson, 2006, s. 29).

Hvis ikke ulikhet 2.3 er tilfredsstillt, blir venstresiden av ulikheten 2.4 lik null. Eliten velger imidlertid ikke automatisk O hvis A er utelukket. Snarere må de veie nytten av demokratisering, D mot den forventede nytten av O . I tillegg til parametrene k og q , avhenger elitens valg av borgernes reaksjon på demokratiseringsforsøket.

Hvis eliten velger D , høyre delspill i figur 2.1, demokratiseres samfunnet. Den de jure politiske makten overlates til borgerne. Her er det derfor borgerne, *ikke eliten*, som står ovenfor et handlingsvalg i andre beslutningsnode. De fastsetter det skattenivået, t^B , som maksimerer medianvelgerens inntekt som vist i likning 2.1. De har deretter valget mellom R og NR i den tredje beslutningsnoden. Velger de NR forblir skattenivået t^B . Så fremt NR er borgernes respons på D , og R er responsen på A , velger eliten D hvis den forventede nytten av O er lavere enn nytten av D .

$$\begin{aligned} y^E(O) &\equiv y - q(y) - (1-q)t(0) - k \\ &< y^E(D) &\equiv y - (t(t^B) - d(t^B)) \end{aligned} \quad (2.5)$$

Hvis ikke ulikheten velger de O . Eliten velger også O dersom borgerne foretrekker R som respons på D . Det er tilfellet der borgernes revolusjonskostnader er tilstrekkelig lave til at ekspropriering leder til høyere inntekt enn økonomisk omfordeling.

$$\begin{aligned} y^B(D, NR) &\equiv y + (t(t^B) - d(t^B)) \\ &< y^B(R) &\equiv (1-u) \end{aligned} \quad (2.6)$$

Jeg har allerede vært inne på betingelsene som leder til de ulike utfallene. En mer formell analyse av de ulike utfallene følger imidlertid i neste delseksjon.

En likevektsanalyse – Når blir demokrati utfallet?

Jeg identifiserer mulige delspillsperfekte likevekter med *Baklengs induksjon*. Her starter vi ved siste- og jobber oss bakover mot det første handlingsvalget (Hovi, 2008).

I tabell 2.1 oppsummerer jeg betingelsene for de ulike løsningene av spillet. I andre kolonne vises aktørene, i den tredje de ulike aktørenes rangering av ulike handlingsvalg. I den fjerde kolonnen viser jeg aktørenes beste svar mot hverandre, og i den femte utfallet, den delspillsperfekte likevekten, som følger av spillernes preferanser og optimale strategier.

Av tabellen kan vi se at den første likevektsløsningen blir utfallet dersom borgernes respons på A , borgervennlig dikatur, er NR , avstå fra revolusjon, og elitens forventede nytte av A er høyere enn den forventede nytten av O ,

Tabell 2.1 – Likevektsløsninger – demokratiseringsspillet.

Likevekter	Aktør	Preferanserangering	Strategi	Utfall
Likevekt 1	Eliten	$y^E(A) \equiv y - (1-p)(t(t^{Ei}) - d(t^{Ei})) - (p)t(0)$ $> y^E(O) \equiv y - q(y) - (1-q)t(0) - k$	A, t^E	p(borgervennlig diktatur) / (1-p)(status quo)
	Borgerne	$y^B(A, NR) \equiv y + (1-p)(t(t^{Ei}) - d(t^{Ei})) + (p)t(0)$ $\geq y^B(R) \equiv (1-u)$	NR	
	Naturen	–	p(reforhandling) / (1-p)ingen reforh.	
Likevekt 2a	Eliten	$y^E(A) \equiv y - 1-p)(t(t^{Ei}) - d(t^{Ei})) - (p)t(0)$ $< y^E(O) \equiv y - q(y) - (1-q)t(0) - k$	O	q(revolusjon) / (1-q)(status quo)
	Borgerne	–	–	
	Naturen	–	q(revolusjon) / (1-q)status quo	
Likevekt 2b	Eliten	$y^E(D) \equiv y - t(t^B) - d(t^B)$ $< y^E(O) \equiv y - q(y) - (1-q)t(0) - k$	O	q(revolusjon) / (1-q)(status quo)
	Borgerne	$y^B(A, NR) \equiv y + (1-p)(t(t^{Ei}) - d(t^{Ei})) + (p)t(0)$ $< y^B(R) \equiv (1-u) \leq$ $y^B(D, NR) \equiv y + (t(t^B) - d(t^B))$	–	
	Naturen	–	q(revolusjon) / (1-q)status quo	
Likevekt 2c	Eliten	$0 < y^E(O) \equiv y - q(y) - (1-q)t(0) - k$	O	q(revolusjon) / (1-q)(status quo)
	Borgerne	$y^B(D, NR) \equiv y + (t(t^B) - d(t^B))$ $< y^B(R) \equiv (1-u)$	–	
	Naturen	–	q(revolusjon) / (1-q)status quo	
Likevekt 3	Eliten	$y^E(D) \equiv y - (t(t^B) - d(t^B))$ $> y^E(O) \equiv y - q(y) - (1-q)t(0) - k$	D	Demokratisering
	Borgerne	$y^B(A, NR) \equiv y + (1-p)(t(t^{Ei}) - d(t^{Ei})) + (p)t(0)$ $< y^B(R) \equiv (1-u) \leq$ $y^B(D, NR) \equiv y + (t(t^B) - d(t^B))$	t^B, NR	

undertrykkelse. Hvorvidt spillet ender i andre eller tredje sluttnode i figur 2.1 avhenger av om naturen trekker reforhandling eller ikke, med sannsynlighet q .

Den tredje likevektsløsningen i tabell 2.1 viser hvordan eliten og borgernes preferanser må være ordnet for at demokratisering skal bli utfallet av spillet. Ved siste beslutningsnode i tredje delspill i figur 2.1 har borgerne valget mellom å gjennomføre eller avstå fra revolusjon. I tabellen ser vi at borgerne avstår dersom inntekten av NR er lik eller høyere enn inntekten etter R . Fordi eliten får høyere inntekt av handlingsvalget A enn D hvis borgernes repons på A er NR , viser samme ulikhet at en betingelse for likevektsløsningen er at borgerne velger R som respons på A . R som respons på D er ingen delspillperfekt likevekt, fordi eliten da velger O som vist i likevektsløsning 2c. I likevektsløsning 3 er imidlertid borgernes preferanserangering slik at elitens reelle valg i første beslutningsnode er mellom O og D , ettersom A leder til revolusjon. Så fremt elitens inntekt av D er høyere enn den forventede inntekten av O , er elitens optimale strategi å velge D . Borgernes optimale strategi er valg av skattenivået t^B , etterfulgt av valget NR . Den delspillperfekte likevekten er den høyre sluttnode i figur 2.1. Utfallet blir demokratisering.

Likevektsløsning 2 er delt i a , b og c . I løsning 2a velger eliten O fordi

den forventede nytten av undertrykkelse er høyere enn den forventede nytten av innrømmelser. Her er borgernes preferanserangering irrelevant for utfallet, ettersom de ikke står ovenfor noen handlingsvalg. Dette er markert med symbolet $-$, i tabell 2.1. I $2b$ foretrekker borgerne R som respons på A , men NR som respons på D . Ettersom A leder til revolusjon, og eliten foretrekker O fremfor D blir utfallet undertrykkelse. I $2c$ velger borgerne R som respons på O . Så fremt ikke q er lik 1 , er elitens forventede inntekt av O større enn null, og dermed det rasjonelle valget. Hvorvidt spillet ender i fjerde eller femte sluttnode i figur 2.1 avhenger av naturens trekk.

Hva med evnen til løsning av kollektive handlingsproblemer?

I tabell 2.2 viser jeg effekten av en økning i evnen til å løse kollektive handlingsproblemer på parametre med innvirkning på spillernes preferanser. I første kolonne angir jeg parametrene, i den andre effekten av økningen i evnen på parameterverdiens størrelse. I den tredje og fjerde kolonnen viser jeg utslagene av endringene på elitens og borgernes rangering av ulike utfall.

I den øverste raden viser jeg at en økning i evnen til å løse kollektive handlingsproblemer reduserer revolusjonskostnaden u . Dersom alt annet holdes likt vil en tilstrekkelig stor reduksjon i u lede til at elitens forventede nytte av A , D og O øker relativt til *status quo*. Årsaken er at SQ leder til revolusjon der borgerne utgjør en troverdig revolusjonstrussel. En tilstrekkelig stor reduksjon i u leder også, alt annet likt, til en økning i den forventede nytten av O relativt til A , fordi skatteinnrømmelsene reduserer de forventede inntektene av A relativt til de forventede inntektene av O som vist i likevekt $2a$ i tabell 2.1. I tillegg leder en tilstrekkelig stor reduksjon i u til en økning i elitens nytte av D relativt til A . Dette fordi borgernes respons på A blir R som vist i kolonne 4 og tredje likevektsløsning i tabell 2.1. Avslutningsvis vil en tilstrekkelig stor økning også, alt annet likt, kunne lede til at elitens forventede nytte av O øker relativt til D . Dette er der borgernes inntekt etter D, R er større enn etter D, NR .

Borgernes evne til å løse kollektive handlingsproblemer spiller altså en helt sentral rolle for mulighetene til demokratisering gjennom parameteren u :

[T]he revolution is more attractive when $1-u$, the fraction of the output that remains to be distributed in the post-revolutionary society, is high either for technological reasons or because the citizens have been able to successfully solve the collective action problem (Acemoglu og Robinson, 2006, s. 105).

Acemoglu og Robinson er ikke langt fra å peke på løsning av det kollektive handlingsproblemet som en nødvendig betingelse for demokratisering:

[W]hen the citizens are not well organized the system will not be challenged, and transition to democracy will be delayed indefinitely (2006, s. 31).

Det må også understrekes at demokratisering kan bli utfallet dersom eliten velger O , ettersom det er en sannsynlighet, q , for at undertrykkelse leder til revolusjon:

History is full of heavy-handed repression strengthening the threat of revolution, and ultimately leading to revolution or significant disruption. (Acemoglu og Robinson, 2006, s. 187)

Isolert sett kan en reduksjon i u lede til undertrykking fremfor demokratisering. Dette balanseres imidlertid av at en økning i borgernes

Tabell 2.2 – Effekten av en økning i borgernes evne til å løse kollektive handlingsproblemer på spilllets parametre og aktørenes preferanser.

Parametre	Effekt på parametre	Endring i elitens preferanserangering	Endring i borgernes preferanserangering
Revolusjonskostnaden u	Reduseres	O øker relativt til SQ D øker relativt til SQ A øker relativt til SQ O øker relativt til A D øker relativt til A O øker relativt til D	R øker relativt til SQ D,R øker relativt til D,NR A,R øker relativt til A,NR
Undertrykkelseskostnaden k	Øker	A øker relativt til O D øker relativt til O	–
q (revolusjon)	Øker	A øker relativt til O D øker relativt til O	–
p (reforhandling)	Reduseres	A øker relativt til D A øker relativt til O	A,NR øker relativt til A,R

evne til å løse kollektive handlingsproblemer også må lede til en økning i undertrykkelseskostnaden k , og revolusjonssannsynligheten q .

If civil society is disorganized and ineffective, then it may be very difficult to solve the collective action problem to form threats to the existing regime, and also any such attempts may be easier to repress (Acemoglu og Robinson, 2006, s. 166)

I tabell 2.2 ser vi at tilstrekkelig store økninger i k og q , alt annet likt, leder til at elitens forventede nytte av A og D øker relativt til O . Endringer i parametrene er uten betydning for *borgernes* preferanserangering ettersom de ikke står ovenfor handlingsvalg der eliten velger O (se figur 2.1).

Den siste parameteren som endres er p , sannsynligheten for reforhandling i borgervennlige diktaturer. En høy p vil si stor sannsynlighet for at den de facto maktrelasjonen vil endre seg tilbake, i elitens favør. Ettersom borgernes de facto makt er en funksjon av evnen til å løse kollektive handlingsproblemer betyr en høy p at gruppens evne til kollektiv mobilisering *over tid* er svak. En økning i denne evnen vil redusere p slik tabell 2.2 viser. En tilstrekkelig stor reduksjon i p kan lede til at det finnes et skattnivå t^{Ei} i intervallet $[0, t^B]$, som gjør borgerne likegyldige mellom R og NR , som vist i kolonnen lengst til høyre i tabell 2.2. Hvis dette er tilfelle øker, alt annet likt, elitens forventede inntekt av A fremfor D og O , som vist i likevektsløsning 1.

Den totale effekten av evnen til å løse kollektive handlingsproblemer avhenger av hvordan de ulike parametrene påvirkes i forhold til hverandre. En tilstrekkelig stor reduksjon i u er imidlertid nødvendig for en endring av den de facto maktrelasjonen i borgernes favør. Ettersom en viss evne til å løse kollektive handlingsproblemer er en nødvendig betingelse for at samfunnet skal havne i trusselsituasjoner, følger det at høy evne øker sannsynligheten for demokratisering. Utover det viser oppsummeringen i tabell 2.2 at de fleste av effektene ser ut til å gå i demokratiserende retning. Jeg understreker enda en gang at demokrati også er et potensielt utfall via handlingsvalget O .

Sammenhengene mellom evnen til å løse kollektive handlingsproblemer og sannsynligheten for demokratisering er bare halve historien. Like interessant er

effekten av den samme evnen på sannsynligheten for demokratisk overlevelse. I neste seksjon gjennomgår jeg Acemoglu og Robinsons modell for demokratisk sammenbrudd.

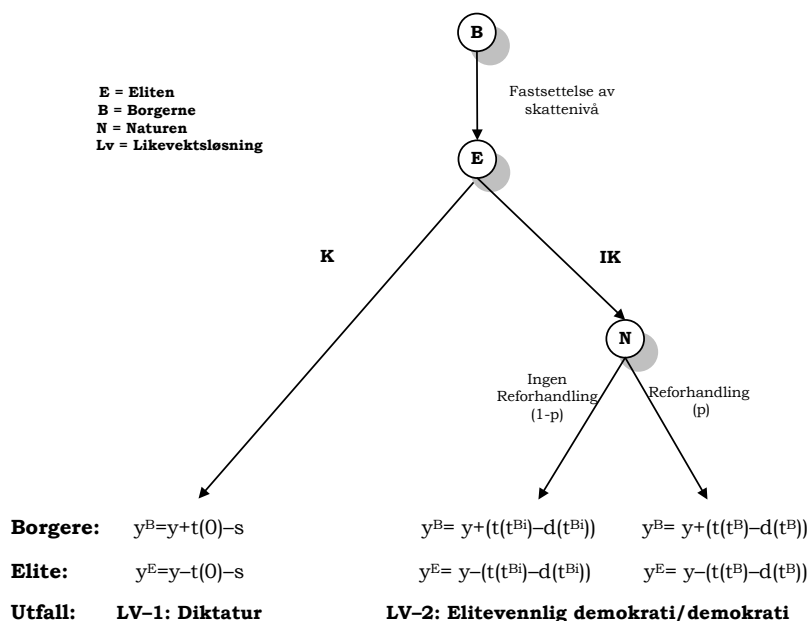
2.3.3 Demokratisk sammenbrudd

De samme forutsetningene som ligger til grunn for demokratiseringsspillet, gjelder også for sammenbruddsspillet. Borgerne foretrekker demokrati, eliten diktatur. I demokratier er borgerne i flertall og har den de jure politiske makten. Skattnivået er derfor lik t^B . Normalt sett har borgerne også et de facto maktovertak. Kall dette status quo (SQ). Eksogene sjokk kan imidlertid destabilisere demokratier også, og der det leder til at den de facto politiske maktrelasjonen endres i elitens favør, står borgerne ovenfor en troverdig trussel om statskupp. Demokratiet er i en trusselsituasjon. Ettersom maktovertaket har en midlertidig karakter, har borgerne et forpliktelsesproblem. Dersom maktrelasjonene endrer seg tilbake til SQ, har gruppen incentiver til å gå tilbake på innrømmelsene de gikk med på for å avverge kuppforsøket. De kan ikke garantere seg mot reforhandling. Eliten har derfor incentiver til å begå statskupp for å omsette det midlertidige maktovertaket i de jure politisk makt. Et vellykket statskupp leder til demokratisk sammenbrudd (Acemoglu og Robinson, 2006, s. 193–5).

Sammenbruddsspillet struktur

Sammenbruddsspillet vises på ekstensiv form i figur 2.2. Borgerne handler først. Demokratiet er i en *trusselsituasjon*, ettersom borgernes handlingsvalg er begrenset av elitens troverdige trussel om statskupp. For å avverge kupp må skattnivået justeres etter elitens preferanser. I første beslutningsnode i figuren justerer derfor borgerne skattnivået til t^{Bi} , der B står for borgerlig kontroll av skattnivået, i for innrømmelser. Manglende respons på trusselen medfører statskupp der eliten overtar den de jure politiske makten og fastsetter skattnivået t^E . Borgerne må derfor finne skattnivået som gjør eliten likegyldige mellom statskupp og demokrati. Den optimale innrømmelsen er skattnivået som maksimerer elitens inntekt: t^E . Skal eliten foretrekke fortsatt demokrati må derfor skattnivået ligge et sted i intervallet $(t^B, t^E = 0)$.

Etter at borgerne har justert skattnivået har eliten valget mellom å akseptere innrømmelsene, IK , eller begå statskupp, K . Jeg antar at eliten er risikoavers. Dersom nytten av K er lik nytten av IK , velger de det siste alternativet. Jeg antar videre at K alltid lykkes, og leder til regimeendring fra demokrati til diktatur, som vist i venstre sluttnode i figur 2.2. Eliten kontrollerer den de jure politiske makten og kan føre politikken som maksimerer gruppens nytte (Acemoglu og Robinson, 2006, s. 195–7). Imidlertid har K en kostnad s . Denne kostnaden modelleres på samme måte som kostnadene av revolusjon og undertrykkelse i demokratiseringsspillet (Acemoglu og Robinson, 2006, s. 195). En andel av inntektene i økonomien blir ødelagt. Selv om det ikke nevnes eksplisitt, reflekterer antagelig størrelsen på parameteren det samme som størrelsen på u , nemlig andelen av den produktive kapasiteten som videreføres i det nye diktaturet, og omfanget av borgernes kollektive handlingsproblem (Acemoglu og Robinson, 2006, s. 105). Det finnes flere empiriske eksempler på statskupp som feilet, der forsøket ble møtt med



Figur 2.2 – Sammenbruddsspillet – ekstensiv form.

prodemokratisk kollektiv mobilisering. For eksempel tyder mye på at kollektiv mobilisering bidro til å forhindre kuppet mot Weimar-republikken i 1920 og Algeriekuppet i 1961 (Lichbach, 1995, s. 81). Har borgerne høy evne til å løse kollektive handlingsproblemer bør altså parameteren være større enn der evnen er lav, alt annet likt.

Velger eliten *IK* beholder borgerne den de jure politiske makten. Det er en viss sannsynlighet, p , for at maktrelasjonene vender tilbake til status quo, slik at borgerne kan reforhandle avtalen, og sette t^B (Acemoglu og Robinson, 2006, s. 196). Det modelleres ved å sette inn naturen som uegentlig spiller, som vist i tredje og nederste beslutningsnode i figur 2.2. På lik linje med reforhandlingssannsynligheten i demokratiseringsspillet antar jeg at størrelsen på denne sannsynligheten påvirkes av borgernes evne til å løse kollektive handlingsproblemer over tid. Hva blir spillets løsning?

En likevektsanalyse – når bryter demokratiet sammen?

På lik linje med i demokratiseringsspillet, er spillets løsning den delspillsperfekte likevekten. I tabell 2.3 oppsummerer jeg de to mulige delspillsperfekte likevektene. Sammenbruddsspillet er forholdsvis enkelt sammenliknet med demokratiseringsspillet. Ettersom det kun er elitens preferanser som har betydning for utfallet av spillet, og eliten kun står ovenfor to handlingsvalg, er preferanserangeringen til eliten det eneste den delspillsperfekte likevekten avhenger av. Hvis elitens inntekt etter kupp er høyere enn den forventede inntekten i et elitevennlig demokrati, likevektsløsning 1 i tabell 2.3, velger de *K*. Utfallet blir demokratisk sammenbrudd, venstre sluttnode i figur 2.2. Hvis derimot elitens forventede inntekt av elitevennlig demokrati er høyest,

Tabell 2.3 – Likevektsløsninger – sammenbruddsspillet.

Likevekter	Aktør	Preferanserangering	Strategi	Utfall
Likevektsløsning 1	Eliten Borgerne	$y^E \equiv y - t(0) - s$ $> y^E \equiv y - (t(t^B) - d(t^B))$ –	K t^{Bi}	Demokratisk sammenbrudd
Likevektsløsning 2	Eliten Borgerne Naturen	$y^E \equiv y - t(0) - s$ $> y^E \equiv y - (t(t^B) - d(t^B))$ – –	IK t^{Bi} $p(\text{reforhandling}) /$ $(1-p)\text{ingen reforh.}$	$p(\text{demokrati}) /$ $(1-p)\text{elitevennlig}$ diktatur

Tabell 2.4 – Effekten av en økning i borgernes evne til å løse kollektive handlingsproblemer på spilllets parametre og aktørenes preferanser.

Parametre	Effekt på parametre	Endring i elitens preferanserangering	Endring i borgernes preferanserangering
Kuppkostnaden s	Øker	SQ øker relativt til K IK øker relativt til K	SQ øker relativt til innrømmelsen t^{Bi}
Reforhandlings-sannsynligheten p	Øker	K øker relativt til IK	Innrømmelsen t^{Bi} øker relativt til SQ

likevektsløsning 2 i tabellen, velger de *IK*. Hvorvidt utfallet blir den midterste eller høyre sluttningen i figur 2.2 avhenger av om naturen tillater reforhandling.

Hvilken innvirkning har borgernes evne til å løse kollektive handlingsproblemer?

I tabell 2.4 oppsummeres effekten av en økning i borgernes evne til å løse kollektive handlingsproblemer på utfallet av sammenbruddsspillet. I den første kolonnen vises parameteren, i den andre hvordan parameteren endres med en økning i denne evnen, i den tredje effekten på elitens rangering av handlingsvalg, og i den fjerde effekten på borgernes rangering av handlingsvalg.

En økning i borgernes evne til å løse kollektive handlingsproblemer øker kuppkostnaden s . En tilstrekkelig stor økning i s leder, alt annet likt, til at eliten foretrekker fortsatt demokrati fremfor statskupp. Etersom kupptrusselen først er relevant der elitens nytte av statskupp er høyere enn nytten av status quo, følger det logisk at en økning i s reduserer sannsynligheten for demokratisk sammenbrudd. Der økningen ikke er tilstrekkelig til at demokratiet unngår en trusselsituasjon, øker den imidlertid den forventede nytten av *IK* fremfor *K*. For borgerne leder en tilstrekkelig høy økning i s til at *SQ* foretrekkes fremfor innrømmelser. Dette fordi innrømmelser ikke er nødvendig for å avverge statskupp.

Tabell 2.4 viser imidlertid at effekten på p går i motsatt retning. Jo høyere evne borgerne har til å løse sine kollektive handlingsproblemer, jo større er sannsynligheten for at den de facto politiske makten endres tilbake

i borgernes favør. Forpliktelsesproblemet er større, og gir eliten incentiver til statskupp for å sikre garantier for en proelitistisk politikk også i fremtiden. Så fremt ikke evnen til å løse kollektive handlingsproblemer er tilstrekkelig høy til å avverge trusselsituasjoner er altså effekten av en økning noe tvetydig i denne modellen. I samfunn som *havner* i trusselsituasjoner virker effekten både positivt og negativt inn på sannsynligheten for overlevelse gjennom ulike mekanismer. Dersom kostnadene øker mer enn sannsynligheten for reforhandling øker sannsynligheten for demokratisk overlevelse. Der sannsynligheten for reforhandling øker mest er konklusjonen omvendt. La oss imidlertid åpne opp for den relativt plausible antagelsen om at kuppforsøk kan mislykkes med påfølgende negative konsekvenser for kuppmakere. Jeg har allerede nevnt flere empiriske eksempler på dette. En økning i borgernes evne til å løse kollektive handlingsproblemer bør øke sannsynligheten for at kuppmakerne feiler. Jeg mener derfor at den totale effekten av en høyere evne til løsning av kollektive handlingsproblemer er en økt sannsynlighet for demokratisk overlevelse.

2.4 Avslutning

I dette kapitlet har jeg forsøkt å relatere borgernes evne til å løse kollektive handlingsproblemer til regimeendringer gjennom det teoretiske rammeverket i *Economic Origins of Dictatorship and Democracy* (Acemoglu og Robinson, 2006). Dette *økonomiske* rammeverket har en rekke fordeler. For det første kombinerer den innsikt fra flere statsvitenskaplige tilnærminger til regimeendring. For det andre relaterer den strukturelle betingelser til individuelle preferanser og handlingsvalg. Fremfor å ta stilling i debatten mellom aktørorienterte- og strukturorienterte tilnærminger, kan jeg forene perspektiver fra begge leire. Den tredje fordelen er kravet om eksplisitte antagelser og et presist og logisk matematisk språk. Den fjerde er Acemoglu og Robinsons eksplisitte fokus på på politisk makt som det avgjørende elementet bak politiske beslutninger. Den femte og avgjørende fordelen er mulighetene for å inkorporere evnen til å løse kollektive handlingsproblemer som en sentral forklaringsvariabel.

I kapitlet redegjorde jeg for to spillteoretiske modeller som tar utgangspunkt i Acemoglu og Robinsons standardmodeller for demokratisering og demokratisk sammenbrudd. Deretter har jeg vist at evnen til å løse kollektive handlingsproblemer kan ha innvirkning på flere av parametrene i modellene, til tross for at Acemoglu og Robinson primært er interessert i økonomisk ulikhet. Rammeverket representerer en klar forenkling av den virkelige verden. Det tillater meg imidlertid å dedusere klare prediksjoner om sammenhengene mellom borgernes evne til å løse kollektive handlingsproblemer og sannsynlighetene for demokratisering og demokratisk overlevelse.

Den kritikken som rammer *Economic Origins of Dictatorship and Democracy* hardest, er mangelen på empirisk forankring. For å redusere sannsynligheten for prediksjoner uten forankring i den virkelige verden konsulterer jeg derfor mer empirisk orienterte bidrag i neste kapittel. I kombinasjon med den teoretisk orienterte kollektive handlingslitteraturen som ble innledet av Mancur Olson (Olson, 1965) foreslår jeg en definisjon av evnen til å løse kollektive handlingsproblemer. Det følges av en teoretisk operasjonalisering av denne definisjonen. Basert på dette dekomponerer jeg de to hovedhypotesene jeg presenterte i dette kapitlet i en rekke underhypoteser. Det muliggjør empirisk

testing av sammenhengene mellom evnen til å løse kollektive handlingsproblemer og sannsynligheten for demokratisering og demokratisk overlevelse.

Kapittel 3

Kollektive handlingsproblemer og regimeendring

3.1 Innledning

Mancur Olsons (1965) definisjon av det kollektive handlingsproblemet ledet til utvikling av en egen teoretisk forskningstradisjon (Moore, 1995). Flere fremtredende statsvitere har sett på problemet i relasjon til regimeendring. Et problem ved denne litteraturen er mangelen på solid empirisk forankring, se for eksempel (Tullock, 1971, 1974; Kuran, 1989; Acemoglu og Robinson, 2006). Den empiriske regimeendringlitteraturen har på den andre siden i stor grad oversett problemet. Delvis kan det forklares med lite fokus på kollektiv mobilisering generelt. I de senere år har det riktignok vært en økende oppmerksomhet rundt relasjoner mellom kollektiv mobilisering og regimeendring i en rekke case-studier. Denne utviklingen har imidlertid ikke ledet til særlig fokus på kollektive *handlingsproblemer*.

Forskning på kollektive handlingsproblemer bør være en naturlig forlengelse av fokuset på sammenhenger mellom kollektiv mobilisering og regimeendringer. Kollektiv mobilisering oppstår ikke i vakuum. Denne studien er motivert ut fra en antagelse om at det finnes strukturelle betingelser som påvirker størrelsen av de kollektive handlingsproblemene forbundet med prodemokratiske massemonstringer. Der betingelsene forsterker problemet, er evnen til å løse kollektive handlingsproblemer lav. Her bør sannsynlighetene for demokratisering og demokratisk overlevelse, alt annet likt, være lavere. Der faktorene reduserer problemet, er evnen *høy*. Sannsynligheten for demokratisering og demokratisk overlevelse bør her, alt annet likt, være høyere.

Jeg innleder kapittelet med å redegjøre for ulike perspektiver på regimeendring innen den empiriske forskningen. Den empiriske litteraturen gir meg få holdepunkter for en operasjonalisering av evnen til å løse kollektive handlingsproblemer. Den teoretiske litteraturen gir meg flere. I andre del av kapittelet gjennomgår jeg derfor den delen av den kollektive handlingslitteraturen som relaterer begrepet til regimeendringer. Med innsikt

fra Kuran (1989) argumenterer jeg for at ufullkommen informasjon om andres preferanser og handlingsvalg forsterker det kollektive handlingsproblemet. I den resterende delen av oppgaven opererer jeg derfor med en *utvidet* forståelse av det klassiske begrepet.

Med grunnlag i den teoretiske og empiriske litteraturen trekker jeg frem ulike strukturelle betingelser som kan tenkes å påvirke evnen til å løse kollektive handlingsproblemer. Med strukturelle betingelser mener jeg de underliggende og fundamentale faktorene bak størrelsen på de kollektive handlingsproblemene. Strukturelle betingelser skiller seg fra *utløsende* årsaker. Utløsende betingelser endrer seg gjerne hurtigere og mer ustabil, men i fravær av gunstige strukturelle forhold leder de sjelden til regimeendringer (Belkin og Schofer, 2003). På bakgrunn av betingelsene dekomponerer jeg oppgavens hovedhypotese i en rekke underhypoteser. Den empiriske operasjonaliseringen av evnen til å løse kollektive handlingsproblemer gjennomføres i kapittel 5.

3.2 Kollektiv mobilisering i regimeendringslitteraturen

Innenfor det strukturelle perspektivet har det vært lite fokus på betydningen av kollektiv mobilisering for regimeendring. Mange har snarere vært opptatt av å forklare korrelasjonen mellom demokratisk styreform og økonomisk utviklingsnivå, påvist av Lipset (1959), og senere støttet av funn i for eksempel Jackman (1973) og Bollen (1979). Debatten pågår fremdeles, se for eksempel Londregan og Poole, 1996; Przeworski og Limongi, 1997; Alvarez m fl., 2000; Boix og Stokes, 2003; Epstein m fl., 2006; Acemoglu m fl., 2009; Kennedy, 2010). En rekke andre strukturelle faktorer har blitt foreslått som årsaker til demokratisering, for eksempel landstørrelse (Dahl og Tufte, 1973), økonomisk krise (Bernard m fl., 2001, 2003), sosial kapital (Paxton, 2002), oljeavhengighet (Ross, 2001) og politisk kultur (Inglehart, 1997; Inglehart og Welzel, 2005). Flere av disse faktorene kan tenkes å være relatert til, eller ha innvirkning på evnen til å løse kollektive handlingsproblemer.

Dankwart Rustow la grunnlaget for en mikroorientert tilnærming til demokratisering (Rustow, 1970). Han mente at fokuset på økonomiske og sosioøkonomiske variabler nærmet seg determinisme, og hevdet at individer og prosesser burde vurderes som sentrale forklaringsvariabler. Linz og Stepan (1978) understreket det samme i sine case-studier av demokratisk sammenbrudd i Latin-Amerika og europeiske land i mellomkrigstiden. Det samme gjorde O'Donnell m.fl (1986) i sine case-studier av demokratiseringsprosessene i Latin-Amerika og Sør-Europa.

Dette mikro-perspektivet, ofte kalt transisjonsparadigmet (Carothers, 2002) forklarer regimeendringer som resultat av sentrale elites strategiske samspill og handlingsvalg i avgjørende situasjoner. I henhold til tilnærmingen har strukturelle betingelser liten betydning for utfallet av disse prosessene (Palma, 1990; Huntington, 1984). Elitenes preferanser relateres i hovedsak til holdningene de har til regimeendringer: *hardliners* foretrekker diktatur, *softliners* vil liberalisere. Preferansene er uavhengige av økonomisk eller sosial posisjon (Schmitz, 2004, s. 406-7; Mahoney, 2003; Carothers, 2002, s. 8; Haggard og Kaufman, 1997, s. 265). Et spørsmål perspektivet aldri har klart å besvare er

hva som leder til at visse typer aktører har innflytelse i de sentrale prosessene, og *hva* som former de disse aktørenes antagelser og preferanser (Teorell, 2010, s. 21).

Der strukturelle perspektiver i stor grad har oversett kollektiv mobilisering som forklaringsfaktor, har flere bidrag innenfor transisjonsparadigmet avvist fenomenets betydning fullstendig (Geddes, 1999, s. 120; Bunce, 2000, s. 708; Collier og Mahoney, 1997, s. 286). Noen forskere har til og med argumentert for den såkalte moderasjonstesen, der det antas at kollektiv mobilisering reduserer sannsynligheten for demokratisering og øker sannsynligheten for demokratisk sammenbrudd (Terry, 1990; Huntington, 1984). Case-studier av regimeendingsprosessene i Afrika, Asia og Øst-Europa på 1990-tallet trakk imidlertid disse påstandene i tvil. Denne forskningen ledet til utviklingen av et 'Transitions from below'-perspektiv (Celestino og Gleditsch, 2011) som i hovedsak har kritisert transisjonsparadigmet for to ting. For det første avvisningen av kollektiv mobilisering som forklaringsfaktor bak regimeendringer (Collier og Mahoney, 1997, s. 298; Collier, 1999, s. 8). For det andre det faktum at perspektivets konklusjoner baserer seg på et begrenset utvalg caser fra Latin-Amerika og Sør-Europa i en relativt avgrenset tidsperiode (Geddes, 1999).

I studier av flere av casene der O'Donnell m.fl. (O'Donnell m.fl., 1986) tilskrev mobilisering liten betydning avviser Bermeo moderasjonstesen, og presenterer funn som gir indikasjoner på at kollektiv mobilisering hadde en sentral og positiv rolle:

A broader array of cases shows that democracy can be created despite so-called "extremist" demands and despite high levels of mobilization in civil society. In many cases, a "hot family feud" may, indeed, provide the proper environment for the forging of a new democracy (Bermeo, 1997, s. 319).

Collier og Mahoney (1997) studerer fagforeningers rolle i transisjonene i Sør-Europa og Latin-Amerika og kommer til samme konklusjon. Wood finner empirisk støtte for det samme i demokratiseringsprosessene i El Salvador og Sør-Afrika på 1980- og 1990-tallet:

Although most leaders of both the ANC and the Salvadoran guerrilla group, the Farabundo Martí Front for National Liberation (FMLN), were well-educated people who had significantly wider economic opportunities than the workers and peasants they represented [...], their place at the bargaining table came only by virtue of their leadership of powerful insurgent organizations (Wood, 2001, s. 866).

Bratton og van de Walle peker på den kollektive mobiliseringens sentrale rolle i en rekke studier av liberaliseringsprosessene i Afrika rundt 1990 (Bratton og van de Walle, 1992, 1997). Av nyere forskning finner Slater (2009) empirisk støtte for betydningen av kollektiv mobilisering i sørøstasiatiske caser. Tucker (2007) og Beissinger (2007) finner det samme i studier av de såkalte *fargerevolusjonene* i Serbia, Georgia, Ukraina og Kirgisistan på 2000-tallet.

I de senere år har det også kommet noen få statistiske studier av sammenhengene mellom kollektiv mobilisering og regimeendringer. Inspirert av Barbara Geddes (1999) analyse av overlevelsesratene til ulike former for autoritære regimer analyserer Ulfelder (2005) hvordan voldelig og ikke-voldelig kollektiv handling påvirker overlevelsessannsynligheten til personalistiske diktaturer, militærdiktaturer og ettpartiregimer. Han finner empirisk støtte

for at generalstreik og antiregimedemonstrasjoner øker sannsynligheten for regimesammenbrudd i ettpartiregimer, mens streik øker sannsynligheten for sammenbrudd i militærregimer. Han finner ingen effekt av mobilisering på overlevelsessannsynligheten til personalistiske regimer.

Jan Teorell har vurdert effekten av kollektiv mobilisering på demokratisering, og finner blant annet at [L]arge numbers of peaceful anti-government demonstrations facilitated upturns toward democracy during the third wave' (2010, s. 101). Han finner imidlertid ingen effekt av opprør eller streik. Alemán og Yang (2011) kommer frem til samme konklusjon. Celestino og Gleditsch (2011) stiller seg skeptisk til den manglende effekten av streik, og påpeker at den ikke samsvarer med en studier der fagforeninger fremheves som en nøkkelfaktor i demokratiseringsprosesser.

Betydningen av kollektiv mobilisering for demokratisering underbygges av en lang rekke casestudier og noen få statistiske studier. Noen casestudier peker også på betydningen av kollektiv mobilisering for forhindring av demokratiske sammenbrudd (Bermeo, 1997). Den statistiske litteraturen gir noe motstridende svar på dette spørsmålet. Et problem med disse studiene er at de kollektive handlingene i samtlige bidrag operasjonaliseres med de samme indikatorene, som er hentet fra the 'The Cross-National Time-Series Data Archive' (Banks, 2011). Observasjonene på disse variablene er nesten uten unntak hentet fra 'the New York Times' arkiver, antagelig en kilde til skjevhet, spesielt av geografisk art.

Alternative operasjonaliseringer av kollektiv mobilisering er utvilsomt viktig i den statistiske forskningen på temaet. Et annet relevant spørsmål er hvorfor det er variasjon i omfanget av kollektive handlinger i tid og mellom land. En inspeksjon av tallmaterialet fra the "Cross-National Time-Series Data Archive" viser at noen land har få eller ingen år med antiregimedemonstrasjoner, andre svært mange. Det samme mønsteret gjelder fenomener som generalstreik og opprør. Det er antagelig en rekke faktorer bak dette. Regimenes evne og vilje til å bruke politisk vold varierer sannsynligvis mellom land. Kultur og tradisjon kan tenkes å spille en rolle. Det samme kan incentiver gjøre. En bør forvente flere kollektive aksjoner mot regimer der potensielle deltakere har årsaker til å være misfornøyde. Jeg antar imidlertid at en avgjørende forutsetning for prodemokratiske kollektive markeringer er en evne til å løse kollektive handlingsproblemer. Det er en omfattende teoretisk litteratur rundt kollektive handlingsproblemer og regimeendringer, men få empiriske undersøkelser. De teoretiske konklusjonene er i liten grad empirisk underbygd. I kombinasjon med bidragene ovenfor kan imidlertid litteraturen tjene som et nyttig utgangspunkt for en teoretisk og empirisk operasjonalisering av evnen til å løse kollektive handlingsproblemer.

3.3 Det kollektive handlingsproblemet

La oss anta at Borger A bor i et diktatur, og kjenner til at det skal gjennomføres en prodemokratisk demonstrasjon i statens hovedstad. På lik linje med alle andre borgere foretrekker hun demokrati fremfor diktatur.¹ Vi forutsetter at A er rasjonell og nyttemaksimerende. Bør hun delta i demonstrasjonen?

¹Alternativt kan vi tenke oss at borger A bor i et demokrati utsatt for kuppforsøk.

Tabell 3.1 – Borger As valg. Deltagelse som fangens dilemma-spill

		Alle andre borgere	
		Deltagelse	Avstå
Borger A	Deltagelse	Gevinst: revolusjon Kostnad: tid og risiko	Gevinst: 0 Kostnad: tid og risiko
	Avstå	Gevinst: revolusjon Kostnad: 0	Gevinst: 0 Kostnad: 0

I boken *The Rebels Dilemma* (1995) strukturerer Lichbach spørsmålet om deltagelse som et n -persons fangens-dilemma-spill. Alle borgere har valget mellom å delta eller avstå. Det er full åpenhet om kostnadene og gevinstene ved ulike handlingsvalg. Deltagerne kjenner hverandres preferanser, men velger simultant.

I spillmatrisen i tabell 3.1 må Borger A vurdere fire ulike utfall av handlingsvalgene *delta* og *avstå*. Hvis både A og alle andre borgere deltar, blir utfallet revolusjon (øvre venstre hjørne). Hun må imidlertid bære personlige kostnader ved dette valget. Det optimale utfallet for A er derfor at alle andre deltar, mens hun selv avstår (nedre venstre hjørne). Revolusjonen realiseres uansett, uten personlige kostnader for A. I nedre høyre hjørne avstår både A og de øvrige borgerne. Revolusjonen blir ikke realisert, men hun betaler heller ingen personlig kostnad. Øvre høyre hjørne er det verst tenkelige utfallet for borger A. Her bærer hun personlige kostnader, *uten* at revolusjonen blir realisert. Hva bør A velge? Uavhengig av hva de andre velger, leder den individuelle kostnaden til at det alltid er best å bli hjemme. Ettersom alle andre individer vil tenke likedan blir ikke revolusjonen realisert. Resultatet blir det individuelt rasjonelle, men kollektivt *suboptimale* utfallet i nedre høyre hjørne. Utfallet er suboptimalt fordi alle borgerne kunne forbedret egen gevinst dersom de ble enige om deltagelse og realiserte revolusjonen (Lichbach, 1995, s. 5-6).

Mancur Olson innførte det kollektive handlingsproblemet som begrep (Olson, 1965), og påpekte at det ikke var noen logisk sammenheng mellom *individuell* og *kollektiv* rasjonalisme:

Unless the number of individuals in a group is quite small, or unless there is coercion or some other special device to make individuals act in their common interest, rational, self-interested individuals will not act to achieve their common or group interests (1965, s. 1-2).

Olson trakk et skille mellom kollektive og selektive goder. Selektive goder kan begrenses til individer som deltar med å frembringe dem. For goder er ikke dette umulig. Et eksempel på sistnevnte kan være demokratisering. Frembringelse av kollektive goder representerer ikke et stort problem så fremt den enkeltes bidrag har stor betydning for fremskaffelsen av godet. Problemet øker proporsjonalt med størrelsen på gruppen som er nødvendig for realisering. I store grupper har den enkeltes bidrag liten eller ingen innvirkning på

sannsynligheten for realisering. Dette er et problem fordi all deltagelse har en individuell kostnad. Tiden en bruker på deltagelse kunne blitt benyttet på alternative aktiviteter. Følgene av dette blir kalt *gratispassasjerproblemet*. Fordi den enkeltes bidrag i store grupper har liten eller ingen innvirkning, og det enkelte individs tilgang til godet er uavhengig av deltagelse, er det individuelt irrasjonelt å bruke private ressurser på realisering av kollektive goder (Olson, 1965, s. 62; Moore, 1995, s. 424). Uavhengig av hvor sterkt individer ønsker å realisere et kollektivt gode, blir det ikke realisert, ettersom de individuelle incentivene er rettet mot avståelse. Olson (1965) var primært interessert i interessegrupper. Flere senere bidrag har imidlertid brukt begrepet i forklaringer av regimeendringer.

3.3.1 Tullock og *The Paradox of Revolution*

Den første som brukte Olsons rammeverk til å forklare regimeendring var Gordon Tullock (1971; 1974). Tullock viste at revolusjon er et kollektivt gode så fremt den enkeltes deltagelse ikke har særlig innvirkning på sannsynligheten for suksess. I fremstillingen er Tullocks modell noe forenklet.

Dersom g^s er individets gevinst som følge av vellykket revolusjon, og s^s er sannsynligheten for suksess, kan den forventede individuelle gevinsten av vellykket revolusjon, EP^s , uttrykkes som

$$EP^s = g^s s^s$$

Den enkeltes deltagelse er forutsatt irrelevant for sannsynligheten for suksess, s^s , fordi revolusjonen krever deltagelse av svært mange individer for å lykkes.

$$s^s | \text{deltagelse} = s^s | \text{avståelse} + \epsilon$$

Likningen ovenfor illustrerer effekten av individ i s deltagelse på sannsynligheten for suksess. i s innvirkning på s^s begrenser seg til størrelsen på feilleddet ϵ . Feilleddet fanger opp en viss individuell variasjon i betydningen av deltagelse. Noen kan i kraft av visse egenskaper ha større betydning for utfallet av revolusjonen enn andre. Karisma, kontakter, kunnskap eller liknende kan være slike egenskaper. Selv for disse individene er imidlertid ϵ liten, i praksis nær null (Tullock, 1971, s. 90). Fordi den enkeltes handlingsvalg ikke har innvirkning på gevinstens størrelse, følger det at gevinsten av revolusjon er uten relevans for den enkeltes handlingsvalg.

Deltagelse kommer imidlertid med individuelle kostnader. Vi kan skille disse kostnadene i to komponenter. For det første en *alternativkostnad*. Fremfor å delta i kollektive aksjoner kan borgeren bruke tiden på arbeid, rekreasjon, eller andre aktiviteter hun måtte foretrekke. Jeg uttrykker alternativkostnaden med parameteren k^a . Det er også forbundet risiko ved deltagelse. Aksjoner kan lede

til arrestasjon, skade eller død. Den forventede risikokostnaden kan uttrykkes som $k^r s^r$, der s^r er sannsynligheten for at det enkelte individet rammes, og k^r er kostnaden ved dette. Den forventede individuelle nytten av deltagelse, $EU^{deltagelse}$, blir derfor:

$$EU^{deltagelse} = (g^s (s^s + \epsilon)) - k^a - (k^r s^r)$$

Jeg har imidlertid allerede nevnt at gevinsten av revolusjon er irrelevant for borgernes handlingsvalg. Det er den *netto* forventede nytten som påvirker individets handlingsvalg. Forutsatt at $\epsilon=0$, reduseres den netto forventede nytten av deltagelse, $NEU^{deltagelse}$, til:

$$NEU^{deltagelse} = -k^a - (k^r s^r)$$

Den netto nytten av deltagelse blir negativ, uavhengig av om revolusjonen lykkes eller ikke (Tullock, 1971, s. 90-1). Dersom $\epsilon > 0$, modereres det netto forventede nyttetapet noe. Den enkeltes innvirkning på sannsynligheten for suksess må imidlertid være svært markant for å være tilstrekkelig til å oppveie de netto kostnadene. Det er kun økningen i den forventede gevinsten som følge av egen deltagelse, som har betydning. Det enkelte individ er uten innvirkning på hovedparten av den forventede gevinsten:

$$NEU^{deltagelse} = (g^s \epsilon) - k^a - (k^r s^r)$$

Den er fortsatt et kollektivt gode og irrelevant for avveiningen mellom handlingsvalgene.

La meg kort oppsummere. Under forutsetningen om individuell, rasjonell nyttemaksimering viser likningene at det er irrasjonelt å delta i kollektive revolusjonære aktiviteter for individer der ϵ går mot null. Gevinsten av en vellykket revolusjon er et kollektivt gode og derfor irrelevant i det enkelte individs avveining mellom handlingsvalg. De potensielle deltagelseskostnadene må imidlertid bæres av den enkelte. Deltagelse leder derfor til et netto nyttetap for den enkelte, *uavhengig* av utfall (Tullock, 1971, s. 92). Lichbach(1995) oppsummerer de praktiske konsekvensene av problemet:

1. På tross av at potensielle medlemmer har felles kollektive interesser oppstår aldri dissidentgrupper av naturlige eller automatiske årsaker.
2. Hvis de oppstår, er det mange potensielle deltagere som ikke blir medlemmer.
3. Hvis de oppstår og potensielle deltagere blir medlemmer, deltar de i få aktiviteter.

4. Selv om gruppen etableres, potensielle deltagere blir medlemmer og faktisk deltar, vil relativt billige og kortlevde aktiviteter dominere.

Den empiriske litteraturen henviser imidlertid til en rekke prodemokratiske kollektive handlinger. Det fordrer at deltagerne ha klart å løse sine kollektive handlingsproblemer. Hvordan er dette mulig? Det kan ikke skyldes kollektive incentiver. Uavhengig av om individene foretrekker demokrati fremfor diktatur er slike incentiver irrelevante i avveiningen mellom handlingsvalg. Som nevnt pekte Olson på selektive incentiver. Det kan skilles mellom to typer: positive incentiver innebærer en deltagelsesgevinst, g^d , som kun tilfaller de som velger å delta (Olson, 1965, s. 51). Negative incentiver innebærer en individuell kostnad av avståelse, k^g . Incentivene må påvirke den samlede nytten slik at de individuelle deltagelseskostnadene oppveies. For alle rasjonelle nyttemaksimerende individer der følgende likning uttrykker vedkommendes netto nyttefunksjon, er deltagelse det rasjonelle handlingsvalget:

$$(g^s \epsilon) + g^d - k^a - (k^r s^r) > k^g \quad (3.1)$$

En operasjonalisering av evnen til å løse kollektive handlingsproblemer må konsentrere seg om faktorer som påvirker parameterene i denne likningen. For det første kreves selektive incentiver, g^d eller k^g , som oppveier deltagelseskostnadene. Jo flere slike incentiver, jo flere borgere vil foretrekke deltagelse. Sannsynligheten for- og størrelsen på kostnadene har også innvirkning på omfanget av problemet. Personer med lavere alternativkostnader, k^a , vil alt annet likt kreve færre individuelle incentiver for å delta. Der den forventede risikokostnaden er lav, $(k^r s^r)$, kreves også, alt annet likt, færre individuelle incentiver for å overbevise potensielle deltagere. Problemet vil også påvirkes av størrelsen på ϵ . Deltagelse fra noen samfunnsgrupper kan ha større innvirkning på sannsynligheten for suksess. For eksempel kan det tenkes at soldater eller fagforeningsorganiserte har større ressurser enn andre samfunnsgrupper.

Hvilke selektive incentiver er effektive? Tullock skisserer mulighetene for gode posisjoner i det nye regimet som et selektivt incentiv (Tullock, 1971, s. 98). En annen mulighet er ulike politiske, sosiale eller økonomiske fordeler i det nye regimet. Det kan imidlertid innvendes at slike incentiver ikke er spesielt forenlige med demokrati som regimeform.

Acemoglu og Robinsons syntese

Acemoglu og Robinson (2006) viser til mulige incentiver i en gjennomgang av den kollektive handlingslitteraturen. De skiller mellom *ideologiske*, *pekuniære* og *ekskluderende* virkemidler. Den siste strategien innebærer at gratispassasjerene ikke får tilgang til godene. I praksis vil det si at godet endrer status fra å være kollektivt, til og bli privat. Det er vanskelig å se hvordan denne strategien skal være forenelig med demokratisk praksis.

Ideologiske virkemidler er strategier en gruppe kan benytte for å overbevise potensielle deltagere om verdien av handlinger i seg selv. Slike virkemidler påvirker parametrene g^d og k^g . Status, selvrealisering og revolusjonær overbevisning er viktige stikkord. I en analyse av løsningene på kollektive handlingsproblemer peker Willer (2009) på betydningen av status:

Status and other social and material benefits are allocated to individuals for contribution to collective action to the extent that individuals successfully signal their motivation to help the group. These status rewards in turn increase that motivation, leading to greater giving and more positive views of the group (Willer, 2009, s. 24).

Hvis Willers observasjon holder vil antagelig grupper som er effektive i statusdistribusjon, stå ovenfor lavere kollektive handlingsproblemer. Silver peker på noe av det samme i sin definisjon av individers psykologiske gevinst av revolusjonsdeltagelse. Han mener gevinsten består i faktorer som

[T]he individual's sense of duty to class, country, democratic institutions, the law, race, humanity, the rulers, God, or a revolutionary brotherhood as well as his taste for conspiracy, violence, and adventure (Silver, 1974, s. 64-5).

Ideologiske virkemidler kan øke gevinsten av slike faktorer. I tillegg kan de tenkes å påvirke kostnadene av å slutte opp om antidemokratiske krefter. Kuran (1989) forklarer dette med begrepet individenes *offentlig kjente politiske preferanser*. Jo flere individer som offentlig støtter opp om demokratiet, jo større er kostnadene av å slutte opp om antidemokratiske alternativer.

Pekuniære virkemidler påvirker de samme parametrene. De skiller seg imidlertid fra ideologiske virkemidler ved å kompensere deltagerne med materielle goder (Acemoglu og Robinson, 2006, s. 123-6). Et eksempel er økonomisk understøttelse av deltagere og familie ved arrestasjoner og dødsfall. Et annet er fagforeningers bruk av streikerkasser til å redusere organiserte arbeideres alternativkostnader av streik.

Olson, Tullock og Acemoglu og Robinson diskuterer innenfor rammen av det klassiske kollektive handlingsproblemet. Kuran (1989) peker imidlertid på en relatert faktor som forsterker de kollektive handlingsproblemene. Innenfor den klassiske forståelsen av problemet antas fullkommen informasjon. De potensielle deltagerne kjenner hverandres preferanser. I henhold til Kuran er dette en urealistisk antagelse fordi vi ofte har incentiver til å skjule våre preferanser fra hverandre. Det har implikasjoner for flere av parametrene i de to likningene ovenfor. Et individ som er usikker på andres preferanser har ikke sikker kunnskap om gevinstene og kostnadene av deltagelse. Han vil sannsynligvis overdrive de antatte kostnadene av deltagelse, og underdrive den antatte sannsynligheten for suksess. Terskelen for å delta vil være kunstig høy dersom en feilaktig tror at alle andre foretrekker status quo. Det kan derfor tenkes situasjoner der individer velger å avstå, selv om deltagelse ville vært det rasjonelle valget om det hersket fullkommen informasjon. De prodemokratiske kreftene har altså både et kollektivt handlingsproblem, og et relatert og forsterkende informasjonsproblem.

3.3.2 Kurans tilnærming

Kuran (1989) tar for seg et samfunn der borgerne har en endimensjonal forståelse av den politiske orden. Enhver tenkbar orden kan derfor grupperes i intervallet $[0,1]$. Det finnes to partier, *parti 0* og *parti 1*, der *parti 0* foretrekker den sosiale orden der $p = 0$, og *parti 1* den sosiale orden der $p = 1$. Det finnes to typer individer: *aktivister* i partienes lederskap er forpliktet til å kjempe for sitt partis ønskede sosiale orden. Aktivister kan for eksempel tenkes å motiveres av politiske posisjoner. Den store majoriteten i samfunnet, *ikke-aktivistene*, parameterisert

N og indekset i , forplikter seg imidlertid *ikke* til å støtte noen samfunnsorden. De velger den orden som maksimerer egen nytte (Kuran, 1989, s. 46).

Alle ikke-aktivister uttrykker en *offentlig* politisk preferanse for et av partiene. Denne preferansen har betydning, fordi det vektete gjennomsnittet, *den kollektive meningen* s^e , avgjør hvordan makten fordeles mellom partiene. Jo nærmere s^e er 1, jo større politisk makt har *parti 1*. Folkemeningen vektet for den betydningen de ulike individene har for den gjennomsnittlige folkemeningen varierer med faktorer som sosial posisjon, geografi, yrke og liknende. Selv om den *enkelte* ikke-aktivist er uten merkbar innvirkning på folkemeningen, har altså individer i *visse* befolkningsgrupper større total betydning. Paralleller kan dras til ϵ -symbolet i likningene ovenfor. En *revolusjon* innebærer et plutselig og massivt skifte i den kollektive meningen som leder til en endring i den politiske makten fra det ene til det andre partiet (1989, s. 46).

Individets offentlige preferanse består av *to* komponenter. En *integritets-kostnad*, som er en psykologisk kostnad av å offentlig støtte et parti og en samfunnsorden en privat er i mot. Den enkeltes offentlige politiske standpunkt innebærer kostnader og gevinster. Et rykte for offentlig opposisjon i diktaturer kan gi store individuelle kostnader. Kurans rammeverk skiller seg her fra Tullock. I sistnevntes modell velger individet deltagelse idet nyttefunksjonen gjør valget individuelt rasjonelt, uavhengig av hva han eller hun privat mener om samfunnsomveltningen. I Kurans rammeverk leder integritetskostnadene til at individer ikke deltar før:

[T]he reputational advantages of supporting the opposition exceed those of supporting the government by a sufficiently wide margin (Kuran, 1989, s. 47).

Det gjør det mulig å forklare hvorfor noen hardnakket forblir regimetilhengere selv i sene stadier av revolusjoner. Rasjonelle, egeninteresserte individer velger den offentlige preferansen som maksimerer egen nytte gitt følgende parametre:

$$V^i(y^i|x^i)=R(y^i)+N(y^i|x^i)$$

Likningen uttrykker individ i s nytte av den offentlige preferansen y^i gitt den private preferansen x^i . $R(y^i)$ står her for individets nytte av den kjente offentlige preferansen y_i . $N(y^i|x^i)$ står for nytten individet får av egen integritet gitt den offentlig kjente, og private politiske preferansen. Jo større avvik, jo større integritetskostnad (Kuran, 1989, s. 47). Den enkelte vet at egen betydning for utfallet av en eventuell revolusjon er umerkbar. Som Tullock antar Kuran at politiske endringer er kollektive goder, og derfor uten innvirkning på den enkeltes avveining av handlingsvalg. Jeg antar at *parti 0* står for en autoritær og *parti 1* for en demokratisk samfunnsorden. Hvis vi ser på tilkjenneivelse av en *prodemokratisk* politisk preferanse som en kollektiv prodemokratisk *handling*, vil individ i delta i denne typen handlinger dersom nytten av en offentlig politisk preferanse for *parti 1* overstiger nytten av den preferansen for *parti 0*:

$$R(y = 1^i) + N(y = 1^i|x^i) > R(y = 0^i) + N(y = 0^i|x^i)$$

Når oppstår revolusjoner? Kuran peker på tre betingelser: Den første betingelsen er en endring i individers antagelser om hvor mange som faktisk støtter opposisjonen. Det kan lede til en selvforsterkende effekt der stadig

flere borgere finner det rasjonelt å offentlig støtte opposisjonens parti. En slik prosess kan utløse en revolusjon, men kan ikke forklare den. I systemer der ryktekostnadene av opposisjon er store og integritetskostnadene av preferansefalsifikasjon lave, vil ikke oppdatert informasjon om antallet opposisjonelle være tilstrekkelig til å endre det politiske spillet. Den andre betingelsen viser til at en endring i tilstrekkelig mange av individenes private preferanser, uttrykt ved den andre parameteren i likningen over, ikke kan utløse en revolusjon, men kan legge forholdene til rette for en.

Den tredje betingelsen viser til at en endring i ryktekostnadene både kan legge forholdene til rette for en revolusjon og utløse den. Kuran peker på at en endring i denne for eksempel kan skyldes [A]n improvement in the opposition's relative ability to deliver reputational utility' (1989, s. 53). Merk at det er det vektete gjennomsnittet av folkemeningen som har betydning. Det impliserer at det kan være mer effektivt å overbevise spesielt innflytelsesrike grupper enn flertallet av befolkningen.

3.3.3 Evnen til å løse kollektive handlingsproblemer – en utvidet definisjon

Hva betyr innsiktene fra Kuran for det klassiske kollektive handlingsproblemet? Begrepet private preferanser fanges opp av gevinsten g^d i likning 3.1. Preferansekostnadene fanges opp av parametrene $(k^r s^r)$ og k^g i den samme likningen. Den individuelle vektningen fanges opp av feilleddet ϵ . Kurans primære bidrag er effekten preferansefalsifikasjon har på evnen til å løse problemet. Fordi den enkelte borger er usikker på de andres faktiske preferanser står ikke den prodemokratiske opposisjonen bare ovenfor et kollektivt handlingsproblem, men også et forsterkende informasjonsproblem. Sannsynligheten er stor for at potensielle deltagere overvurderer kostnadene av deltagelse, og undervurderer sannsynligheten for at revolusjonen kan lykkes. Parametrene for kostnadsrisiko k^r , og risikosannsynlighet s^r vil være kunstig høye. I likningen under er effekten av ufullkommen informasjon vist med parametrene u^k for økningen i risikokostnad, og u^s for økningen i risikosannsynlighet.

$$(g^s \cdot \epsilon) + g^d - k^a - ((k^r + u^k)(s^r + u^s)) > k^g \quad (3.2)$$

Ettersom borgere som foretrekker den venstre siden av ulikheten vil delta, definerer jeg evnen til å løse kollektive handlingsproblemer som

summen av strukturelle faktorer med innvirkning på borgeres avveining mellom deltagelse og avståelse i prodemokratiske kollektive aksjoner.

Faktorer som *øker* de forventede kostnadene, eller *reduserer* de forventede gevinstene av deltagelse, svekker evnen. Faktorer som *reduserer* de forventede kostnadene, og *øker* de forventede gevinstene av deltagelse, styrker evnen. En prodemokratisk opposisjon som evner å påvirke gevinst- og kostnadsparameterene i prodemokratisk retning har relativt stor evne til å løse kollektive handlingsproblemer. En prodemokratisk opposisjon som reduserer omfanget av preferansefalsifikasjon har det samme.

Jeg er interessert i strukturelle faktorer fordi jeg anser disse som *nødvendige* betingelser bak kollektiv mobilisering. Belkin og Schofer (2003, s. 598-9) definerer utløsende faktorer som de umiddelbare årsakene bak hendelser som kupp (eller demokratisering), og strukturelle faktorer som de fundamentale årsakene bak hendelsesforløpene.² Sannsynligvis rammes de fleste regimer av potensielt utløsende årsaker. De fleste samfunn opplever økonomiske kriser og periodevise svekkelser av sitt politiske system. Det er imidlertid færre samfunn som opplever omfattende *kollektiv prodemokratisk mobilisering*. Jeg antar at dette skyldes at kollektiv mobilisering krever gunstige strukturelle betingelser.

I neste seksjon gjennomgår jeg både den teoretiske og empiriske litteraturen i et forsøk på å identifisere slike *strukturelle* faktorer. Med grunnlag i dette formulerer jeg en rekke empirisk testbare delhypoteser om sammenhengene mellom de ulike faktorene og sannsynligheten for demokratisering og demokratisk sammenbrudd.

3.4 Teoretisk operasjonalisering

Den teoretiske litteraturen gir noen indikasjoner på betingelser som påvirker evnen til å løse kollektive handlingsproblemer. De er imidlertid i liten grad empirisk underbygd. Den empiriske litteraturen gir mer støtte for flere av antagelsene. Spesielt nyttig er informasjonen i en del case-studier av sammenhenger mellom kollektiv mobilisering og regimeendring. I denne seksjonen redegjør jeg for de ulike betingelsene jeg finner støtte for i litteraturen, og drøfter hvorfor de bør påvirke evnen til å løse kollektive handlingsproblemer. Basert på disse betingelsene dekomponerer jeg hovedhypotesene i en rekke delhypoteser.

Urbanisering

[C]oncentration within urban areas increases collective dissent” (Lichbach, 1995, s. 162). Urbanisering er en relevant faktor fordi tettere konsentrasjon forenkler mobilisering. Geografisk konsentrasjon gjør ideologiske virkemidler mer effektive, ettersom Budskapene når flere enklere og billigere. Alt annet likt har for eksempel deltagere i urbane områder lavere alternativkostnader ettersom reisetid- og kostnader er lave. Urbanisering innebærer sannsynligvis også geografisk konsentrasjon av spesielt innflytelsesrike grupper. Det vil si individer der $\epsilon > 0$.

Acemoglu og Robinson peker på urbaniseringens betydning for makten til grupper uten politiske rettigheter. Før det 19. århundre var for eksempel revolusjon i Europa lite sannsynlig:

[T]he disenfranchised segments of society were scattered in rural areas; therefore, we may think of the threat of revolution as less severe because it was very difficult for them to organize (Acemoglu og Robinson, 2006, s. 68).

Urbanisering nevnes som en faktor som øker sannsynligheten for revolusjonstrusler fra borgerne (Acemoglu og Robinson, 2001, s. 950; Acemoglu og Robinson, 2000, s. 1171) I den empiriske caselitteraturen er det en rekke henvisninger til massemobilisering som urbant fenomen. I analysene av afrikanske bevegelser

²Belkins og Schofers artikkel (2003) fokuserer på kupp/demokratisk sammenbrudd.

omkring 1990 skriver Bratton og van de Walle at [T]he social composition of the protesters was almost exclusively urban' (Bratton og van de Walle, 1992, s. 436). Om den tredje demokratiseringsbølgen skriver Huntington at de mest aktive demokratiforkjemperne var fra den urbane middelklassen (Huntington, 1991, s. 67). Slater (2009, s. 205) finner empirisk grunnlag for urban massemobilisering som en av de viktigste variablene bak flere demokratiseringsprosesser i Sørøst-Asia.

Delhypotese 1. *Høy urbaniseringsgrad øker sannsynligheten for demokratisering og demokratisk overlevelse.*

Etnisk og religiøs fraksjonalisering

Collier (Collier, 1999) mener at løsning av kollektive handlingsproblemer er avgjørende for opprør mot sentralmakten, og peker på *sosial kapital* som den sentrale mekanismen bak dette. Imidlertid er det ofte slik at sosial kapital ikke går på tvers av etniske og religiøse skiller:

Social capital usually does not span ethnic and religious divides. Thus, in highly fractionalized societies it is much harder to mobilize large numbers of people than in homogenous societies (1999, s. 7)

Det kan forventes et liknende mønster for prodemokratiske kollektive handlinger. Det er for eksempel sannsynlig at prodemokratiske grupper har større problemer med å nå ut med ideologiske virkemidler på tvers av etniske og religiøse skillelinjer.

Delhypotese 2a. *Høy etnisk fraksjonalisering reduserer sannsynligheten for demokratisering og demokratisk overlevelse.*

Delhypotese 2b. *Høy religiøs fraksjonalisering reduserer sannsynligheten for demokratisering og demokratisk overlevelse.*

Kommunikasjonskanaler

Kommunikasjonskanaler er avgjørende for spredning av ideologiske budskap til den store borgermassen. Utbredelsen av lese- og skrivekyndighet kan tenkes å påvirke effektiviteten av dette. Jo høyere utbredelse, jo enklere kan prodemokratiske grupper påvirke den enkelte med selektive virkemidler. Formidling via det skrevne ord forenkler også koordineringen av oppmøtetider- og steder. Videre kan effektiv kommunisering oppdatere borgeres informasjon om hverandres preferanser og redusere effekten av preferansefalsifikasjon. Rykter om kollektive aksjoner i andre regioner, byer eller områder spres raskere:

Without the capacity to read, potential insurgents would have found it harder to learn of the actions of others with similar claims, except by the word of mouth (Tarrow, 2011, s. 59).

Tarrow peker på lese- og skrivekyndighet som den grunnleggende forutsetningen for forflytning av kollektive handlinger som aksjonsform fra den lokale til den nasjonale arena. Utbredelsen var avgjørende for utviklingen av massepolitikk i Amerika og Europa. Huntington har på sin side hevdet at spredning av lese-, og skriveevner svekker samfunns politiske stabilitet. Årsaken er at personer med denne evnen stiller større krav til det politiske systemet (Huntington, 1968, s. 49-50).

Delhypotese 3a. *Høy andel lese- og skrivekyndige øker sannsynligheten for demokratisering og demokratisk overlevelse.*

Massemedier er sannsynligvis den primære kanalen for spredning av prodemokratisk informasjon: [A]s media coverage increases, collective dissent increases' (Lichbach, 1995, s. 90). Teorell finner empirisk støtte for at utbredelse av TV, radio og aviser leder til færre antidemokratiske kupp, og at kuppene som gjennomføres mislykkes (2010, s. 6).

Delhypotese 3b. *Høy massemediedekning øker sannsynligheten for demokratisering og demokratisk overlevelse.*

Grupper med avvikende alternativkostnader

Jeg har allerede vært inne på at det kan være lettere å mobilisere noen befolkningsgrupper sammenliknet med andre. Alt annet likt bør disse gruppene størrelse ha innvirkning på evnen til å løse kollektive handlingsproblemer. Særskilt interessant er grupper som er enklere eller vanskeligere å mobilisere enn andre, og/eller har større innvirkning på utfallet av handlingene, det vil si et feilledd, ϵ over null.³

Unge har generelt færre familieforpliktelser enn eldre. De er sjeldnere i fast jobb. Tapte lønnsinntekter er derfor ingen kostnad ved deltagelse. Unge kan også tillate seg å tenke mer langsiktig, ettersom gevinstene av en demokratisk regimeform vil følge dem over lengre livsløp (Lichbach, 1995, s. 137).

Small changes in the age distribution of a population can have a marked effect on popular mobilization (Goldstone, 2007, s. 137).

Collier (Collier, 1999) er inne på det samme i forklaringen av hvem som deltar i opprør og hvorfor det gjør det:

Overwhelmingly, the people who join rebellions are young men. Hence, other things equal, we might expect that the proportion of young men in a society, say those between ages 15-24, would be a factor influencing the feasibility of rebellion: the greater the proportion of young men, the easier would it be to recruit rebels (1999, s. 3).

Delhypotese 4a. *Høy andel unge øker sannsynligheten for demokratisering.*

Studenter er en gruppe en bør forvente har relativt lave alternativkostnader. For det første er de gjerne unge. Argumentene som gjelder unge er derfor også relevante for studentene (Lichbach, 1995, s. 163). Universiteter har gjerne en status som muliggjør organisering av opposisjonell aktivitet utenfor myndighetenes rekkevidde. Universitetsområder er derfor et egnet sted for spredning av informasjon og ideologiske budskap, planlegging og arrangering av demonstrasjoner, opprør og så videre (Huntington, 1968, s. 210). Det er også naturlig å tenke seg at studentenes integritetskostnader er høyere enn andre grupper ettersom de gjerne er beleste og orienterte om andre samfunn og politiske systemer. Beissinger beskriver studentenes rolle i de såkalte fargerevolusjonene på 2000-tallet:

The rise of a new generation of students in the post-communist states strongly oriented toward Europe, steeped in liberal ideas, and willing to take risks in their defense has been a critical factor in the spread of modular democratic revolution in the region (2007, s. 266).

³se 3.3.2.

Sannsynligvis har også gruppen en større gjennomsnittlig ϵ enn vanlige borgere.

Delhypotese 4b. *Høy andel studenter øker sannsynligheten for demokratisering og demokratisk overlevelse.*

Arbeidsløse har ofte lavere alternativkostnader enn personer i fast arbeid, ettersom kollektiv mobilisering ikke går på bekostning av tapt arbeidsinntekt (Lichbach, 1995, s. 44). Arbeidsløshet er også en god grunn til å være misfornøyd med det eksisterende systemet, og kan gjøre gruppen mer mottagelig for ideologiske budskap. Sannsynligheten for at gruppen er spesielt prodemokratisk er imidlertid liten. Dersom størrelsen på gruppen har noen innvirkning er det sannsynligvis en generell destabiliserende effekt, uavhengig av regimetype.

Delhypotese 4c. *Høy andel arbeidsledige øker sannsynligheten for demokratisering.*

I motsetning til de overnevnte gruppene er det én gruppe som kan tenkes å ha spesielt store alternativkostnader forbundet med deltagelse i prodemokratiske kollektive aksjoner, nemlig grupper som lever i stor fattigdom: 'The sources of instability in a modernizing society are seldom in its poorest or most backward areas' (Huntington, 1968, s. 78). Lichbach peker på en plausibel årsak: 'A dissident living at a subsistence level risks his or her life by supporting a dissident group' (Lichbach, 1995, s. 97). Bratton og van de Walle har påstått at demokratiseringsprosesser i Afrikanske land, tilsvarende de man opplevde i Sentral- og Øst-Europa rundt 1990, var usannsynlige, fordi den utdannede afrikanske middelklassen er en sosial minoritet i samfunn primært bestående av "poorly educated, self-provisioning peasants" (Bratton og van de Walle, 1992, s. 439). For slike grupper er det irrasjonelt å delta i kollektive handlinger med uforutsigbare resultater ettersom enhver forstyrrelse av levestøttet kan ha katastrofale følger. Jeg antar derfor at en stor andel av befolkningen i denne livssituasjonen vil redusere antallet potensielle deltagere i prodemokratiske kollektive aksjoner.

Delhypotese 4d. *Høy andel borgere under fattigdomsgrensen reduserer sannsynligheten for demokratisering og demokratisk overlevelse.*

Prodemokratiske grupper

En effektiv organisasjon er nødvendig for at prodemokratiske grupper skal kunne utnytte ideologiske og pekuniære virkemidler. Prodemokratiske organisasjoner kan bruke selektive virkemidler for å øke kostnadene forbundet med å støtte en autoritær-, og redusere kostnadene av og støtte en demokratisk samfunnsorden. Videre kan de spille viktige roller for å redusere omfanget av preferansefalsifikasjon.

Mancur Olson observerte at "[T]he costs of organization are an increasing function of the number of individuals in the group" (Olson, 1965, s. 46). Dersom det kollektive målet kan realiseres gjennom grupper opprettet for et annet formål vil imidlertid deler av disse kostnadene allerede være møtt. Dette støttes av Tarrow's observasjon om at

Many contemporary movements draw upon the resources of organizations and associations not created primarily for collective action (Tarrow, 2011, s. 136).

Ulfelder (2005, s. 332) er inne på det samme, og påpeker at kollektiv mobilisering er enklere der politiske partier, NGOer og fagforeninger allerede er godt organiserte.

Utbredelsen av *ikke-statlige organisasjoner, NGOer*, kan tenkes å øke prodemokratiske krefters evne til å løse sine kollektive handlingsproblemer. Beissinger understreker transnasjonale NGOers rolle i demokratiseringsprosessene i forbindelse med fargerevolusjonene:

Each successful democratic revolution has produced an experience that has been consciously borrowed by others, spread by NGOs, and emulated by local social movements, forming the contours of a model (Beissinger, 2007, s. 261)

I en analyse av risikoen for statskupp påpeker Belkin og Schofer at

Nonstate organizations constitute a powerful safeguard against military intervention when they ‘talk back’ or resist a coup by mobilizing protests or refusing to comply with plotters’ orders (Belkin og Schofer, 2003, s. 605)

Delhypotese 5a. *Høy NGO-tetthet øker sannsynligheten for demokratisering og demokratisk overlevelse.*

Politiske partier kan tenkes å spille en spesielt effektiv rolle for å mobilisere prodemokratiske krefter. Gandhi og Przeworski finner empirisk støtte for uavhengige partiers rolle. Stater med demokratisk fortid har høyere sannsynlighet for demokratisering, noe de mener skyldes at opposisjonelle partier med demokratisk fortid kan benyttes for å organisere motstand mot regimet (Gandhi og Przeworski, 2007, s. 1284). Det er imidlertid viktig at det er minst to politiske partier. Ettpartisystemer har lavere sannsynlighet for demokratisering enn regimer *uten* politiske partier, noe de mener skyldes at eksistensen av kun *ett* parti muliggjør kooptering av potensielle opposisjonelle. Collier og Mahoney peker på at partier tilknyttet arbeiderbevegelsen hadde en viktig rolle i demokratiseringsprosessene i Latin–Amerika og Sør-Europa (Collier og Mahoney, 1997).

Delhypotese 5b. *To eller flere politiske partier øker sannsynligheten for demokratisering.*

Jeg nevnte ovenfor flere statistiske studier som ikke påviste noen effekt av streik på regimeendringer (Alemán og Yang, 2011; Teorell, 2010). Flere komparative sosiologiske studier og casestudier trekker imidlertid frem fagforeningers sentrale rolle i demokratiseringsprosesser (f. eks. Rueschemeyer m fl., 1992; Bratton og van de Walle, 1992; Collier og Mahoney, 1997; Collier, 1999). Det samme gjør Acemoglu og Robinson (Acemoglu og Robinson, 2006) i en gjennomgang av den empiriske litteraturen om regimeendringer. Et eksempel er fagforeningers rolle i kampen mot apartheid:

The African trade unions, whose legitimization had been a concession after Soweto, were in the forefront of antistate activities (2006, s. 13).

Om demokratiseringsprosessene i Peru, Argentina og Spania skriver Collier at

Massive labor protests destabilized authoritarianism and opened the way for the establishment of a democratically elected government (1999, s. 114).

Tarrow beskriver hvorfor streik har blitt et viktig virkemiddel for arbeidere:

Workers build and express solidarity, demonstrate their challenges, seek external support, and negotiate their differences with opponents from a position of enhanced, if temporary, power (2011, s. 112).

Huntington har imidlertid et poeng når han sier at fagforeninger i den tredje verden ofte er verktøy autoritære ledere benytter for å kontrollere det sivile samfunn (Huntington, 1968, s. 283-4). Det er derfor viktig å skille mellom regimetro og uavhengige fagforeninger.

Delhypotese 5c. *Høy fagforeningstetthet øker sannsynligheten for demokratisering og demokratisk overlevelse.*

3.5 Avslutning

Dette kapittelet har tjent to formål. Det første har vært en gjennomgang av kollektive handlingsproblemers status i den empiriske og teoretiske litteraturen om regimeendringer. I den empiriske litteraturen har synet på kollektive mobilisering endret seg. Fenomenet har blitt avvist som forklaringsfaktor, men i senere år har flere fremhevet kollektiv mobilisering som en avgjørende komponent bak demokratisering. Betydningen for demokratisk stabilitet er mer omdiskutert. Selv om kollektiv mobilisering har fått en fremhevet rolle, har kollektive handlingsproblemer fått liten plass i denne litteraturen.

Jeg gjennomgikk den teoretiske litteraturen om det kollektive handlingsproblemet, med spesiell vekt på var potensielle løsninger. Her pekte jeg på selektive incentiver, som er virkemidler prodemokratiske grupper kan benytte for å gjøre deltagelse individuelt rasjonelt. I relasjon til dette trakk jeg frem et forsterkende problem som følger av å avvise den urealistiske antagelsen om fullkommen informasjon.

En ulempe ved den kollektive handlingslitteraturen er mangelen på empirisk forankring. Jeg kombinerer derfor innsikt fra både denne tradisjonen og den empiriske litteraturen for å oppfylle kapittelets andre formål, en teoretisk operasjonalisering av evnen til å løse kollektive handlingsproblemer. Jeg definerte evnen som:

summen av strukturelle faktorer med innvirkning på borgeres avveining mellom deltagelse og avståelse i prodemokratiske kollektive aksjoner.

Det vil si betingelser med innvirkning på parametrene i likning

De strukturelle variablene jeg utpekte var henholdsvis urbaniseringsgrad, etnisk og religiøs fraksjonalisering, andelen unge, studenttetthet, arbeidsledighetsomfang, andelen under fattigdomsgrensen, mediedekning, lese- og skrivekyndighet, NGO-tetthet, fagforeningstetthet og politiske partier. På bakgrunn av dette utledet jeg en rekke delhypoteser. I kapittel 5 operasjonaliserer jeg variablene empirisk, og utvikler et design for å avdekke om det kan påvises relasjoner mellom de ulike betingelsene og evnen til å løse kollektive handlingsproblemer. Før dette, brukes neste kapittel på å redegjøre for metode og forskningsdesign.

Kapittel 4

Forskningsdesign – metode

4.1 Innledning

Det primære formålet i denne oppgaven er en empirisk avdekning av sammenhengene mellom borgernes evne til å løse kollektive handlingsproblemer og regimeendring. Det forutsetter utvikling av et forskningsdesign med en gjennomtenkt metodisk tilnærming. I de to påfølgende kapitlene utvikler jeg et kvantitativt forskningsdesign egnet dette formålet. I dette kapitlet tar jeg for meg de tekniske aspektene ved utviklingen av forskningsdesignet. Etersom evnen til å løse kollektive handlingsproblemer er et svært komplekst begrep, vies hele kapittel 5 til empirisk operasjonalisering av variablene i analysene.

Dette kapitlet innledes med en kort diskusjon av fordelene ved en statistisk innfallsvinkel. Deretter redegjør jeg for data og analyseenhet. Dette følges av en inngående gjennomgang av den statistiske modellen som benyttes i analysene, *dynamisk logit-analyse*, med eksempler på hvordan parameterestimatene bør tolkes. Kapitlet avsluttes med en redegjørelse av hvordan de manglende verdiene blir behandlet.

4.2 Hvorfor statistisk analyse?

Det finnes flere ulike metodiske tilnærminger til oppgavens problemstilling. Jeg velger imidlertid kvantitativ metode av flere årsaker. I senere år er det gjort en rekke *kvalitative case-studier* på sammenhengene mellom kollektiv mobilisering og regimeendring (se seksjon 3.2). Med en statistisk tilnærming kan jeg se om konklusjonene kan generaliseres på et høyere nivå. Som nevnt i forrige kapittel vektlegger jeg strukturelle betingelser som de grunnleggende kausale mekanismene bak evnen til å løse kollektive handlingsproblemer. Videre er jeg spesielt interessert i å avdekke om variasjon i denne evnen kan bidra i forklaringen av regimeendringer.

Kvalitative metoder har noen utfordringer kvantitative tilnærminger er mindre plaget av. Den kanskje viktigste er det lave generaliseringspotensialet som følger av det lave antallet caser (Lijphart, 1975; King m fl., 1994). Med en statistisk stor-N-analyse kan jeg teste teoretiske prediksjoner og empiriske funn fra case-studier og komparative liten-N-analyser for å øke deres generaliseringspotensial og redusere sannsynligheten for utvalgsskjevheter. Stor-

N statistisk analyse skaper imidlertid også noen utfordringer. En er relatert til empirisk operasjonalisering av de teoretiske variablene. Fordi spesielt den uavhengige variabelen i oppgaven er et relativt abstrakt og vanskelig definerbart begrep, vies hele det neste kapittelet til dette temaet. En annen utfordring er risikoen for utelatt variabelskjevhet, det vil si utelatelsen av en variabel som påvirker en antatt kausal sammenheng mellom den uavhengige og avhengige variabelen (King m fl., 1994, s. 28). Jeg reduserer sannsynligheten for dette gjennom inkludering av en rekke kontrollvariabler som kan tenkes å ha denne effekten. Det redegjøres for disse variablene i neste kapittel, i seksjon 5.4. En tredje utfordring relaterer seg til modellspesifikasjon. Feilspesifisering av den statistiske modellen kan lede til misledende resultater. Risikoen for dette forsterkes av mangelen på andre relevante statistiske studier på dette feltet. For å redusere risikoen for at resultatene i analysedelen drives av irrelevante aspekter ved datamaterialet eller forskningsdesignet gjennomfører jeg en rekke robusthetstester i kapittel 7.

4.3 Datasett og analyseenhet

Analyseenheten i de statistiske analysene er landår. Datasettet er konstruert av informasjon fra en rekke ulike kilder. Datasettet inkluderer informasjon om 168 stater i tidsperioden 1961-2008. Tabell 4.1 er en krysstabell der regimeform ved $t-1$ vises i kolonnene, og regimeform ved t i radene. En inspeksjon av tabellen viser 50 demokratiske sammenbrudd (demokrati ved $t-1$, diktatur ved t), og 86 tilfeller av demokratisering (diktatur ved $t-1$, demokrati ved t). Antallet observasjoner er 6938.

Tabell 4.1 – Regimeendringer

	Diktatur	Demokrati
Diktatur ($t-1$)	3970	86
Demokrati ($t-1$)	50	2832
Observasjoner	6938	
Land	168	

Informasjon om regimetype er hentet fra datasettet *Democracy and Dictatorship Revisited* (Cheibub m fl., 2009). Fordelene med dette datasettet er at det inkluderer observasjoner over hele perioden 1946–2008, og klassifiserer regimer etter samme mal som for eksempel Alvarez m.fl. (2000), Boix og Stokes (2003), og Acemoglu og Robinson (2006). Annen informasjon er hentet fra en rekke vidt brukte og anerkjente datasett. I forbindelse med operasjonaliseringen i neste kapittel diskuterer jeg de ulike datakildene mer omfattende.

4.4 Den statistiske modellen

Jeg benytter vanlig logistisk regresjon i målevalideringsseksjonen i kapittel 5, og en *dynamisk logit-modell* i de statistiske analysene i kapittel 6. Dynamisk logit-analyse er et spesialtilfelle av binomisk logistisk regresjon. Modellen betegnes

som dynamisk, fordi den inkluderer informasjon om den avhengige variabelen ved det tidligere tidspunktet $t-1$. Det oppnår jeg ved å inkludere en forsinket avhengig variabel som kovariat, i tillegg til samspillsledd mellom denne- og de andre uavhengige variablene. Jeg redegjør for modellen i to steg. Først går jeg kort gjennom vanlig binomisk logistisk regresjon. Deretter redegjør jeg mer inngående for dynamisk logit-analyse. I samtlige statistiske analyser har jeg benyttet statistikkprogrammet Stata, versjon 12.

4.4.1 Binomisk logistisk regresjon

Binomisk logistisk regresjon er en nyttig tilnærming der den avhengige variabelen kun antar to verdier. Med modellen kan en avdekke hvordan ulike kovariater påvirker sannsynligheten for et visst utfall, for eksempel en antiregimedemonstrasjon i et gitt år, eller hvorvidt kovariater påvirker sannsynligheten for om en observasjonsenhet har en bestemt egenskap eller ikke: Er et regime demokratisk eller ikke? Verdi 0 på den avhengige variabelen vil si at enheten ikke har egenskapen/hendelsen ikke oppstår, verdi 1 at enheten har egenskapen/hendelsen oppstår. Sannsynligheten for verdi 1 på den avhengige variabelen

$$Pr(y = 1|x)$$

begrenses til intervallet $(0,1)$. I lineære regresjonsmodeller kan sannsynligheten for $y=1$ anta irrelevante verdier, det vil si verdier utenfor intervallet $(0,1)$. For å begrense sannsynlighetsverdiene til det overnevnte intervallet endrer man den lineære regresjonslikningen:

$$Pr(y = 1|x) = x\beta + \epsilon$$

slik at den uttrykker *odds* fremfor sannsynlighet:

$$\Omega(x) = \left(\frac{Pr(y = 1|x)}{Pr(y = 0|x)} \right) = \left(\frac{Pr(y = 1|x)}{1 - Pr(y = 1|x)} \right)$$

og tar logaritmen av denne funksjonen:

$$\ln\Omega(x) = x\beta$$

Parameterestimaten uttrykker dermed effekten på logaritmen av oddsen (logiten) for verdien 1 på den avhengige variabelen, av en endring på én enhet i den respektive uavhengige variabelens verdi, kontrollert for de andre variablene (Long og Freese, 2006, s. 103). I tabell 5.5 på side 60, kolonne 1 viser for eksempel estimatet for *Demokratisk vekst* at logaritmen av oddsen for minst én antiregimedemonstrasjon øker med 0.0774 dersom den årlige veksten i antallet demokratier på verdensbasis øker med 1 prosent. Jeg bruker denne modellformen i valideringsseksjonen i neste kapittel. I hovedanalysene i kapittel 6 bruker jeg som nevnt et spesialtilfelle av binomisk logistisk regresjon, dynamisk-logit-analyse.

4.4.2 Dynamisk logit-modellen

Sannsynligheten for demokratisering eller demokratisk sammenbrudd kan uttrykkes som en førsteordens markov-prosess der sannsynligheten for tilstanden $y=1$ ved tidspunkt t , avhenger av tilstanden ved $t-1$ (Gleditsch og Ward, 2006; Jackman, 2000). Denne innsikten kan brukes til å konstruere en statistisk modell der en både kan estimere sannsynligheten for demokratisering og demokratisk sammenbrudd, noe blant annet Alvarez m.fl. (2000), Boix (2003) og Gleditsch og Ward (2006) har utnyttet. Det er flere fordeler knyttet til denne modelleringstilnærmingen. For det første er estimatene forholdsvis intuitive og tolkbare. I tillegg er modellen enkel å estimere med binomisk logistisk eller probit-analyse (Jackman, 2000, s. 8; Beck m fl., 2002, s. 18).

I oppgaven har jeg kun to verdier på den avhengige variabelen: demokrati og diktatur. Dersom vi inkluderer den avhengige variabelen ved $t-1$ som kovariat, får vi fire ulike kombinasjoner: diktatur ved $t-1$, diktatur ved t , diktatur ved $t-1$, demokrati ved t , demokrati ved $t-1$, demokrati ved t , og demokrati ved $t-1$, diktatur ved t . Transisjonsmatrisen for en førsteordens markov-prosess med binære data kan derfor uttrykkes som:

$$\begin{bmatrix} p_{00} & p_{01} \\ p_{10} & p_{11} \end{bmatrix}$$

Her indikerer p_{01} sannsynligheten for at tilstanden endres fra 0 til 1. Det uttrykkes heretter som $(y_t=1|y_{t-1}=0)$. p_{11} indikerer sannsynligheten for at tilstanden 1 forblir 1, heretter uttrykt som $(y_t=1|y_{t-1}=1)$. Den avhengige variabelen y har verdi 1 = demokrati, og verdi 0 = diktatur. p_{01} viser derfor sannsynligheten for demokratisering, p_{11} , sannsynligheten for demokratisk overlevelse. Via en linkfunksjon kan en relatere kovariater til sannsynlighetene for demokratisering og konsolidert demokrati. Med en logitlink får vi likningen:

$$\begin{aligned} \text{logit}[\text{Pr}(y_{i,t}=1|y_{i,t-1}=0)] &\equiv \text{logit}(p_{01}) \\ &= (y_{i,t}^*|y_{i,t-1}=0) = \mathbf{x}_{i,t}\beta_0 + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4.1)$$

for demokratisering, og likningen:

$$\begin{aligned} \text{logit}[\text{Pr}(y_{it}=1 | y_{i,t-1}=1)] &\equiv \text{logit}(p_{11}) \\ &= (y_{i,t}^* | y_{i,t-1}=1) = \mathbf{x}_{i,t}\beta_1 + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4.2)$$

for konsolidert demokrati. it står for land i ved tidspunkt t , $i,t-1$ for land i ved tidspunkt $t-1$. \mathbf{x} står for et sett av uavhengige variabler, og parameterestimaterne β_0 i likning 4.1 uttrykker effekten av disse variablene på sannsynligheten for demokratisering. Parameterestimaterne β_1 i likning 4.2 uttrykker effekten av variablene på sannsynligheten for demokratisk overlevelse. I tillegg er det inkludert et feilledd symbolisert med tegnet ϵ .

Hvis en antar at de samme uavhengige variablene påvirker de to prosessene kan de to likningene kombineres, slik at begge utfallene kan estimeres i den samme, *betingede* modellen. Her kan vi inkludere den forsinkede avhengige variabelen som kovariat, i tillegg til samspillsledd mellom denne og de andre kovariatene. I likningen nedenfor uttrykker β_0 , som tidligere, effekten av de

inkluderte kovariatene på sannsynligheten for demokratisering. *alpha* er et uttrykk for effekten av de inkluderte samspillsleddene. I tillegg inkluderes feilleddet $\epsilon_{i,t}$ som refleksjon av de forholdene modellen ikke forklarer.

$$\begin{aligned} \text{logit}[\text{Pr}(y_{i,t}=1|y_{i,t-1})] = \\ \mathbf{x}_{i,t}\beta_0 + y_{i,t-1}\mathbf{x}_{i,t}\alpha + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4.3)$$

Årsaken til at vi både kan analysere effekten av demokratisering og demokratisk overlevelse i samme modell kommer av det faktum at effekten av $\mathbf{x}_{it}\alpha$ nulles ut der $y_{i,t-1}=0$, det vil si der observasjonene var diktaturer ved $t-1$. Sammenlikner vi likning 4.3 med likningen 4.1, ser vi at de er like dersom $y_{i,t-1}=0$. Vi finner effekten av kovariatene på sannsynligheten for *demokratisk overlevelse* der $y_{i,t-1}=1$. Det vil si som summen av β_0 og α :

$$\beta_1 = \beta_0 + \alpha \quad (4.4)$$

En generell modell kan spesifiseres som følger:

$$\begin{aligned} y_{i,t} = b_0 + b_1 y_{i,t-1} + b_2 X_{2,i,t} + b_3 y_{i,t-1} X_{2,i,t} + \\ , \dots, + b_m X_{n,i,t} + b_n y_{i,t-1} X_{n,i,t} + \epsilon_{i,t} \end{aligned}$$

$y_{i,t}$ står her for observasjon *is* sannsynlighet for verdi 1 på den avhengige variabelen y ved tid t . Videre står b_0 for konstantleddet for observasjoner med avhengige variabel ved $t-1$ lik 0, og b_1 for parameterestimatet til den forsinkede avhengige variabelen. $X_{2,i,t}, \dots, X_{n,i,t}$ står for observasjon *is* verdi på de inkluderte kovariatene ved tid t . $y_{i,t-1} X_{2,i,t}, \dots, y_{i,t-1} X_{n,i,t}$ er observasjon *is* verdi på samspillsleddene mellom de inkluderte kovariatene og den forsinkede avhengige variabelen ved tid t .

Diktaturer har verdi 0 på den avhengige variabelen ved $t-1$. Likningene for disse observasjonene kan forenkles, ettersom den avhengige variabelen ved $t-1$ og alle samspillsleddene mellom denne variabelen og de andre kovariatene faller bort:

$$y_{i,t} = b_0 + b_2 X_{2,i,t} + \dots + b_n X_{n,i,t} + \epsilon_{i,t}$$

Demokratier har verdien 1 på den avhengige variabelen ved $t-1$. Vi kan derfor omarrangere leddene i den generelle modellen for å gjøre den mer intuitiv:

$$\begin{aligned} y_{i,t} = (b_0 + b_1) + (b_2 + b_3) X_{2,i,t} + \\ , \dots, (b_m + b_n) X_{n,i,t} + \epsilon_{i,t} \end{aligned}$$

For demokratier er altså konstantleddet summen av b_0 og b_1 , det vil si summen av modellens konstantledd og parameterestimatet til den forsinkede avhengige variabelen. Effekten av de ulike kovariatene på sannsynligheten for demokratisk overlevelse er summen av parameterestimatet og samspillet mellom kovariatet og den forsinkede avhengige variabelen. (Jackman, 2000, s. 7-9; Beck m fl., 2002, s. 4-6). I tabellene som viser effekten av ulike variabler på sannsynligheten for demokratisk overlevelse, er estimatene summen av hovedeffektene og samspillsleddene. La meg imidlertid komme med et eksempel på hvordan jeg kommer frem til disse estimatene. I tabell 6.1 på side 73 viser

parameterestimatet til økonomisk utviklingsnivå at logaritmen av oddsen for demokratisk overlevelse i et gitt år øker med 1.606033 per ln økning i (ln) bruttonasjonalprodukt per innbygger. Dette estimatet kom jeg frem til som summen av variabelens effekt på demokratisering i kolonne 1 og effekten av samspillvariabelen mellom (ln) BNP per innbygger og den forsinkede avhengige variabelen:

$$0.3220136+1.284019=1.606033$$

Estimatene blir beregnet med stata-kommandoen *nlcom*, som også beregner standardfeil, konfidensintervaller og signifikansnivå.¹

Det er rimelig å anta at observasjoner av samme land, eller klynger, for ulike år ikke er uavhengige av hverandre. Her vil ikke vanlige standardfeil være tilstrekkelig som refleksjon av usikkerheten tilknyttet estimatene. Samtlige analyser i oppgaven er derfor estimert med *klyngestandardfeil*, der en tar hensyn til korrelasjon innad i landene. Det forutsettes fortsatt uavhengighet mellom observasjonene på tvers av land. I tillegg til en ekstra korreksjon for effekten av klynger, er klyngestandardfeil robuste. Det vil si at de korrigerer standardfeilene dersom forutsetninger ved modellen er brutt. I dette tilfellet gjelder dette forutsetningen om uavhengighet mellom observasjoner (Long og Freese, 2006, s. 69-70).

4.5 Manglende verdier

Det er i utgangspunktet en del manglende verdier i datasettet. Listevise utelatelse reduserer antallet observasjoner i flere av modellene svært mye, og vanskeliggjør sammenlikning av resultatene. Farene for utvalgsskjevheter er også tilstede ettersom det er rimelig å anta at utelatelsen av observasjoner kan være korrelert med faktorer som utviklingsnivå og regimetype. For å redusere disse problemene bruker jeg programmet Amelia II til multippel imputasjon, det vil si imputering av fem forskjellige verdier for hver manglende verdi i fem forskjellige datasett (Honaker m fl., 2011).² Dermed kan all informasjonen som ligger i datasettet brukes i analysene.

Amelia II endrer ikke de observerte verdiene i datasettet, men bruker en avansert algoritme til å fylle inn manglende verdier over flere datasett. Imputasjonsmodellen antar at det fullstendige datasettet, det vil si kombinasjonen av de observerte og manglende verdiene, har en multivariat normalfordeling, og at fordelingen av manglende verdier er tilfeldig. Det vil si at fordelingen ikke avhenger av de manglende, men kun de observerte verdiene. Antagelsen om tilfeldighet i mangelmønsteret er mer troverdig der en inkluderer flere variabler i datasettet enn de som brukes i analysene (Honaker m fl., 2011, s. 4–5). Datasettet mitt er så stort at jeg ikke hadde anledning til å legge inn variabler for å oppnå dette. Imidlertid bruker jeg en del variabler i målevalideringstestene som ikke brukes i hovedanalysene, og noen

¹For mer om dette, skriv kommandoen *help nlcom* i Stata.

²Amelia II kan kjøres via statistikkprogrammet R eller grensesnittet Ameliaview (for Windows) som kan lastes ned fra hjemmesiden til professor Gary King, url: <http://gking.harvard.edu/amelia/>.

variabler i hovedanalysene som ikke brukes i målevalideringstestene. Fremfor å imputere to ulike datasett, brukes samme datasett i begge analysene. Det bør øke troverdigheten til antagelsen noe. Det er for øvrig viktig å inkludere minst like mye informasjon i den imputerte modellen, som den som benyttes i analysemodellen (Honaker m fl., 2011, s. 10). All logtransformering, forsinkelse, kvadrering og konstruksjon av samspillsvariabler er derfor gjort før imputasjonen. I analysene har jeg utelatt observasjoner med manglende verdier på de avhengige variablene.

Variasjonen i de imputerte verdiene over de ulike datasettene reflekterer usikkerheten rundt de manglende verdiene. Multippel imputasjon reduserer skjevheter sammenliknet med listevis utelatelse (Honaker m fl., 2011, s. 3). En ytterligere fordel ved multippel imputasjon er mulighetene for reell sammenlikning mellom ulike modeller, ettersom utvalget ikke endrer seg fra modell til modell.

Analysene som presenteres i oppgaven er utført på et datasett med gjennomsnittet til de imputerte verdiene. Kort fortalt har jeg summert sammen de fem imputerte versjonene av variablene og dividert på fem. For å kontrollere at den multiple imputasjonen gir korrekte og robuste resultater, har jeg som en robusthetstest kjørt analyser av de to viktigste modellene på alle fem imputerte datasett. Resultatene av dette kan finnes i vedlegg A. En grundigere diskusjon om temaet finnes i seksjon 7.6.

4.6 Avslutning

Jeg innledet kapittelet med å redegjøre for fordelene ved en statistisk innfallsvinkel. Ettersom jeg spesifikt er interessert i variasjon i evnen til å løse kollektive handlingsproblemer, er kvantitative metoder bedre egnet enn en kvalitativ tilnærming. Statistisk metode øker også generaliseringspotensialet og reduserer sannsynligheten for utvalgsskjevheter. Jeg innrømmer imidlertid at det også knytter seg en del utfordringer til metodevalget, og kommer nærmere tilbake til dette i kapittel 5 og 7.

I kapittelet har jeg redegjort for datasett og analyseenhet, og deretter gjennomgått de statistiske modellene som brukes i kapittel 5 og 6. Jeg har vist at dynamisk logit-analyse, veltilpasset for analyser av både demokratisering og demokratisk sammenbrudd, er et spesialtilfelle av den generelle binomiske logistiske regresjonsmodellen. Avslutningsvis redegjorde jeg for hvorfor multippel imputasjon er mitt foretrukne valg i behandlingen av manglende verdier.

I neste kapittel redegjør jeg for den empiriske operasjonaliseringen av variablene i analysene. Ettersom dette representerer ekstra store utfordringer for det teoretiske begrepet evnen til å løse kollektive handlingsproblemer er mye av kapittelet viet empirisk operasjonalisering og validering av denne variabelen.

Kapittel 5

Forskningsdesign – operasjonalisering

5.1 Innledning

Overgangen fra teori til empirisk analyse er en utfordring i kvantitativ forskning. I forrige kapittel redegjorde jeg for modellspesifisering og behandling av manglende verdier. Den kanskje vanskeligste og viktigste utfordringen er imidlertid å sikre seg at en faktisk måler de underliggende teoretiske begrepene, og ikke relaterte eller irrelevante fenomener. Problemet blir ekstra stort i analyser der en benytter abstrakte og flerdimensjonale begreper som evnen til å løse kollektive handlingsproblemer. Det finnes ingen direkte observerbare indikatorer som garanterer sikker og valid måling av dette teoretiske begrepet. Det eksisterer heller ingen konsensus i litteraturen om hva evnen består i. Det er viktig å erkjenne problemene dette medfører for operasjonaliseringen og usikkerheten ved analyseresultatene. Det er likevel ikke noe argument mot å forsøke. Så lenge jeg er klar over usikkerheten forbundet med analysene, kan jeg gjennomføre tiltak for å redusere usikkerheten. Det er det dette kapittelet er viet til.

Med bakgrunn i den teoretiske operasjonaliseringen av den uavhengige variabelen (se seksjon 3.4 på side 36), finner jeg ulike empiriske indikatorer som reflekterer ulike aspekter av det underliggende teoretiske begrepet. For å redusere sannsynligheten for skjevheter brukes indikatorer fra en rekke velbrukte og anerkjente datasett. Jeg utvikler et analysedesign for å teste indikatorenes *målevaliditet*, inspirert av metoden Adcock og Collier kaller nomologisk validering (Adcock og Collier, 2001). Kort oppsummert tester jeg om indikatorene oppfyller forventninger jeg har til plausible kausallhypoteser som involverer evnen til å løse kollektive handlingsproblemer. I tillegg til validering, har denne empiriske øvelsen en utvelgelsesfunksjon. I seksjon 3.4 på side 36 redegjorde jeg for samtlige faktorer jeg fant støtte for i litteraturen. I dette kapittelet tester jeg om det er empiriske relasjoner mellom faktorene og evnen til å løse kollektive handlingsproblemer.

Kun indikatorene som passerer testen benyttes i de empiriske analysene i neste kapittel. På grunnlag av valideringen konstruerer jeg to additive indekser: en reflekterer borgernes evne til å løse kollektive handlingsproblemer

i diktaturer, den andre evnen i demokratier.¹ Indeksene blir målevalidert på lik linje med de andre indikatorene.

Den empiriske operasjonaliseringen av den uavhengige variabelen tar brorparten av kapittelet. Jeg innleder imidlertid kapittelet med en teoretisk og empirisk operasjonalisering av den avhengige variabelen. For å redusere usikkerheten ytterligere, er det nødvendig og kontrollere for alternative forklaringer og utelatt variabelskjevhet. Kapittelet avsluttes med en redegjørelse for de ulike kontrollvariablene som er tenkt å bøte på dette problemet.

5.2 Den avhengige variabelen – regimetype

Den avhengige variabelen, *regimetype*, operasjonaliseres med indikatoren *demokrati* hentet fra Cheibub, Gandhi og Vreelands datasett Democracy and Dictatorship Revisited (2009).² Indikatoren er en oppdatert versjon av den dikotome variabelen *democracy* opprinnelig utviklet for the "ACPL Economic and Political Database" (Przeworski m fl., 1999).³ Deskriptiv statistikk for variabelen er gitt i tabell 5.1

Tabell 5.1 – Deskriptiv statistikk – Avhengig variabel

Regimetype	Verdi	N	Prosent
Diktatur	0	4020	57.94
Demokrati	1	2918	42.06
Total		6938	100.00
Observasjoner	6938		
Land	168		

Cheibub m.fl. (2009) og Alvarez m.fl. (2000) klassifiserer regimer som demokratier eller diktaturer etter følgende definisjon (Przeworski m fl., 1996).

A regime is classified as a dictatorship during a particular year if at least one of these conditions holds:

Rule 1. "Executive Selection." The Chief Executive is not elected.

Rule 2. "Legislative Selection." The Legislature is not elected.

Rule 3: "Party." There is no more than one party. Specifically, this rule applies if 1) there were no parties, or 2) there was only one party, or 3) the current term in office ended in the establishment of a non-party or one-party rule, or 4) the incumbents unconstitutionally closed the legislature and rewrote the rules in their favor.

Rule 4. "Type II Error". A regime passes the previous three rules, the incumbents will have or already have had continuously held office by virtue of elections for more than two terms or without being elected for any duration, and until today, or the time when they were overthrown, they have not lost an election. (Przeworski m fl., 1996, s. 14) (Kursiv i original).

¹Det er to årsaker til to separate indekser. For det første utgår partivariabelen i demokratier, ettersom *minst to politiske partier* inngår i selve definisjonen av demokratier i oppgaven. For det antar jeg kun at det er en effekt av *andel unge* og *andel arbeidsløse* på sannsynligheten for demokratisering.

²I det opprinnelige datasettet heter variabelen *democracy*.

³Det originale datasettet inneholder observasjoner for perioden 1950 – 1990. Cheibub m.fl. har utvidet observasjonsrommet til perioden 1946–2008.

Det er flere fordeler med en dikotom operasjonalisering av regimeform. For det første er det enkelt å operasjonalisere demokratisering og demokratisk sammenbrudd. Et regime klassifiseres som diktatur hvis det tilfredsstillende én eller flere av betingelsene til Alvarez m.fl., og som demokrati hvis det ikke tilfredsstillende noen av betingelsene. Et diktatur demokratiserer dersom det går fra å oppfylle én eller flere betingelser ved $t-1$, til ingen av betingelsene ved t . Et demokrati opplever demokratisk sammenbrudd dersom det ikke tilfredsstillende noen av betingelsene til Alvarez m.fl. ved $t-1$, men minst én av betingelsene ved t .

For det andre er definisjonen relativt objektiv sammenliknet med mange alternative definisjoner. Demokrati er et svært omstridt begrep. Fremfor å innføre en rekke mer eller mindre normative kriterier fokuseres det på eksplisitte observerbare trekk som grunnlag for klassifiseringen (Przeworski m fl., 1996, s. 3-4). Alvarez m.fl. følger Schumpeters (1942) institusjonelle demokratidefinisjon, og mener hovedskillet går mellom regimer som tillater et minimum av konkurranse om politiske posisjoner i regulære, frie valg, og regimer som ikke gjør det. Definisjonen kan utvilsomt kritiseres fra et normativt synspunkt (Dahl, 1971; Beetham, 1994). En eksplisitt observerbar definisjon øker imidlertid sannsynligheten for at de ulike estimatene i analysene reflekterer det jeg har til hensikt å måle, fremfor at resultatene betinges av forfatterens normative antagelser.

Acemoglu og Robinson (2006) bruker også Alvarez m.fl.s definisjon i *Economic Origins of Dictatorship and Democracy*. Som tidligere nevnt blir det understreket at de primære institusjonene som distribuerer de jure politisk makt er institusjonene som avgjør hvem som har innflytelse i de politiske beslutningsprosessene i samfunnet (se seksjon 2.2.2). Etersom jeg bruker dette rammeverket som forankring for egne hypoteser, er det naturlig å bruke den samme demokratidefinisjonen. For å redusere sannsynligheten for skjevheter ytterligere tester jeg resultatene med et alternativt mål i kapittel 7.⁴

5.3 Den uavhengige variabelen – borgernes evne til å løse kollektive handlingsproblemer

Operasjonalisering av demokratibegrepet er en forholdsvis enkel oppgave så fremt en holder seg til en definisjon som spesifiserer objektive, observerbare kriterier. Med et så abstrakt begrep som borgernes evne til å løse kollektive handlingsproblemer stiller det seg annerledes. Det finnes velutviklede teorier som relaterer *kollektive handlingsproblemer* til regimeendringer. De sier imidlertid lite om *hvilke betingelser* som påvirker *evnen* til å løse disse problemene. Acemoglu og Robinson (2006) forutsetter at de løses som følge av eksogene sjokk som økonomiske kriser eller krig. De diskuterer ikke muligheten for at bakenforliggende, *strukturelle* årsaker kan være nødvendige betingelser for regimeendring. Det gjør det nødvendig å konsultere andre kilder.

I kapittel 3 benyttet jeg innsikt fra den kollektive handlingslitteraturen og den empiriske litteraturen, og definerte borgernes evne til å løse kollektive

⁴Målet er en dikotomisert versjon av Polity-skalaen der observasjoner med verdiene 7 – 9 klassifiseres som demokratier, og de øvrige som diktaturer. Kuttunkt på 7 har blitt brukt i en rekke andre studier, f. eks Kennedy (2010), Gleditsch og Ward (2006) og Kadera m.fl. (2003).

handlingsproblemer teoretisk:

summen av strukturelle faktorer med innvirkning på borgeres avveining mellom deltagelse og avståelse i prodemokratiske kollektive aksjoner.

I seksjon 3.4 på side 36 identifiserte jeg potensielle strukturelle faktorer og utledet en rekke hypoteser med støtte i empiriske casestudier og den kollektive handlingslitteraturen. Denne seksjonen har to hensikter. Den første er empirisk operasjonisering av de identifiserte strukturelle betingelsene. Den andre er å teste om disse faktorene faktisk reflekterer evnen til å løse kollektive handlingsproblemer. Det er kun indikatorene som passerer målevalideringstesten som blir benyttet i analysene i neste kapittel.

5.3.1 De strukturelle betingelsene

I denne seksjonen redegjør jeg for hvordan de ulike strukturelle betingelsene operasjoniseres empirisk. Deskriptiv statistikk for indikatorene presenteres i tabell 5.2. De teoretiske argumentene som knytter betingelsene til evnen til å løse kollektive handlingsproblemer som begrep, kan finnes i seksjon 3.4.

Tabell 5.2 – Deskriptiv statistikk for uavhengige variabler

	N	Min	Max	Gjennomsnitt
Urbanisering (ln)	6938	0.75	4.75	3.68
Etnisk fraksjonisering	6938	-0.01	0.93	0.45
Religiøs fraksjonisering	6938	-0.04	0.86	0.42
Lese- og skrivekyndighet (ln)	6938	2.56	7.84	6.40
Mediaindeks (ln)	6938	-5.56	2.17	-0.61
Studenttetthet (ln)	6938	0.11	14.46	6.34
Arbeidsledighet (%)	6938	-17.75	43.54	8.86
Underernæring (ln)	6938	0.72	4.66	2.57
Andel unge (ln)	6938	-4.63	-3.64	-4.02
Antall NGOer (Per 100) parti	6938	-1.33	7.55	1.12
Fagforeningstetthet (ln)	6938	0.00	1.00	0.74
		3.25	11.84	9.02

Urbanisering

Urbanisering er operasjonisert med indikatoren Urbanisering, hentet fra *World Development Indicators* (Verdensbanken, 2011). Variabelen er et årlig mål på andelen av befolkningen som lever i områder definert som urbane av de nasjonale myndighetene i landet. Indikatoren er logtransformert fordi jeg antar at effekten av en prosents økning i urban konsentrasjon er høyere på lavere- enn høyere nivåer av variabelen.

Lese- og skrivekyndighet

Lese- og skrivekyndighet operasjoniseres med indikatoren *Lese- og skrivekyndighet* hentet fra the *Cross-National Time-Series Data Archive* (Banks, 2011). Variabelen angir den årlige andelen av befolkningen over 15 år som er lese- og skrivekyndige. De fleste observasjonene er hentet fra the 'UN Demographic Yearbook' der lese- og skrivekyndighet er definert som evnen til å

både lese og skrive. Indikatoren er logtransformert ettersom jeg antar at effekten av en prosents økning i lese- og skrivekyndighet er høyere på lavere- enn høyere nivåer av variabelen.

Etnisk- og religiøs fraksjonalisering

Etnisk og religiøs fraksjonalisering operasjonaliseres med to indikatorer konstruert av Alesina m. fl. (2003). Den første variabelen er et mål på sannsynligheten for at to tilfeldig uttrukne individer ikke vil tilhøre samme etnolingvistiske gruppe. Variabelen går fra 0 til 1, der høyere verdier indikerer større fraksjonalisering. Indikatoren for religiøs fraksjonalisering er et mål på sannsynligheten for at to tilfeldige uttrukne individer i et samfunn ikke tilhører samme religiøse gruppe, og går fra 0 til 1, til høyere verdier indikerer større fraksjonalisering.

Kommunikasjonskanaler

Jeg operasjonaliserer massemediedekning med en likeveid additiv indeks bestående av tre variabler. De to første er mål på avistitler og radioer per innbygger, og er hentet fra *Cross-National Time-Series Data Archive* (Banks, 2011). Den tredje er antall telefonlinjer per innbygger, og er hentet fra *the World Telecommunication Indicators* (International Telecommunication Union, 2009). Jeg inkluderer den sistnevnte indikatoren som et mål på informasjonsspredning. Flere telefonlinjer gjør det enklere å spre informasjon. Jeg utelater fjernsyn av to årsaker. Den første er en antagelse om at fjernsyn er enklere å utnytte for propagandaformål av antidemokratiske krefter. Den andre er sannsynligheten for en negativ effekt av fjernsyn på sosial kapital og generell organisasjonsdeltagelse, slik for eksempel Putnam påpeker (Putnam, 2000, s. 221-230).

Betydningsfulle befolkningsgrupper

Som diskutert i seksjon 3.4 på side 38, antar jeg at størrelsen på grupper med spesielt lave eller høye *alternativkostnader*, og befolkningsgrupper av større gjennomsnittlig betydning for å realisere kollektive goder, påvirker evnen til å løse kollektive handlingsproblemer. Jeg identifiserte fire slike grupper: studenter, arbeidsledige, unge og personer som lever under fattigdomsgrensen.

Studenttetthet er operasjonalisert med variabelen *studenttetthet* hentet fra *The Unesco Institute for Statistics Database* (UNESCO, 2011). Andelen arbeidsledige operasjonaliseres med variabelen *Arbeidsledighet (%)* hentet fra *World Development Indicators* (Verdensbanken, 2011). Verdensbanken definerer arbeidsledige som personer utenfor arbeidsmarkedet som kan arbeide, og søker jobb. Ettersom tallene er hentet fra nasjonale myndigheter kan tallene variere med ulike definisjoner av arbeidsledighet og arbeidsstyrken. Unge defineres som befolkningen mellom 15 og 24 år som andel av den arbeidsføre befolkningen. Den arbeidsføre delen av befolkningen er definert som delen av befolkningen mellom 15 og 64 år. Variablene er fra datasettet *World Population Prospects: The 2010 Revision* fra *United Nations Population Division* (FN, 2010).

Som indikator på personer under fattigdomsgrensen bruker jeg variabelen *Underernæring* hentet fra *World Development Indicators*. Omfang av underernæring er definert som 'The percentage of the population whose

food intake is insufficient to meet dietary energy requirements continuously' (Verdensbanken, 2011). Jeg velger denne variabelen fremfor andre mulige mål, som for eksempel andelen som lever på eller under 1.25 eller 2 US dollars per dag. Indikatoren skal operasjonalisere en gruppe med ekstremt høye alternativkostnader av kollektiv deltagelse. Sannsynligheten for at aktivisme får dødelig utfall er høyere for denne- enn andre grupper. Da er underernæring et mer presist mål enn mer eller mindre vilkårlige, PPP-justerte inntektsgrenser. Variablene studenttetthet, unge og arbeidsledighet er logget.

Prodemokratiske grupper

Jeg operasjonaliserer denne dimensjonen med indikatorer for henholdsvis NGO-tetthet, politiske partier og fagforeningstetthet. Det er liten tilgjengelighet på gode tidsseriedata på NGOer. Det beste tilgjengelige alternativet er en variabel som indikerer antallet internasjonale ikke-statlige organisasjoner i et land i et gitt år. I henhold til Belkin og Schofer (Belkin og Schofer, 2003, s. 606) er dette målet positivt korrelert med andre tilgjengelige mål på ikke-statlig organisasjonsutredelse. Ettersom det er et relativt begrenset antall internasjonale NGOer tar jeg det absolutte antallet fremfor antallet per innbygger. Indikatoren er samlet av det nå nedlagte *Center for the Study of Global Governance (London School of Economics)* som konstruerte målet på bakgrunn av *the Union of International Associations* årbok om internasjonale organisasjoner. Jeg hentet variabelen fra the *World Resources Institute Earth Trends Online Database* (World Resources Institute, 2005).

Variabelen *Minst to politiske partier* er en dummyvariabel der verdien 0 tilsier ett eller færre, og verdien 1 minst to politiske partier. Variabelen er hentet fra Cheibub m.fl.s datasett (Cheibub m fl., 2009).

På lik linje med NGOer, er det vanskelig å få tak i gode tidsseriedata på fagforeningstetthet. the *International Labour Organization (ILO)* har data på 60 land (The International Labor Organization, 2011). Dekningsgraden på år er høy for noen av landene, og svært lav på andre. Med "Database on Institutional Characteristics of Trade Unions, Wage Setting, State Intervention and Social Pacts in 34 countries between 1960 and 2007" (Visser, 2011) blir datagrunnlaget utvidet med seks land. Variabelen er logget for å redusere effekten av svært høye, og svært lave verdier.

5.3.2 Et målevalideringsdesign

Målevalidering er en metode som benyttes for å redusere sannsynligheten for at den empiriske operasjonaliseringen måler noe *annet* enn det underliggende teoretiske begrepet. Adcock og Collier bruker begrepet nomologisk validering, og påpeker at

Scores which can validly be claimed to measure a systematized concept should fit well-established expectations derived from causal hypotheses that involve this concept. (Adcock og Collier, 2001, s. 542)

Hensikten med denne seksjonen er å utnytte et valideringsdesign for nomologisk validering til å teste troverdigheten til indikatorene jeg presenterte tidligere i kapittelet. Det er umulig å garantere hundre prosent validitet for et så komplekst teoretisk begrep som evnen til å løse kollektive handlingsproblemer. Målet er

derfor å redusere usikkerheten til et *akseptabelt* nivå. Jeg konkluderer med at en indikator har høy målevaliditet dersom det

1. er en rimelig sannsynlighet for at de ulike indikatorene fanger opp sentrale aspekter ved det teoretiske begrepet.
2. er en rimelig sannsynlighet for at indikatorene ikke måler andre ting enn det teoretiske begrepet.

Datasekk og metode

For å teste indikatorene har jeg konstruert et datasekk med observasjoner fra 170 land i perioden 1960 – 2005. På lik linje med hoveddatasettet er observasjonsheten landår. Totalt har jeg 6949 observasjoner.

Fremgangsmåten for målevalidering er enkel. Jeg har identifisert to variabler for ulike kollektive handlinger. Disse variablene tjener som avhengige variabler i binære logistiske regresjonsmodeller. Jeg bygger opp to grunnmodeller med sikte på å forklare så mye som mulig av den variasjonen i de avhengige variablene som ikke er relatert til evnen til å løse kollektive handlingsproblemer. De to grunnmodellene kan finnes i tabell 5.5 på side 60. I en serie analyser innlemmer jeg de ulike indikatorene i de to grunnmodellene. Indikatorene blir vurdert som valide mål dersom de har en signifikant effekt i forventet retning. Det må understrekes at analysene i dette kapittelet kun er ment for å besvare spørsmål om validiteten. Det er analysene i kapittel 6 som er konstruert for å avdekke sammenhenger mellom evnen til å løse kollektive handlingsproblemer og regimeendringer.

Avhengige variabler

Som mål på kollektive handlinger har jeg hentet to variabler fra *Cross-National Time-Series Data Archive* (Banks, 2011). *Antiregimedemonstrasjoner*, definert som

Any peaceful gathering of at least 100 people for the purpose of displaying or voicing their opposition to government policies or authority, excluding demonstrations of a distinctly anti-foreign nature.

og *generalstreik*, definert som

Any strike of 1,000 or more industrial or service workers that involves more than one employer and that is aimed at national government policies or authority.

Tabell 5.3 – Deskriptiv statistikk. Demonstrasjon og Streik.

	Demonstrasjon		Streik	
	N	Prosent	N	Prosent
0	5540	79.72	6397	92.06
1	1409	20.28	552	7.94
Total	6949	100.00	6949	100.00

Det ligger eksplisitt i definisjonene at handlingene er av kollektiv natur. Det følger derfor som forutsetning at deltagerne har løst sine kollektive handlingsproblemer. For å forenkle analysene har jeg dikotomisert de to variablene. Verdi 1 indikerer minst én kollektiv handling, verdi 0 ingen.

Informasjonen er i overveiende grad hentet fra avisartikler, i hovedsak fra *The New York Times*. Det er antageligvis en kilde til skjevheter. Det er sannsynlig at relativt små handlinger underrapporteres sammenliknet med større hendelser. I tillegg er det antagelig geografiske skjevheter. Det gir imidlertid bare en mer konservativ test. Deskriptiv statistikk for variablene er gitt i tabell 5.3 på forrige side.

Kontrollvariabler

Jeg inkluderer en rekke variabler for å kontrollere for *andre* faktorer enn evnen til å løse kollektive handlingsproblemer. Ettersom noe ulike forhold påvirker de ulike fenomenene, gjennomgår jeg kontrollvariablene for de to modellene hver for seg. Deskriptiv statistikk for kontrollvariablene gis i tabell 5.4.

Tabell 5.4 – Deskriptiv statistikk. Kontrollvariabler.

	N	Min	Max	Gjennomsnitt
Demonstrasjon siste to år	6949	0.00	1.00	0.30
Streik siste to år	6949	0.00	1.00	0.13
Regime (Polity)	6949	-10.00	14.25	0.73
Regime (Polity kvadrert)	6949	0.00	134.74	59.11
BNP per innbygger (ln)	6949	4.76	12.13	8.26
Tvangsevne	6949	-18.39	-6.37	-12.03
Oljerenteinntekt	6949	-22.60	113.90	4.01
Demokratisk vekst	6949	-3.20	9.63	-0.00
Økonomisk åpenhet	6949	-63.44	441.22	68.09
BNP per innbygger (ln)	6949	4.76	12.13	8.26
Økonomisk vekst (t-1)	6949	-51.03	106.28	4.05
Økonomisk krise	6949	-0.21	1.00	0.08
Valgfusk	6949	0.00	1.00	0.03
Befolkningsstørrelse (ln)	6949	11.64	21.00	15.79
Politisk deltagelse	6949	-5.94	11.95	5.33
Andel mindreårige (ln)	6949	-4.37	-2.77	-3.38
Antall utdanningsår (gj.snitt)	6949	-3.17	14.10	5.58
Østasia og Oseania	6949	-0.18	1.00	0.10
Østeur. og Sentral-Asia	6949	-0.21	1.00	0.09
Midtøsten og Nord-Afr.	6949	-0.19	1.18	0.12
Afr. sør for Sahara	6949	-0.83	1.00	0.27
Latin-Am. og Karibia	6949	-0.50	1.00	0.17
Sør-Asia	6949	-0.32	1.00	0.05
OECD	6949	-0.46	1.00	0.20

Modell 1. Antiregimedemonstrasjoner

For å identifisere relevante faktorer skiller jeg mellom faktorer som påvirker *etterspørselen* etter kollektive handlinger, og faktorer som påvirker *tilbudet*. Borgere etterspør demonstrasjoner dersom de av ulike grunner er misfornøyde med regimet. Ulike faktorer kan imidlertid fremme eller hemme tilbudet av demonstrasjoner.

Deltagelse i en kollektiv handling har en individuell kostnad (Olson, 1965). Rasjonelle deltagere må derfor forvente en form for individuell gevinst av handlingen, eller en individuell kostnad av å avstå, som oppveier denne kostnaden. Dersom integritetskostnadene av preferansefalsifikasjon er tilstrekkelig høye bør nytten av kollektiv deltagelse balansere kostnaden (Kuran, 1989). Jeg forventer derfor at *politisk system* har en innvirkning på sannsynligheten for antiregimedemonstrasjoner. På den ene siden bør diktaturer øke etterspørselen etter demonstrasjoner. Ettersom flertallet utestenges fra de politiske beslutningsprosessene tar de sannsynligvis oftere politiske beslutninger som går på tvers av borgernes interesser. Politisk motivert vold kan provosere

potensielle prodemokratiske individer. På den andre siden finnes det faktorer på tilbudssiden som kan tenkes å gi motsatt effekt. Autoritære regimer har gjerne flere muligheter til å øke deltakernes individuelle kostnader, for eksempel gjennom politisk motivert vold, arrestasjoner og lover som hindrer forsamlingsfrihet. I tillegg kan det tenkes at sentrale aktivister koopteres av eliten for å svekke opposisjonen. Gandhi og Przeworski (2007) finner for eksempel en positiv effekt av kooptering på autoritær regimeoverlevelse. Den totale effekten av regimeform på sannsynligheten for antiregimedemonstrasjoner er derfor usikker.

For å kontrollere for regimeform benyttes the *Revised Combined Polity Score* hentet fra the *Polity IV Project* (Marshall og Jaggers, 2009). Skalaen går fra -10 (sterkt autokratisk) til 10 (sterkt demokratisk). Jeg innlemmer en kvadrert versjon i tillegg, for å ta hensyn til eventuelle kurvilineære effekter (*polity2* i tabell 5.4 på forrige side). Variabelen *politisk deltagelse* fra samme datasett operasjonaliserer *politisk kooptering*. Variabelen er et mål på i hvilken grad alternative politiske preferanser kan fremmes innenfor det politiske systemet. Variabelen går fra 1 til 10, der 1 indikerer fullt fravær av legale politiske kanaler utenfor regimet.⁵ Som indikator på regimers kapasitet til å bruke vold mot kollektiv mobilisering konstruerer jeg variabelen *Tvangsevne* som er et mål på militært personell som andel av befolkningen. Denne variabelen er inspirert av Alemán og Yang som argumenterer for at

The size of the military is frequently used as an indicator of coercive capacity since a large and influential military generally also implies high capacity for domestic coercion. (2011, s. 1134)

Målet på militært personell er hentet fra datasettet *National Material Capabilities* fra the *Correlates of War Project* (Singer og Small, 2011).⁶ Målet på andel av befolkningen er hentet fra World Development Indicators (World Resources Institute, 2005). Variabelen er logtransformert for å redusere effekten av svært høye og svært lave verdier.

Inspirert av Ross (2001, s. 356-7) kontrollerer jeg for statlige inntekter fra naturressurser. Han finner støtte for tre mekanismer som knytter olje til autoritære styresett. For det første disponerer myndighetene ressurser som kan benyttes for å redusere krav om demokrati. For det andre disponerer de ressurser for å utbygge undertrykkelsesapparatet. For det tredje hindrer store oljeinntekter modernisering. Den første og siste mekanismen kan tenkes å redusere *etterspørselen* etter antiregimedemonstrasjoner, den midterste *tilbudet*. Som operasjonalisering av faktoren benytter jeg variabelen *Oljerente (% av BNP)* hentet fra *World Development Indicators* (Verdensbanken, 2011). Variabelen uttrykker differansen mellom verdi av oljeproduksjon i internasjonale pris og produksjonskostnadene.

Det kan tenkes en internasjonal diffusjonseffekt av antiregimedemonstrasjoner som følge av demokratiseringstendenser i andre land. Det kan for eksempel tenkes en økning i antallet antiregimedemonstrasjoner som følge av den tredje demokratiseringsbølgen (Huntington, 1991; Geddes, 1999; Gleditsch og Ward, 2006). For å kontrollere for dette konstruerer jeg en variabel som måler årlig prosentvis vekst i antallet demokratier. Indikatoren er basert på variabelen *democracy* fra Cheibub m.fl.s datasett (2009).

Jeg antar at økonomisk vekst reduserer etterspørsel etter demonstrasjoner.

⁵I Polity-datasettet heter variabelen *Polcomp*.

⁶(I *National Material Capabilities* heter variabelen *Military Personnel (thousands)*).

Vekst operasjonaliseres med variabelen *økonomisk vekst* hentet fra *World Development Indicators* (Verdensbanken, 2011). Variabelen er målt som inflasjonsjustert prosentvis endring i BNP per innbygger fra ett år til det neste, og er forsinket et år. Jeg antar videre at økonomisk krise har en positiv effekt på etterspørselen etter demonstrasjoner. Variabelen *Økonomisk krise* i tabell 5.4 på side 56 er en dummyvariabel der verdi 1 tilsier negativ vekst i BNP per innbygger på minst to prosent. Målet er konstruert på grunnlag av vekstvariabelen ovenfor.

Valgfusk og/eller manipulering er en faktor som bør øke etterspørselen etter antiregimedemonstrasjoner (Beissinger, 2007; Tucker, 2007). Jeg operasjonaliserer dette ved hjelp av variablene *electboi* (1 hvis valg på nasjonalt nivå ble boikottet av et stort parti, 0 ellers), og *electpost* (1 hvis valget i valgskyllusen ble utsatt eller avlyst, 0 ellers) hentet fra the *Institutions and Elections Project* (Reagan og Clark 2012). Fremfor å benytte variablene hver for seg har jeg konstruert dummyvariabelen *valgfusk* med verdien 1 dersom enten *electpost* eller *electboi* = 1, og 0 ellers.

Det er mulig at befolkningsstørrelse har en innvirkning på sannsynligheten for demonstrasjoner. Flere personer gir flere potensielle deltagere, og flere potensielle steder demonstrasjoner kan bryte ut. Befolkningsstørrelse er operasjonalisert med indikatoren (befolkning) hentet fra World Development Indicators (World Resources Institute, 2005). Variabelen er logtransformert.

Dersom demonstrasjoner har blitt arrangert tidligere er det sannsynligvis enklere å arrangere nye demonstrasjoner. For å kontrollere for dette innlemmer jeg dummyvariabelen *tiddem* som har verdien 1 dersom det har blitt avholdt minst én antiregimedemonstrasjon de siste to årene.

Variabelen *antall utdanningsår* er kun inkludert i en av analysene nedenfor. Jeg kommer tilbake til dette. Avslutningsvis kontrollerer jeg for regionale forskjeller med seks dummyvariabler. Variablene følger Verdensbankens klassifisering av regioner. I modellen er OECD referansekategori.

Modell 2. Generalstreik

Flere av kontrollvariablene ovenfor er like relevante for å forklare etterspørselen eller tilbudet av streik. Politisk system kan tenkes å ha tilsvarende effekt. Kooptering kan benyttes for å fjerne prodemokratiske holdninger hos fagforeningsledere og andre potensielle aktivister. Tvangsevne har sannsynligvis en innvirkning. Det kan ikke utelukkes at demokratiske bølger påvirker sannsynligheten for generalstreik, det samme gjelder økonomisk vekst, befolkningsstørrelse og regionale effekter. Det kan også tenkes effekter av oljerenteinntekter, økonomisk krise og valgfusk.

En annen faktor som kan tenkes å påvirke sannsynligheten for generalstreik er økonomisk åpenhet. En åpen økonomi kan tenkes å redusere sannsynligheten for streik fordi arbeidsplasser i bedrifter som konkurrerer på verdensmarkedet gjerne er utrygge sammenliknet med bedrifter som konkurrerer nasjonalt. På den ene siden kan det tenkes at arbeidsgivere er opptatt av å sikre gode rammebetingelser og forutsigbarhet gjennom å ta hensyn til arbeidstakerne. På den andre siden kan det tenkes at trusler om utflagging reduserer streikeviljen. Som indikator på åpenhet benytter jeg variabelen *Økonomisk åpenhet* fra Penn World Tables (Heston m fl., 2011). Variabelen er et mål på eksport og import som andel av BNP. I tillegg inkluderes dummyvariabelen *Generalstreik siste to år* som har verdien 1 dersom det har blitt avholdt minst én generalstreik i minst

ett av de to siste årene.

Mange av indikatorene for evnen til løsning av kollektive handlingsproblemer er, ikke uventet, sterkt korrelert med sosioøkonomisk utviklingsnivå. Det er ikke usannsynlig at høyere utviklingsnivå reduserer de kollektive handlingsproblemenes omfang. I denne oppgaven ønsker jeg imidlertid å skille mellom disse faktorene. Jeg kontrollerer derfor for økonomisk utviklingsnivå i alle modellene. Variabelen er hentet fra Penn World Tables (Heston m fl., 2011), og er operasjonalisert som *PPP-justert BNP per innbygger*. Variabelen er logget.

5.3.3 Validering

I denne delen tester jeg de ulike indikatorenes målevaliditet med binær logistisk regresjon, noe jeg redegjorde for i seksjon 4.4.1. De sentrale spørsmålene jeg forsøker å besvare er følgende:

1. Går estimatene for indikatoren i forventet retning?
2. Er estimatet signifikant forskjellig fra null?
3. Representerer den fulle modellen en signifikant forbedring fra kontrollmodellen?

Det tredje spørsmålet besvarer jeg gjennom *likelihood ratio-tester*. I modeller som estimeres med maximum likelihood-funksjoner reflekterer parameterestimatene de verdiene som med størst sannsynlighet ville generert datautvalget dersom modellantagelsene er korrekte (Long og Freese, 2006, s. 63-4). Ved hjelp av en likelihood-funksjon beregnes sannsynligheten for å observere datagrunnlaget som ligger til grunn for analysen hvis et gitt sett parameterestimer er de sanne parametrene. Gjennom numerisk iterasjon beregner en seg frem til parameterestimatene som maksimerer likelihood-funksjonen.

Med likelihood ratio-tester kan man sammenlikne modelltilpasningen til to ulike modeller, der den ene, *nullmodellen* er en undermodell av den andre, *alternativ*, modellen. I analysene nedenfor er nullmodellene kontrollmodellene til de avhengige variablene. De alternative modellene er analyser der de indikatorene for evnen til å løse kollektive handlingsproblemer innlemmes som uavhengige variabler. Ratioen mellom de to modellenes likelihood-verdier indikerer hvor mange ganger mer sannsynlig de observerte dataene er under den alternative modellen sammenliknet med nullmodellen. I testene nedenfor bruker jeg logaritmen av likelihood-ratioen som testobservator. Nullhypotesen antar at det ikke er noen signifikant forskjell i likelihood-verdien mellom null- og alternativmodellen. Den alternative hypotesen antar at den alternative modellen representerer en signifikant forbedring. Likelihood ratio-testen gjennomføres ved å multiplisere log likelihood-verdiene med -2 , og dividere log likelihood-verdien til den alternative modellen på log likelihoodverdien til nullmodellen:

$$D = -2 \ln \left(\frac{\text{likelihood, nullmodell}}{\text{likelihood, alternativmodell}} \right)$$

En modell med flere parametere vil alltid ha en minst like god tilpasning som nullmodellen. Testobservatoren D uttrykker hvor mye bedre tilpasset den alternative modellen er. Observatoren har en kjikvadratsfordeling med

antall frihetsgrader lik differansen i antall uavhengige variabler mellom alternativmodellen og nullmodellen. Nullhypotesen om ingen forskjell i tilpasning avvises dersom testen viser minst 95 % sannsynlighet for forbedring (Long og Freese, 2006, s. 79-80).

Kontrollmodellene

Tabell 5.5 – Kontrollmodell –
log odds for antiregimedemonstrasjon og generalstreik i et gitt år

	(1)		(2)	
	Demonstrasjon		Streik	
Demonstrasjon siste to år	0.980***	(0.092)		
Generalstreik siste to år			1.355***	(0.124)
Regime (Polity)	0.0658***	(0.023)	0.125***	(0.032)
Regime (Polity kvadrert)	-0.0102***	(0.002)	-0.00959***	(0.003)
Tvangsevne	0.131*	(0.077)	0.226**	(0.109)
Oljerenteinntekt	-0.0118*	(0.007)		
Demokratisk vekst	0.0818**	(0.034)	0.0897*	(0.051)
BNP per innbygger (ln)	0.0305	(0.097)	0.0948	(0.128)
Økonomisk åpenhet			-0.00513*	(0.003)
Økonomisk krise	0.496***	(0.137)	0.169	(0.213)
vekst			-0.0668***	(0.012)
Valgfusk	0.526***	(0.173)	0.525*	(0.318)
Befolkningsstørrelse (ln)	0.576***	(0.089)	0.497***	(0.124)
Politisk deltagelse	-0.0676	(0.045)	-0.130**	(0.064)
Østasia og Oseania	-0.691**	(0.315)	-0.936**	(0.452)
Østeur. og Sentral-Asia	-0.265	(0.218)	-0.995***	(0.377)
Midtøsten og Nord-Afr.	0.00757	(0.411)	0.203	(0.465)
Afr. sør for Sahara	-0.649*	(0.377)	-0.179	(0.451)
Latin-Am. og Karibia	0.494**	(0.228)	1.081***	(0.289)
Sør-Asia	-0.0360	(0.326)	0.823*	(0.447)
Konstant	-8.730***	(1.186)	-7.560***	(1.591)
Antall år	6949		6949	
Antall land	170		170	
pseudo-R(kvadrert)	0.1946		0.2442	

Estimert med binomisk logistisk regresjon. Kontroll for landspesifikke trekk med klyngestandardfeil. OECD er referansekategori for regionvariablene. Standardfeil i paranteser.

Tabell 5.5 viser resultatene av analyser med henholdsvis antiregimedemonstrasjoner og streik som avhengig variabel. Her har jeg kun inkludert kontrollvariablene i de ulike modellene. I hovedsak er signifikante kontrollvariabler tatt med, med unntak av noen regionsvariabler, og indikatorene for økonomisk krise i modell 2, og politisk deltagelse i modell 1. Logget BNP per innbygger er heller ikke signifikant. Jeg kontrollerer imidlertid for denne variabelen i alle påfølgende modeller for å sikre at indikatorene ikke opptrer som operasjonaliseringer av økonomisk utviklingsnivå. Alle inkluderte variabler er testet i begge modellene. Økonomisk vekst og økonomisk åpenhet hadde ingen signifikant effekt i modell 1. Oljerenteinntekt hadde ingen signifikant effekt i modell 2. I den grad en kan stole på pseudo- r^2 som mål indikerer verdiene relativt stor forklaringskraft.

Jeg finner en klar effekt av tidligere antiregimedemonstrasjoner i modell 1. Videre er det en lineær positiv, og kurvilineær negativ effekt av regimetype. Den sterkeste effekten av tvangsmakt ser ut til å være på etterspørselssiden, ettersom en økning i andelen militært personell øker sannsynligheten for demonstrasjoner. Som forventet har oljeinntekt negativ effekt. Det er interessant at valgfusk, demokratisk vekst og økonomiske krise, identifisert som potensielle *utløsende* årsaker bak kollektiv mobilisering og regimeendring (se seksjon 3.3.2) øker

sannsynligheten for antiregimedemonstrasjoner. Befolkningsstørrelse har også den forventede effekten. Politisk deltagelse er som forventet negativ, men insignifikant.

I modell 2 finner jeg en positiv effekt av tidligere generalstreiker. Også her er det en positiv lineær, og negativ kurvilineær effekt av regimetype. Jeg finner positive effekter av demokratisk vekst og tvangsevne. Overaskende nok er ikke estimatet for økonomisk krise signifikant. Som forventet er det en negativ effekt av økonomisk vekst. Befolkningsstørrelse har effekt i forventet retning. Sannsynligheten for streik er lavere i åpne økonomier. Estimatet for valgfusk går i riktig retning, og er signifikant på .1-nivå. Jeg går nå over til å avdekke om det er noen sammenheng mellom de ulike indikatorene og evnen til å løse kollektive handlingsproblemer.

Urbanisering og lese- og skrivekyndighet

Kolonne 1 og 2 i tabell 5.6 viser effekten av *urbanisering* på sannsynligheten for henholdsvis, minst én demonstrasjon og minst én streik i et gitt år. I kolonne 1, der den avhengige variabelen er demonstrasjon, er estimatet for *urbanisering* positivt og signifikant på .1-nivå. Av LR-testen kan det konkluderes at indikatoren representerer en signifikant forbedring av modelltilpasningen. Sannsynligheten for få de observerte dataene gitt de estimerte parametrene er altså større, dersom urbaniseringsindikatoren inkluderes som en uavhengig variabel. En inspeksjon av modell 2 viser en tilsvarende positiv og signifikant effekt av urbanisering på sannsynligheten for streik i et gitt år. LR-testen indikerer også her forbedret modelltilpasning. Jeg konkluderer derfor med at testen indikerer høy målevaliditet.

Kolonne 3 og 4 viser effekten av *etnisk* fraksjonalisering på sannsynligheten for demonstrasjon og streik, kolonne 5 og 6 effekten av *religiøs* fraksjonalisering. Det eneste jeg finner i disse modellene er en negativ sammenheng mellom religiøs fraksjonalisering og sannsynligheten for generalstreik, signifikant på .1-nivå. De andre estimatene er langt fra signifikante. Andre operasjonaliseringer av fraksjonalisering er også testet: Samspill mellom religiøs og etnisk fraksjonalisering, logget fraksjonalisering, og mål på polarisering mellom etniske og religiøse grupper. Ingen hadde signifikant effekt. Jeg stiller meg derfor skeptisk til det ene signifikante estimatet i kolonne 5, og konkluderer med at fraksjonaliseringsvariablene ikke er tilstrekkelig valide til og inkluderes i hovedanalysene.

Informasjonsspredning

Kolonnene 1 og 2 i tabell 5.7 på side 63 viser effekten av *lese- og skrivekyndighet* på sannsynligheten for demonstrasjoner og streik. Lese- og skrivekyndighet har en positiv og signifikant effekt på sannsynligheten for antiregimedemonstrasjoner. LR-testen indikerer forbedret modelltilpasning. Variabelen har også positiv innvirkning på sannsynligheten for generalstreiker. Estimatet er signifikant på 0.1-nivå. I henhold til LR-testen er sannsynligheten for få de observerte dataene større dersom indikatoren inkluderes som uavhengig variabel. Oppsummert indikerer testene god målevaliditet.

Kolonnene 3 og 4 i tabell 5.7 på side 63 viser effekten av *mediedekning* på sannsynligheten for minst én antiregimedemonstrasjon og minst én generalstreik

Tabell 5.6 – Urbanisering og etnisk og religiøs fraksjonalisering –
log odds for antiregimedemonstrasjon og generalstreik i et gitt år

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Demonstrasjon	Streik	Demonstrasjon	Streik	Demonstrasjon	Streik
Urbanisering (%)	0.415*** (0.113)	0.590*** (0.196)				
Etnisk fraksjonalisering			-0.189 (0.276)	-0.350 (0.419)		
Religiøs fraksjonalisering					0.153 (0.241)	-0.678* (0.351)
Demonstrasjon siste to år	0.959*** (0.092)		0.978*** (0.092)		0.979*** (0.092)	
Generalstreik siste to år		1.325*** (0.122)		1.353*** (0.122)		1.332*** (0.123)
Regime (Polity)	0.0652*** (0.023)	0.128*** (0.032)	0.0668*** (0.023)	0.129*** (0.032)	0.0643*** (0.023)	0.133*** (0.034)
Regime (Polity kvadrert)	-0.00964*** (0.002)	-0.00974*** (0.003)	-0.0103*** (0.002)	-0.00994*** (0.003)	-0.0102*** (0.002)	-0.00991*** (0.003)
Tvangsevne	0.102 (0.080)	0.171 (0.115)	0.128 (0.078)	0.225** (0.106)	0.134* (0.077)	0.207* (0.108)
Oljerenteinntekt	-0.0112 (0.007)		-0.0113 (0.007)		-0.0118* (0.007)	
Demokratisk vekst	0.0789** (0.034)	0.105** (0.052)	0.0817** (0.034)	0.106** (0.052)	0.0821** (0.033)	0.103** (0.052)
BNP per innbygger (ln)	-0.110 (0.105)	-0.0772 (0.138)	0.0333 (0.097)	0.102 (0.132)	0.0178 (0.098)	0.167 (0.127)
Økonomisk åpenhet		-0.00517** (0.003)		-0.00482* (0.003)		-0.00473* (0.003)
Økonomisk krise	0.473*** (0.139)	0.899*** (0.175)	0.498*** (0.138)	0.900*** (0.173)	0.492*** (0.138)	0.919*** (0.177)
Økonomisk vekst (t-1)		-0.0163* (0.009)		-0.0185** (0.009)		-0.0209** (0.009)
Valgfusk	0.508*** (0.173)	0.524* (0.312)	0.518*** (0.171)	0.534* (0.306)	0.526*** (0.173)	0.550* (0.322)
Befolkningsstørrelse (ln)	0.528*** (0.093)	0.399*** (0.134)	0.573*** (0.089)	0.495*** (0.119)	0.577*** (0.089)	0.481*** (0.122)
Politisk deltagelse	-0.0744 (0.047)	-0.139** (0.067)	-0.0702 (0.045)	-0.134** (0.066)	-0.0644 (0.045)	-0.142** (0.069)
Konstant	-8.655*** (1.205)	-7.501*** (1.572)	-8.690*** (1.192)	-7.700*** (1.554)	-8.676*** (1.172)	-8.056*** (1.494)
Antall år	6949	6949	6949	6949	6949	6949
Antall land	170	170	170	170	170	170
pseudo-R(kvadrert)	0.20	0.24	0.19	0.24	0.19	0.24
LR-test (chi2)	14.19	11.44	1.24	1.96	0.87	7.31
LR-test (p)	0.00	0.00	0.27	0.16	0.35	0.01

Estimert med binomisk logistisk regresjon. Kontroll for landspesifikke trekk med klyngestandardfeil.
OECD er referansekategori for regionvariablene. Standardfeil i paranteser.

i et gitt år. Indikatoren har en signifikant positiv innvirkning i begge modellene. Estimateret i modell 3 er kun signifikant på 0.1-nivå, estimateret i modell 4 på 0.05-nivå. Begge LR-testene indikerer forbedret modelltilpasning. Jeg konkluderer derfor med at medieindeksen har tilstrekkelig målevaliditet.

Spesielle befolkningsgrupper

I kolonne 1 og 2 i tabell 5.8 på neste side vises effekten av *studenttetthet*. Estimaterne indikerer positive sammenhenger mellom andelen studenter og sannsynligheten for antiregimedemonstrasjoner og generalstreiker. For å sikre at effekten ikke reflekterer det generelle utdanningsnivået i befolkningen kontrollerer jeg for dette. Estimaterne for denne variabelen, *antall utdanningsår (g.snitt)* er ikke signifikant i noen av modellene. LR-testene for studenttetthet er klart signifikante, og indikerer forbedret modelltilpasning.

I kolonne 3 og 4 vises effektene av andelen *arbeidsledige*. Her finner jeg også de forventede sammenhengene. Arbeidsløshet øker sannsynligheten for både antiregimedemonstrasjoner og generalstreiker. Estimateret i kolonne 3 er kun signifikant på .1-nivå. Begge LR-testene indikerer imidlertid forbedret

Tabell 5.7 – Informasjonsspredning –
log odds for antiregimedemonstrasjon og generalstreik i et gitt år

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Demonstrasjon	Streik	Demonstrasjon	Streik
Lese- og skrivekyndighet (%)	0.394*** (0.115)	0.329** (0.166)		
Mediaindeks (ln)			0.153* (0.081)	0.264** (0.115)
Demonstrasjon siste to år	0.953*** (0.091)		0.971*** (0.092)	
Generalstreik siste to år		1.350*** (0.122)		1.344*** (0.120)
Regime (Polity)	0.0607*** (0.022)	0.121*** (0.032)	0.0628*** (0.023)	0.121*** (0.031)
Regime (Polity kvadrert)	-0.00942*** (0.002)	-0.00943*** (0.003)	-0.00989*** (0.002)	-0.00998*** (0.003)
Tvangsevne	0.123 (0.075)	0.207* (0.108)	0.123 (0.077)	0.194* (0.113)
Oljereintekt	-0.0118* (0.007)		-0.0110 (0.007)	
Demokratisk vekst	0.0701** (0.033)	0.0990* (0.052)	0.0788** (0.033)	0.105** (0.052)
BNP per innbygger (ln)	-0.0666 (0.095)	0.0176 (0.124)	-0.101 (0.124)	-0.111 (0.152)
Økonomisk åpenhet		-0.00567** (0.003)		-0.00607** (0.003)
Økonomisk krise	0.488*** (0.137)	0.899*** (0.172)	0.475*** (0.140)	0.879*** (0.173)
Økonomisk vekst (t-1)		-0.0172** (0.009)		-0.0152* (0.009)
Valgfusk	0.486*** (0.176)	0.515 (0.314)	0.522*** (0.175)	0.541* (0.312)
Befolkningsstørrelse (ln)	0.557*** (0.086)	0.457*** (0.126)	0.558*** (0.089)	0.435*** (0.133)
Politisk deltagelse	-0.0676 (0.044)	-0.124* (0.064)	-0.0734 (0.046)	-0.135** (0.064)
Konstant	-10.33*** (1.306)	-8.851*** (1.715)	-7.369*** (1.469)	-5.237*** (1.965)
Antall år	6949	6949	6949	6949
Antall land	170	170	170	170
pseudo-R(kvadrert)	0.20	0.24	0.20	0.24
LR-test (chi2)	17.70	4.58	5.87	6.65
LR-test (p)	0.00	0.03	0.02	0.01

Estimert med binomisk logistisk regresjon. Kontroll for landspesifikke trekk med klyngestandardfeil.
OECD er referansekategori for regionvariablene. Standardfeil i parenteser.

Tabell 5.8 – Studenter og arbeidsledige –
log odds for antiregimedemonstrasjon og generalstreik i et gitt år

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Demonstrasjon	Streik	Demonstrasjon	Streik
Studenttetthet (%)	0.263*** (0.071)	0.292*** (0.080)		
Antall utdanningsår (gj.snitt)	-0.0259 (0.039)	-0.0570 (0.050)		
Arbeidsledighet (%)			0.0234* (0.012)	0.0537*** (0.014)
Demonstrasjon siste to år	0.946*** (0.090)		0.961*** (0.095)	
Generalstreik siste to år		1.313*** (0.119)		1.273*** (0.131)
Regime (Polity)	0.0683*** (0.024)	0.126*** (0.032)	0.0647*** (0.023)	0.120*** (0.031)
Regime (Polity kvadrert)	-0.00933*** (0.002)	-0.00923*** (0.003)	-0.0101*** (0.002)	-0.0100*** (0.003)
Tvangsevne	0.124 (0.079)	0.203* (0.109)	0.147* (0.076)	0.259** (0.115)
Oljereintekt	-0.0122* (0.007)		-0.0108 (0.007)	
Demokratisk vekst	0.0733** (0.033)	0.102* (0.052)	0.0772** (0.033)	0.0978* (0.052)
BNP per innbygger (ln)	-0.109 (0.106)	0.00481 (0.135)	0.0249 (0.096)	0.0856 (0.128)
Økonomisk åpenhet		-0.00568* (0.003)		-0.00584** (0.003)
Økonomisk krise	0.454*** (0.138)	0.886*** (0.176)	0.474*** (0.137)	0.883*** (0.174)
Økonomisk vekst (t-1)		-0.0175** (0.009)		-0.0129 (0.009)
Valgfusk	0.501*** (0.180)	0.529* (0.314)	0.480*** (0.172)	0.434 (0.308)
Befolkningsstørrelse (ln)	0.542*** (0.090)	0.427*** (0.126)	0.600*** (0.086)	0.535*** (0.129)
Politisk deltagelse	-0.0883* (0.049)	-0.138** (0.065)	-0.0722 (0.045)	-0.127** (0.064)
Constant	-8.548*** (1.169)	-7.620*** (1.600)	-9.015*** (1.164)	-8.248*** (1.581)
Antall år	6949	6949	6949	6949
Antall land	170	170	170	170
pseudo-R ²	0.20	0.24	0.20	0.24
LR-test (chi2)	26.06	12.86	6.89	17.27
LR-test (p)	0.00	0.00	0.01	0.00

Estimert med binomisk logistisk regresjon. Kontroll for landspesifikke trekk med klyngestandardfeil.
OECD er referansekategori for regionvariablene. Standardfeil i parenteser.

modelltilpasning. Jeg konkluderer derfor med at også denne variabelen har tilstrekkelig målevaliditet.

Tabell 5.9 – Fattige og unge –
log odds for antiregimedemonstrasjon og generalstreik i et gitt år

	(1)	(2)	(3)
	Demonstrasjon	Streik	Demonstrasjon
Andel underernærte (ln)	0.818*** (0.113)	0.339** (0.150)	
Andel unge (ln)			1.907*** (0.536)
Demonstrasjon siste to år	0.981*** (0.091)		0.954*** (0.093)
Generalstreik siste to år		1.367*** (0.125)	
Regime (Polity)	0.0631*** (0.022)	0.124*** (0.032)	0.0665*** (0.022)
Regime (Polity kvadrert)	-0.00897*** (0.002)	-0.00910*** (0.003)	-0.00940*** (0.002)
Tvangsevne	0.0934 (0.074)	0.214** (0.106)	0.132* (0.077)
Oljereintekt	-0.0127* (0.007)		-0.0158** (0.007)
Demokratisk vekst	0.0930*** (0.033)	0.107** (0.052)	0.0686** (0.033)
BNP per innbygger (ln)	0.346*** (0.115)	0.223 (0.145)	0.129 (0.097)
Økonomisk åpenhet		-0.00440 (0.003)	
Økonomisk krise	0.573*** (0.139)	0.935*** (0.175)	0.512*** (0.138)
Økonomisk vekst (t-1)		-0.0187** (0.009)	
Valgfusk	0.494*** (0.173)	0.525* (0.309)	0.523*** (0.174)
Befolkningsstørrelse (ln)	0.562*** (0.088)	0.492*** (0.123)	0.585*** (0.089)
Politisk deltagelse	-0.0496 (0.043)	-0.118* (0.066)	-0.0739* (0.044)
Constant	-13.81*** (1.570)	-9.861*** (1.997)	-1.869 (2.445)
Antall år	6949	6949	6949
Antall land	170	170	170
pseudo-R ²	0.20	0.24	0.20
LR-test (chi2)	65.60	5.15	19.45
LR-test (p)	0.00	0.02	0.00

Estimert med binomisk logistisk regresjon. Kontroll for landspesifikke trekk med klyngestandardfeil.
OECD er referansekategori for regionvariablene. Standardfeil i parenteser.

I kolonnene 1 og 2 i tabell 5.9 finner jeg positive effekter av *underernæring* på sannsynlighetene for antiregimedemonstrasjoner og generalstreiker. Estimaten går altså i *motsatt* vei av mine hypoteser. En mulighet er at fattigdom øker misnøyen med det sittende regimet og dermed etterspørselen etter kollektive uttrykksformer for misnøye. Ettersom jeg er usikker på de kausale sammenhengene utelater jeg variabelen fra hovedanalysene.

I kolonne 3 vises effekten av andelen unge på sannsynligheten for minst én antiregimedemonstrasjon. Estimaten er positivt og klart signifikant. LR-testen indikerer forbedret modelltilpasning. Jeg har ikke testet indikatoren mot streik fordi effekten sannsynligvis ville blitt konfundert av det faktum, at unge sjeldnere er i arbeid enn eldre deler av den arbeidsføre befolkningen.

Potensielle prodemokratiske grupper

Modell 1 og 2 i tabell 5.10 viser effekten av antall internasjonale ikke-statlige organisasjoner på sannsynligheten for de to kollektive mobiliseringsformene. Estimaten er positive og klart signifikante. LR-testen indikerer bedret modelltilpasning.

Modellene 3 og 4 viser effekten av logget fagforeningstetthet. De gir noe motstridende resultater. Det er, ikke overraskende, positiv sammenheng mellom variabelen og sannsynligheten for generalstreik. I kolonne 3 finner jeg imidlertid en negativ sammenheng mellom variabelen og sannsynligheten for antiregimedemonstrasjoner. Det er litt vanskelig å vurdere hvordan dette skal tolkes. Det er mulig at prodemokratiske bevegelser i land med sterke fagforeninger foretrekker generalstreik som kollektiv uttrykksform. En annen mulighet er at resultatene påvirkes av det skjeve utvalget, ettersom jeg kun hadde tall på 66 land. Jeg er litt usikker på denne variabelen, men jeg tar den med i analysene i neste kapittel.

Tabell 5.10 – Potensielle prodemokratiske grupper –
log odds for antiregimedemonstrasjon og generalstreik i et gitt år

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Demonstrasjon	Streik	Demonstrasjon	Streik	Demonstrasjon	Streik
Antall NGOer (Per 100)	0.268*** (0.077)	0.511*** (0.100)				
Fagforeningstetthet			-0.429*** (0.091)	0.416*** (0.136)		
Minst to pol. partier					0.550*** (0.174)	0.657** (0.314)
Demonstrasjon siste to år	0.942*** (0.092)		0.940*** (0.092)		0.960*** (0.090)	
Generalstreik siste to år		1.298*** (0.124)		1.441*** (0.125)		1.342*** (0.120)
Regime (Polity)	0.0641*** (0.023)	0.127*** (0.033)	0.0638*** (0.024)	0.127*** (0.031)	0.0624*** (0.022)	0.118*** (0.031)
Regime (Polity kvadrert)	-0.0113*** (0.002)	-0.0125*** (0.003)	-0.00873*** (0.002)	-0.0113*** (0.003)	-0.00847*** (0.002)	-0.00807*** (0.003)
Tvangsevne	0.156** (0.078)	0.263** (0.104)	0.180** (0.079)	0.186* (0.106)	0.142* (0.076)	0.234** (0.107)
Oljerenteinntekt	-0.00833 (0.006)		-0.0156** (0.008)		-0.0118* (0.007)	
Demokratisk vekst	0.0705** (0.033)	0.0865* (0.053)	0.0854** (0.034)	0.104** (0.051)	0.0736** (0.033)	0.0959* (0.052)
Økonomisk åpenhet		-0.00601** (0.003)		-0.00418 (0.003)		-0.00547** (0.003)
Økonomisk krise	0.515*** (0.138)	0.957*** (0.173)	0.512*** (0.136)	0.883*** (0.174)	0.499*** (0.137)	0.904*** (0.172)
Økonomisk vekst (t-1)		-0.0154* (0.009)		-0.0169* (0.009)		-0.0194** (0.009)
Valgfusk	0.542*** (0.174)	0.580* (0.304)	0.617*** (0.176)	0.460 (0.312)	0.477*** (0.172)	0.509* (0.309)
Befolkningsstørrelse (ln)	0.519*** (0.089)	0.351*** (0.122)	0.583*** (0.090)	0.521*** (0.126)	0.574*** (0.088)	0.486*** (0.123)
Politisk deltagelse	-0.0782* (0.046)	-0.154** (0.067)	-0.0833* (0.049)	-0.113* (0.062)	-0.0970** (0.046)	-0.151** (0.063)
BNP per innbygger (ln)	-0.0943 (0.105)	-0.120 (0.139)	0.135 (0.102)	-0.00763 (0.122)	0.0363 (0.094)	0.118 (0.124)
Konstant	-6.888*** (1.236)	-3.935** (1.729)	-4.970*** (1.538)	-11.85*** (2.265)	-9.006*** (1.157)	-8.185*** (1.581)
Antall år	6949	6949	6949	6949	6949	6949
Antall land	170	170	170	170	170	170
pseudo- R^2	0.20	0.24	0.20	0.24	0.20	0.24
LR-test (chi2)	14.60	26.41	40.06	16.01	19.14	8.54
LR-test (p)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Estimert med binomisk logistisk regresjon. Kontroll for landspesifikke trekk med klyngestandardfeil.
OECD er referansekategori for regionvariablene. Standardfeil i parenteser.

I kolonnene 5 og 6 vises effekten av minst to partier i det politiske systemet. Effekten på sannsynligheten for minst én antiregimedemonstrasjon er positiv og signifikant på .01-nivå. LR-testen indikerer forbedret modelltilpasning. Effekten er også positiv i modell 6, her signifikant på 0.05-nivå. LR-testen indikerer også her forbedret tilpasning.⁷ Jeg konkluderer med NGO-indikatoren og partiindikatoren er valide mål på evnen til å løse kollektive handlingsproblemer. Jeg er litt usikker på fagforeningsvariabelen, men den inkluderes i de videre analysene.

Indekser for evnen til å løse kollektive handlingsproblemer

Tabell 5.11 viser effekten av to likeveide additive indekser for borgernes evne til å løse kollektive handlingsproblemer på sannsynligheten for antiregimedemonstrasjoner og generalstreiker. Indeks-I måler evnen i *demokratier*, og indeks-II evnen i *diktaturer*. Jeg konstruerte indeksene på følgende måte: først normaliserte jeg de målevaliderte indikatorene mellom 0 og 1. Deretter summerte

⁷Effekten av estimatet og signifikansnivået påvirkes av høy korrelasjon med polity-indeksen. Utelates de to polity-indikatorene er begge estimatene signifikante på 0.01-nivå.

Tabell 5.11 – Indeks I og Indeks II –
log odds for antiregimedemonstrasjon og generalstreik i et gitt år

	Indeks-I		Indeks-II	
	(1) Demonstrasjon	(2) Streik	(3) Demonstrasjon	(4) Streik
Indeks-I	2.560***	(0.480)	4.449***	(0.794)
Indeks-II			1.990***	(0.663)
Demonstrasjon siste to år	0.919***	(0.091)	0.955***	(0.091)
Streik siste to år				1.322***
Regime (Polity)	0.0604***	(0.022)	0.111***	(0.028)
Regime (Polity kvadrert)	-0.00864***	(0.002)	-0.00840***	(0.003)
Tvangsevne	0.124	(0.077)	0.186*	(0.111)
Oljerenteinntekt	-0.0105	(0.007)		-0.0100
Demokratisk vekst	0.0590*	(0.032)	0.0772	(0.052)
Økonomisk åpenhet			-0.00717**	(0.003)
Økonomisk krise	0.466***	(0.138)	0.879***	(0.175)
Økonomisk vekst (t-1)			-0.0134	(0.009)
Valgfusk	0.438**	(0.175)	0.431	(0.311)
Befolkningsstørrelse (ln)	0.533***	(0.089)	0.368***	(0.130)
Politisk deltagelse	-0.100**	(0.046)	-0.163***	(0.058)
BNP per innbygger (ln)	-0.164	(0.102)	-0.198	(0.132)
Konstant	-8.197***	(1.165)	-6.663***	(1.572)
Antall år	6949		6949	
Antall land	170		170	
pseudo-R(kvadrert)	0.20		0.20	
LR-test (chi2)	37.59		40.11	
LR-test (p)	0.00		0.00	

Estimert med binomisk logistisk regresjon. Kontroll for landspesifikke trekk med klyngestandardfeil. Estimaten for regioner utelatt. Standardfeil i parenteser. * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01. Indeks-I = evnen i diktatur. Indeks-II = evnen i demokrati

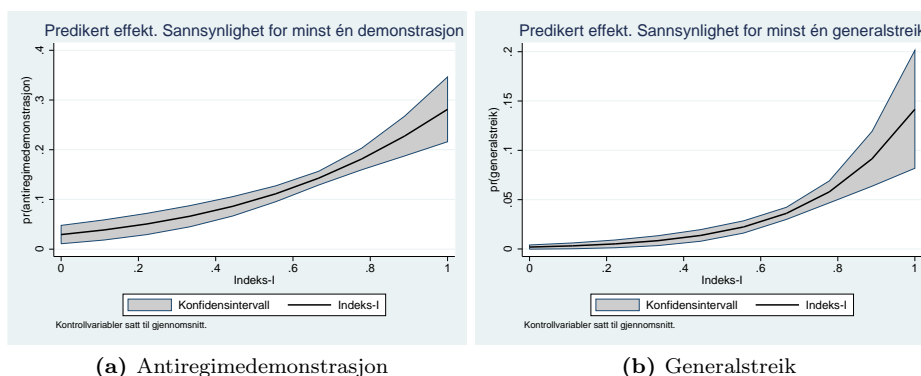
jeg sammen verdiene, og delte på antallet variabler. Avslutningsvis normaliserte jeg indeksene mellom 0 og 1, slik at observasjonen der borgerne har den laveste evnen til å løse kollektive handlingsproblemer er gitt verdien 0, og observasjoner der borgerne har den høyeste evnen er gitt verdien 1.

Indeks-I består av indikatorene *urbanisering (ln)*, *lese- og skrivekyndighet (ln)*, *mediedekning (ln)*, *studenttetthet (ln)*, *andelen unge (ln)*, *andel arbeidsledige*, *partiantall*, *fagforeningstetthet (ln)* og *Antall NGOer*. Jeg skiller mellom indeks-I og Indeks-II fordi de tre indikatorene *antall partier*, *arbeidsledighet* og *andel unge* ikke var relevante i analysene av demokratisk overlevelse (se seksjon 3.4. Utover dette består Indeks-II består altså av de samme indikatorene som indeks-I.

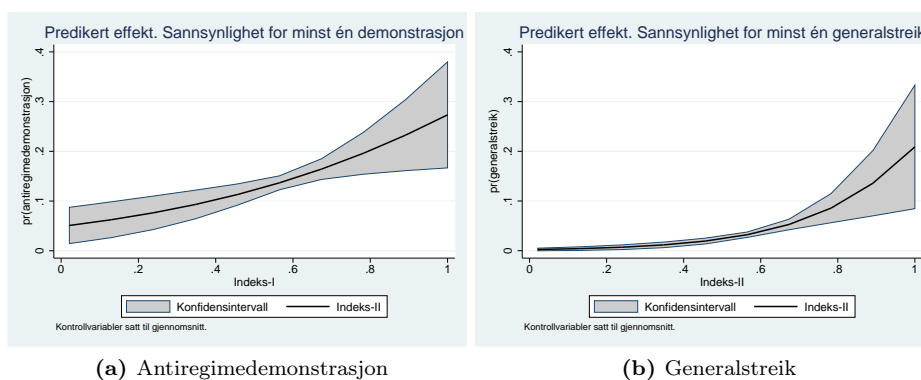
Diktaturene med lavest verdi på indeks-I er Niger, Burundi, Nepal og Burkina Faso i forskjellige år på 60-tallet. Diktaturene med høyest verdi er observasjoner av Libanon, Sør-Afrika, Montenegro og Russland på 2000-tallet. Det er interessant at Sør-Afrika har så høye verdier, ettersom landet kun klassifiseres som diktatur av Cheibub m. fl. (2009) på grunn av alterneringsregelen, spesifisert i Alvarez m.fl (Przeworski m fl., 1996).

Demokratiene med lavest verdi på indeks-II er Somalia, Sudan og Sierra Leone i 60-årene. Demokratiene med høyest verdi er ikke overraskende observasjoner av Storbritannia, Danmark, Norge og Belgia på tidlig 2000-tall.

Parameterestimatet for *Indeks-I* i kolonne 1 viser effekten av borgernes evne til å løse kollektive handlingsproblemer i *diktaturer*, på sannsynligheten for minst én antiregimedemonstrasjon i et gitt år, parameterestimatet i kolonne 2 effekten på sannsynligheten for minst én generalstreik. Evnen til å løse kollektive handlingsproblemer har en klar positiv effekt på sannsynligheten for demonstrasjon og streik, og er signifikant på .01-nivå. LR-testene er signifikante for begge modellene. Figur 5.1a på neste side viser hvordan sannsynligheten for minst én antiregimedemonstrasjon i et gitt år varierer for forskjellige nivåer av indeksen når kontrollvariablene holdes på gjennomsnittet. Går vi fra 0 til



Figur 5.1 – Predikerte effekter – Indeks-I



Figur 5.2 – Predikerte effekter – Indeks-II

1 flerdobles sannsynligheten. I figur 5.1b vises sannsynligheten for minst én *generalstreik* i et gitt år for forskjellige verdier på indeksen når kontrollvariablene holdes på gjennomsnittet. Også her øker sannsynligheten markant når vi beveger oss oppover skalaen. Til sammen tyder dette på at evnen til å løse kollektive handlingsproblemer har stor innvirkning på borgernes muligheter til kollektiv mobilisering.

I kolonnene 3 og 4 vises effekten av borgernes evne til å løse kollektive handlingsproblemer i *demokratier* på sannsynligheten for minst én antiregimedemonstrasjon og minst én generalstreik. Også disse estimatene er positive og signifikante. Figurene 5.2a og 5.2b viser hvordan sannsynligheten for de to kollektive uttrykksformene varierer med forskjellige verdier på indeksen når de andre variablene holdes på sine gjennomsnitt. Det samme mønsteret som i avtegner seg i figurene 5.1a og 5.1b gjenfinnes her, og tyder på at borgernes evne til løsning av kollektive handlingsproblemer er en viktig betingelse for kollektiv mobilisering.

Indeksen gir en ytterligere indikasjon på at målevaliditeten er høy. Det er svært interessant at sannsynligheten for antiregimedemonstrasjoner og generalstreiker viser en så omfattende variasjon for ulike verdier av evnen til løsning av kollektive handlingsproblemer. Det er en første indikasjon på at

hovedhypotesene har noe for seg. Regimene som grupperer seg i de nedre og øvre delene av indeksene passer for øvrig godt med mine forventninger, noe som bidrar til å styrke indeksenes troverdighet.

5.4 Kontrollvariabler, hovedmodell

Jeg inkluderer kontrollvariabler i analysene i neste kapittel for å hindre at parameterestimaterne til indikatorene konfundes av bakenforliggende eller mellomforliggende variabler (Skog, 2004, s 41-3).⁸ Ettersom borgernes evne til å løse kollektive handlingsproblemer er et begrep uten sterk forankring i litteraturen, er det spesielt viktig å kontrollere for alternative forklaringer. Hensikten er å redusere sannsynligheten for utelatt variabelskjevhet. Deskriptiv statistikk for kontrollvariablene er gitt i tabell 5.12.

Tabell 5.12 – Deskriptiv statistikk. Kontrollvariabler. Hovedmodell

	N	Min	Max	Gjennomsnitt
BNP per innbygger (ln)	6938	4.91	12.13	8.29
Økonomisk vekst (t-1)	6938	-51.03	106.28	4.13
Tvangsevne	6938	-19.27	-6.37	-12.03
Tidligere dem. sammenbrudd	6938	0.00	5.00	0.39
Lederutskift. per år (t-1)	6938	0.00	4.00	0.21
Væpnet opprør	6938	-0.88	34.00	0.19
Oljerenteinntekt	6938	-22.60	113.90	4.19
Militærdiktatur (t-1)	6938	0.00	1.00	0.20
Kommunistdiktatur	6938	0.00	1.00	0.07
Antall utdanningsår (gj.snitt)	6938	-3.17	14.10	5.65

Andre dummyverdier enn 0 eller 1 på variabelen Væpnet opprør skyldes imputeringsprogrammet. Det samme er tilfelle for kategoriske variabler med verdi under 0.

Mange av indikatorene for evnen til løsning av kollektive handlingsproblemer er, ikke uventet, sterkt korrelert med sosioøkonomisk utviklingsnivå. Det kan tenkes en demokratiserende effekt av utvikling, som følge av økning i evnen til å løse kollektive handlingsproblemer. Det kan imidlertid innvendes at effekten av indikatorene i like så stor grad kan være en følge av andre effekter av moderniseringsprosesser. Det kan for eksempel tenkes at modernisering leder til utvikling av mer prodemokratiske holdninger i den politiske eliten. Alternativt kan det tenkes at moderniseringsprosesser reduserer elitens kostnader av demokratisering (Boix, 2003; Acemoglu og Robinson, 2006). Jeg kontrollerer for potensielle sammenhenger med variabelen for økonomisk utviklingsnivå jeg redegjorde for i forbindelse med målevalideringen. Økonomisk utviklingsnivå vil sannsynligvis kontrollere bort noe av effekten til flere av indikatorene. Jeg foretrekker imidlertid en konservativ test, ettersom det ikke er gjort tilsvarende studier tidligere.

I den empiriske litteraturen er det en viss konsensus om at sannsynligheten for regimeendringer øker med svak økonomisk vekst og krise (Geddes, 1999, s. 119; Przeworski og Limongi, 1997, s. 167; Huntington, 1991, s. 52-9). Haggard og Kaufman peker på at både autoritære og demokratiske regimer svekkes av svak økonomisk vekst og økonomiske kriser (Haggard og Kaufman, 1997).

⁸Jeg understreker igjen at kontrollvariablene i forrige seksjon bare var relevante for målevalideringsdesignet. Det er kontrollvariablene i denne seksjonen som benyttes i de empiriske analysene i neste kapittel.

Alvarez m.fl. finner økt sannsynlighet for demokratisk sammenbrudd ved lav vekst og kriser, men liten sammenheng mellom diktaturers overlevelsesrate og disse variablene (Alvarez m fl., 2000, s. 109-11). Kennedy (2010) finner en positiv effekt av økonomisk vekst på regimestabilitet i både demokratiske og autoritære regimer. Som nevnt i seksjon 5.3.2, og vist i målevalideringsanalysene, er det flere årsaker til å forvente at det er sammenheng mellom vekst og prodemokratiske kollektive handlinger. Vekst er operasjonalisert med variabelen *Vekst* hentet fra *World Development Indicators* (Verdensbanken, 2011). Variabelen er målt som inflasjonsjustert prosentvis endring i BNP per innbygger fra ett år til det neste, og er forsinket et år.

Regimers kapasitet til å respondere på utfordringer med tvangsmakt påvirker sannsynligvis både kostnadene av kollektiv mobilisering og sannsynligheten for demokratisering (Alemán og Yang, 2011; Davenport, 2007). Som indikator på tvangsmakt bruker jeg variabelen *Tvangsevne* som er et mål på militært personell som andel av den voksne befolkningen. jeg redegjorde for denne variabelen i målevalideringsseksjonen.

Samfunn som tidligere har opplevd regimeendringer, har antagelig høyere sannsynlighet for å oppleve nye regimeendringer, både i demokratisk og autoritær retning. På den ene siden kan det skyldes en politisk kultur for regimeendringer. På den andre kan det tenkes at tidligere kupp eller demokratiseringsforsøk har en inspirerende effekt. Disse effektene kan også tenkes å påvirke sannsynligheten for regimeendringer. For å kontrollere for denne effekten bruker jeg variabelen *tidligere demokratiske sammenbrudd* hentet fra Cheibub m.fl. (2009). Variabelen er et mål på summen av demokratiske sammenbrudd i perioden 1946–2008. Dersom et land har opplevd demokratiske sammenbrudd i årene før 1946 gis observasjonen verdien 1 i 1946.

På samme måte som tidligere regimeendringer kan tenkes å påvirke sannsynligheten for nye regimeendringer, kan lederutskiftninger ha en effekt på sannsynligheten for regimeendringer, Spesielt i diktaturer (Alvarez m fl., 2000; Gandhi og Przeworski, 2007). Lederutskiftninger kan indikere splittelser i regimet, en helt sentral forklaringsvariabel innen transisjonsparadigmet:

There is no transition whose beginning is not the consequence, direct or indirect, of important divisions within the authoritarian regime itself. (O'Donnell m fl., 1986, s. 19)

I motsetning til dette perspektivet, som nærmest avviser massemobiliseringens rolle (Geddes, 1999, s. 120), antar jeg at tegn på regimesplittelse kan være en viktig mobiliseringsfaktor. Jeg operasjonaliserer denne faktoren med variabelen *Lederutskiftninger per år* hentet fra Cheibub m.fl. (2009). Variabelen er et mål på antall utskiftninger av den effektive lederen av regimet per år.

Avslutningsvis inkluderer jeg to dummyvariabler for ulike former for diktaturer. Variabelen *Militærdiktatur* har verdien 1 dersom regimet er et militærdiktatur, 0 ellers. I henhold til Geddes (1999) er militærdiktaturer mindre stabile enn andre diktaturer. En bør derfor forvente en økt sannsynlighet for demokratisering dersom regimet er kontrollert av militære eliter. I henhold til Geddes har kollektive masseaksjoner liten effekt på sannsynligheten for demokratisering av slike regimer:

Popular protest seems about equally likely to occur at some point during transition from any kind of regime, but it is often the first indicator of impending transition from personalist rule, whereas transitions from military rule are usually well underway before protests swell. (Geddes, 1999, s 141).

Variabelen *kommunistdiktatur* har verdien 1 hvis regimet er kommunistisk, 0 ellers. Jeg kontrollerer for regimetyper fordi sovjetisk innflytelse sannsynligvis reduserte sannsynligheten for demokratisering under den kalde krigen, til tross for at opposisjonen i flere av disse landene antagelig hadde stor evne til kollektiv mobilisering. Eksempler på at slike land hadde stor evne, er hendelsene i Ungarn i 1956, Tsjekkoslovakia i 1968 og Polen i 1980.

5.5 Avslutning

I dette kapitlet har jeg redegjort for operasjonaliseringen av variablene som benyttes i analysene i neste kapittel. Jeg redegjorde for et dikotomisert demokratimål, og argumenterte for at dette målet er best tilpasset oppgavens tema. Dette fordi de substansielle forskjellene mellom regimer dekkes av denne operasjonaliseringen, og fordi Acemoglu og Robinson (2006) forholder seg til samme definisjon.

Jeg operasjonaliserte deretter de ulike indikatorene for evnen til å løse kollektive handlingsproblemer empirisk, og utviklet et målevalideringsdesign for å avdekke om jeg fant de forventede sammenhengene mellom indikatorene og ulike former for kollektiv mobilisering. Denne seksjonen fungerte delvis som utvelgning, og delvis som validitetstest. Som følge av testene stiller jeg meg skeptisk til antagelsene om en relasjon mellom variablene andel av befolkningen under fattigdomsgrensen, og etnisk og religiøs fraksjonalisering på den ene siden, og prodemokratisk kollektiv mobilisering på den andre. De andre indikatorene, *urbaniseringsnivå*, *andel lese- og skrivekyndige*, *medieutbredelse*, *studenttetthet*, *arbeidsledighetsnivå*, *andelen unge*, *fagforeningstetthet*, *antall ikke-statlige organisasjoner* og *partiantall* passerte testene. På bakgrunn av disse funnene konstruerte jeg to likeveide indekser som mål på evnen til å løse kollektive handlingsproblemer, en for diktaturer og en for demokratier. Begge indeksene hadde klar positiv effekt på sannsynlighetene for minst en antiregimedemonstrasjon og minst en generalstreik i et gitt år. Avslutningsvis pekte jeg på faren for utelatt variabelskjevhet, og redegjorde for kontrollvariablene som skal redusere sannsynligheten for dette.

Dette kapitlet har vært viet tiltak som øker sannsynligheten for at resultatene av analysene i neste kapittel reflekterer de empiriske relasjonene jeg er interessert i, snarere enn relaterte, men irrelevante fenomener. De ulike tiltakene har en fellesnevner: de er gjort i orkant av analysene. I etterkant av analysene i neste kapittel, vies kapittel 8 til ytterligere tiltak for å øke sannsynligheten for at resultatene reflekterer de faktiske forhold, og ikke andre fenomener.

Kapittel 6

Analyse

I dette kapittelet presenterer jeg resultatene av en rekke dynamiske logit-analyser med *demokrati* som avhengig variabel. Innledningsvis redegjør jeg for fremgangsmåten bak de empiriske analysene. Deretter presenterer jeg kontrollmodellen. I de påfølgende analysene innlemmes indikatorene for evnen til løsning av kollektive handlingsproblemer i analyser av sannsynligheten for demokratisering og demokratisk overlevelse. Jeg avslutter kapittelet med analyser av de to indeksene jeg redegjorde for i slutten av forrige kapittel.

Resultatene indikerer både en klar sammenheng mellom evnen til å løse kollektive handlingsproblemer og demokratisering, og en klar sammenheng mellom denne evnen og demokratisk overlevelse. Jeg finner også klare sammenhenger mellom flere av indikatorene og sannsynligheten for regimeendringer i både demokratisk og autokratisk retning.

6.1 Fremgangsmåten

De påfølgende empiriske analysene gjøres i flere steg. I steg 1 kjører jeg statistiske analyser med de validerte indikatorene fra forrige kapittel som uavhengige variabler for å avdekke om de har signifikant effekt i forventet retning. Har en indikator den forventede effekten på sannsynligheten for demokratisering og, eller demokratisk overlevelse, tolker jeg dette som en styrkning av underhypotesen forbundet med variabelen (se 3.4 på side 36). Har ikke indikatoren den forventede effekten, tolker jeg dette som en svekkelse av hypotesen.

I steg 2 vurderer jeg om indikatoren leder til signifikant forbedring av modelltilpasningen. Jeg måler dette med likelihood ratio-testen jeg redegjorde for i seksjon 5.3.3 på side 59. Kontrollmodellen fungerer som nullmodell i denne testen, alternativmodellen er modellene der indikatorene er innlemmet som uavhengige variabler. Etersom ratioen mellom de to modellenes likelihood-verdier indikerer hvor mange ganger mer sannsynlig de observerte dataene er under den alternative modellen, impliserer en signifikant LR-test at indikatoren forbedrer modelltilpasningen. Det tolkes som en ytterligere styrkning av den relevante underhypotesen.

I steg 3 avdekker jeg om det er noen sammenheng mellom indeksene for evnen til å løse kollektive handlingsproblemer og sannsynlighetene for demokratisering

og demokratisk sammenbrudd. Signifikante og positive estimater styrker den relevante hovedhypotesen. Signifikant LR-test styrker hypotesen ytterligere.

I steg 4 gjennomfører jeg robusthetstester på modellene der indeksene er inkludert, for å avdekke om irrelevante aspekter som forskningsdesign, feilspesifiserte analysemodeller eller målefeil driver resultatene. Jeg kommer tilbake til dette i neste kapittel.

6.2 Resultatene

I denne seksjonen presenterer jeg resultatene av en rekke dynamiske logit-analyser. Jeg innleder med en gjennomgang av kontrollmodellen. Denne vises i tabell 6.1. Effekten av kontrollvariablene på demokratisering vises i kolonne 1a, effekten på demokratisk overlevelse i kolonne 1b.

Parameterestimatene i kolonne 1a viser effekten av én enhets endring i verdien på en uavhengig variabel, på logaritmen av oddsen for at diktaturer demokratiserer, kontrollert for de andre variablene. På den avhengige variabelen er demokrati kodet som 1 og diktatur som 0. Observasjoner som demokratiserer har derfor verdien 0 på den forsinkede avhengige variabelen, og 1 som verdi på den avhengige variabelen. Ettersom verdi 0 på den forsinkede avhengige variabelen medfører bortfall av alle samspillsleddene, representerer estimatene i kolonne 1a kun hovedeffekten av de uavhengige variablene.

Parameterestimatene i kolonne 1b viser effekten av én enhets endring i verdien på både hovedleddene og samspillsleddene til de uavhengige variablene på logaritmen av oddsen for demokratisk overlevelse, kontrollert for de andre variablene. Dette følger fordi land som overlever som demokratier i et gitt år har verdi 1 på både den avhengige- og den forsinkede avhengige variabelen. Estimaten er derfor summen av hoved- og samspillseffektene til de uavhengige variablene. Jeg kan ta et eksempel. Estimatet for væpnet opprør har en log odds på -500 i kolonne 1b. Dette er summen av parameterestimatet for hovedleddet, som vises i kolonne 1a som -0.0410 , og parameterestimatet til samspillsleddet, som er på -0.4589 . Et annet eksempel: estimatet for konstantleddet i kolonne 1b har log odds lik -13.37 . Dette er summen av estimatet til konstantleddet i kolonne 1a, -7.94 , og parameterestimatet til den forsinkede avhengige variabelen, -5.43 . Fordi estimatene for demokratisering og demokratisk overlevelse er estimert med samme modell gjelder log-likelihood- og den kvadrerte pseudo-R-verdien begge utfall.¹

I første kolonne finner jeg en positiv sammenheng mellom økonomisk utviklingsnivå og demokratisering, og en negativ sammenheng mellom økonomisk vekst og demokratisering. Jeg finner ingen effekt av *tvangsevne*. Både tidligere regimeendringer og lederutskiftning øker sannsynligheten for demokratisering. Jeg finner ingen effekt av væpnede opprør. I samsvar med Ross (2001) finner jeg en negativ effekt av oljeressurser. Jeg finner videre at militærdiktaturer har større sannsynlighet for demokratisering enn andre diktaturer, kommunistiske regimer mindre.

Tabell 6.1 – Kontrollmodell, hovedanalysene –
log odds for demokrati ved tid t

	(1a)		(1b)	
	Demokratisering		Dem. stabilitet	
BNP per innbygger (ln)	0.322**	(0.146)	1.606***	(0.210)
Økonomisk vekst ($t-1$)	-0.0429***	(0.015)	0.0323	(0.020)
Tvangsevne	-0.103	(0.066)	-0.461***	(0.111)
Tidligere dem. sammenbrudd	0.439***	(0.107)	-1.208***	(0.148)
Lederutskift. per år ($t-1$)	0.638***	(0.172)	-0.157	(0.257)
Væpnet opprør	-0.0410	(0.070)	-0.500***	(0.148)
Oljerenteinntekt	-0.0478**	(0.021)	-0.0422***	(0.014)
Militærdiktatur ($t-1$)	0.757***	(0.224)		
Kommunistdiktatur	-0.869*	(0.481)		
Konstant	-7.941***	(1.560)	-13.37***	(2.574)
Antall år	6938			
Antall land	168			
pseudo- R^2	0.89			
Log Likelihood	-536.41			

Estimert med dynamisk logit. Kontroll for landspesifikke trekk med klyngestandardfeil. Dem. stabilitet = demokratisk stabilitet. Standardfeil i parenteser. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

6.2.1 Kontrollmodellen

I den andre kolonnen finner jeg positiv effekt av økonomisk utviklingsnivå, noe som er på linje med funnene i for eksempel Alvarez m.fl (2000). Jeg kan imidlertid ikke påvise noen effekt av økonomisk vekst. Det er en negativ sammenheng mellom tvangsevne i demokratier og overlevelse. Jeg finner også en negativ effekt av tidligere demokratiske sammenbrudd. Det er ingen effekt av lederutskiftninger, noe som bør forventes ettersom dette er en indikasjon på demokratier som fungerer. Væpnede opprør har en klar negativ effekt på sannsynligheten for demokratisk overlevelse. Det samme gjelder oljerenteinntekter som andel av bruttonasjonalproduktet.

La meg understreke at pseudo- R^2 ikke kan tolkes på lik linje med hva en gjør i vanlige modeller. Høye verdier på pseudo- R^2 indikerer god modelltilpasning. Ettersom regimeendringer er sjeldne, har den forsinkede avhengige variabelen ekstrem prediksjonskraft. De fleste observasjonene som hadde verdien 1 på demokrati ved $t-1$ hadde også verdien 1 ved t . For observasjonene med verdi 0 på $t-1$ er det omvendt. Innlemmelse av en forsinket avhengig variabel leder altså automatisk til ekstremt høye kvadrerte pseudo- R -verdier (Pennings m fl., 2006, s. 167).

6.2.2 Urbanisering

I forrige kapittel fant jeg en positiv effekt av urbaniseringsgrad på sannsynligheten for ulike kollektive uttrykksformer. I tabell 6.2 på neste side tester jeg den følgende hypotesen:

Delhypotese 1. *Høy urbaniseringsgrad øker sannsynligheten for demokratisering og demokratisk overlevelse*

I kolonne 1a er urbaniseringsestimater positivt men insignifikant. Det samme er estimatet for logget BNP per innbygger. Korrelasjonen mellom disse variablene er på hele .76. Med en så høy korrelasjon er det vanskelig å skille mellom effektene

¹For mer om den statistiske modellen, se kapittel 4.

av de to estimatene, noe de store standardfeilene reflekterer. I kolonne 2a har jeg restimert modellen uten variabelen for økonomisk utviklingsnivå. Her er effekten av urbaniseringsgrad klart signifikant. Ettersom jeg ikke klarer å skille ut kausaleffekten av urbaniseringsnivå fra effekten av logget BNP per innbygger stiller jeg meg imidlertid skeptisk til påstanden om en sammenheng mellom urbanisering og demokratisering.

Tabell 6.2 – Urbanisering –
log odds for demokrati ved tid t

	(1a)	(1b)	(2a)	(2b)
	Demokratisering	Dem. stabilitet	Demokratisering	Dem. stabilitet
Urbaniseringsgrad (ln)	0.395 (0.280)	1.003** (0.408)	0.522*** (0.197)	2.133*** (0.292)
BNP per innbygger (ln)	0.130 (0.208)	0.0327 (0.022)		
Økonomisk vekst (t-1)	-0.0384** (0.016)	0.0327 (0.022)	-0.0352** (0.015)	0.0546** (0.026)
Tvangsevne	-0.105 (0.065)	-0.485*** (0.119)	-0.0897 (0.062)	-0.253* (0.141)
Tidligere dem. sammenbrudd	0.415*** (0.108)	-1.357*** (0.163)	0.437*** (0.107)	-1.268*** (0.174)
Lederutskift. per år (t-1)	0.662*** (0.176)	-0.133 (0.263)	0.670*** (0.170)	-0.185 (0.258)
Væpnet opprør	-0.0336 (0.065)	-0.473*** (0.177)	-0.0357 (0.066)	-0.378** (0.184)
Oljereintekt	-0.0491** (0.022)	-0.0420*** (0.014)	-0.0446** (0.019)	0.00842 (0.035)
Militærdiktatur (t-1)	0.752*** (0.225)		0.723*** (0.224)	
Kommunistdiktatur	-0.878* (0.488)		-0.739 (0.466)	
Konstant	-7.876*** (1.517)	-14.59*** (2.778)	-5.698** (2.287)	-7.150*** (1.096)
Antall år	6938		6938	
Antall land	168		168	
pseudo- R^2	0.89		0.88	
LR-test (chi2)	8.56		65.95	
LR-test (p)	0.01		0.001	

Estimert med dynamisk logit. Kontroll for landspesifikke trekk med klyngestandardfeil. Dem. stabilitet = demokratisk stabilitet. Standardfeil i parenteser. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

I kolonne 1b vises effekten av urbanisering på sannsynligheten på demokratisk overlevelse. Her finner jeg en klar positiv effekt av urbaniseringsgrad, selv ved kontroll for økonomisk utviklingsnivå. Estimert for logget BNP per innbygger er imidlertid insignifkant her også. Det er sannsynligvis vanskelig å skille de to effektene fra hverandre. Jeg stiller meg derfor noe skeptisk til også denne sammenheng. Jeg må erkjenne at jeg trenger bedre instrumenter for en mer presis test av denne hypotesen.

6.2.3 Informasjonsspredning

I tabell 6.3 på neste side presenterer jeg resultatene av analyser der henholdsvis *lese- og skrivekyndighet* og *mediadekning* er innlemmet som uavhengige variabler. Delhypotesene som testes er:

Delhypotese 3a. *Høy andel lese- og skrivekyndige øker sannsynligheten for demokratisering og demokratisk overlevelse.*

Delhypotese 3b. *Høy massemediedekning øker sannsynligheten for demokratisering og demokratisk overlevelse.*

I kolonnene 1a og 1b finner jeg positive effekter av andelen lese- og skrivekyndige på både sannsynligheten for demokratisering og demokratisk sammenbrudd. LR-testen indikerer signifikant forbedring av modelltilpasningen. LR-testen er også klart signifikant.

I kolonnene 2a og 2b finner jeg tilsvarende sammenhenger mellom mediedekning og sannsynlighetene for demokratisering og demokratisk

Tabell 6.3 – Informasjonsspredning –
log odds for demokrati ved tid t

	(1a)	(1b)	(2a)	(2b)
	Demokratisering	Dem. overlevelse	Demokratisering	Dem. overlevelse
Lese- og skrivekyndighet (ln)	0.368** (0.155)	1.705*** (0.342)		
Mediaindeks (ln)			0.679*** (0.139)	1.007*** (0.314)
BNP per innbygger (ln)	0.128 (0.183)	0.840*** (0.257)	-0.438** (0.211)	0.676* (0.347)
Økonomisk vekst (t-1)	-0.0375** (0.015)	0.0274 (0.025)	-0.0316* (0.017)	0.0469** (0.022)
Tvangsevne	-0.0997 (0.064)	-0.417*** (0.123)	-0.103 (0.067)	-0.492*** (0.121)
Tidligere dem. sammenbrudd	0.427*** (0.101)	-1.350*** (0.156)	0.399*** (0.102)	-1.277*** (0.142)
Lederutskift. per år (t-1)	0.658*** (0.169)	-0.215 (0.285)	0.664*** (0.177)	-0.162 (0.268)
Væpnet opprør	-0.0336 (0.068)	-0.453** (0.180)	-0.0159 (0.065)	-0.312 (0.204)
Oljerenteinntekt	-0.0567*** (0.026)	-0.0467*** (0.015)	-0.0456** (0.022)	-0.0428*** (0.014)
Militærdiktatur (t-1)	0.796*** (0.223)		0.969*** (0.234)	
Kommunistdiktatur	-0.895* (0.477)		-0.970** (0.478)	
Konstant	-8.794*** (1.362)	-17.22*** (2.542)	-1.449 (2.117)	-5.618* (3.272)
Antall år	6938		6938	
Antall land	168		168	
pseudo- R^2	0.89		0.89	
LR-test (chi2)	41.56		26.22	
LR-test (p)	0.001		0.001	

Estimert med dynamisk logit. Kontroll for landspesifikke trekk med klyngestandardfeil. Dem. stabilitet = demokratisk stabilitet. Standardfeil i paranteser. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

overlevelse. LR-testen indikerer forbedret modelltilpasning. Jeg konkluderer derfor med at begge delhypotesers troverdighet er styrket.

6.2.4 Befolkningsgrupper

I tabell 6.4 presenteres resultatene av analyser ment å besvare delhypotesene:

Delhypotese 4a. *Høy andel studenter øker sannsynligheten for demokratisering og demokratisk overlevelse.*

Delhypotese 4b. *Høy andel arbeidsledige øker sannsynligheten for demokratisering.*

Delhypotese 4d. *Høy andel unge under fattigdomsgrensen øker sannsynligheten for demokratisering.*

I analysene av sammenhengen mellom studenttetthet og regimeendring har jeg inkludert variabelen *gjennomsnittlig antall utdanningsår* som kontrollvariabel. Dette er for å sikre at effekten ikke er en refleksjon av det generelle utdanningsnivået i befolkningen. I kolonne 1a finner jeg ikke noen klar sammenheng mellom studenttetthet og demokratisering. Estimaten for antall utdanningsår er imidlertid positivt og signifikant. I kolonne 1b er relasjonen omvendt. Her er estimaten for studenttetthet klart positivt og signifikant. LR-testen indikerer forbedret modelltilpasning.

I kolonne 2 vises effekten av *arbeidsledighet* på sannsynligheten for demokratisering. Her finner jeg en klar positiv effekt. LR-testen indikerer også forbedret modelltilpasning.

Jeg finner ingen effekt av andelen *unge* på sannsynligheten for demokratisering i kolonne 3. Estimaten går i feil retning og er insignifikant. Det kan imidlertid tenkes at effekten av *unge* konfundes av en annen faktor, nemlig andelen *mindreårige*. *Unge* deltar sannsynligvis isolert sett i større grad i kollektive handlinger enn andre, men i samfunn der en høy andel unge går

Tabell 6.4 – Befolkningsgrupper –
log odds for demokrati ved tid t

	(1a)	(1b)	(2)	(3)	(4)
	Demokratisering	Dem. overlevelse	Demokratisering	Demokratisering	Demokratisering
Studenttetthet (ln)	-0.0531 (0.145)	1.797*** (0.241)			
Antall utdanningsår (gj.snitt)	0.159** (0.064)	0.0742 (0.133)			
Arbeidsledighet (%)			0.0732*** (0.023)		
Andel unge (ln)				-0.151 (1.565)	2.905* (1.652)
Andel mindreårige (ln)					-4.096*** (0.709)
BNP per innbygger (ln)	0.0718 (0.215)	0.308 (0.283)	0.317** (0.154)	0.317** (0.155)	-0.144 (0.195)
Økonomisk vekst (t-1)	-0.0333** (0.016)	0.0699** (0.028)	-0.0348** (0.016)	-0.0374** (0.015)	-0.0351** (0.016)
Tvangsevne	-0.104 (0.070)	-0.485*** (0.165)	-0.122* (0.073)	-0.113* (0.068)	-0.0845 (0.074)
Tidligere dem. sammenbrudd	0.460*** (0.102)	-1.913*** (0.235)	0.505*** (0.107)	0.478*** (0.115)	0.453*** (0.130)
Lederutskift. per år (t-1)	0.616*** (0.168)	-0.267 (0.251)	0.673*** (0.171)	0.683*** (0.177)	0.691*** (0.195)
Væpnet opprør	0.00467 (0.060)	-0.231 (0.288)	0.00255 (0.061)	-0.0575 (0.084)	-0.0258 (0.083)
Oljerenteinntekt	-0.0528** (0.023)	-0.0565*** (0.020)	-0.0429** (0.021)	-0.0450** (0.019)	-0.0470* (0.025)
Militærdiktatur (t-1)	0.954*** (0.242)		0.874*** (0.232)	0.837*** (0.235)	1.294*** (0.260)
Kommunistdiktatur	-1.201** (0.543)		-0.469 (0.499)	-0.800 (0.519)	-1.479*** (0.574)
Konstant	-6.660*** (1.760)	-13.90*** (3.636)	-9.024*** (1.698)	-9.053 (5.924)	-6.769 (5.983)
Antall år	6938		6938	6938	6938
Antall land	168		168	168	168
pseudo- R^2	0.90		0.89	0.89	0.90
LR-test (chi2)	71.17		11.46	75.59	56.82
LR-test (p)	0.001		0.001	0.001	0.001

Estimert med dynamisk logit. Kontroll for landspesifikke trekk med klyngestandardfeil. Dem. stabilitet = demokratisk stabilitet. Standardfeil i parenteser. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

sammen med en høy andel barn, er antagelig *alternativkostnadene* av deltagelse høye. For det første har de sannsynligvis forpliktelse ovenfor mindreårige søsken. For det andre er ofte samfunn med en slik type alderssammensetning negativt korrelert med andre faktorer som øker kollektive handlingsproblemer.²

I kolonne 4 vises resultatene av en modell der jeg kontrollerer for barn som andel av befolkningen. Her finner jeg en sterk negativ effekt av andelen barn kontrollert for andelen unge. Effekten av andelen unge, kontrollert for andelen mindreårige, er positiv men kun signifikant på .1-nivå. LR-testen indikerer signifikant forbedring av modelltilpasningen.

For å oppsummere finner jeg kun en klar støtte for hypotesen som relaterer arbeidsledighet til demokratisering. Jeg finner ingen effekt av studenttetthet på demokratisering. Effekten på demokratisk overlevelse er imidlertid sterk og positiv. Jeg finner en positiv effekt av andelen unge på demokratisering ved kontroll for andelen barn. Estimaten er imidlertid bare signifikant på .1-nivå. Jeg stiller meg noe skeptisk til dette funnet.

6.2.5 Prodemokratiske grupper

Tabell 6.5 viser resultatene av en statistiske analyser av effekten av prodemokratiske grupper på regimeendring. Hypotesene som ligger til grunn er de følgende:

Delhypotese 5a. *Høy NGO-tetthet øker sannsynligheten for demokratisering og demokratisk overlevelse.*

Delhypotese 5b. *To eller flere politiske partier øker sannsynligheten for demokratisering.*

Delhypotese 5c. *Høy fagforeningstetthet øker sannsynligheten for demokratisering og demokratisk overlevelse.*

Tabell 6.5 – Potensielle prodemokratiske grupper –
log odds for demokrati ved tid t

	(1a)	(1b)	(2)	(3a)	(3b)
	Demokratisering	Dem. overlevelse	Demokratisering	Dem. overlevelse	Demokratisering
Antall NGOer (Per 100)	1.057*** (0.266)	0.880*** (0.203)			
Minst to pol. partier			1.539*** (0.374)		
Fagforeningstetthet (ln)				0.157 (0.188)	1.150*** (0.176)
BNP per innbygger (ln)	-0.120 (0.176)	1.266*** (0.241)	0.172 (0.160)	0.181 (0.159)	0.699*** (0.256)
Økonomisk vekst (t-1)	-0.0437*** (0.015)	0.0324* (0.020)	-0.0428*** (0.016)	-0.0486*** (0.017)	0.00417 (0.028)
Tvangsevne	0.130 (0.085)	-0.266** (0.125)	-0.0492 (0.070)	-0.277*** (0.082)	-0.511*** (0.122)
Tidligere dem. sammenbrudd	0.441*** (0.105)	-1.323*** (0.151)	0.455*** (0.094)	0.547*** (0.131)	-1.153*** (0.143)
Lederutskift. per år (t-1)	0.720*** (0.178)	-0.180 (0.242)	0.643*** (0.170)	0.531*** (0.198)	-0.269 (0.285)
Væpnet opprør	-0.0716 (0.080)	-0.479** (0.194)	-0.0164 (0.084)	0.0732 (0.076)	-0.375* (0.201)
Oljerenteinntekt	-0.0374* (0.020)	-0.0347*** (0.014)	-0.0382* (0.021)	-0.0334* (0.018)	-0.0522*** (0.015)
Militærdiktatur (t-1)	0.752*** (0.232)		0.884*** (0.230)	1.057*** (0.244)	
Kommunistdiktatur	-1.064** (0.505)		-0.401 (0.536)	-0.595 (0.587)	
Constant	-2.491 (1.973)	-8.792*** (2.900)	-7.422*** (1.610)	-11.59*** (2.349)	-15.22*** (3.029)
Antall år	6938		6938	6938	
Antall land	168		168	168	
pseudo- R^2	0.89		0.89	0.90	
LR-test (chi2)	26.18		28.37	120.65	
LR-test (p)	0.001		0.001	0.001	

Estimert med dynamisk logit. Kontroll for landspesifikke trekk med klyngestandardfeil. Dem. stabilitet = demokratisk stabilitet. Standardfeil i parenteser. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

I kolonnene *1a* og *1b* finner jeg klare positive effekter av antallet ikke-statlige organisasjoner på sannsynligheten for demokratisering og demokratisk overlevelse. LR-testen er også klart signifikant. I kolonne *2* øker estimatene hypotese *5b*s troverdighet. Går vi fra ett eller null til to eller flere partier øker sannsynligheten for demokratisering. Estimaten er signifikant på .01-nivå. LR-testen indikerer signifikant forbedret modelltilpasning.

I kolonnene *3a* og *3b* presenteres effekten av fagforeningstetthet. Jeg finner ingen effekt på sannsynligheten for demokratisering, men en sterk og positiv effekt på sannsynligheten for demokratisk overlevelse. Variabelen leder også til en klar forbedring av modelltilpasningen.

6.2.6 Indeksene for evnen til å løse kollektive handlingsproblemer

I tabell 6.6 presenteres resultatene av analyser med de to indeksene for evnen til å løse kollektive handlingsproblemer som uavhengige variabler. Jeg redegjorde for operasjonaliseringen av disse indeksene i seksjon 5.3.3. Hensikten med disse analysene er å teste hovedhypotesene:

Hypotese 1: *Høy evne til å løse kollektive handlingsproblemer øker sannsynligheten for demokratisering*

Hypotese 2: *Høy evne til å løse kollektive handlingsproblemer øker sannsynligheten for demokratisk overlevelse*

I kolonne (1) vises effekten av Indeks-I på sannsynligheten for demokratisering. Indeksen reflekterer borgernes evne til å løse kollektive handlingsproblemer i *diktaturer*. Estimaten er sterkt positivt, og signifikant på .01-nivå. LR-testen indikerer stor forbedring av modelltilpasningen. Jeg finner i tillegg en signifikant *negativ* effekt av økonomisk utviklingsnivå ved

²I datasettet har indikatoren for unge en korrelasjon med urbanisering på -0.52 , og en positiv korrelasjon med primærsektorens andel av BNP på $.59$.

Tabell 6.6 – Evnen til å løse kollektive handlingsproblemer –
log odds for demokrati ved tid t

	(1)		(2)	
	Demokratisering		Demokratisk overlevelse	
Indeks-I	6.505***	(0.973)		
Indeks-II			10.48***	(2.466)
Andel mindreårige (ln)	-1.823**	(0.773)		
BNP per innbygger (ln)	-0.707***	(0.214)	0.392	(0.385)
Økonomisk vekst (t-1)	-0.0255	(0.017)	0.0447*	(0.024)
Tvangsevne	-0.0663	(0.075)	-0.452***	(0.121)
Tidligere dem. sammenbrudd	0.381***	(0.111)	-1.384***	(0.154)
Lederutskift. per år (t-1)	0.744***	(0.189)	-0.192	(0.265)
Våpnet opprør	0.0172	(0.069)	-0.335	(0.250)
Oljerenteinntekt	-0.0567*	(0.031)	-0.0446***	(0.014)
Militærdiktatur (t-1)	1.362***	(0.264)		
Kommunistdiktatur	-0.940*	(0.531)		
Konstant	-10.26***	(2.330)	-9.251***	(2.824)
Antall år	6938		6938	
Antall land	168		168	
pseudo- R^2	0.90		0.89	
LR-test (chi2)	64.10		41.11	
LR-test (p)	0.001		0.001	

Estimert med dynamisk logit. Kontroll for landspesifikke trekk med klyngestandardfeil.

Standardfeil i parenteser. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

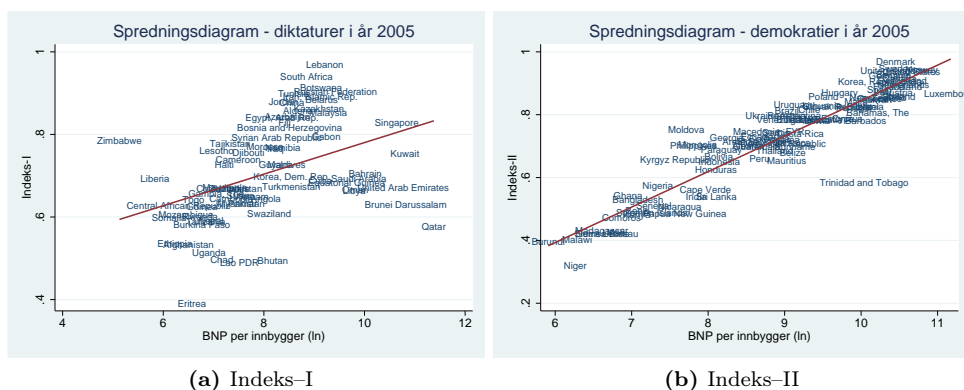
Indeks-I: Evnen til å løse kollektive handlingsproblemer i diktatur. Indeks-II: evnen i demokrati.

kontroll for evnen til å løse kollektive handlingsproblemer. Det kan synes noe overraskende. En årsak kan være korrelasjonen mellom indeksen og BNP-variabelen. Korrelasjonen mellom variablene for diktaturer er imidlertid ikke høyere enn .47. I figur 6.1a har jeg plottet verdien på indeksen mot verdien på økonomisk utviklingsnivå for diktaturer i år 2005. Det er en forholdsvis lineær sammenheng mellom verdiene for hovedparten av observasjonene. Det er imidlertid en del land som avviker fra hovedtendensen, og har lav verdi på evnen til å løse kollektive handlingsproblemer, sammenliknet med økonomisk utviklingsnivå. Dette trekker linjen for den gjennomsnittlige sammenheng ned mot høyre.

I 2005 har lukkede land som Laos og Eritrea avvikende lave verdier på indeksen. Det samme er tilfellet for en rekke oljeproduiserende land som Saudi-Arabia, Qatar, Brunei og Oman. Det er interessant at Sør-Afrika og Botswana, som klassifiseres som diktaturer av Cheibub m.fl. (Cheibub m fl., 2009) fordi det sittende partiet aldri har tapt valg, har så høye verdier på indeksen.

Indeksen kan altså ikke avfeies som en alternativ operasjonalisering av økonomisk utviklingsnivå. Den forklarer mye mer. Samtidig er det heller ikke udelt negativt at det er en forholdsvis høy korrelasjon. Dersom alt annet er likt bør de kollektive handlingsproblemene være mindre i samfunn med større økonomiske ressurser. Her har antagelig prodemokratiske grupper større ressurstilgang, noe de for eksempel kan utnytte til å redusere de individuelle kostnadene av deltakelse. Det kan imidlertid tenkes at en forutsetning er at de økonomiske ressursene er jevnt fordelt. I en del oljeproduiserende land vil dette typisk ikke være tilfelle. Noe som kan forklare noe av avviket i figur 6.1a. Det negative BNP-estimatet i tabellen er også i tråd med for eksempel Kennedys (2010) analyse av effekten av økonomisk utviklingsnivå på sannsynligheten for demokratisering. Jeg konkluderer derfor med at funnet styrker hypotese 1s troverdighet.

I kolonne (2) vises effekten av Indeks-II på sannsynligheten for demokratisk stabilitet. Estimert bekrefter hypotesen om en positiv sammenheng

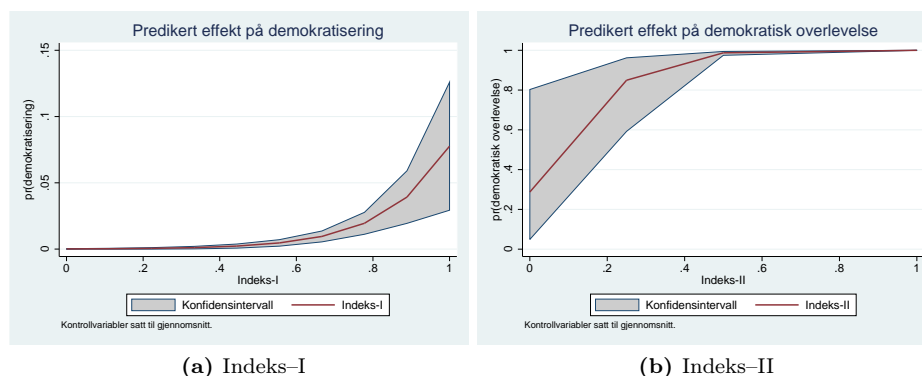


Figur 6.1 – Forholdet mellom økonomisk utviklingsnivå og evnen til å løse kollektive handlingsproblemer – år 2005

mellom evnen til å løse kollektive handlingsproblemer og sannsynligheten for demokratisk overlevelse. LR-testen indikerer signifikant forbedring av modelltilpasningen. Estimater for økonomisk utviklingsnivå er ikke negativt i denne modellen, men er insignifikant. Det skyldes sannsynligvis korrelasjonen mellom indeks og denne variabelen, som er på hele .87.

I figur 6.1b har jeg plottet Indeks-II mot økonomisk utviklingsnivå for demokratier i 2005. Her er sammenhengen sterkt lineær. Blant observasjonene med lavest verdier på både økonomisk utviklingsnivå og evnen til å løse kollektive handlingsproblemer, gjenkjenner vi for eksempel Guinea-Bissau. Niger, som ett av få land med lavere verdi på indeksen enn den generelle tendensen, ble offer for kupp i 2010 (The Guardian, 2010). Av landene som avviker mest fra det generelle mønsteret er det interessant å se at Papua Ny-Guinea er blant land der en skulle forventet høyere verdi på indeksen gitt økonomisk utviklingsnivå. På Papua Ny-Guinea ble et kuppforsøk avverget av regimeløse soldater i år (The Guardian, 2012b). En mulig forklaring på Trinidad og Tobagos plassering er oljeinntektene. I følge oljeindikatoren i datasettet (Verdensbanken, 2011), utgjorde oljerenteinntekter nesten 16 prosent av det samlede bruttonasjonalproduktet i 2005. På tross av den høye korrelasjonen vil jeg påstå at indeksen fanger opp flere aspekter enn BNP-estimatet. Jeg konkluderer derfor med at funnet styrker hypotese 2s troverdighet.

I figur 6.2a viser jeg hvordan sannsynligheten for *demokratisering* i et gitt år, varierer på forskjellige nivåer av indeks-I, for gjennomsnittlige verdier av de andre variablene. Konfidensintervallene røper en viss usikkerhet ved effekten, spesielt for ekstremt høye og lave verdier. I diktaturer der borgerne har lav evne til løsning av kollektive handlingsproblemer og gjennomsnittlige verdier på de andre variablene er den årlige sannsynligheten for demokratisering tilnærmet null. På et sted mellom .4 og .5 blir sannsynligheten signifikant forskjellig fra null. På høyere nivåer av indeksen er usikkerhetsmarginene store, slik den blå skyggen rundt sannsynlighetskurven indikerer. Ut fra kurven ser det imidlertid ut til at sannsynligheten for demokratisering i et gitt år øker helt opp til i overkant av 7 prosent dersom de andre variablene holdes på sine gjennomsnitt.



Figur 6.2 – Predikerte effekter

I figur 6.2b viser jeg hvordan sannsynligheten for demokratisk overlevelse i et gitt år varierer for forskjellige verdier av indeks-II, når kontrollvariablene holdes på gjennomsnittet. Konfidensintervallene røper ekstrem usikkerhet ved effekten for lave verdier av indeksen. Det er antageligvis en følge av at jeg har svært få observasjoner av demokratier med så lav evne til å løse kollektive handlingsproblemer, og dermed svært få observasjoner av demokratisk sammenbrudd i intervallet fra 0 til 0.3, 0.4 på indeksen. Kun ca 200 observasjoner av demokratier hadde verdier under 0.4 på evnen til å løse kollektive handlingsproblemer, og det var 9 demokratiske sammenbrudd blant disse. Det klokeste er nok uansett å forholde seg til den øvre grensen for konfidensintervallet, som i figuren er på 90 prosent. Følger en dette ser en fortsatt en klar økning i sannsynligheten for demokratisk overlevelse i det vi beveger oss fra lave til høye verdier på indeksen.

6.3 Avslutning

Formålet med dette kapittelet har vært å analysere sammenhenger mellom ulike indikatorer for evnen til å løse kollektive handlingsproblemer, og sannsynligheten for demokratisering og demokratisk sammenbrudd. Hovedmønsteret er klart. Inkluderes de to indeksene som uavhengige variabler, finner jeg en klar sammenheng mellom evnen til å løse kollektive handlingsproblemer og sannsynligheten for begge utfall, selv ved kontroll for økonomisk utviklingsnivå. For noen av indikatorene er resultatene mer uklare.

Jeg klarer ikke å skille effekten av urbaniseringsnivå fra effekten av økonomisk utviklingsnivå, men finner en klar positiv effekt på sannsynligheten for demokratisering og demokratisk overlevelse av variablene andelen lese- og skrivekyndige og mediedekning. Jeg finner en klar og positiv effekt av studenttetthet på sannsynligheten for demokratisk overlevelse. Estimater for effekten på demokratisering er insignifikant, og også negativt. Arbeidsløshet øker sannsynligheten for demokratisering. Jeg har noen indikasjoner på at andelen *unge* har samme effekt, så fremt det kontrolleres for andelen *barn*. Jeg stiller meg imidlertid foreløpig noe skeptisk. Jo flere NGOer, jo høyere sannsynlighet for demokratisering og demokratisk overlevelse. I diktaturer med minst *to* politiske

partier er det også sannsynligheten for regimeendring større. Fagforeningstetthet har en positiv sammenheng med demokratisk overlevelse. Jeg finner imidlertid ingen effekt på sannsynligheten for demokratisering.

Hovedhypotesenes troverdighet er styrket gjennom disse analysene. Det er imidlertid for tidlig å konkludere. I neste kapittel utsetter jeg resultatene i tabell 6.6 for en rekke robusthetstester for å redusere sannsynlighetene for feilaktige tolkninger og konklusjoner.

Kapittel 7

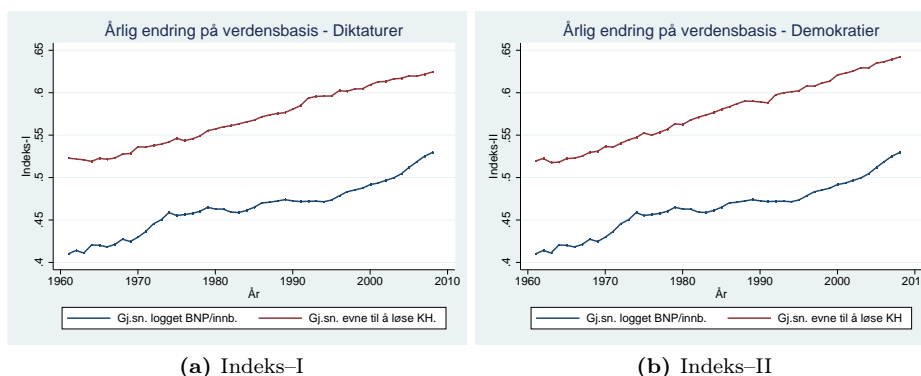
Robusthetstester

7.1 Innledning

Analysen i forrige kapittel er den eneste større statistiske analysen av sammenhengene mellom evnen til å løse kollektive handlingsproblemer og sannsynligheten for regimeendringer jeg kjenner til. Det knytter seg usikkerhet rundt slike komplekse fenomener, og den blir ikke mindre av mangelen på tilsvarende analyser å måle resultatene mot. Det er alltid en sannsynlighet for at resultatene drives av teoretisk irrelevante aspekter, for eksempel utformingen av forskningsdesignet, operasjonaliseringen av variabler eller datagrunnlaget. Jeg har truffet tiltak for å redusere sannsynligheten for dette. Det første jeg gjorde var å hente indikatorer fra anerkjente, velprøvde datasett der dette var mulig. Ved hjelp av programmet *Amelia II* (Honaker m fl., 2011) reduserte jeg sannsynligheten for at systematiske trekk i fordelingen av manglende verdier vil lede til skjeve resultater. For å redusere sannsynligheten for utelatt variabelskjevhet og alternative forklaringer kontrollerte jeg for en rekke faktorer jeg antok kunne være korrelert med både evnen til å løse kollektive handlingsproblemer og demokratisering eller demokratisk overlevelse. Et svært viktig spørsmål i oppgaven er relatert til målevaliditet. Representerer indikatorene for den uavhengige variabelen virkelig evnen til å løse kollektive handlingsproblemer og ikke relaterte, men irrelevante fenomener? For å redusere sannsynligheten for lav validitet utviklet jeg et omfattende målevalideringsdesign indikatorene ble testet mot.

I dette kapitlet gjennomfører jeg ytterligere tiltak for å redusere sannsynligheten for at resultatene drives av andre aspekter enn evnen til å løse kollektive handlingsproblemer. Disse tiltakene består av en rekke *robusthetstester* på de to mest sentrale analysene i forrige kapittel. Det vil si analysene der indeksene for evnen til å løse kollektive handlingsproblemer ble inkludert som uavhengige variabler.

Først vurderer jeg mulighetene for at resultatene er spuriøse effekter av en underliggende tidstrend, og tester om de endres dersom jeg kontrollerer for tid. Jeg følger opp med å identifisere uteliggerne og de innflytelsesrike observasjonene i analysene. Jeg studerer noen av uteliggerne, og ser om de kan si noe substansielt om problemstillingen eller modellene. Deretter kjører jeg analyser der uteliggerne og de innflytelsesrike observasjonene fjernes for å se om



Figur 7.1 – Gjennomsnittlig utvikling i logget BNP per innbygger og evnen til å løse kollektive handlingsproblemer 1961–2008

det leder til substansielle endringer i estimatene. Jeg ser så om de substansielle konklusjonene endres seg dersom jeg endrer den empiriske operasjonaliseringen av den avhengige variabelen. I fjerde seksjon tester jeg om resultatene er robuste for endring av analysemodell. Avslutningsvis kjører jeg analyser på de fem imputerte datasettene for å se om det er store avvik mellom dem. Resultatene i forrige kapittel er robuste for alle disse testene. Jeg klarer ikke å avvise hovedhypotesene.

7.2 Tidstrend?

I analysene kontrollerte jeg for en rekke faktorer for å redusere sannsynligheten for utelatt variabelskjevhet. Det kan imidlertid tenkes at evnen til å løse kollektive handlingsproblemer og sannsynligheten for demokratisering og demokratisk sammenbrudd er kausalt uavhengige fenomener, men at langsiktige trender i variablene leder til spuriøs korrelasjon. Det er altså en mulighet at korrelasjon skyldes systematisk lik utvikling over tid. Sannsynligheten reduseres antagelig av det store antallet land, og den forholdsvis lange tidsperioden (48 år). Imidlertid er antallet regimeendringer ganske lavt, noe som sannsynligvis har motsatt effekt (Skog, 2004, s. 325).

I analysene i forrige kapittel kontrollerte jeg imidlertid for logget bruttonasjonalprodukt per innbygger. Det er en variabel som sannsynligvis varierer som funksjon av mange av de samme konjunktorene og trendene som forklarer evnen til å løse kollektive handlingsproblemer. I figuren 7.1a, har jeg normalisert Indeks-I og logget BNP per innbygger mellom 0 og 1, og plottet den årlige gjennomsnittlige endringen i variablene for diktaturer. I figur 7.1b gjør jeg det samme med Indeks-II for demokratier. Figurene viser en forholdsvis lik utvikling i indeksene og logget BNP per innbygger over tid. De gjennomsnittlige endringene er noe større i indeksene. Den generelle trenden er imidlertid lik, noe som burde redusere sannsynligheten for at det skal eksistere konfunderende effekter av tidstrender.

For å redusere sannsynligheten ytterligere har jeg reestimert modellene i tabell 6.6 med dummyvariabler for hvert femte år. Resultatene i kolonne 1

i tabell 7.1 tyder på at sammenhengen mellom evnen til å løse kollektive handlingsproblemer og *demokratisering* er robust for tid. I kolonne 2 er sammenhengen mellom evnen til å løse kollektive handlingsproblemer og demokratisk overlevelse fortsatt signifikant, men kun på 0.1-nivå. Dette er imidlertid en relativt konservativ test, ettersom jeg både kontrollerer for tid via tiårsdummy-variabler og økonomisk utviklingsnivå. Utelates BNP per innbygger er estimatet positivt og signifikant på .01-nivå. Noe av effekten i begge modellene kan synes å skyldes en tidstrend, ettersom estimatene i tabell 7.1 er noe svakere enn estimatene i tabell 6.6. Selv ved kontroll for tid via dummyvariabler og BNP per innbygger er det imidlertid signifikante effekter av evnen til å løse kollektive handlingsproblemer. Både på sannsynligheten for demokratisering og for demokratisk overlevelse.

Tabell 7.1 – Kontroll for tid –
log odds for demokrati ved tid t

	(1)		(2)	
	Demokratisering		Demokratisk overlevelse	
Indeks-I	5.973***	(1.213)		
Indeks-II			4.430*	(2.675)
Andel mindreårige (ln)	-1.576*	(0.856)		
BNP per innbygger (ln)	-0.596**	(0.254)	1.531***	(0.482)
Økonomisk vekst (t-1)	-0.0251	(0.018)	0.0688**	(0.030)
Tvangsevne	-0.0764	(0.081)	-0.511***	(0.162)
Tidligere dem. sammenbrudd	0.424***	(0.108)	-1.660***	(0.223)
Lederutskift. per år (t-1)	0.685***	(0.194)	0.502	(0.410)
Væpnet opprør	-0.00929	(0.097)	-0.0992	(0.287)
Oljerenteinntekt	-0.0654*	(0.034)	-0.0387**	(0.019)
Militærdiktatur (t-1)	1.189***	(0.267)		
Kommunistdiktatur	-1.106*	(0.595)		
1960-1964	0.0989	(0.695)	-3.275***	(1.100)
1965-1969	-0.0200	(0.663)	-3.020***	(1.056)
1970-1974	-0.456	(0.654)	-2.836**	(1.220)
1975-1979	0.206	(0.608)	-3.017***	(0.965)
1980-1984	0.0814	(0.556)	-1.890*	(1.032)
1985-1989	0.408	(0.423)	-0.0383	(1.138)
1990-1994	0.785*	(0.418)	-0.344	(0.912)
1995-1999	-0.427	(0.523)	-0.761	(1.036)
2000-2004	0.0825	(0.501)	-0.419	(0.978)
Konstant	-10.13***	(2.577)	-14.10***	(3.417)
Antall år	6938		6938	
Antall land	168		168	
pseudo- R^2	0.91		0.897	
LR-test (chi2)	37.49		8.66	
LR-test (p)	0.001		0.01	

Estimert med dynamisk logit. Kontroll for landspesifikke trekk med klyngestandardfeil. Dem. stabilitet = demokratisk stabilitet. Standardfeil i parenteser. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

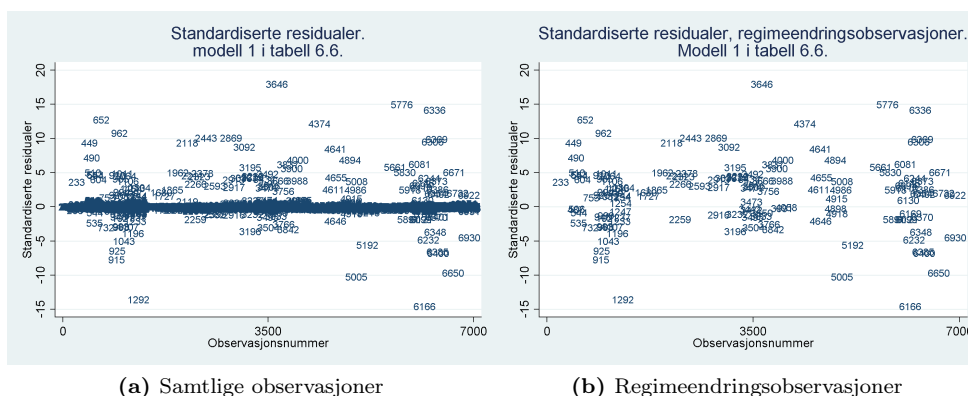
Indeks-I: Evnen til å løse kollektive handlingsproblemer i diktatur. Indeks-II: evnen i demokrati.

Dummyvariabelen og samspillsleddet for perioden 2005-2008 er referansekategori.

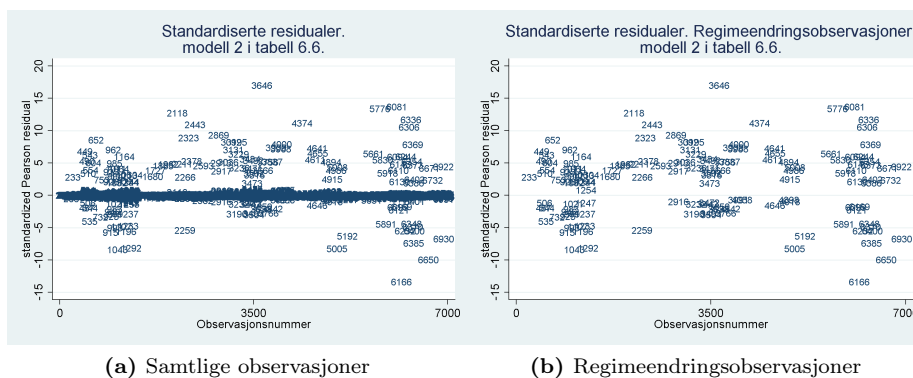
7.3 Uteliggere og innflytelsesrike observasjoner

7.3.1 Uteliggere

Uteliggere er observasjoner med store residualer. Store residualer indikerer at modellen forklarer observasjonene dårlig, ettersom dette er observasjoner som avviker fra den y -verdien en forventer, gitt verdiene på de uavhengige variablene. Uteliggere kan ha en uforholdsmessig stor innvirkning på de



Figur 7.2 – Uteliggeranalyse, Modell 1. Figur 6.6.



Figur 7.3 – Uteliggeranalyse, Modell 2. Figur 6.6.

estimerte parametrene i modellen (Long og Freese, 2006, s. 112-113). For å forsikre meg om at dette ikke er tilfelle inspiserer jeg uteliggerne i de to modellene i tabell 6.6, og tester om resultatene endres dersom de ekskluderes fra analysene.

Jeg identifiserer uteliggere ved å kalkulere observasjonenes *standardiserte Pearsons-residualer*. Det er ingen klare regler for når observasjoner bør defineres som uteliggere, men det finnes noen indikasjoner i litteraturen. Menard (2010, s. 135) mener kutt punktet bør være ved standardiserte residualer over 2 eller 3, og under -2 eller -3. Agresti og Finlay (1997, s. 538) foreslår lavere enn -3 og høyere enn 3. I figur 7.2a har jeg plottet inn de standardiserte residualene til samtlige observasjoner i modell 1 i tabell 6.6. I figur 7.2b har jeg gjort det samme, men ekskludert observasjoner uten regimeendring. Sammenlikner en figurene, viser det seg at samtlige av observasjonene som etter Menard eller Agresti og Finlays definisjon er uteliggere, er regimeendingsobservasjoner. Det samme mønsteret gjentar seg i modell 2, slik figurene 7.3a og 7.3b viser. Årsaken er forholdsvis enkel. Svært få av observasjonene i utvalget endrer regimeform fra $t-1$ til t . Det fører til at den avhengige variabelen ved $t-1$ har svært stor forklaringskraft, og dermed, at mange regimeendringer får store residualer. Bruker jeg kutt punktene til Menard eller Agresti og Finlay fjerner jeg svært

mye av den interessante variasjonen i datasettet. Jeg trenger derfor en mindre streng definisjon. Retningslinjene de gir er da også mer eller mindre vilkårlige. Hosmer og Lemeshow påpeker at

Thus, in practice, an assessment of "large" is, of necessity, a judgment call based on experience and the particular set of data being analyzed. [...] There is no substitute for experience in the effective use of diagnostic statistics (2000, s. 176)

Long og Freese understreker det samme: 'There is no hard-and-fast rule for what counts as a "large" residual' (2006, s. 115). Jeg inspiserer derfor de mest ekstreme uteliggerne for å se om de kan si noe substansielt om problemstilling, modellspesifisering eller kodingen av data.

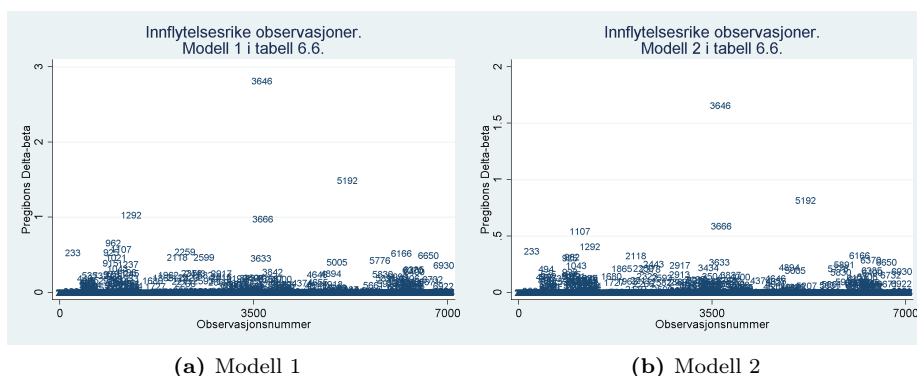
Det er syv observasjoner som skiller seg ut med residualer langt over 10 eller -10 i modell 1. I fem land gjennomgikk demokratiseringsprosesser, to opplevde demokratisk sammenbrudd. De demokratiske sammenbruddene er mindre interessante ettersom modellen fokuserer på demokratisering. Jeg går imidlertid også kort gjennom dem.

Observasjon 6166 representerer Bangladesh i 2007, der den sittende presidenten erklærte nasjonal unntakstilstand og kansellerte det påfølgende parlamentsvalget etter måneder med politisk vold og ustabilitet. En av årsakene skal ha vært at opposisjonen erklærte boikott av valget (New York Times, 2007). Bangladesh hadde forholdsvis lav verdi på indeksen for evnen til å løse kollektive handlingsproblemer. Observasjon 1292 står for Uruguay i 1973, der militæret tok over makten med et gradvist kupp etter år med unntakstilstand og geriljakrig. Uruguay hadde svært høy verdi på indeksen i dette året. Kuppet ble møtt med en langvarig generalstreik organisert av fagforeningene. Den ble imidlertid møtt med kraftig motstand fra regimets side. Blant annet ble fagforeninger oppløst, og ledere satt i fengsel. Streiken ble avbrutt, og fagbevegelsen sterkt svekket (Collier og Mahoney, 1997, s. 297–98).

Observasjon 4374 representerer Malawi i 1994, året landet avholdt sitt første demokratiske valg. Observasjon 3646 står for Nigeria i 1979, som gikk fra demokrati til diktatur. Begge hadde forholdsvis lave verdier på indeksen. Det samme hadde Nepal, observasjon 6336, som avholdt sitt første demokratiske valg i 1990. Det eneste substansielt interessante jeg finner ved observasjonene er at demokratiseringsprosessen i Nepal ble etterfulgt av borgerkrig seks år senere, og demokratisk sammenbrudd i 2001. I Nigeria falt demokratiet sammen i 1983 og forble et diktatur frem til 1999. De to resterende observasjonene, 652 og 5776, står for Nicaragua i 1984 og Mongolia i 1990. Begge hadde svært høye verdier på indeksen.

Figurene 7.3a og 7.3b viser at flere av observasjonene med residualer langt over 10 eller -10 i modell 1 gjenfinnes som ekstreme uteliggere i modell 2. Nærmere bestemt Nigeria 1979, Mongolia i 1990, Nepal i 1990, Bangladesh i 2007 og Malawi i 1994. I tillegg har observasjonene 2118 og 6081 svært høye residualer. Begge uteliggerne gjennomgikk demokratiseringsprosesser. Førstnevnte er Albania som demokratiserte i 1991. Verdien på indeksen var relativt høy. Sistnevnte er Bhutan som demokratiserte i 2007. Her var verdien på indeksen på middels nivå.

Oppsummert finner jeg ikke noe som tilsier feilkoding eller utelatt variabelskjevhet. For å avdekke om uteliggerne påvirker resultatene substansielt kjører jeg analyser av modellene i figur 6.6 der observasjonene med standardiserte residualer høyere enn 5 eller lavere enn -5 ekskluderes. Først



Figur 7.4 – Innflytelsesrike observasjoner, Modell 1 og 2 i figur 6.6.

avdekker jeg imidlertid om det finnes observasjoner med spesielt stor innflytelse på analyseresultatene.

7.3.2 Innflytelsesrike observasjoner

Long og Freese definerer en observasjon som innflytelsesrik dersom den har stor effekt på de estimerte parametrene til en gitt modell (Long og Freese, 2006, s. 112). Et alternativ er å definere observasjoner som innflytelsesrike dersom utelatelse av disse dataene leder til store endringer i prediksjonslikningene (Alan og Finlay, 1997, s. 310). Jeg avdekker dette gjennom beregning av *Pregibons Delta-beta* som tilsvarende *Cook's Delta-beta* i lineær regresjon. Pregibons Delta-beta er et standardisert mål på endringen i regresjonskoeffisientene ved utelatelse av observasjon i (Long og Freese, 2006, s. 117).

På lik linje med standardiserte residualer er det ingen klare regler for $dbeta$ -verdien som klassifiserer observasjoner som innflytelsesrike. Menard (2010, s. 138) foreslår en definisjon der observasjoner med $dbeta > 1.0$ regnes som innflytelsesrike. I modell 2 impliserer kutt punktet at kun en observasjon defineres som innflytelsesrik, Nigeria i 1979, som ble definert som ekstrem uteligger ovenfor. I modell 1 er det tre spesielt innflytelsesrike observasjoner, hvorav to ble definert som ekstreme uteliggere over: igjen Nigeria i 1979, i tillegg til Uruguay i 1973. I neste seksjon kjøres analyser hvor jeg ekskluderer observasjoner med $dbeta$ -verdi over 0.5.

7.3.3 Modell 1 og 2 i tabell indeks2 ekskludert for uteliggere og innflytelsesrike observasjoner

I tabell 7.2 viser jeg resultatene av nye analyser av modellene som ble presentert i tabell 6.6. Her er observasjonene med $dbeta$ over 0.5 og/eller standardiserte residualer under -5 eller over 5 ekskludert. Sammenliknet med den opprinnelige analysen er 38 observasjoner tatt ut modell 1, og 56 observasjoner tatt ut i modell 2. Rundt en tredjedel av demokratiseringene er utelatt i modell 1, og i underkant av en tredjedel av de demokratiske sammenbruddene i utvalget er utelatt i modell 2.

Tabell 7.2 – Uteliggere og innflytelsesrike observasjoner utelatt –
log odds for demokrati ved tid t

	(1)		(2)	
	Demokratisering		Demokratisk overlevelse	
Indeks-I	7.863***	(1.325)		
Indeks-II			15.71***	(3.250)
Andel mindreårige (ln)	-3.554***	(0.948)		
BNP per innbygger (ln)	-0.917***	(0.265)	0.774	(0.477)
Økonomisk vekst (t-1)	-0.0378*	(0.022)	0.0507	(0.034)
Tvangsevne	-0.0923	(0.096)	-0.731***	(0.146)
Tidligere dem. sammenbrudd	0.397***	(0.149)	-2.132***	(0.234)
Lederutskift. per år (t-1)	0.839***	(0.231)	-0.0253	(0.382)
Væpnet opprør	0.00759	(0.107)	-0.239	(0.268)
Oljereintekt	-0.119***	(0.027)	-0.0934***	(0.018)
Militærdiktatur (t-1)	2.733***	(0.401)		
Kommunistdiktatur	-1.817***	(0.560)		
Konstant	-17.05***	(2.864)	-16.45***	(3.426)
Antall år	6900		6882	
Antall land	168		168	
pseudo- R^2	0.94		0.94	
LR-test (chi2)	91.65		57.40	
LR-test (p)	0.001		0.001	

Estimert med dynamisk logit. Kontroll for landspesifikke trekk med klyngestandardfeil.

Standardfeil i parenteser. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Indeks-I: Evnen til å løse kollektive handlingsproblemer i diktatur. Indeks-II: evnen i demokrati.

Observasjoner med $\text{dbeta} > 0.5$ og/eller standardiserte residualer over 5/under -5 er ekskludert fra analysen

Sammenlikner en parameterestimaten i tabellen med estimatene i tabell 6.6 er det noen substansielle forskjeller, men ingen som endrer de foreløpige konklusjonene. I modell 1 er effekten av andelen barn sterkere. Den negative effekten av vekst har blitt signifikant på .1-nivå. Effektene av oljereinntekter og kommunistdiktatur er signifikant på .01-nivå. I modell 2 er det færre substansielle endringer, estimatet for økonomisk vekst har blitt insignifikant. Indeksestimatene er fortsatt positive og signifikante på .01-nivå. De er også klart styrket, og selv om standardfeilene er oppjusterte, tyder dette på at sammenhengene er enda klarere ved kontroll for uteliggere og innflytelsesrike observasjoner. Det ser altså ikke ut til at resultatene i forrige kapittel drives av disse faktorene.

7.4 Operasjonalisering av avhengige variabel

Det kan tenkes at resultatene ikke reflekterer de reelle empiriske forholdene, men drives av operasjonaliseringen av den avhengige variabelen. Jeg tester derfor modellene med en alternativ definisjon av regimeform hentet fra *The Polity IV Project* (Marshall og Jaggers, 2009). I tabell 7.3 repliserer jeg modellene fra tabell 6.6, med en alternativ avhengig variabel. I denne analysen har jeg dikotomisert Polity-skalaen slik at verdiene i intervallet -10 til 6 gis verdien 0, og verdiene 7 til 10 gis verdien 1. Som tidligere indikerer 0, diktatur, 1, demokrati. Korrelasjonen mellom denne variabelen og Cheibub m.fl.s demokrativariabel (Cheibub m fl., 2009) er relativt høy, .73, men gir også indikasjoner på at der en del variasjon. Ved bruk av polity får jeg utvidet datagrunnlaget med tre land og 178 observasjoner.

Noen færre observasjoner i utvalget er klassifisert som regimeendringer i henhold til den dikotomiserte polity-variabelen, totalt 126, mot 138 på democracy-variabelen. Av disse 126 regimeendringene, er det 78 tilfeller av

demokratisering og 48 tilfeller av demokratisk sammenbrudd.

Tabell 7.3 – Alternativ avhengig variabel –
log odds for demokrati ved tid t

	(1)		(2)	
	Demokratisering		Demokratisk overlevelse	
Indeks-I	4.179***	(1.164)		
Indeks-II			3.310**	(1.675)
Andel mindreårige (ln)	1.332	(0.903)		
BNP per innbygger (ln)	0.0494	(0.187)	1.056***	(0.246)
Økonomisk vekst (t-1)	-0.0234	(0.018)	0.0297	(0.020)
Tvangsevne	-0.133**	(0.067)	-0.170**	(0.082)
Tidligere dem. sammenbrudd	0.361***	(0.124)	-0.630***	(0.193)
Lederutskift. per år (t-1)	0.418***	(0.148)	-0.199	(0.261)
Væpnet opprør	-0.177	(0.218)	-0.169	(0.107)
Oljerenteinntekt	-0.0401	(0.025)	-0.0259*	(0.014)
Militærdiktatur (t-1)	0.0151	(0.242)		
Kommunistdiktatur	-1.010	(0.649)		
Konstant	-5.240**	(2.342)	-8.263***	(1.960)
Antall år	7116		7116	
Antall land	171		171	
pseudo- R^2	0.91		0.89	
LR-test (chi2)	15.94		9.60	
LR-test (p)	0.001		0.01	

Estimert med dynamisk logit. Kontroll for landspesifikke trekk med klyngestandardfeil. Avhengig variabel: Polity dikotomisert. 7 – 9 klassifisert som demokrati, Under 7 klassifisert som diktatur. Standardfeil i parenteser.

Indeks-I: Evnen til å løse kollektive handlingsproblemer i diktatur. Indeks-II: evnen i demokrati.

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

I modellene i tabell 7.3 har evnen til å løse kollektive handlingsproblemer klar og signifikant positiv effekt på sannsynligheten for demokratisering og demokratisk sammenbrudd. I modell 2 er estimatet signifikant på .05-nivå, en svekkelse sammenliknet med tabell 6.6. Det er likevel et klart robust resultat. Utover dette er det noen substansielle forskjeller sammenliknet med modellene i tabell 6.6, men ingen som endrer de foreløpige konklusjonene.

I modell 1 var BNP-estimatet negativt og signifikant med *demokrati* som avhengig variabel, her er det positivt, men insignifikant. Effekten av barn som andel av befolkningen er også blitt insignifikant. Tvangsevne har signifikant negative effekt i denne modellen, mens det ikke lenger er mulig påvise noen effekt av oljerenteinntekter, og militær- og kommunistdikaturer på sannsynligheten for demokratisering.

Det er også substansielle forskjeller mellom modell 2 og dens motpart i tabell 6.6. Estimatet for økonomisk utviklingsnivå er positivt og signifikant. Jeg tolker dette som en ytterligere indikasjon på at effekten av indeksen reflekterer evnen til å løse kollektive handlingsproblemer, ikke økonomisk utviklingsnivå, selv om de er korrelert. Utover dette er vekstestimatet blitt insignifikant, og estimatet for oljerenteinntekter svakere.

7.5 Statistisk modell

For å forsikre meg om at konklusjonene i forrige kapittel ikke er et resultat av den statistiske modellen repliserer jeg analysene i figur 6.6 med en alternativ statistisk tilnærming. Resultatene i tabell 7.4 er en replikasjon av analysene i tabell 6.6, estimert ved hjelp av Cox proporsjonale hasard-modeller med *shared frailty*. Cox-modeller antar at ulike kovariater kumulativt påvirker

sannsynligheten for at en spesifikk hendelse inntreffer for et gitt subjekt. I modell 1 er subjektene diktaturer, og den spesifikke hendelsen demokratisering. I modell 2 er subjektene demokratier, og den spesifikke hendelsen demokratisk sammenbrudd. Signifikante funn øker sannsynligheten for at de foreløpige konklusjonene er robuste.

Cox-modeller er passende for denne formen for overlevelsesanalyse fordi jeg slipper å gjøre noen antagelser om hvordan de underliggende sannsynlighetene for regimeendringer endres over tid. Jeg kommer tilbake til dette nedenfor. Videre er denne typen modeller brukt tidligere i analyser innen regimeendringslitteraturen, for eksempel av Alemán og Yang (2011).

Overlevelsesmodeller består av to komponenter. Den underliggende *hasardfunksjonen*, $h_0(t)$, uttrykker hvordan risikoen (hasardraten) for en hendelse endres over tid når verdiene på de uavhengige variablene er satt til 0. Effektparameterene viser hvordan hasardraten endres for ulike verdier på de uavhengige variablene. Den proporsjonale hasard-betingelsen i cox-modeller impliserer at kovariatene relaterer seg multiplikativt til hasardraten. Hasardraten h for subjekt j , betinges av analysetiden t og kovariatene x_j :

$$h(t|x_j)=h_0(t)\exp(x_jx)$$

Kun regresjonskoeffisientene x estimeres. Fordi modellen ikke gjør noen antagelser om den underliggende hasardratens form, om den faller, øker, eller er konstant, blir den ikke parameterisert. Cox-modeller blir derfor gjerne kalt semiparametriske. Fordelen er at vi unngår at feilaktige antagelser om hasardratens form leder til potensielt misledende resultater (Cleves m fl., 2008, s. 129-130). For å kontrollere for landspesifikke effekter er observasjonene klynget på land, og modellene estimert med såkalt *shared frailty*.¹ Shared frailty er det samme som tilfeldig effekt i andre regresjonsmodeller, og vil si at vi åpner opp for en latent tilfeldig variabel, en *frailty*, med multiplikativ effekt på hasardfunksjonen. Utvalget er inndelt i $i=1, \dots, n$ land, med $j=1, \dots, n_i$ observasjoner i gruppe i . For observasjon j i gruppe i , for eksempel Nicaragua i 1980, uttrykkes hasarden med shared frailty som:

$$h(t|x_{ij})=h_0(t)\alpha_i\exp(x_{ij}x)$$

Her er α_i den landspesifikke hasarden, eller frailtien.

Overlevelsesmodeller analyserer effekten av variabler på sannsynligheten for en viss hendelse, i dette tilfellet en regimeendring. Jeg understreker derfor at estimatene i modell 2 viser effekten av en enhets endring i de uavhengige variablene på sannsynligheten for demokratisk *sammenbrudd*, ikke demokratisk overlevelse. Sammenliknes modellene i tabell 7.4 med modellene i tabell 6.6 er det også en annen vesentlig forskjell. Antallet observasjoner er mye lavere i overlevelsesanalysene. Det skyldes at en kun estimerer effektene på bakgrunn av observasjoner som har en risiko for demokratisering, eller en risiko for demokratisk sammenbrudd. Kun diktaturer står ovenfor en risiko for demokratisering, demokratiene er derfor utelatt i modell 1. I modell 2 er

¹Etter min kjennskap finnes det dessverre ingen norsk oversettelse av dette ordet.

det omvendt. En fordel ved dynamisk logit-analyse er at den estimeres på hele utvalget. Dermed inkluderes mer informasjon.

I kolonne 1 i tabell 7.4 vises effekten av borgernes evne til å løse kollektive handlingsproblemer på risikoen for demokratisering. Parametrene er estimert på grunnlag av de 4000 observasjonene med risiko for å demokratisere, det vil si observasjoner klassifisert som diktaturer. Sammenliknet med figur 6.6 er det flere substansielle endringer. Estimater for andel barn er kun signifikant på .1-nivå. Variablene årlige lederutskiftninger og kommunistdiktatur har ingen signifikant effekt på sannsynligheten for demokratisering. Væpnet opprør er imidlertid signifikant og positivt relatert. Indeksen for evnen til å løse kollektive handlingsproblemer har imidlertid en positiv effekt på sannsynligheten for demokratisering. Signifikansnivået er på .05-nivå, langt fra tilstrekkelig til å avvise hypotesen.

Tabell 7.4 – Overlevelsesanalyse

	(1)		(2)	
	Demokratisering		Demokratisk sammenbrudd	
Indeks-I	3.010**	(1.212)		
Indeks-II			-8.027***	(2.249)
Andel mindreårige (ln)	1.831*	(0.961)		
BNP per innbygger (ln)	0.179	(0.236)	0.259	(0.332)
Økonomisk vekst (t-1)	-0.0104	(0.018)	0.0665**	(0.029)
Tvangsevne	-0.0538	(0.071)	0.0306	(0.086)
Tidligere dem. sammenbrudd	0.467***	(0.111)	0.522***	(0.149)
Lederutskift. per år (t-1)	0.132	(0.194)	0.752***	(0.185)
Væpnet opprør	0.135**	(0.067)	-0.0672	(0.133)
Oljerenteinntekt	-0.0693***	(0.022)	0.00721	(0.026)
Militærdiktatur (t-1)	1.157***	(0.251)		
Kommunistdiktatur	0.117	(0.493)		
Antall år	4000		2904	
Antall land	124		108	
Antall hendelser	85		49	
α	0.13		0.00	
SE(α)	0.25		0.00	
ll	-341.57		-194.35	

Estimert som stcox-modell. Kontroll for landspesifikke effekter med shared frailty.

Standardfeil i parenteser * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.

Standardfeil er betinget av theta.

LR-test av theta=0 i modell 1: $\chi^2(1) = 0.34$ Prob>= $\chi^2 = 0.279$

LR-test av theta=0 i modell 2: $\chi^2(1) = 4.5e-10$ Prob>= $\chi^2 = 0.500$

I kolonne 2 vises effekten av evnen til å løse kollektive handlingsproblemer på risikoen for demokratisk *sammenbrudd*. Variabler som øker sannsynligheten for demokratisk overlevelse har derfor negativt fortegn. Modellen er estimert på de 2904 observasjonene med risiko for demokratisk sammenbrudd, observasjonene klassifisert som demokratier. Også her er det noen substansielle forskjeller fra figur 6.6. Tvangsevnevariabelen og oljeinnteksvariabelen er insignifikant. Underlig nok er vekstestimatet positivt, noe som indikerer en positiv effekt av vekst i foregående år på demokratisk sammenbrudd. Det kan ikke stemme. Det er imidlertid ingen substansielle endringer dersom variabelen ekskluderes fra analysen. I denne analysen er også variabelen for lederutskiftninger positiv og signifikant. Estimater for evnen til løsning av kollektive handlingsproblemer er imidlertid negativt og signifikant på .01-nivå. Risikoen for demokratisk sammenbrudd reduseres altså dersom vi går fra lave til høye verdier på indeksen. Jeg konkluderer derfor med at de foreløpige konklusjonene om en sammenheng mellom evnen til å løse kollektive handlingsproblemer og sannsynligheten for

demokratisering og demokratisk overlevelse er robuste for valg av statistisk analysemodell.

7.6 Imputeringsprosedyren

I kapittel 4 redegjorde jeg for hvordan jeg behandlet de manglende verdiene i utvalget. Gjennom multippel imputasjon med programmet *Amelia-II* (Honaker m fl., 2011) erstattet jeg mangelverdiene med plausible verdier basert på den eksisterende informasjonen i datasettet. For å redusere sannsynligheten for feilaktige verdier konstruerer *Amelia-II* fem ulike datasett med noe ulikt imputerte verdier, der variasjonen reflekterer usikkerheten i imputeringsprosessen. Jeg konstruerte datasettet som ble brukt i analysene ved å ta gjennomsnittet av verdiene på variablene i de fem datasettene. Multippel imputasjon bør redusere sannsynligheten for skjevheter sammenliknet med listevis utelatelse eller lineær interpolering (Honaker m fl., 2011, s. 3). For å forsikre meg om at resultatene ikke drives av imputeringsprosedyren har jeg imidlertid kjørt modellene i tabell 6.6 på de fem ulike datasettene. Resultatene endrer ikke de substansielle konklusjonene. Effektene av evnen til å løse kollektive handlingsproblemer på sannsynlighetene for demokratisering og demokratisk sammenbrudd er positive og signifikante på .01-nivå i samtlige datasett. Resultatene er presentert i tabeller i appendiks A på side 105.

7.7 Avslutning

I dette kapittelet har jeg gjennomført en rekke tester for å avdekke om konklusjonene i forrige kapittel er robuste. Resultatene ser ut til være robuste for eventuelle tidstrender. Det ser heller ikke ut til at de er et resultat av uteliggere eller innflytelsesrike observasjoner.

Jeg kan videre konkludere med at resultatene ikke drives av operasjonaliseringen av den avhengige variabelen. Jeg kjørte analyser av modellene i figur 6.6 med en dikotomisert versjon av polity-variabelen fra *the Polity IV Project* (Marshall og Jaggers, 2009). Evnen til å løse kollektive handlingsproblemer hadde samme substansielle effekt på denne variabelen som den hadde i forrige kapittel.

Ved hjelp av overlevelsesmodeller viste jeg også at det ikke er den statistiske modellen som driver resultatene. Parameterestimaterne indikerte at evnen til løsning av kollektive handlingsproblemer økte risikoen for demokratisering og reduserte risikoen for demokratisk sammenbrudd. Avslutningsvis gikk jeg bort fra datasettet med gjennomsnittlige verdier fra de imputerte datasettene. Jeg kjørte modellene fra tabell 6.6 med data fra hvert av disse fem imputerte datasettene for å avdekke om det var substansielle forskjeller i estimatene. Det fant jeg ikke. Jeg har ikke klart å avvise oppgavens hovedhypoteser.

Kapittel 8

Oppsummering og konklusjon

Problemet jeg ønsket å belyse i denne oppgaven, befinner seg i skjæringspunktet mellom teori og empiri. Den empiriske *transitions from below*-litteraturen (Celestino og Gleditsch, 2011) har bidratt med mye innsikt om innvirkningen av kollektiv mobilisering på regimeendringer. Ikke minst er det nyttig med et perspektiv som utfordrer det tidligere så dominerende *transisjonsparadigmets* avvisning av fenomenet som en kausal variabel. Studiene til Ulfelder (2005), Teorell (2010), og Alemán og Yang (2011) er også interessant bidrag i så måte, og løfter konklusjonene opp på et mer generelt nivå. Det er imidlertid underlig at studiene som fokuserer på kollektiv mobilisering ikke trekker inn innsikt fra den kollektive handlingsproblemlitteraturen i særlig grad. Beissinger (2007) og Tucker (2007) er unntak her. Innenfor borgerkrigsforskning, som må sies å være et relatert felt, har dette vært langt mer vanlig. Spesielt har Paul Collier vært sentral, se for eksempel (Collier, 1999, 2001). Bidragene til Beissinger og Tucker er ikke bare verdifulle innspill i forskningen rundt kollektiv mobilisering. De er også noen av svært få eksempler på empirisk testing av implikasjonene fra den kollektive handlingslitteraturen. Svært mange av bidragene innen feltet for øvrig kjennetegnes av mangelfull empirisk underbygning.

Tucker og Beissinger har sett på de senere regimeomveltningene i Sentral- og Øst-Europa og Sentral-Asia. I denne oppgaven har jeg sett på et større antall land, over et større antall år, på lik linje med studiene til de før nevnte Ulfelder, Teorell og Alemán og Yang. Dette fordi jeg primært har vært interessert i variasjon, nærmere bestemt *variasjon i evnen til å løse kollektive handlingsproblemer*. Bakgrunnen for motivasjonen har vært de følgende antagelsene:

- En betingelse for kollektiv mobilisering er løsning av de kollektive handlingsproblemerne forbundet med handlingene
- kollektiv mobilisering øker sannsynligheten for demokratisering
- kollektiv mobilisering reduserer sannsynligheten for demokratisk sammenbrudd

Så fremt antagelsene er korrekte må det følge at *variasjon i evnen til å løse kollektive handlingsproblemer* påvirker sannsynlighetene for demokratisering og demokratisk sammenbrudd. I kapittel 2 redegjorde jeg for hvordan

jeg kunne utnytte Acemoglu og Robinsons rammeverk i *The Economic Origins of Dictatorship and Democracy* (2006) til å relatere begrepet til regimeendringer. har borgerne i diktaturer stor evne til løsning av kollektive handlingsproblemer øker sannsynligheten for at borgerne kan utgjøre en troverdig revolusjonstrussel, og for at eliten ikke kan avverge demokratisering gjennom politiske innrømmelser. Høy evne i demokratier reduserer sannsynligheten for at eliten kan komme med troverdige trusler om statskupp, og øker sannsynligheten for at eventuelle trusler kan avverges gjennom politiske innrømmelser.

I kapittel 3 definerte jeg evnen til å løse kollektive handlingsproblemer som

summen av strukturelle faktorer med innvirkning på borgernes avveining mellom deltagelse og avståelse i prodemokratiske kollektive aksjoner.

Med strukturelle betingelser mener jeg de bakenforliggende årsakene som gjør kollektiv mobilisering mulig (Belkin og Schofer, 2003, s. 598-99). Jeg vektlegger bevisst strukturelle faktorer i definisjonen, for å understreke skillet mellom bakenforliggende betingelser og utløsende hendelser. De fleste regimer opplever antageligvis potensielt utløsende sjokk. Jeg antar imidlertid at sannsynligheten for at de leder til regimeendringer avhenger av bakenforliggende forhold med innvirkning på borgernes evne til å løse sine kollektive handlingsproblemer. På bakgrunn av teoretiske bidrag og empiriske studier trakk jeg frem en rekke strukturelle betingelser som har blitt relatert til kollektiv mobilisering: urbaniseringsgrad, etnisk og religiøs fraksjonalisering, andelen unge, studenttetthet, arbeidsledighetsomfang, andelen underernærte, mediedekning, lese- og skrivekyndighet, NGO-tetthet, fagforeningstetthet og antallet politiske partier. I kapittel 5 operasjonaliserte jeg disse empirisk med ulike indikatorer.

8.1 Hovedfunn

Hovedfunksjonen til valideringsdesignet i kapittel 5 var å sikre at indikatorene for de ulike aspektene av evnen til å løse kollektive handlingsproblemer hadde høy målevaliditet. Designet fungerte imidlertid også som en utvelgelsestest. Betingelsene jeg fant frem til i kapittel 3 kom delvis fra teoretiske bidrag uten særlig empirisk forankring, og delvis fra empiriske casestudier. Det kunne godt tenkes at sammenhengene som ble beskrevet i casestudiene var kontekstspesifikke, og ikke gjaldt i den bredere sammenheng. Det kunne også godt tenkes at sammenhenger som ble beskrevet i den teoretiske litteraturen ikke var spesielt representative for den virkelige verden. På bakgrunn av statistiske analyser avdekket jeg om det var noen sammenheng mellom indikatorene og sannsynlighetene for minst én antiregimedemonstrasjon og minst én generalstreik i et gitt år.

For det første fant jeg noen interessante sammenhenger mellom potensielle utløsende faktorer og sannsynlighetene for kollektiv mobilisering. Demokratisk vekst, definert som en økning i antallet demokratier i et gitt år, og valgfusk, økte sannsynligheten for antiregimedemonstrasjoner og generalstreiker. Økonomisk krise økte også sannsynligheten for antiregimedemonstrasjoner, men jeg fant ingen sammenheng mellom denne variabelen og sannsynligheten

for generalstreik. På bakgrunn av analysene konkluderte jeg med at hypotesene om sammenheng mellom kollektiv mobilisering og etnisk og religiøs fraksjonalisering, og hypotesen om sammenheng mellom mobilisering og andelen av befolkningen under fattigdomsgrensen, ble svekket. Jeg fant, som forventet, en positiv effekt av fagforeningstetthet på sannsynligheten for generalstreik. Mer overraskende var den negative sammenhengen mellom indikatoren og antiregimedemonstrasjoner, selv ved kontroll for kommunististregime. En mulighet er at jeg ikke kontrollerer godt nok for statlig kontroll over fagforeninger, en annen at borgere velger generalstreiker som kollektiv uttrykksform fremfor demonstrasjoner, der fagforeninger er særlige sterke. En tredje mulighet er skjevhet i data, ettersom jeg kun hadde data for 66 land. Troverdigheten til de andre indikatorenes målevaliditet ble imidlertid styrket. De to indeksene jeg konstruerte på bakgrunn av de validerte indikatorene hadde stor effekt på sannsynlighetene for de to mobiliseringsformene.

Målevalideringsdesignet har gitt noen indikasjoner på sammenhenger mellom de ulike betingelsene og evnen til løsning av kollektive handlingsproblemer. Det må imidlertid understrekes at det fortsatt er betydelig usikkerhet. Det er antagelig behov for mer forskning rundt disse relasjonene. En start kan være å finne alternativer til de kollektive mobiliseringsformene jeg har benyttet som avhengige variabler i denne oppgaven.

Analysene i kapittel 6 styrket troverdigheten til de fleste hypotesene i oppgaven. Jeg fant en positiv effekt av *urbaniseringsnivå* på sannsynligheten for demokratisk overlevelse. Sammenhengen mellom variabelen og demokratisering var ikke signifikant. Antagelig skyldtes dette høy korrelasjon mellom variabelen og økonomisk utviklingsnivå. Variablene for informasjonsspredning var begge positivt korrelerte med demokratisering og demokratisk overlevelse. Jeg fant en positiv sammenheng mellom arbeidsløshet og demokratisering, og en mulig positiv effekt av ungdomsbølger. Jeg fant ingen sammenheng mellom studenttetthet og demokratisering kontrollert for generelt utdanningsnivå, men en klar sammenheng mellom variabelen og demokratisk overlevelse. Nesten alle variablene for prodemokratiske grupper hadde den forventede effekten. Jeg fant klar effekt av både parti- og NGO-variabelen i forventet retning. Videre fant jeg en klar positiv effekt av fagforeningstetthet på sannsynligheten for overlevelse, men ingen effekt på demokratisering. Sannsynligvis er dette et korrekt funn, men det kan tenkes at jeg ikke har gode nok kontroller for statlig dominans over dette samfunnsområdet. Avslutningsvis fant jeg klare og sterke sammenhenger i forventet retning i analysene der jeg inkluderte de to indeksene. Den foreløpige konklusjonen var derfor at hovedhypotesenes troverdighet var styrket.

8.2 Implikasjoner

I kapittel 7 utsatte jeg indeksresultatene i kapittel 6 for omfattende testing. Jeg konkluderte her med at verken modellspesifisering eller operasjonaliseringen av den avhengige variabelen driver resultatene. Det gjør heller ikke uteliggere eller innflytelsesrike observasjoner. Jeg kjørte også analysene på samtlige fem imputerte versjoner av datasettet, uten at dette ledet til substansiell endring i resultatene. Kontroll for tid kontrollerte bort noe av sammenhengen mellom evnen til å løse kollektive handlingsproblemer og demokratisk overlevelse, men det er fortsatt en statistisk signifikant positiv sammenheng mellom variablene.

Jeg konkluderer derfor med at resultatene gir indikasjoner på at hypotesene kan være riktige. Det kreves imidlertid mer forskning på dette feltet for å redusere usikkerheten ytterligere.

Oppgavens funn har to implikasjoner for den videre forskningen på feltet. Den første kan relateres til den bredere debatten på feltet. Jeg nevnte innledningsvis transisjonsparadigmets avvisning av kollektiv mobilisering som en forklaringsfaktor bak regimeendringer. Resultatene i denne oppgaven gir en ytterligere indikasjon på at dette er et feilskjær. Det bør heller ikke være overraskende. Det kan godt tenkes at elites strategiske samspill er en viktig forklaringsvariabel. Det er imidlertid ikke ulogisk å tenke at utfallet av dette samspillet påvirkes av borgernes evne til å arrangere og organisere kollektive masseaksjoner.

Den andre implikasjonen av oppgavens funn er behovet for mer forskning i skjæringspunktet mellom kollektive handlingsproblemer og regimeendringer. Den kvalitative og kvantitative forskningen på kollektiv mobilisering kan tjene på å utnytte innsikten fra den kollektive handlingsproblemlitteraturen. Mye inspirasjon kan også hentes fra borgerkrigslitteraturen, der dette som tidligere nevnt, har vært mer vanlig. Variasjon i evnen til å løse kollektive handlingsproblemer kan ikke forklare alt. Variabelen kan imidlertid kanskje bidra i oppklaringen av hva som leder til hendelser som statskuppene i Mali og Guinea-Bissau og demokratiseringsprosessene i Midtøsten. Fenomener som er for viktige til å bli stående uforklart.

Det er en lang rekke problemstillinger det kan tas tak i videre. En interessant mulighet, er å undersøke effekten av evnen til å løse kollektive handlingsproblemer på regimeendringer, med en utvidet demokratidefinisjon. Gates m.fl. (2006) og Epstein m.fl. (2006) skiller mellom demokratier, diktaturer og *institusjonelt inkonsistente regimer*, og finner at sannsynligheten for regimeendringer er størst i den sistnevnte kategorien. Det hadde vært interessant med en fremtidig studie som så på effekten kollektiv mobilisering og handlingsproblemer på sannsynligheten for regimeendring i denne typen regimer.

Bibliografi

- Acemoglu, Daron og James A. Robinson (2000), 'Why did the west extend the franchise? democracy, inequality and growth in historical perspective', *The Quarterly Journal of Economics* **CXV**, 1167–1199.
- Acemoglu, Daron og James A. Robinson (2001), 'A theory of political transitions', *The American Economic Review* **91**(4), 938–963.
- Acemoglu, Daron og James Robinson (2006), *Economic Origins of Dictatorship and Democracy*, Cambridge University Press.
- Acemoglu, Daron, Simon Johnson, James A. Robinson og Pierre Yared (2009), 'Reevaluating the modernization hypothesis', *Journal of Monetary Economics* **56**(8), 1043–1058.
- Adcock, Robert og David Collier (2001), 'Measurement validity: A shared standard for qualitative and quantitative research', *The American Political Science Review* **95**(3), 529–546.
- Alan, Agresti og Barbara Finlay (1997), *Statistical Methods for the Social Sciences*, third edn, Pearson Prentice Hall, New Jersey.
- Alemán, José og David D. Yang (2011), 'A duration analysis of democratic transitions and authoritarian backslides', *Comparative Political Studies* .
- Alesina, Alberto F., William Easterly, Arnaud Devleeschauwer, Sergio Kurlat og Romain T. Wacziarg (2003), 'Fractionalization', *Journal of Economic Growth* **8**(2), 155–194.
- Alvarez, Michael E., Adam Przeworski, José Antonio Cheibub og Fernando Limongi (2000), *Democracy and Development: Political Institutions and Well-Being in the World, 1950-1990*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Banks, Arthur S. (2011), *Cross-National Time-Series Data Archive*, State University of New York at Binghamton, Binghamton.
- BBC News (2011), 'Moderate islamist party claims election win in tunisia', <http://www.bbc.co.uk/news/world-africa-15438945>.
- BBC News (2012a), 'Guinea-bissau leaders seized in coup are freed', <http://www.bbc.co.uk/news/world-africa-17876813>.
- BBC News (2012b), 'Gunfire heard in guinea-bissau capital', <http://www.bbc.co.uk/news/world-africa-17697464>.

- BBC News (2012c), 'Mali coup leader sanogo 'will not cling to power'', <http://www.bbc.co.uk/news/world-africa-17491522>.
- Beck, Nathaniel, David Epstein, Simon Jackman og Sharyn O'Halloran (2002), Alternative models of dynamics in binary time-series-cross-section models: The example of state failure. Paper presentert på The 2001 Annual Meeting of the Society for Political Methodology, Emory University.
- Beetham, David (1994), *Defining and measuring democracy*, Sage Publications, London.
- Beissinger, Mark R. (2007), 'Structure and example in modular political phenomena: The diffusion of bulldozer/rose/orange/tulip revolutions', *Perspectives on Politics* .
- Belkin, Aaron og Evan Schofer (2003), 'Toward a structural understanding of coup risk', *The Journal of Conflict Resolution* .
- Bermeo, Nancy (1990), 'Rethinking regime change', *Comparative Politics* **22**(3), 359–377.
- Bermeo, Nancy (1997), 'Myths of moderation: Confrontation and conflict during democratic transitions', *Comparative Politics* **29**(3), 305–322.
- Bermeo, Nancy (2003), *Ordinary People in Extraordinary Times: the Citizenry and the Breakdown of Democracy*, Stanford University Press, Princeton University Press.
- Bernard, Michael, Christopher Reenock og Timothy Nordstrom (2001), 'Economic performance, institutional intermediation and democratic survival', *Journal of Politics* **63**(3), 775–83.
- Bernard, Michael, Christopher Reenock og Timothy Nordstrom (2003), 'Economic performance and survival in new democracies: Is there a honeymoon effect?', *Comparative Political Studies* **36**(4), 404–31.
- Boix, Carles (2003), *Democracy and Redistribution*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Boix, Carles og Susan Stokes (2003), 'Endogenous democratization', *World Politics* **55**(4), 517–549.
- Bollen, Kenneth A. (1979), 'Political democracy and the timing of development', *American Sociological Review* **44**(4), 572–587.
- Bratton, Michael og Nicolas van de Walle (1992), 'Popular protest and political reform in africa', *Comparative Politics* **24**(4), 419–442.
- Bratton, Michael og Nicolas van de Walle (1997), *Democratic Experiments in Africa: Regime Transitions in Comparative Perspective*, Cambridge University Press, Cambridge UK og New York.
- Bunce, Valerie (2000), 'Comparative democratization: Big and bounded generalizations', *Comparative Political Studies* **33**(6/7), 703–734.

- Carothers, Thomas (2002), 'The end of the transition paradigm', *Journal of Democracy* **13**(1), 5–21.
- Celestino, Mauricio Rivera og Kristian Skrede Gleditsch (2011), Protest, collective action and regime change. Paper presentert på "Workshop on Beyond Civil War" ved Centre for the Study of Civil War, PRIO.
- Cheibub, José Antonio, Jennifer Gandhi og James Raymond Vreeland (2009), 'Democracy and dictatorship revisited', *Public Choice* **143**(1–2), 67–101.
- Cleves, Mario, William Gould og Roberto G. Guterrez (2008), *An Introduction to Survival Analysis Using Stata*, 2 edn, Stata Press.
- Collier, Paul (1999), *Doing Well out of War. Paper presentert på "Conference on Economic Agendas in Civil Wars"*, The World Bank, London.
- Collier, Paul (2001), Economic causes of civil conflict and their implications for policy, in C. A. Crocker, F. O. Hampson og P. R. Aall, eds, 'Turbulent Peace: The Challenges of Managing International Conflict', United States Institute of Peace Press, Washington, D.C, chapter 10, pp. 143–162.
- Collier, Ruth Berins (1999), *The Working Class and Elites in Western Europe and South America*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Collier, Ruth Berins og James Mahoney (1997), 'Adding collective actors to collective outcomes: Labor and recent democratization in south america and southern europe', *Comparative Politics* **29**(3), 285–303.
- Dahl, Robert Alan (1971), *Polyarchy: Participation and Opposition*, Yale University Press, Yale.
- Dahl, Robert Alan og Edward R. Tufte (1973), *Size and Democracy*, Stanford University Press, Stanford.
- Davenport, Christian (2007), 'State repression and political order', *Annual Review of Political Science* **10**(1), 1–23.
- Epstein, David P., Robert Bates, Jack Goldstone, Ida Kristensen og Sharyn O'Halloran (2006), 'Democratic transitions', *American Journal of Political Science* **50**(3), 551–569.
- FN (2010), *World Population Prospects: The 2010 Revision*, United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division, New York.
- Gandhi, Jennifer og Adam Przeworski (2007), 'Authoritarian institutions and the survival of autocrats', *Comparative Political Studies* **40**(11), 1279–1301.
- Gates, Scott, Håvard Hegre, Mark P. Jones og Håvard Strand (2006), 'Institutional inconsistency and political instability: Polity duration, 1800–2000', *American Journal of Political Science* **50**(4), 893–908.
- Geddes, Barbara (1999), 'What do we know about democratization after twenty years', *Annual Review of Political Science* pp. 115–144.

- Gleditsch, Kristian Skrede og Michael D. Ward (2006), 'Diffusion and the international context of democratization', *International Organization* **60**, 911–933.
- Goldstone, Jack A. (2007), *Revolution and Rebellion in the Early Modern World*, University of California Press, Berkeley.
- Haggard, Stephan og Robert R. Kaufman (1995), *The Political Economy of Democratic Transitions*, Princeton University Press.
- Haggard, Stephan og Robert R. Kaufman (1997), 'The political economy of democratic transitions', *Comparative Politics* **29**(3), 263–283.
- Heston, Alan, Robert Summers og Bettina Aten (2011), *Penn World Table Version 7.0*, Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania, Pennsylvania.
- Honaker, James, Gary King og Matthew Blackwell (2011), 'Amelia ii: A program for missing data', Tilgjengelig via <http://gking.harvard.edu/software/amelia-ii-program-missing-data/1-5-5>.
- Hosmer, David W. og Stanley Lemeshow (2000), *Applied Logistic Regression*, John Wiley & Sons, New York.
- Hovi, Jon (2008), *Spillteori. En innføring*, 1 edn, Universitetsforlaget.
- Huntington, Samuel P. (1968), *Political Order in Changing Societies*, Yale University Press, New Haven og London.
- Huntington, Samuel P. (1984), 'Will more countries become democratic?', *Political Science Quarterly* pp. 193–218.
- Huntington, Samuel P. (1991), *The Third Wave: democratization in the Late Twentieth Century*, University of Oklahoma Press, Norman OK.
- Inglehart, Ronald (1997), *Modernization and Postmodernization: Cultural, Economic and Political Change in 43 Societies*, Princeton University Press, Princeton.
- Inglehart, Ronald og Christian Welzel (2005), *Modernization, Cultural Change, and Democracy: The Human Development Sequence*, Cambridge University Press, Cambridge.
- International Telecommunication Union (2009), *World Telecommunication Indicators*, International Telecommunication Union, Geneva.
- Jackman, Robert W. (1973), 'On the relation of economic development to democratic performance', *American Journal of Political Science* **17**(3), 611–621.
- Jackman, Simon (2000), 'In and out of war and peace: Transitional models of international conflict', Department of Political Science, Stanford University.
- Kadera, Kelly M., Mark J. C. Crescenzi og Megan L. Shannon (2003), 'Democratic survival, peace and war in the international system', *American Journal of Political Science* **47**(2), 234–247.

- Kennedy, Ryan (2010), 'The contradiction of modernization: A conditional model of endogenous democratization', *The Journal of Politics* **72**(3), 785–798.
- King, Gary, Robert O. Keohane og Sidney Verba (1994), *Designing Social Inquiry: Scientific Inference in Qualitative Research*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- Kuran, Timur (1989), 'Sparks and prairie fires: A theory of unanticipated political revolution', *Public Choice* **61**(1), 41–74.
- Lichbach, Mark I. (1995), *The Rebel's Dilemma*, University of Michigan Press.
- Lijphart, Arend (1975), 'The comparable cases strategy in comparative research', *Comparative Political Studies* **8**, 158–177.
- Linz, Juan og Alfred Stepan, eds (1978), *The Breakdown of Democratic Regimes: Crisis, Breakdown, and Reequilibrium*, The John Hopkins University Press.
- Lipset, Seymour Martin (1959), 'Some social requisites of democracy: Economic development and legitimacy', *International Social Science Journal* **53**, 69–105.
- Londregan, John B. og Keith T. Poole (1996), 'Does high income promote democracy', *World Politics* **49**(1), 1–30.
- Long, J. Scott og Jeremy Freese (2006), *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*, 2 edn, Stata Press.
- Mahoney, James (2003), Comparative historical analysis in the social sciences, in J.Mahoney og D.Rueschemeyer, eds, 'Comparative Historical Analysis in the Social Sciences', Cambridge University Press, Cambridge, chapter 4.
- Marshall, Monty og Keith Jagers (2009), *Polity IV Project: Political Regime Characteristics and Transitions 1800-2007*, Center for Global Peace, George Mason University.
- Martin, Brian og Wendy Varney (2003), 'Nonviolence and communication', *Journal of Peace Research* **40**(2), 213–232.
- Menard, Scott W. (2010), *Logistic Regression. From Introductory to Advanced Concepts and Applications*, Sage Publications Inc.
- Moore, Will H. (1995), 'Rational rebels: Overcoming the free-rider problem', *Political Research Quarterly* **48**(2), 417–454.
- Morrow, James D. (1994), *Game theory for political scientists*, Princeton University Press.
- New York Times (2007), 'In bangladesh, state of emergency and election delay', <http://www.nytimes.com/2007/01/12/world/asia/12bangladesh.html>.
- O'Donnell, Guillermo (1973), *Modernization and Bureaucratic-Authoritarianism: studies in South American Politics*, Institute of International Studies, University of California.

- O'Donnell, Guillermo, Philippe Schmitter og Laurence Whitehead, eds (1986), *Transitions from Authoritarian Rule: Prospects for Democracy*, The John Hopkins University Press, Baltimore and London.
- Olson, Mancur (1965), *The Logic of Collective Action: Public Goods and the Theory of Groups*, Harvard University Press.
- Palma, Giuseppe Di (1990), *To Craft Democracies - An Essay on Democratic Transitions*, University of California Press, Berkeley og Los Angeles, California.
- Paxton, Pamela (2002), 'Social capital and democracy: An interdependent relationship', *American Sociological Review* **67**, 254–277.
- Pennings, Paul, Hans Keman og Jan Kleinnijenhuis (2006), *Doing Research in Political Science*, 2 edn, Cambridge University Press.
- Przeworski, Adam og Fernando Limongi (1997), 'Modernization: Theories and facts', *World Politics* **49**(2), 155–183.
- Przeworski, Adam, Michael E. Alvarez, José Antonio Cheibub og Fernando Limongi (1996), 'Classifying political regimes', *Studies in Comparative International Development* **31**(2), 3–36.
- Przeworski, Adam, Michael E. Alvarez, José Antonio Cheibub og Fernando Limongi (1999), 'The acpl political and economic database'.
- Putnam, Robert D. (2000), *Bowling Alone. The Collapse and Revival of American Community*, Simon and Schuster, New York.
- Ross, Michael L. (2001), 'Does oil hinder democracy?', *World Politics* **53**(3), 325–361.
- Rueschemeyer, Dietrich, Evelyne Huber Stephens og John D. Stephens (1992), *Capitalist development and democracy*, University of Chicago Press, Chicago.
- Rustow, Dankward (1970), 'Transitions to democracy: Towards a dynamic model', *Comparative Politics* **2**(3), 337–363.
- Schmitz, Hans Peter (2004), 'Domestic and transnational perspectives on democratization', *International Studies Review* **6**(3), 403–426.
- Schumpeter, Joseph A. (1942), *Capitalism, Socialism and Democracy*, George Allen & Unwin, London.
- Silver, Morris (1974), 'Political revolution and repression: An economic approach', *Public Choice* **17**, 63–71.
- Singer, J. David og Melvin Small (2011), *National Material Capabilities (v4.0)*, Correlates of War Project.
- Skog, Ole-Jørgen (2004), *Å forklare sosiale fenomener. En regresjonsbasert tilnærming*, Gyldendal Norsk Forlag AS, Oslo.

- Slater, Dan (2009), 'Revolutions, crackdowns, and quiescence: Communal elites and democratic mobilization in southeast asia', *American Journal of Sociology* **115**(1), 203–254.
- Tarrow, Sidney (2011), *Power in Movement: Social Movements and Contentious Politics*, 3 edn, Cambridge University Press, New York.
- Teorell, Jan (2010), *Determinants of Democratization. Explaining Regime Change in the World, 1972-2006*, Cambridge University Press.
- Terry, Karl Lynn (1990), Dilemmas of democratization in latin america, in D. A. Rustow og K. P. Erickson, eds, 'Comparative Political Dynamics: Global Research Perspectives', Harper Collins.
- The Guardian (2010), 'Military junta seizes power in niger coup', <http://www.guardian.co.uk/world/2010/feb/19/niger-military-junta-coup>.
- The Guardian (2012a), 'Egyptian protesters killed in cairo', <http://www.guardian.co.uk/world/2012/may/02/egyptian-protesters-killed-cairo?INTCMP=SRCH>.
- The Guardian (2012b), 'Papua new guinea military coup fails', <http://www.guardian.co.uk/world/2012/jan/26/papua-new-guinea-coup-fails>.
- The International Labor Organization (2011), *Trade Union Membership Statistics 2011*, The International Labor Organization, Department of Statistics, Geneve.
- Tucker, Joshua A. (2007), 'Enough! electoral fraud, collective action problems, and post-communist colored revolutions', *Perspectives on Politics* **5**(3), 535–552.
- Tullock, Gordon (1971), 'The paradox of revolution', *Public Choice* **11**, 89–99.
- Tullock, Gordon (1974), *The Social Dilemma: The Economics of War and Revolution*, University Publications, Blacksburg, VA.
- Ulfelder, Jay (2005), 'Contentious collective action and the breakdown of authoritarian regimes', *International Political Science Review* **26**(3), 311–334.
- UNESCO (2011), *The UIS Database*, UNESCO Institute of Statistics, Montreal. Hentet den 8/12-2011.
- Verdensbanken (2011), *World Development Indicators*, The World Bank Group.
- Visser, Jelle (2011), *Database on Institutional Characteristics of Trade Unions, Wage Setting, State Intervention and Social Pacts in 34 Countries between 1960 and 2007*, Amsterdam Institute for Advanced Labour Studies, Amsterdam.
- Willer, Robb (2009), 'Groups reward individual sacrifice: The status solution to the collective action problem', *American Sociological Review* .

Wood, Elisabeth Jean (2001), 'An insurgent path to democracy : Popular mobilization, economic interests, and regime transition in south africa and el salvador', *Comparative Political Studies* **34**(8), 862-888.

World Resources Institute (2005), *Civil Society: International Non-Governmental Organizations with Membership*, World Resources Institute Earth Trends Online Database.

Tillegg A

Resultater i de fem imputerte datasettene

Tabell A.1 – Evnen til å løse kollektive handlingsproblemer – Imputering-1

	(1)		(2)	
	Demokratisering		Demokratisk overlevelse	
Indeks-I	5.743***	(0.805)		
Indeks-II			9.323***	(2.082)
Andel mindreårige (ln)	-1.067**	(0.483)		
BNP per innbygger (ln)	-0.495***	(0.189)	0.408	(0.295)
Økonomisk vekst (t-1)	-0.0296*	(0.015)	0.0375*	(0.022)
Tvangsevne	-0.0907	(0.065)	-0.368***	(0.104)
Tidligere dem. sammenbrudd	0.421***	(0.102)	-1.335***	(0.149)
Lederutskift. per år (t-1)	0.693***	(0.183)	-0.200	(0.263)
Væpnet opprør	-0.0468	(0.086)	-0.327	(0.238)
Oljerenteinntekt	-0.0270**	(0.013)	-0.0320**	(0.013)
Militærdiktatur (t-1)	1.048***	(0.253)		
Kommunistdiktatur	-0.861*	(0.512)		
Konstant	-8.831***	(1.645)	-7.909***	(2.264)
Antall år	6938		6938	
Antall land	168		168	
pseudo-R ²	0.90		0.89	
LR-test (chi2)	66.64		32.84	
LR-test (p)	0.001		0.001	

Estimert med dynamisk logit. Kontroll for landspesifikke trekk med klyngestandardfeil.
Standardfeil i parenteser. * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.
Indeks-I: Evnen til å løse kollektive handlingsproblemer i diktatur. Indeks-II: evnen i demokrati.

Tabell A.2 – Evnen til å løse kollektive handlingsproblemer – Imputering-2

	(1)		(2)	
	Demokratisering		Demokratisk overlevelse	
Indeks-I	5.230***	(0.772)		
Indeks-II			9.184***	(1.928)
Andel mindreårige (ln)	-1.642***	(0.478)		
BNP per innbygger (ln)	-0.465***	(0.167)	0.452	(0.283)
Økonomisk vekst (t-1)	-0.0270	(0.017)	0.0469*	(0.024)
Tvangsevne	-0.0672	(0.063)	-0.339***	(0.104)
Tidligere dem. sammenbrudd	0.422***	(0.107)	-1.252***	(0.136)
Lederutskift. per år (t-1)	0.681***	(0.180)	-0.139	(0.270)
Væpnet opprør	-0.0386	(0.094)	-0.373*	(0.207)
Oljerenteinntekt	-0.0216*	(0.013)	-0.00955	(0.019)
Militærdiktatur (t-1)	1.024***	(0.244)		
Kommunistdiktatur	-0.993**	(0.471)		
Konstant	-10.07***	(1.593)	-7.712***	(2.225)
Antall år	6938		6938	
Antall land	168		168	
pseudo-R ²	0.89		0.89	
LR-test (chi2)	48.77		32.01	
LR-test (p)	0.001		0.001	

Estimert med dynamisk logit. Kontroll for landspesifikke trekk med klyngestandardfeil.
Standardfeil i parenteser. * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.
Indeks-I: Evnen til å løse kollektive handlingsproblemer i diktatur. Indeks-II: evnen i demokrati.

Tabell A.3 – Evnen til å løse kollektive handlingsproblemer – Imputering-3

	(1)		(2)	
	Demokrativering		Demokratisk overlevelse	
Indeks-II	5.691***	(0.854)		
Indeks-II			11.33***	(2.063)
Andel mindreårige (ln)	-2.164***	(0.531)		
BNP per innbygger (ln)	-0.653***	(0.183)	0.248	(0.277)
Økonomisk vekst (t-1)	-0.0276*	(0.016)	0.0446*	(0.023)
Tvangsevne	-0.0499	(0.074)	-0.442***	(0.116)
Tidligere dem. sammenbrudd	0.439***	(0.101)	-1.326***	(0.141)
Lederutskift. per år (t-1)	0.713***	(0.176)	-0.225	(0.271)
Væpnet opprør	0.0201	(0.067)	-0.308	(0.263)
Oljerenteinntekt	-0.0321**	(0.013)	-0.0543***	(0.015)
Militærdiktatur (t-1)	1.160***	(0.257)		
Kommunistdiktatur	-1.062**	(0.469)		
Konstant	-10.70***	(1.823)	-8.484***	(2.340)
Antall år	6938		6938	
Antall land	168		168	
pseudo-R ²	0.90		0.89	
LR-test (chi2)	72.99		47.71	
LR-test (p)	0.001		0.001	

Estimert med dynamisk logit. Kontroll for landspesifikke trekk med klyngestandardfeil.
Standardfeil i parenteser. * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.
Indeks-I: Evnen til å løse kollektive handlingsproblemer i diktatur. Indeks-II: evnen i demokrati.

Tabell A.4 – Evnen til å løse kollektive handlingsproblemer – Imputering-4

	(1)		(2)	
	Demokrativering		Demokratisk overlevelse	
Indeks-I	5.803***	(0.861)		
Indeks-II			10.41***	(2.047)
Andel mindreårige (ln)	-1.034**	(0.440)		
BNP per innbygger (ln)	-0.502***	(0.178)	0.322	(0.282)
Økonomisk vekst (t-1)	-0.0211*	(0.012)	0.0575**	(0.023)
Tvangsevne	-0.0853	(0.058)	-0.345***	(0.102)
Tidligere dem. sammenbrudd	0.409***	(0.100)	-1.295***	(0.146)
Lederutskift. per år (t-1)	0.764***	(0.178)	-0.167	(0.262)
Væpnet opprør	-0.0247	(0.061)	-0.322	(0.214)
Oljerenteinntekt	-0.0296**	(0.014)	-0.0380***	(0.014)
Militærdiktatur (t-1)	1.065***	(0.258)		
Kommunistdiktatur	-0.921*	(0.510)		
Konstant	-8.688***	(1.728)	-7.725***	(2.202)
Antall år	6938		6938	
Antall land	168		168	
pseudo-R ²	0.90		0.89	
LR-test (chi2)	65.72		40.60	
LR-test (p)	0.001		0.001	

Estimert med dynamisk logit. Kontroll for landspesifikke trekk med klyngestandardfeil.
Standardfeil i parenteser. * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.
Indeks-I: Evnen til å løse kollektive handlingsproblemer i diktatur. Indeks-II: evnen i demokrati.

Tabell A.5 – Evnen til å løse kollektive handlingsproblemer – Imputering-5

	(1)		(2)	
	Demokrativering		Demokratisk overlevelse	
Indeks-I	6.070***	(1.031)		
Indeks-II			10.40***	(2.094)
Andel mindreårige (ln)	-0.782	(0.612)		
BNP per innbygger (ln)	-0.380**	(0.190)	0.265	(0.264)
Økonomisk vekst (t-1)	-0.0176	(0.013)	0.0442*	(0.024)
Tvangsevne	-0.0643	(0.067)	-0.369***	(0.102)
Tidligere dem. sammenbrudd	0.388***	(0.102)	-1.334***	(0.162)
Lederutskift. per år (t-1)	0.703***	(0.165)	-0.201	(0.257)
Væpnet opprør	0.0170	(0.049)	-0.319	(0.251)
Oljerenteinntekt	-0.0396***	(0.015)	-0.0392***	(0.014)
Militærdiktatur (t-1)	1.036***	(0.243)		
Kommunistdiktatur	-1.003*	(0.538)		
Konstant	-8.652***	(1.917)	-7.272***	(2.012)
Antall år	6938		6938	
Antall land	168		168	
pseudo-R ²	0.90		0.89	
LR-test (chi2)	81.86		41.87	
LR-test (p)	0.001		0.001	

Estimert med dynamisk logit. Kontroll for landspesifikke trekk med klyngestandardfeil.
Standardfeil i parenteser. * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.
Indeks-I: Evnen til å løse kollektive handlingsproblemer i diktatur. Indeks-II: evnen i demokrati.

Tillegg B

Øvrige tabeller

Tabell B.1 – Observasjoner av demokratisering

Den dominikanske republikk 1966	Mexico 2000	Guatemala 1966	Guatemala 1986
Honduras 1982	Honduras 1971	Nicaragua 1984	Panama 1989
Surinam 1988	Surinam 1991	Ecuador 1979	Ecuador 2002
Peru 1963	Peru 1980	Peru 2001	Brasil 1985
Bolivia 1979	Bolivia 1982	Paraguay 1989	Chile 1990
Argentina 1963	Argentina 1973	Argentina 1983	Uruguay 1985
Spania 1977	Portugal 1976	Polen 1989	Ungarn 1990
Albania 1991	Serbia 2000	Hellas 1974	Kypros 1983
Bulgaria 1990	Romania 1990	Georgia 2004	Kapp Verde 1990
Guinea-Bissau 2000	Guinea-Bissau 2004	Mali 1992	Senegal 2000
Benin 1991	Mauritania 2007	Niger 1993	Niger 2000
Liberia 2006	Sierra Leone 1996	Sierra Leone 1998	Ghana 1969
Ghana 1979	Nigeria 1979	Ghana 1993	Nigeria 1999
Den sentralafrikanske republikk 1993	Uganda 1980	Kenya 1998	Burundi 1993
Burundi 2005	Malawi 1994	Madagascar 1993	Komorene 1990
Komorene 2004	Sudan 1965	Sudan 1986	Tyrkia 1961
Tyrkia 1983	Kirgisistan 2005	Mongolia 1990	Taiwan 1996
Sør-Korea 1988	Bhutan 2007	Pakistan 1972	Pakistan 1988
Pakistan 2008	Bangladesh 1986	Sri Lanka 1989 780	Maldives 2008
Nepal 1990	Nepal 2008	Thailand 1975	Thailand 1979
Thailand 1992	Thailand 2008	Filippinene 1986	Indonesia 1999
Fiji 1992	El Salvador 1984		

Tabell B.2 – Observasjoner av demokratisk sammenbrudd

Guatemala 1963	Guatemala 1982	Honduras 1963	Honduras 1972
Panama 1968		Ecuador 1963	Ecuador 2000
Surinam 1980	Surinam 1990	Peru 1962	Peru 1968
Peru 1990	Brasil 1964	Bolivia 1980	Chile 1973
Argentina 1962	Argentina 1966	Argentina 1976	Uruguay 1973
Hellas 1967	Guinea-Bissau 2003	Mauritania 2008	Niger 1996
Sierra Leone 1967	Sierra Leone 1997	Ghana 1972	Ghana 1981
Nigeria 1966	Nigeria 1983	Den sentralafrikanske republikk 2003	Uganda 1985
Burundi 1996	Somalia 1969	Comoros 1995	Sudan 1969
Sudan 1989	Tyrkia 1980	Libanon 1975	Sør-Korea 1961
Pakistan 1977	Pakistan 1999	Bangladesh 2007	Myanmar 1962
Sri Lanka 1977	Nepal 2002	Thailand 1976	Thailand 1991
Thailand 2006	Filippinene 1965	Fiji 2000	

Tabell B.3 – Land og år i hovedanalysene

USA 1961–2008	Canada 1961–2008	Bahamas 1973–2008	Cuba 1961–2008
Haiti 1961–2008	Den dominikanske republikk 1961–2008	Jamaica 1967–2008	Trinidad og Tobago 1967–2008
Barbados 1967–2008	Mexico 1961–2008	Belize 1981–2008	Guatemala 1961–2008
Honduras 1961–2008	El Salvador 1961–2008	Nicaragua 1961–2008	Costa Rica 1961–2008
Panama 1961–2008	Colombia 1961–2008	Venezuela 1961–2008	Guyana 1967–2008
Surinam 1975–2008	Ecuador 1961–2008	Peru 1961–2008	Brasil 1961–2008
Bolivia 1961–2008	Paraguay 1961–2008	Chile 1961–2008	Argentina 1961–2008
Uruguay 1961–2008	Storbritannia 1961–2008	Irland 1961–2008	Nederland 1961–2008
Belgia 1961–2008	Luxembourg 1961–2008	Frankrike 1961–2008	Sveits 1961–2008
Spania 1961–2008	Portugal 1961–2008	Tyskland 1961–2008	Øst-Tyskland 1961–1989
Polen 1961–2008	Østerrike 1961–2008	Ungarn 1961–2008	Slovakia 1994–2008
Italia 1961–2008	Malta 1965–2008	Albania 1960–2008	Montenegro 2007–2008
Makedonia (FYR) 1992–2008	Kroatia 1992–2008	Jugoslavia/Serbia 1961–2008	Bosnia og Herzegovina 1994–2008
Slovenia 1992–2008	Hellas 1961–2008	Kypros 1961–2008	Bulgaria 1961–2008
Moldova 1992–2008	Romania 1961–2008	Russland 1992–2008	Estland 1992–2008
Latvia 1992–2008	Litauen 1992–2008	Ukraina 1992–2008	Hvit-Russland 1992–2008
Armenia 1992–2008	Georgia 1992–2008	Aserbajdsjan 1992–2008	Finland 1961–2008
Sverige 1961–2008	Norge 1961–2008	Danmark 1961–2008	Island 1961–2008
Kapp Verde 1977–2008	Guinea-Bissau 1975–2008	Ekvatorial-Guinea 1969–2008	Gambia 1966–2008
Mali 1961–2008	Senegal 1961–2008	Benin 1961–2008	Mauritania 1961–2008
Niger 1961–2008	Elfenbenskysten 1961–2008	Guinea 1961–2008	Burkina Faso 1961–2008
Liberia 1961–2008	Sierra Leone 1962–2008	Ghana 1961–2008	Togo 1961–2008
Kamerun 1961–2008	Nigeria 1961–2008	Gabon 1961–2008	Den sentralafrikanske republikk 1961–2008
Tsjad 1961–2008	Uganda 1963–2008	Kenya 1964–2008	Tanzania 1962–2008
Burundi 1963–2008	Rwanda 1963–2008	Somalia 1961–2008	Djibouti 1978–2008
Etiopia 1961–2008	Eritrea 1994–2008	Angola 1976–2008	Mosambique 1976–2008
Zambia 1965–2008	Zimbabwe 1966–2008	Malawi 1965–2008	Sør-Afrika 1961–2008
Namibia 1991–2008	Lesotho 1967–2008	Botsvana 1967–2008	Swaziland 1969–2008
Madagascar 1961–2008	Komorene 1976–2008	Mauritius 1969–2008	Marokko 1961–2008
Algerie 1963–2008	Tunisia 1961–2008	Libya 1961–2008	Sudan 1961–2008
Iran 1961–2008	Tyrkia 1961–2008	Irak 1961–2008	Egypt 1961–2008
Syria 1961–2008	Libanon 1961–2008	Jordan 1961–2008	Israel 1961–2008
Saudi-Arabia 1961–2008	Kuwait 1962–2008	bahrain 1972–2008	Qatar 1972–2008
De forente arabiske emirater	Oman 1971–2008	Afghanistan 1961–2008	Turkmenistan 1992–2008
Tadsjikistan 1992–2008	Kirgisistan 1992–2008	Usbekistan 1992–2008	Kasakhstan 1992–2008
Kina 1961–2008	Mongolia 1961–2008	Taiwan 1961–2008	Sør-Korea 1961–2008
Nord-Korea 1961–2008	Japan 1961–2008	India 1961–2008	Blutan 1961–2008
Pakistan 1961–2008	Bangladesh 1972–2008	Myanmar 1961–2008	Sri Lanka 1961–2008
Maldivene 1966–2008	Nepal 1961–2008	Thailand 1961–2008	Kambodsja 1961–2008
Laos 1961–2008	Vietnam 1977–2008	Malaysia 1961–2008	Singapore 1966–2008
Brunei 1985–2008	Filippinene 1961–2008	Indonesia 1961–2008	Australia 1961–2008
New Zealand 1961–2008	Papua Ny-Guinea 1976–2008	Solomonøyene 1979–2008	Fiji 1971–2008