



Universitet i Bergen

Det samfunnsvitenskapelige fakultet

Institutt for sammenliknende politikk

Hva skyldes forskjellene?

- En vekstkurveanalyse av politisk representasjon av kvinner i 20 demokratier over tidsperioden 1970-2013.

John Martin Roaldset

Høst 2014

Abstract

The percentage of women in national parliaments varies substantially between countries and over time. This study examines formal political representation of women in 20 western democracies from 1970 to 2013. The explanatory value of institutional, socioeconomic and cultural factors on the percentage of women in national parliaments are examined by quantitative analysis of country-level data. A battery of growth-curve models are utilized to account for intra-country change over time as well as differences between countries. Consistent with previous studies, the growth-curve analysis finds a negative effect of majoritarian electoral systems. Gender quotas, introduced by law or voluntarily by political parties, are found to have a positive effect. This finding contradicts some previous studies, and underlines the importance of a longitudinal approach when examining the percentage of women in national parliaments. Socioeconomic factors are found to have conditional effects on the percentage of women in parliaments. The percentage of women in paid labor is found to have a positive effect only in the Nordic region, while the percentage of women who enroll to higher education only have a positive effect in countries with proportional electoral systems. Findings of conditional effect of female labor force participation warrants further study. The problem of quantifying cultural factors in a satisfying manner persists for this longitudinal study. Catholic religious dominance is found not to have explanatory value once regional differences are controlled for. Previous studies have consistently found positive effects of Nordic countries when controlling for regions. In this study however, no statistically significant effect of Nordic countries compared to English-speaking countries is found once institutional and socioeconomic factors are controlled for. Instead, the Continental European region is distinguished by a negative effect on the percentage of women in national parliaments. These findings contributes to understanding the dynamics of political representation of women both by reinforcing and challenging previous findings.

Forord

Takk til veileder Kristin Strømsnes for vennlige, konkrete og ekspeditte tilbakemeldinger gjennom hele prosessen med å utføre denne studien. Av vitenskapelig ansatte ved Institutt for sammenliknende politikk vil jeg også takke Elisabeth Ivarsflaten og Tor Midtbø for inspirasjon til henholdsvis tema og metode.

Takk til Live Karoline, Ingvild og John Olav for gjennomlesning og tilbakemeldinger.

Til sist en takk til masterkullet på sammenliknende politikk for mange gode stunder, og trøst i felles skjebne på Sofie Lindstrøms hus når veien mot målet har virket lang og broket.

Innholdsliste

Liste over tabeller.....	3
Liste over figurer.....	3
Kapittel 1: Introduksjon	4
1.1 Overordnet problemstilling.....	4
1.2 Bakgrunn og motivasjon.....	4
1.3 Variasjon i politisk representasjon av kvinner	6
1.4 Utvalg av land og tidsperiode for analysen	7
1.5 Vekstkurveanalyse.....	9
1.6 Struktur	10
Kapittel 2: Teori	11
2.1 Innledning	11
2.2 Institusjonelle forhold.....	12
2.2.1 Valgordning	12
2.2.2 Kjønnskvoter.....	16
2.3 Sosioøkonomiske forhold	20
2.3.1 Arbeid	22
2.3.2 Utdanning.....	24
2.4 Kulturelle forhold	26
2.4.1 Kjønnroller og politisk kultur.....	26
2.4.2 Religion.....	27
2.4.3 Regioner.....	29
2.5 Hypoteser.....	30
2.6 Teoretiske modeller	30
Kapittel 3: Data	33
3.1 Politisk representasjon av kvinner	33
3.2 Valgordning	34
3.3 Kjønnskvoter	36
3.4 Arbeid	36
3.5 Utdanning	37
3.6 Religion	39
3.7 Regioner.....	40
3.8 Oversikt over variabler	40
Kapittel 4: Metode.....	42
4.1 «Maximum likelihood» estimering	42

4.2 Vekstkurveanalyse.....	43
4.3 Modellutvikling	44
4.4 Forutsetninger for «maximum likelihood» estimering.....	46
4.4.1 Multikollinearitet	46
4.4.2 Normalfordelt restledd	47
4.4.3 Heteroskedastisitet	49
Kapittel 5: Resultater.....	51
5.1 Utviklingstrend	51
5.2 Institusjonelle forhold.....	53
5.3 Sosioøkonomiske forhold.....	56
5.3.1 Direkte effekter av sosioøkonomiske forhold.....	57
5.3.2 Betingede effekter av sosioøkonomiske forhold.....	59
5.4 Kulturelle forhold	62
5.5 Heteroskedastisitet.....	66
Kapittel 6: Diskusjon av funn.....	73
6.1 Institusjonelle forhold.....	73
6.2 Sosioøkonomiske forhold	74
6.3 Kulturelle forhold	76
6.4 Forklaringer på variasjon i politisk representasjon av kvinner.....	77
Kapittel 7: Konklusjon	79
Litteraturliste	82
Appendiks.....	87
A1: Resultater	87
A2: Liste over variabler	87
A3: Kommandoer for vekstkurvemodeller i STATA 12.1.....	88

Liste over tabeller

Tabell 1: Prosentandel kvinner i nasjonalforsamlinger 1974-2014.....	7
Tabell 2: Oversikt over variabler på forholdstallsnivå	40
Tabell 3: Oversikt over dikotome variabler.....	41
Tabell 4: Vekstkurvmodeller 1, 2 og 3 for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger	52
Tabell 5: Vekstkurvmodeller 4 og 5 for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger	54
Tabell 6: Vekstkurvmodeller 6 og 7 for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger	57
Tabell 7: Vekstkurvmodell 8 for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger	61
Tabell 8: Vekstkurvmodeller 9 og 10 for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger	63
Tabell 9: Vekstkurvmodeller H8, H9 og H10 for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger.....	66
Tabell 10: Vekstkurvmodell K9 for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger.....	68
Tabell 11: Vekstkurvmodell I10 for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger	71
Tabell 12: Vekstkurvmodeller A8, A9 og A10 for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger...	87

Liste over figurer

Figur 1: Teoretisk modell 1 – Direkte effekter.....	31
Figur 2: Teoretisk modell 2 – Betingede effekter av sosioøkonomiske forhold	32
Figur 3: Prosentandel kvinner i nasjonalforsamlinger, 1970-2013.	34
Figur 4: Prosentandel kvinner i arbeid, 1970-2013	37
Figur 5: Prosentandel kvinner som tar høyere utdanning, 1970-2013	38
Figur 6: Forhold mellom kvinner og menn i høyere utdanning, 1970-2013	39
Figur 7: Histogram for fordeling av restledd.....	48
Figur 8: "q-q-plot" av restledd.....	48
Figur 9: Utviklingstrender for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger	53
Figur 10: Effekter på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger	78

We are convinced that women's empowerment and their full participation on the basis of equality in all spheres of society, including participation in the decision-making process and access to power, are fundamental for the achievement of equality, development and peace.

- FNs fjerde verdenskonferanse om kvinner (United Nations [UN], 1995a).

Kapittel 1: Introduksjon

1.1 Overordnet problemstilling

Kvinner er underrepresentert i de fleste lovgivende forsamlinger. Per 1. desember 2014 utgjør kvinner under en fjerdedel av folkevalgte medlemmer i nasjonalforsamlinger verden over (Inter-Parliamentary Union [IPU], 2014a). Det er store forskjeller mellom land og over tid i forhold til hvor stor prosentandel kvinner utgjør i nasjonalforsamlinger (IPU, 2014bc). Målet for denne studien er å undersøke hva som kan forklare variasjonen mellom land og over tid i politisk representasjon av kvinner gjennom kvantitativ analyse.

1.2 Bakgrunn og motivasjon

Kvinnens økende aktivitet innfor formell politikk har vært en markant trend gjennom de siste hundre årene (Paxton, Hughes og Painter, 2010:25). Den grunnleggende demokratiske rettigheten til å stemme ved valg ble først tillatt kvinner i 1893 (New Zealand), før kvinner også fikk rett til å stille som kandidater ved valg i 1906 (Finland) (Shvedova, 2005:34). Over hundre år etter dette utgjorde kvinner i 2008 for første gang majoriteten i en nasjonalforsamling (Rwanda) (IPU, 2014b). Under FNs fjerde verdenskonferanse om kvinner i Beijing i 1995 blir likhet mellom kjønnene i tilgang til, og utøvelse av, politisk beslutningsmyndighet definert som et mål (UN, 1995b). Kjønnsegalitet i beslutningstaking og tilgang til makt anses som en forutsetning for likestilling, utvikling og fred (UN, 1995a) og et viktig steg for å styrke demokratiet (UN, 1995c). Tilsvarende anser Inglehart og Norris (2003:127) vedvarende kjønnsforskjeller i politisk ledelse som et grunnleggende demokratisk

problem. Inkludering av både kvinner og menn i prosesser for utøvelse av politisk beslutningsmyndighet er en forutsetning for demokrati (Ballington, 2005:24).

Politikk er en arena for beslutningstaking og ressursfordeling der makt utøves over sosiale institusjoner som utdanning og familie. Hvem som besitter politisk beslutningsmyndighet indikerer hvem som er legitimert til å fatte beslutninger på vegne av samfunnet (Paxton og Hughes, 2014: 3-4). Med lovs kraft kan politikere tvinge gjennom beslutninger som påvirker hele samfunnet. Tilsynelatende kjønnsnøytral lovgiving kan skjule omfattende ulikheter mellom kjønnene (Paxton og Hughes, 2014:4). Catharine MacKinnon (1989) argumenterer for at staten har vært et instrument for mannlig samfunnsmessig dominans gjennom lovgiving. Rettferdighetsargumenter taler for at enhver form for kjønnsbasert segregering ikke kan forsvares, og at den overordnede samfunnsmessige betydningen av politikk gjør det særlig problematisk at kvinner er på sidelinjen (Squires, 1996:75). Argumenter basert på utilitarisme vektlegger at kvinner kan styrke mangfoldet på den politiske arenaen ved å bidra med særegne erfaringer og fokus på områder som har fått begrenset oppmerksomhet, som utdanning, helse og vold i hjemmet (Krook, 2006:112; Squires, 1996:75). Argumenter om representasjon fremholder videre at kvinner og menn til tider har distinkte interesser, og at kvinner følgelig ikke fullverdig kan bli representert av menn (Squires, 1996:75; Tripp og Kang, 2008:340). Hvis kvinner er underrepresentert på sentrale arenaer for politiske beslutninger, og ikke fullverdig kan representeres av menn, har dette konsekvenser for demokratiske institusjoners legitimitet (Norris, 2006:2). Medha Nanivadekar (2006:119) påpeker at politisk underrepresentasjon ikke skyldes mangelfull innsats fra marginaliserte grupper, men at politiske systemer ikke skaper like konkurranseforhold. Daniel Stockemer (2007:476-477) anser liten kvinnelig tilstedeværelse politisk, særlig blant den politiske elite, som en strukturell karakteristikk ved demokratier.

Selv om kvinners politiske rettigheter er legitimert gjennom stemmerett og rett til å stille til valg i de fleste land er det generelt sett et omfattende gap mellom kjønnene hva angår formell politisk beslutningsmyndighet (Raaum, 2005:881). Verdenskonferansen om kvinner i regi av FN slo i 1995 fast at målet om likhet mellom kjønnene ikke er nådd (UN, 1995d), slik at vedvarende innsats fortsatt kreves for å styrke likestilling (UN, 1995b). Det har likevel vært en utvikling med økende politisk representasjon av kvinner. Siden 1997 har prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger økt fra 11,7 til 21,4 (IPU, 2014c). Denne fremgangen vurderes av Julie Ballington (2005:26) ikke å være en automatisk konsekvens av demokratiske

prosesser, men heller et resultat av bevisst innsats for å fremme kvinners forutsetninger for politisk gjennomslagskraft. Der feminismens førstebølge kjempet for kvinners sosiale og politiske rettigheter, med stemmerett for kvinner som sin fremste fanesak (Paxton og Hughes, 2014:53), inngikk kamp mot mannlig dominans av politiske institusjoner i feminismens andrebølge (Htun, 2004:444). Gjennom denne mobiliseringen skjedde det fra 1970-tallet en generell økning i andelen kvinnelige folkevalgte lovgivere (McAllister og Studlar, 2002:4-5).

1.3 Variasjon i politisk representasjon av kvinner

Andelen kvinnelige lovgivere varierer markant mellom ulike regioner. I september 2013 utgjør kvinner 42 prosent av folkevalgte lovgivere i Norden, mens tilsvarende andel for landene i Stillehavsområdet er 15,4 prosent (IPU, 2014c). Prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger varierer også sterkt mellom ulike land i samme region (Iversen og Rosenbluth, 2010:134), selv mellom land som har mange likhetstrekk (Norris og Inglehart, 2001:129). I tillegg til at nivået for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger varierer sterkt mellom land viser Paxton og Hughes (2014:70) at også utviklingen over tid varierer mellom ulike land. Tabell 1 viser utviklingen i prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger i 18 demokratier fra 1974 til 2014. For alle landene har det vært en utvikling gjennom perioden i retning av høyere prosentandel kvinner i nasjonalforsamlingen. Forskjeller mellom landene kan likevel tydelig ses når det gjelder hvor hurtig og hvor langt denne utviklingen har gått. I henhold til FNs mål og teoretikers betraktninger om kjønnssegaltet innenfor politisk beslutningsmyndighet er det viktig å videreutvikle forståelse for hva som kan ligge bak denne variasjonen.

Prosentandelen av seter i nasjonalforsamlinger besatt av kvinner har blitt bredt brukt som en indikator på politisk inkludering av kvinner i samfunnet (Wängnerud, 2009:53). Tidligere analyser har i hovedsak undersøkt forklaringskraften til institusjonelle forhold (som valgordninger og kjønnskvalter), sosioøkonomiske forhold (som sysselsetting og utdanning av kvinner) og kulturelle forhold (som religion og graden av kjønnssegaltet i politisk kultur) på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger. Funnene fra tidligere analyser spriker til tider ganske markert fra hverandre. Fra enkelte analyser konkluderes det med at institusjonelle forhold (Caul, 1999; McAllister og Studlar, 2002; Paxton et al., 2010) eller sosioøkonomiske forhold (Iversen og Rosenbluth, 2006; Stockemer og Byrne, 2012) har overordnet betydning,

mens andre fokuserer på forklaringskraften til kulturelle forhold (Norris og Inglehart, 2001; Ruedin, 2012). Uenighetene blant tidligere studier viser at det fortsatt er behov for å videreutvikle forståelsen av hva som påvirker politisk representasjon av kvinner.

Tabell 1: Prosentandel kvinner i nasjonalforsamlinger 1974-2014

År/Land	1974	1994	2014
Australia	0,0	8,2	24,7
Belgia	2,8	9,4	39,3
Canada	1,9	18,0	25,1
Danmark	15,6	33,0	39,1
Finland	21,5	38,5	42,5
Frankrike	1,4	5,3	26,2
Irland	2,8	7,8	15,7
Island	5,0	23,8	39,7
Italia	3,5	8,1	31,4
Nederland	9,3	21,3	38,7
New Zealand	4,6	21,2	29,8
Norge	15,5	39,4	39,6
Storbritannia	4,0	10,2	22,6
Sveits	5,5	17,5	31,0
Sverige	21,4	33,5	43,6
Tyskland	5,8	20,5	36,5
USA	3,2	10,8	18,3
Østerrike	17,6	21,7	32,2
Gjennomsnitt	7,9	19,3	32,0

Tabell 1 viser prosentandel kvinner i lavere/eneste hus i nasjonalforsamlinger i hvert land for 1. januar 1974, 1994 og 2014. For Tyskland vises prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlingen i Vest-Tyskland i 1974.

Kilde: Inter-Parliamentary Union (2013b) Women in National Parliaments, PARLINE database.

1.4 Utvalg av land og tidsperiode for analysen

Sprik i resultatene fra tidligere studier kan skyldes at mange av studiene skiller seg relativt sterkt fra hverandre hva angår antall utvalgte land og hvorvidt prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger studeres over tid eller ikke. Lena Wängnerud (2009:56) mener at globale studier som inkluderer flest mulig land tenderer til å fokusere på andre forhold enn studier med et mer begrenset utvalg. Som illustrasjoner på dette kan nevnes Aili Mari Tripp og Alice Kang (2008:357-359) sin globale studie som finner at kjønnskvalitet stikker seg frem med den mest konsistente påvirkningen, mens Daniel Stockemer (2007:487) ikke finner statistisk signifikant effekt av kjønnskvalitet på politisk representasjon av kvinner i EU-land. Det har blitt argumentert for at studier av numerisk representasjon av kvinner bør inkludere flest mulig land for å ta høyde for den globale trenden med implementering av kjønnskvalitet

(Wängnerud, 2009:53). Et ankepunkt mot denne tilnærmingen er at de ulike forklaringsforholdene kan ha ulik påvirkning i ulike politisk, samfunnsøkonomisk og kulturell kontekst (Shvedova, 2005:33).

Økning i politisk representasjon av kvinner gjennom de siste tiårene har ikke vært forbeholdt etablerte demokratier i vestlige land. Noen av landene som har gjort mest dramatisk fremskritt har vært utviklingsland, så vel demokratiske som ikke-demokratiske (IPU, 2014a). Dette har bidratt til at det også har blitt fokusert på i hvilken grad demokrati i seg selv er positivt for politisk representasjon av kvinner. I demokratier er prosessene som leder frem til utvelgelse av folkevalgte gjennomsynlige. Dette gir kvinner muligheter til å finne ut hvordan de mest effektivt kan vinne frem i kamp om seter i nasjonalforsamlinger (Paxton et al., 2010:28-29). De sivile rettighetene som følger av demokrati legger til rette for aktivisme for økt politisk innflytelse for kvinner (Paxton et al., 2010:30). Ved demokrati følger konkurranse mellom politiske partier. Tidligere studier har likevel ofte ikke funnet noen direkte sammenheng mellom demokrati og politisk representasjon av kvinner (Paxton et al., 2010:29). Paxton et al. (2010:43) finner heller ingen umiddelbar effekt av demokrati, men finner at demokrati over tid styrker veksten i politisk representasjon av kvinner.

Tripp og Kang (2008:352) argumenterer for at det er ulik dynamikk i demokratiske og ikke-demokratiske land for hva som fremmer politisk representasjon av kvinner. Dette illustreres av funnene til Matland (1998:117) om at forholdene som fremmer politisk representasjon av kvinner i rike, demokratiske land ikke har noen effekt i fattige land med ikke-demokratiske så vel som demokratiske regimer. Dette indikerer at det i kvantitative studier av politisk representasjon av kvinner ikke nødvendigvis er hensiktsmessig å inkludere alle land i analyser (Wängnerud, 2009). Ved flere tilfeller har den politiske representasjonen av kvinner blitt betraktelig redusert i forbindelse med overgangen til demokrati (Paxton og Hughes, 2014:78). Ved demokratisk overgang øker den politiske makten til lovgivende forsamlinger, og kvinner som under autoritære styresett har hatt symbolsk makt i slike forsamlinger risikerer å bli satt til side (Stockemer, 2007:479). Andelen kvinner i nasjonalforsamlinger i ikke-demokratiske land kan skyldes særegenheter ved konkrete land heller enn systematisk påvirkning fra forhold som har betydning for politisk representasjon av kvinner i etablerte demokratier (Matland, 1998:118). Ved globale utvalg med store forskjeller hva angår kontekst kan nyttig informasjon om forklaringsfaktorerers påvirkningskraft gå til spille. I denne numeriske studien av politisk representasjon av kvinner vil det derfor kun inkluderes demokratier. Dette valget

indikerer ikke en oppfatning om at globale studier ikke er nyttige, men at de ikke er best egnet til finmasket å analysere de ulike forholdenes forklaringskraft sett opp mot hverandre.

Et annet skille mellom tidligere kvantitative studier av politisk representasjon av kvinner er hvorvidt prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger studeres ved ett eller over flere tidspunkt. Paul Pierson (2004:167) poengterer viktigheten av å studere politiske fenomener over tid ettersom viktige sammenhenger kan forbli skjult hvis studier er fokusert på ett tidspunkt. For å undersøke og skape bedre forståelse for faktorene som påvirker politisk representasjon av kvinner er analyser over tid etterlyst (Tripp og Kang, 2008:358). Ved å analysere over tid kan en undersøke *utviklingen* av politisk representasjon av kvinner heller enn *nivået* (Paxton et al., 2010:26). For å gjennomføre tilfredsstillende analyser er det viktig at avhengig variabel tillates tilstrekkelig variasjon (King, Keohane og Verba, 1994:130). Drevet frem av feminismens andrebølge har utviklingen av politisk representasjon av kvinner særlig siden begynnelsen av 1970-tallet begynt å variere mellom land (Matland, 2005:100).

Denne studien har som mål å undersøke hvorvidt, og i hvilken grad, ulike forhold påvirker politisk representasjon av kvinner i en demokratisk kontekst. Ettersom analysen gjøres over tid, er det ønskelig at landene i analysen har vært demokratier gjennom størst mulig del av tiden analysen strekker seg over. Foruten at dynamikken for hva som fremmer politisk representasjon av kvinner kan være ulik i utviklingsland eller ikke-demokratier, er også datatilgjengeligheten begrenset utenfor etablerte demokratier i vesten. Ved bruk av vekstkurvmodeller skal utviklingen av politisk representasjon av kvinner i 20 demokratier¹ i perioden 1970-2013 undersøkes. I utvalget inkluderes to land, Portugal og Spania, som ikke var demokratier gjennom hele tidsperioden (Bermeo, 1987). Disse landene inkluderes i analysen først etter at overgang til demokrati ble gjennomført.

1.5 Vekstkurveanalyse

Vekstkurveanalyse er særlig godt egnet til å undersøke utvikling over tid (Duncan og Duncan, 2004:335). I vekstkurvmodeller kan det estimeres ulikt utgangspunkt og utvikling for landene i analysen (Willett, Singer og Martin, 1998:397). Med dette kan vekstkurveanalyse

¹ Australia, Belgia, Canada, Danmark, Finland, Frankrike, Irland, Island, Italia, Nederland, New Zealand, Norge, Portugal, Spania, Storbritannia, Sveits, Sverige, Tyskland, USA og Østerrike.

utvide fokuset fra variasjon mellom ulike land til også å undersøke variasjon over tid innenfor samme land (Paxton et al., 2010:37). Politisk representasjon av kvinner har endret seg over tid, og det er viktig å bruke statistiske modeller som best mulig kan undersøke utviklingen. Paxton et al. (2010:47) har gjennomført vekstkurveanalyser av prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger, men etterlyser videre studier ettersom de kun inkluderer politiske forhold som forklaringsvariabler i sine analyser. Gjennom systematisk oppbygging av modeller skal det med vekstkurveanalyse undersøkes hvilke forhold som påvirker prosentandelen kvinner blant folkevalgte i de utvalgte landenes nasjonalforsamlinger gjennom tidsperioden 1970-2013.

1.6 Struktur

I kapittel to presenteres teori for hvordan ulike institusjonelle, sosioøkonomiske og kulturelle forhold påvirker politisk representasjon av kvinner. Her gjennomgås også funn fra tidligere studier, og det utledes hypoteser til denne studien. Videre i kapittel tre presenteres datagrunnlaget til analysen og det blir gjort rede for operasjonaliseringene som benyttes i analysen. I kapittel fire om metode blir fremgangsmåten og forutsetningene for vekstkurveanalysen gjennomgått. Resultatene fra analysen presenteres i kapittel fem, før de sentrale funnene drøftes i kapittel seks. I kapittel 7 trekkes konklusjoner fra vekstkurveanalysen, og det redegjøres for implikasjoner for videre studier og gyldighetsområdet for funnene i denne studien.

Kapittel 2: Teori

2.1 Innledning

Det har blitt gjort kvantitative studier av politisk representasjon av kvinner tidligere. Disse undersøkelsene har gitt varierende funn. De varierende funnene virker til dels å være et resultat av ulike fremgangsmåter knyttet til operasjonalisering av forholdene som undersøkes, metode og hvilken type modeller som benyttes i analysen, hvorvidt analysen strekker seg over tid og, kanskje med størst utslag, hvor mange land som inngår i studien. I dette kapittelet skal det foretas en gjennomgang av teori angående forhold som påvirker kvinneandelen blant folkevalgte i nasjonalforsamlinger. Denne gjennomgangen suppleres fortløpende med funn fra tidligere studier relatert til de aktuelle forholdene. Variasjonen i tidligere funn illustrerer at det er behov for ytterligere studier for å undersøke i hvilken grad ulike forhold påvirker politisk representasjon av kvinner.

I første del av kapittelet gjennomgås institusjonelle, eller politiske, forholds påvirkning på politisk representasjon av kvinner. Det legges her særlig vekt på valgordninger og kjønnskvotes. Neste del av gjennomgangen tar for seg strukturelle, eller sosioøkonomiske, forhold. Det vil i denne delen bli lagt særlig vekt på omfanget av kvinners tilstedeværelse på arbeidsmarkedet og i institusjoner for høyere utdanning. I den siste delen gjennomgås argumentasjon for hvordan kulturelle forhold påvirker kvinners tilgang til politisk makt i form av seter i nasjonalforsamlinger. Det fremheves hvordan det har vært problematisk å kvantifisere kulturelle forhold på en måte som er hensiktsmessig for statistiske analyser. Basert på teori og funn fra tidligere studier blir hypoteser om forventet effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger utledet. Hypotesene presenteres fortløpende etter gjennomgangen av teori og tidligere funn for de aktuelle forholdene som undersøkes i studien. Til slutt i kapittelet oppsummeres hypotesene og det vises enkle teoretiske modeller over hvordan de ulike forholdene forventes å påvirke politisk representasjon av kvinner.

2.2 Institusjonelle forhold

Med institusjonelle forhold menes her regler og institusjoner knyttet til valg av medlemmer til nasjonalforsamlinger. Slike forhold former «rules of the game» for demokratiske valg og bestemmer rammene aspirerende kandidater må forholde seg til for å vinne frem ved valg (Paxton et al., 2010:47). Institusjonelle forhold kan legge til rette for, eller begrense, kvinners muligheter til å fremme egne politiske interesser eller tilegne seg politisk makt (Paxton et al., 2010:28). Paxton et al. (2010:47) anser slike institusjonelle forhold som så betydningsfulle for kvinners muligheter for å vinne frem ved valg at de bør benyttes som en grunnleggende modell ved kvantitative analyser av politisk representasjon av kvinner.

2.2.1 Valgordning

Det er bred enighet i litteraturen om at valgordning påvirker politisk representasjon i særlig sterk grad (McAllister og Studlar, 2002:3; Paxton et al., 2010:34). Med valgordning menes et skille mellom proporsjonale valgordninger og majoritære valgordninger. Under proporsjonale valgordninger fordeles mandatene på partiene etter stemmefordelingen ved valg i kretser med flere enn ett mandat. Under majoritære valgordninger holdes valg om ett sete fra hver krets som tildeles kandidaten med flest stemmer. Kvantitative studier av politisk representasjon av kvinner finner gjennomgående at proporsjonale valgordninger har en positiv effekt på andelen kvinner innvalgt i nasjonalforsamlinger (Matland, 1998:115; Kenworthy og Malami, 1999:256; McAllister og Studlar, 2002:9; Stockemer, 2007:486; Tripp og Kang, 2008:350; Paxton et al., 2010:43; Ruedin, 2012:101). I lys av dette er det interessant at Matland (1998:117) ikke finner noen effekt av valgordning når han undersøker kvinneandelen i nasjonalforsamlinger i fattigere land. Dette indikerer kausal heterogenitet, at forholdene som påvirker politisk representasjon av kvinner ikke nødvendigvis er de samme i utviklingsland som i de etablerte regimene i mer økonomisk utviklede land.

Noe av forklaringen på betydningen av valgordning for politisk representasjon av kvinner kan ligge i et mer utstrakt fokus på kandidatene ved majoritære valg. Ved majoritære valg må kvinner konkurrere mot menn om ett enkelt kandidatur for hvert parti (Matland, 1998:112). Ettersom det kun er ett kandidatur per parti er det en «vinn alt eller tap alt» kontekst innad i partier om hvem som vinner kandidateuret, og dette kan svekke kvinners muligheter

(Stockemer, 2007:487; Paxton et al., 2010:34). Kandidatfokus i majoritære valg favoriserer ansiennitet og individuell gjennomslagskraft (Iversen og Rosenbluth, 2010:135). For å være en effektiv lovgiver i land med majoritær valgordning må politikere posisjonere seg til medlemskap i viktige komiteer og tilegne seg erfaring med forhandlinger med andre politikere. For dette kreves det lange, uavbrutte politiske karrierer for å skape seg nettverk og en posisjon som gir gode forutsetninger for gjenvalg (Iversen og Rosenbluth, 2010:136). Under institusjonelle forhold som gir et slikt fokus på kandidaters individuelle gjennomslagskraft favoriseres menn ettersom de lettere kan overbevise partifeller og velgere om at de er forpliktet til en langvarig, uavbrutt karriere (Iversen og Rosenbluth, 2010:139). Sammenlignet med menn har kvinnelige politikere oftere avbrudd, daglig eller over lengre tid, for å ta seg av familie (Iversen og Rosenbluth, 2010:150).

Under majoritære valgordninger kan også sittende kandidater være et hinder for gjennomslag for kvinner. For at andelen kvinner i nasjonalforsamlinger skal øke er det av betydning at det finnes konkurransedyktige kandidaturer og valgbare seter for nye kandidater. På grunn av mange etablerte sittende kandidater med store fordeler for gjenvalg kan det være langt mellom disse i land som opererer med majoritær valgordning (McAllister og Studlar, 2002:11). Sittende kandidater er vanskelig å utkonkurrere ved at de er kjent for velgere, får mer oppmerksomhet i media, og har velutviklede finansielle og organisatoriske ressurser (Norris, 2006:10). Betydningen av sittende kandidater som hinder for kvinners tilgang til nasjonalforsamlinger under majoritære valgordninger illustreres ved at betraktelige økninger i andelen kvinnelige folkevalgte i USA har sammenfalt med omfattende omfordeling av distrikter til valgene i 1992 og 2002, og derfor færre sittende kandidater (McAllister og Studlar, 2002:12). I USA er det også større andel kvinnelige folkevalgte i stater med begrensninger på gjenvalg av kandidater (Norris, 2006:10). At sittende kandidater kan fungere som en bremsekloss er en av grunnene til at politiske systemer som opererer med majoritære valgordninger er mer motstandsdyktige mot forandringer enn systemer med proporsjonale valgordninger (Freidenvall, Dahlerup og Skeje, 2006:59).

Ved valg til nasjonalforsamlinger under proporsjonale valgordninger ligger derimot forholdene bedre til rette for at kvinner kan nå frem. Kandidatfokus som favoriserer menn under majoritære valgordninger er mindre fremtredende under proporsjonale valgordninger ettersom kandidater representerer en partiplattform heller enn personlig kultiverte velgerbaser og politisk allierte (Iversen og Rosenbluth, 2010:145). Av betydning er også at ettersom flere

kandidater velges inn fra hvert valgdistrikt under proporsjonale valgordninger kan partier balansere sine valglister for å tiltrekke velgere (Matland, 1998:111; Norris, 2006:9; Stockemer, 2007:481; Ruedin, 2012:97). Partier ønsker å appellere bredt for å tiltrekke seg velgere og har derfor insentiv til å balansere kandidatene på sine valglister innenfor hvert distrikt i forhold til alder, bakgrunn, og ikke minst kjønn (Tripp og Kang, 2008:343). En slik balansering er ikke mulig innfor majoritære valgordninger ettersom hvert parti bare kan ha én kandidat i hvert enkelt distrikt (Matland og Studlar, 1996:709). Det sentrale i forskjellen mellom proporsjonale og majoritære valgordninger når det gjelder muligheten til å balansere lister ligger i følge Matland og Studlar (1996:729) i «party magnitude», eller antallet seter hvert parti med rimelighet kan forvente å konkurrere om. Jo flere seter et parti kan forvente å vinne, desto lettere er det å inkludere flere kvinner på valgbare plasser på en liste (Paxton og Hughes, 2014:143). Partier virker også å være mer bevisste på å balansere sine valglister for å maksimere sin appell til velgere når det forventes at flere seter kan være mulig å vinne (Matland, 2005:101).

Høy «district magnitude», eller høyt antall mandater i hvert valgdistrikt, øker ikke bare partiers oppfatning av gevinsten ved å inkludere kvinner på sine lister, den politiske risikoen ved å inkludere kvinner på valgbare posisjoner på listene minker også. Ettersom kvinner kan oppta konkurransedyktige plasser på partilister uten å komme i veien for etablerte mannlige kandidater kan kjønnsbalanse fremmes uten å skape konflikt internt i partiet (Matland og Studlar, 1996:713). Kvinnelige politikere slipper således, i motsetning til under majoritære valgordninger, å måtte utkonkurrere sittende kandidater fra eget parti så vel som konkurrerende partier for å kunne bli valgt inn til nasjonalforsamlinger (Paxton og Hughes, 2014:143). Gjennomsnittlig antall mandater per valgkrets er et mål på graden av proporsjonalitet i valgordningen. Høyere antall mandater per valgkrets betyr større grad av proporsjonalitet. Kenworthy og Malami (1999:238) finner at færre mandater i hvert distrikt fører til at færre kvinner velges inn fra proporsjonale listevalg. Ved sammenligning finner Kenworthy og Malami (1999:252) at operasjonalisering av valgordning basert på antall mandater i hvert distrikt og en dikotom fordeling mellom proporsjonale og majoritære valgordninger gir lik påvirkningskraft på politisk representasjon av kvinner.

En annen forklaring på hvorfor kvinner i større grad vinner frem ved valg til nasjonalforsamlinger under proporsjonale valgordninger er at smitteeffekt mellom partier har større betydning enn under majoritære valgordninger (Matland og Studlar, 1996:708). Med

smitteeffekt menes at partier påvirkes av andre partiers handlinger, i dette tilfellet vil inkludering av kvinner i andre partier kunne presse partier som ikke har inkludert kvinner til å øke sin andel kvinnelige representanter for å unngå tap i velgerstøtte. Vellykkede valg for partier som i større grad enn andre har inkludert kvinner blant sine kandidater kan også i klartekst vise at slik inkludering ikke medfører risiko for å bli straffet av velgere. Grunnen til at smitteeffekt mellom partier er sterkere under proporsjonale enn majoritære valgordninger ligger i partistrukturen (Matland og Studlar, 1996:712-714). Den lavere terskelen for valgmessig relevans under proporsjonale valg gjør at det er rom for flere partier, og flere partier gjør det mer sannsynlig at noen vil forsøke å tiltrekke seg velgere ved å inkludere større andel kvinner blant sine kandidater. For inkludering av kvinner har smitteeffekten oftest gått fra små partier til de større partiene. I mange land som opererer med majoritære valgordninger blir valg dominert av noen få, etablerte partier slik at mindre, innovative partier som kan være en kilde til press for å inkludere kvinner er lite relevante. I en situasjon med lav andel kvinnelige politikere vil det være lettere å nå frem for kvinner i små eller nyetablerte partier ettersom de der ikke blir blokkert av godt forskansede mannlige kandidater med ambisjoner om gjenvalg (Dahlerup, 2006b:296). Smitteeffekten mellom partier kan føre til økt politisk representasjon av kvinner primært når den når de store partiene (Matland og Studlar, 1996:714). De store partiene er mer sårbare for å miste stemmer under PR fordi de ofte er flankert av små partier som ideologisk er ganske nærliggende. Faren for å miste velgerstøtte til mindre partier gjør at de store partiene under PR reagerer raskere på oppfattede trusler, som for eksempel mobilisering av kvinnelige velgere (Matland og Studlar, 1996:712).

Generelt er argumentene som trekkes frem i teorien for valgordningers betydning for politisk representasjon av kvinner illustrasjoner på at hvilke institusjonelle forhold et parti opererer under påvirker dets oppførsel og strategi (Matland og Studlar, 1996:728). Gjennomgående er at partier som opererer under proporsjonale valgordninger har mindre å tape og mer å vinne på å nominere kvinnelige kandidater enn partier som opererer under majoritære valgordninger (Matland og Studlar, 1996:729). Illustrerende for dette er det at i land som opererer med en blanding av proporsjonale og majoritære valgordninger opptar kvinner en større andel av setene som blir valgt etter partilister enn seter valgt fra enmannskretser (Matland og Studlar, 1996:708; McAllister og Studlar, 2002:7; Iversen og Rosenbluth, 2010:134).

For valgordning utledes det to alternative hypoteser. Etter hypotese 1a forventes det negativ effekt av majoritær valgordning på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger. Hypotese

1b uttrykker en forventning om at antall mandater per valgkrets har en positiv effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlingen. Der det etter hypotese 1a forventes at fraværet av proporsjonal valgordning har en negativ effekt på politisk representasjon av kvinner forventes det etter hypotese 1b en positiv effekt av høyere grad av proporsjonalitet i valgordningen.

Hypotese 1a: Majoritær valgordning har negativ effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger.

Hypotese 1b: Antall mandater per valgkrets har positiv effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger.

2.2.2 Kjønnskvoter

De siste tiårene har lav politisk representasjon av kvinner fått mer oppmerksomhet enn tidligere. Dette har ført til diskusjoner om mulige grep som kan endre situasjonen, så vel som diskusjoner om hva som kan være årsaken. Som et botemiddel for lav politisk representasjon av kvinner har innføring av kjønnskvoter ved valg vært et kontroversielt forslag (Bacchi, 2006:32). Kjønnskvoter ved valg til nasjonalforsamlinger har, tross kontroversene, blitt innført i stadig flere land (Dahlerup og Freidenvall, 2005:26; Tripp og Kang, 2008:339). De fleste land med relativt høy politisk representasjon av kvinner er land som har innført kjønnskvoter ved valg (Baldez, 2006:102), men det er ikke klart om innføring av kjønnskvoter i seg selv har ført til en betydelig økning i andelen kvinner i nasjonalforsamlinger (Matland, 2006:278). Selv om flere kvantitative studier av politisk representasjon av kvinner har undersøkt effekten av kjønnskvoter er det behov for videre undersøkelser ettersom effekten av kjønnskvoter i liten grad har blitt undersøkt over tid (Paxton et al., 2010:27).

Kjønnskvoter ved valg har blitt kritisert for å være et mangelfullt botemiddel på politisk underrepresentasjon av kvinner, blant annet fordi positiv forskjellsbehandling av kvinner kan føre til stigmatisering av kvinnelige politikere og befeste en oppfattelse av kvinner som

grunnleggende mindre egnet enn menn til politikk (Bacchi, 2006:34). Forkjempere argumenterer for at kjønnskvalter ved politiske valg heller enn positiv diskriminering er et forsøk på å kompensere for hindre for kvinner i valgprosesser (Dahlerup og Friedenvall, 2005:31). Positiv diskriminering fremstilles som forskjellsbehandling til kvinners fordel i en diskurs som forutsetter at utgangspunktet er likt for kvinner og menn. Dette bidrar til å skjule at det eksisterer barrierer som hindrer kvinner innenfor politikk, og beskytter status quo (Bacchi, 2004:135-136). Innføring av kjønnskvalter kan flytte deler av ansvaret for rekruttering av kvinnelige kandidater fra individuelle kvinner til politiske partier (Dahlerup, 2005:141). For politiske partier kan også innføring av kjønnskvalter handle om andre ting enn rettferdighetsprinsipper og teoretiske debatter. Ifølge Squires (1996:72) handler politiske partier oftere av rasjonelle hensyn, og innfører kjønnskvalter motivert av forventninger om at det vil bidra til gode valgresultat.

Ettersom kjønnskvalter er kontroversielle fører debatt rundt innføring av slike til omfattende oppmerksomhet. Dette kan gjøre folk flest oppmerksomme på kjønnsbaserte ulikheter innenfor samfunnsmessige institusjoner (Tripp og Kang, 2008:340; Krook, 2006:112) og politikk (Baldez, 2006:108). Denne oppmerksomheten kan medføre press på politiske partier til å inkludere kvinner i større grad for å unngå å bli straffet av velgere. Ved innføring kan kjønnskvalter fungere som en katalysator for økning i politisk representasjon av kvinner. Prosesser som endrer hva som anses som kandidater kan være tungrodd og langvarige, og kjønnskvalter kan bidra til at fremskritt i politisk representasjon av kvinner kan oppnås på kortere tid (Dahlerup, 2006a:9).

Selv om regler om kjønnskvalter kan variere både i innhold og opprinnelseskilde, har de til felles at de direkte påvirker prosessen for utvelgelse av kandidater til valg med sikte på å fremme kvinners muligheter til å bli nominert til politiske embeter (Krook, 2013:15). Innføring av kjønnskvalter har ofte skjedd etter inspirasjon fra land med relativt høy andel kvinnelige lovgivere (Dahlerup og Freidenvall, 2005:27). Blant landene som har fungert som inspirasjonskilder er de nordiske landene mest fremtredende. I de nordiske landene ble paradoksalt nok kjønnskvalter først innført i utstrakt grad utover 1980-tallet, etter at kvinner allerede gjennom 1970-tallet hadde oppnådd solid fremgang i politisk representasjon (20 til 30 prosent). Den gradvise positive utviklingen av politisk representasjon av kvinner i Norden uten bruk av kjønnskvalter har blitt kalt «incremental track» (Dahlerup og Freidenvall, 2005:27). I land utenfor Norden med betydelig lavere politisk representasjon av kvinner anses

ikke en slik langvarig prosess tilfredsstillende, og kjønnskvalter blir forfektet for å fremskynde økning i andelen kvinnelige folkevalgte. Innføring av kjønnskvalter ved lav politisk representasjon av kvinner blir av Dahlerup og Freidenvall (2005:28) betegnet som «fast track».

Hvorvidt kjønnskvalter effektivt kan oppnå mål om flere kvinnelige lovgivere beror på hvordan de er utformet. Det er blant annet viktig at kjønnskvalter inneholder regler om plassering på valglister. Hvis kvoteregler kun sier noe om kjønnsfordeling på valglister, men ingenting om hvordan plassene på listen kan fordeles, risikerer man at menn dominerer de øverste plassene på valglister mens kvinner blir inkludert så langt nede at de har liten sjanse for å bli valgt inn (Htun og Jones, 2002:39). Uten regler om plassering på valglister kan forskansede mannlige politikere hindre at kvinner nomineres til konkurransedyktige seter (Shvedova, 2005:37). Kjønnskvalter kan også variere i hvor stor andel kvinner som kreves av partier. Prosentfordelingen mellom kjønn i kvoteregler, enten reglene er kjønnsnøytrale eller spesifiserer konkrete krav til andel kvinner, varierer sterkt (Krook, 2013:10). Størrelsen på kjønnskvalter vil nødvendigvis være betydningsfullt i forhold til i hvilken grad de i seg selv kan føre til økt politisk representasjon av kvinner. Paxton et al. (2010:33) finner positiv effekt av kjønnskvalter på politisk representasjon av kvinner, men at effekten er betraktelig mindre enn selve regelinnholdet i kjønnskvalter tilsier (s. 44). Dette indikerer at implementering av kjønnskvalter og sanksjoner på regelbrudd kan være like viktig som ordlyden i kvoteregler.

Kjønnskvalterings effektivitet beror videre på hvordan eventuelle regelbrudd sanksjoneres. Hvis ikke brudd på kjønnskvaltereregler blir straffet kan de i seg selv ha liten kapasitet til å fremme politisk representasjon av kvinner (Dahlerup og Freidenvall, 2005:40). Paxton og Hughes (2014:245-246) trekker frem kvotereglerne i Frankrike som eksempel på betydningen av effektive sanksjoner mot brudd på kvoteregler. I Frankrike gjelder samme regler om kjønnskvalter i valg til lokale folkeforsamlinger som ved valg til nasjonalforsamlingen. Ved lokale valg førte kjønnskvalter til markant økning i andelen kvinnelige folkevalgte, mens tilsvarende økning var mer beskjeden for nasjonalforsamlingen. Noe av forklaringen på dette kan ligge i sanksjonsformen. Brudd på kvotereglerne blir i Frankrike straffet ved redusering av offentlig pengestøtte til partier. Ved lokale valg var dette tilstrekkelig til å motivere partier til å overholde kvotereglerne, mens ved nasjonale valg foretrakk enkelte pengesterke partier å ta seg råd til de økonomiske sanksjonene heller enn å overholde kvotereglerne (Paxton og Hughes, 2014:246).

Forskjellen mellom effektiviteten til kjønnskvotes ved lokale og nasjonale valg i Frankrike illustrerer også betydningen ulike valgordninger har for egnetheten til kjønnskvotes for å fremme politisk representasjon av kvinner (Htun, 2004:447; Nanivadekar, 2006:119). Der lokale valg i Frankrike holdes ved proporsjonale valgordninger blir valg til nasjonalforsamlingen holdt ved majoritære valgordninger. Betydningen av regler om plassering på liste gjelder ikke ved majoritære valgordninger ettersom hvert parti kun har ett kandidatur (Paxton og Hughes, 2014:169). Selv hvis kvoteregler inneholder bestemmelser om at en viss andel av et partis totale kandidater ved nasjonalforsamlingsvalg skal være kvinner kan dette omgås da kvinnelige kandidater kan bli nominert i distrikter der partier ikke forventer å kunne vinne. Effektiviteten til kjønnskvotes kan bli begrenset av at konkurransedyktige kandidaturer kan bli forbeholdt mannlige kandidater som har forskanset sin posisjon i politiske partier (Htun og Jones, 2002:40). Dette viser viktigheten av at kjønnskvotes utformes på en måte som er tilpasset valgordningen de skal operere under (Dahlerup og Freidenvall, 2005:40; Norris, 2006:11-12). For å være effektive må kjønnskvotes stemme overens med den politiske dynamikken som er til stede før de blir implementert (Krook, Lovenduski og Squires, 2006:196). Med mindre kvoteregler er nøye tilpasset kan de føre til økning i antall kvinnelige kandidater uten å føre til økning i antall kvinnelige folkevalgte (Krook et al., 2006:209).

For kvantitative studier av kvinneandelen i nasjonalforsamlinger er det hensiktsmessig å dele kjønnskvotes inn i to kategorier; kvoteregler fastsatt ved lov og kvoteregler frivillig innført av politiske partier (Krook, 2013:15). Frivillige kjønnskvotes kan være effektive for å øke kvinneandelen i nasjonalforsamlinger ettersom innføringen av slike sterkt indikerer vilje i politiske partier til aktivt å fremme politisk representasjon av kvinner (Htun og Jones, 2002:36; Tripp og Kang, 2008:340). Ved frivillige kjønnskvotes er det oftere frykt for å bli straffet av velgere enn frykt for sanksjoner fra partiorganisasjoner som gjør at lokale partigrupper overholder kvoteregler (Freidenvall et al., 2006:77). Lovpålagte kjønnskvotes kan derimot bli motarbeidet av politiske partier som ikke har noe selvstendig ønske om å øke politisk representasjon av kvinner, eller som er misfornøyd med at nasjonale lover legger føringer for egne nominasjonsprosesser (Tripp og Kang, 2008:340). Innføring av frivillige kjønnskvotes kan bidra til å utløse smitteeffektene som ble omtalt under valgordninger. Innføring av kjønnskvotes for mindre partier har blitt observert å presse større partier til også å gjøre en innsats for å øke sin andel kvinnelige lovgivere (Matland, 2006:282). Denne

smitteeffekten gjelder ikke bare mellom ideologisk nærliggende partier. Når ett parti øker sin andel kvinnelige folkevalgte tenderer andre partier til å følge dette eksempelet (Wängnerud, 2009:55), antagelig som en strategi for å minimere risiko for å tape velgerstøtte (Matland og Studlar, 1996:712).

Funn fra tidligere studier av politisk representasjon av kvinner har variert både for lovpålagte og frivillige kjønnskvotes. Mens Stockemer (2007:487) ikke finner signifikant effekt av kjønnskvotes på politisk representasjon av kvinner, finner Ruedin (2012:101) signifikant positiv effekt av lovpålagte kvotes, men ikke av frivillige partikvotes. Tripp og Kang (2008:351) finner derimot en signifikant positiv effekt av frivillige kjønnskvotes på politisk representasjon av kvinner, mens lovpålagte kjønnskvotes ikke har effekt. McAllister og Studlar (2002:10) finner også en positiv effekt av frivillige partikvotes. Flere kvantitative studier av politisk representasjon av kvinner har valgt ikke å inkludere frivillige kjønnskvotes i sine analyser (Paxton et al., 2010:46), eller ikke å skille mellom kjønnskvotes innført frivillig eller ved lov. Dette kan føre til feilestimering av kjønnskvotes påvirkning på politisk representasjon av kvinner (Krook, 2013:8). Særlig for frivillige kjønnskvotes er det behov for å undersøke effekten på politisk representasjon av kvinner over tid (Paxton et al., 2010:46; Krook, 2013:7).

Hypotese 2: Lovpålagte kjønnskvotes har positiv effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger.

Hypotese 3: Frivillige kjønnskvotes har positiv effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger.

2.3 Sosioøkonomiske forhold

Fokus på sosioøkonomiske forholds betydning for likestilling mellom kvinner og menn er ikke et nytt fenomen. Allerede i det attende århundre forfektet Mary Wollstonecraft (1996 [1792] betydningen utdanning har for at kvinner skal ha samme forutsetninger som menn til

selvstendig å forholde seg til komplekse forhold i samfunnet. Den økonomiske selvstendigheten som følger av egen inntekt ble av Virginia Woolf (2000) [1928] ansett som en forutsetning for at kvinner fritt kan utvikle sitt eget perspektiv på samfunnet rundt seg. Forhold som arbeid og utdanning har ikke mistet relevans for kvinners politiske aktivitet i dag.

Politisk deltagelse påvirkes av ulikheter i fordelingen av relevante ressurser (Brady, Verba og Schlozman, 1995), og sosioøkonomiske forhold er av betydning for tilegnelsen av slike ressurser. Sosioøkonomiske, eller strukturelle, forhold som utdanningssystem, arbeidsmarked og familie kan legge til rette eller være til hinder for kvinner i å tilegne seg kompetanse og ferdigheter til politisk deltagelse og å konkurrere mot menn i kampen om politiske embeter (Paxton og Hughes, 2014:123). Fremgang for kvinner i form av økt tilstedeværelse i arbeidslivet og utdanningsinstitusjoner kan legge til rette for fremskritt for kvinner innenfor politikk. Inglehart og Norris (2003:131) understreker likevel at slike strukturelle endringer kan være utilstrekkelig til å øke antallet kvinner innenfor politikk hvis institusjonelle forhold hindrer politisk representasjon av kvinner. Sosioøkonomiske forholds påvirkningskraft på politisk representasjon av kvinner er i følge Iversen og Rosenbluth (2010:141) sterkt betinget av institusjonelle forhold.

Fra tidligere kvantitative studier er det usikkerhet om hvorvidt sosioøkonomiske forhold påvirker politisk representasjon av kvinner (Tripp og Kang, 2008:344; Stockemer og Byrne, 2012:803; Paxton og Hughes, 2014:136). Det er særlig problematisk å sammenligne land på ulike nivåer av økonomisk utvikling ved inkludering av sosioøkonomiske variabler (Paxton og Hughes, 2014:136). Betydningen kvinners tilstedeværelse på arbeidsmarkedet og i utdanningsinstitusjoner har for politisk representasjon er ikke den samme på ulike økonomiske utviklingsnivåer, samt at nivåene for arbeid og utdanning for kvinner varierer mye mellom ulike land. Denne usikkerheten gjør at det etterlyses undersøkelser av påvirkningskraften til sosioøkonomiske forhold på politisk representasjon av kvinner over tid (Paxton et al., 2010:47; Stockemer og Byrne, 2012:808). Ettersom det er prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger som analyseres, heller enn konkrete kvinnelige kandidater eller folkevalgte, undersøkes effekten av sosioøkonomiske forhold i et makroperspektiv. I analysen benyttes det derfor aggregerte data for hvert land om kvinners tilstedeværelse på arbeidsmarkedet og i utdanningsinstitusjoner.

2.3.1 Arbeid

Gjennom deltagelse i arbeidsliv fremmes politisk bevissthet og interesse (Matland, 1998:113). I arbeidslivet kan kvinner oppleve kjønnsbaserte ulikheter og overvekt av menn i posisjoner med autoritet. Eksponering for slike kjønnsbaserte ulikheter i arbeidslivet kan medføre fokus på kjønnsbaserte ulikheter også ellers i samfunnet. Dette kan styrke kvinners politiske engasjement og føre til krav om sterkere innflytelse for kvinner også innenfor politikk (Paxton og Hughes, 2014:132). Arbeid utenfor hjemmet for kvinner bidrar også til å fremme den politiske aktivismen som er nødvendig for å kjempe for forandring (Raaum, 2005:882). Foruten å fremme politisk bevissthet og interesse styrker også inntreden i arbeidslivet kvinners økonomiske stilling. Tilegnelse av økonomiske ressurser styrker kvinners politiske innflytelse (Paxton og Hughes, 2014:132). Gjennom arbeidslivet skapes også tilknytning til organisasjoner. I tillegg til å fremme politisk interesse (Paxton og Hughes, 2014:132) kan tilknytning til slike organisasjoner hjelpe kvinner med å få politiske kontakter og bedre forutsetningene for å lykkes med eventuelle kampanjer (Kenworthy og Malami, 1999:240). Funn fra tidligere kvantitative studier har variert hva angår hvorvidt kvinners deltagelse i arbeidslivet har betydning for politisk representasjon av kvinner (Stockemer og Byrne, 2012:803). Der Kenworthy og Malami (1999:251) og Ruedin (2012:101) ikke finner noen effekt av deltagelse i arbeidslivet, finner derimot Matland (1998:115) og Stockemer og Byrne (2012:815) at andel sysselsatte kvinner har en positiv effekt på politisk representasjon av kvinner. Iversen og Rosenbluth (2010:148) finner positiv effekt av kvinner i arbeid, men at effekten er betinget av valgordning.

Foruten at deltagelse i arbeidslivet fremmer politisk interesse argumenterer Engels (1978 [1884]:195) for at innbringende arbeid utenfor hjemmet er en forutsetning for kvinners økonomiske, sosiale og politiske selvstendighet. De politiske preferansene til kvinner som primært eller utelukkende arbeider i hjemmet er knyttet sterk til de politiske preferansene til ektemennene deres (Iversen og Rosenbluth, 2006:2). Dette illustrerer at den økonomiske avhengigheten som følger av at kvinner ikke har egen inntekt fører til svekket politisk selvstendighet. Iversen og Rosenbluth (2006:18) finner at kvinnelig deltagelse i arbeidslivet forsterker kjønnsforskjeller i politiske preferanser, og videre at større kjønnsforskjeller i politiske preferanser medfører større andel kvinnelige folkevalgte.

Kvinnens deltagelse i arbeidslivet er av betydning for kvinnens politiske interesse og selvstendighet. Dette kan føre til press fra kvinner om at kvinner skal ha innflytelse i politiske organer. Realisering av dette presset i form av økt politisk representasjon av kvinner påvirker også tilgjengeligheten til kvalifiserte kvinnelige kandidater. Blant folkevalgte i nasjonalforsamlinger er jurister, lærere og folk med ledererfaring overrepresentert (Kenworthy og Malami, 1999:240). Det er følgelig av betydning for politisk representasjon av kvinner at det finnes nok kvinner med erfaring fra politisk relevante deler av arbeidsmarkedet, særlig i høyere stillinger. Gjennom ledelse i arbeidslivet blir kvinner direkte eller indirekte involvert i politikk (Stockemer, 2007:482). Foruten å skape interesse for politikk er dette også avgjørende for å tilegne seg nødvendig kompetanse for politiske verv. Stillinger i ledelse viser både kvalifikasjon og vilje til å stå frem i roller med stort ansvar, som er en forutsetning for å representere velgere og partier i nasjonalforsamlinger (Ruedin, 2012:97). Flere kvinner i lederstillinger øker således antallet potensielle kvinnelige kandidater (Stockemer, 2007:482; Stockemer og Byrne, 2012:805).

Betydningen av at kvinner er til stede også i høyere stillinger i arbeidslivet illustreres av Matlands (1998:117) studie når han finner en negativ effekt av kvinnens deltagelse i arbeidslivet på politisk representasjon av kvinner i fattigere land. I utviklingsland er kvinner ofte primært sysselsatt i arbeid kun for livsopphold. Slikt arbeid har ikke samme effekt i form av økt aktivisme og politisk bevisstgjøring som sysselsetting i rikere land (Matland, 1998:118). Tripp og Kang (2008:348) advarer også mot å inkludere deltagelse i arbeidslivet i analyser av politisk representasjon av kvinner i fattige land ettersom kvinnens deltagelse i uformell økonomi ofte blir undervurdert.

Hypotese 4a: Prosentandelen kvinner i arbeid har positiv effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger.

Med forbeholdene til Inglehart og Norris (2003:131) og Iversen og Rosenbluth (2010:141) i minne, om at sosioøkonomiske forholdes påvirkningskraft på politisk representasjon av kvinner kan være betinget av gunstige institusjonelle forhold, formuleres også en alternativ hypotese.

Hypotese 4b: Prosentandelen kvinner i arbeid har positiv effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger i land som har proporsjonale valgordninger.

2.3.2 Utdanning

I likhet med sysselsetting kan utdanning bidra til å fremme politisk interesse (Brady et al., 1995:271). Grunnleggende utdanning anses som essensielt for politisk deltagelse (Paxton og Hughes, 2014:129). Utdanning stimulerer også politisk aktivitet, ettersom en gjennom utdanning utvikler egenskaper som er nyttige i så henseende. Utvikling av relevante egenskaper gjennom utdanning medfører nødvendig selvtillit til å fremme egne politiske preferanser (Brady et al., 1995:275). Raaum (2005:882) fremhever betydningen av økende utdanning og sysselsetting for kvinner for å forklare politisk mobilisering av kvinner i Norge fra 1970-tallet og utover.

Foruten å bidra til økt politisk aktivitet blant kvinner er også utdanning for kvinner viktig i et annet henseende. Folkevalgte lovgivere er uproporsjonalt høyt utdannet i forhold til befolkningen som helhet, særlig i en vestlig kontekst (Matland, 1998:113; Paxton og Hughes, 2014:129). Gjennom at flere kvinner gjennomfører høyere utdanning økes antallet potensielle kvinnelige kandidater (Kenworthy og Malami, 1999:239). For analyser av kvinneandeler i nasjonalforsamlinger er derfor andelen kvinner som tar høyere utdanning av særlig interesse (Ruedin, 2012: 97). Ettersom politiske eliter ofte er høyt utdannet kan kvinner gjennom høyere utdanning skape viktige forbindelser for tilgang til nettverk av politiske eliter (Paxton og Hughes, 2014:129). På samme måte som kvinners inntreden i et mannsdominert arbeidsliv kan svekke kjønnsroller, kan også flere kvinner som gjennomfører høyere utdanning føre til at kjønnsroller svekkes (Inglehart og Norris, 2003:29).

Fra tidligere kvantitative studier er det, i likhet med for sysselsetting av kvinner, blandede funn når det gjelder hvorvidt utdanning for kvinner har en positiv effekt på andelen kvinner i nasjonalforsamlinger. Hverken Matland (1998:116), Kenworthy og Malami (1999:251) eller Ruedin (2012:101) finner statistisk signifikant positiv effekt av høyere utdanning for kvinner på andelen kvinner i nasjonalforsamlinger. Tripp og Kang (2008:350) finner heller ingen positiv effekt av høyere utdanning for kvinner når kvinneandelen i nasjonalforsamlinger undersøkes globalt. Når undersøkelsen begrenses til kun å inkludere demokratier finner

derimot Tripp og Kang (2008:352) en positiv effekt av høyere utdanning for kvinner på andelen kvinner i nasjonalforsamlinger. Selv om Matland (1998:116) ikke finner en direkte effekt av høyere utdanning for kvinner, finner han likevel statistisk signifikant effekt av kvinners utdanning relativt til menns utdanning (s. 115). Matland benytter høyere utdanning av kvinner relativt til høyere utdanning av menn som en del av et mål på hvor kjønnssegaltær kultur et land har (1998:114). Denne variasjonen i funn fra tidligere kvantitative studier gjør det relevant å undersøke videre hvorvidt høyere utdanning for kvinner påvirker andelen kvinner i nasjonalforsamlinger.

Hypotese 5a: Prosentandelen kvinner som tar høyere utdanning har positiv effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger.

Hypotese 6a: Forholdet mellom andelen kvinner og menn som tar høyere utdanning har positiv effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger.

For effekten av høyere utdanning for kvinner på politisk representasjon av kvinner utledes en alternativ hypotese som tar høyde for forbeholdene til Inglehart og Norris (2003:131) og Iversen og Rosenbluth (2010:141) om gunstige institusjonelle forhold.

Hypotese 5b: Prosentandelen kvinner som tar høyere utdanning har positiv effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger i land som har proporsjonale valgordninger.

Hypotese 6b: Forholdet mellom andelen kvinner og menn som tar høyere utdanning har positiv effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger i land som har proporsjonale valgordninger.

2.4 Kulturelle forhold

Sosioøkonomiske forklaringer på kvinners posisjon i samfunnet kritiseres av Simone de Beauvoir (1997 [1949]:109) for å være ufullstendige. Kvinners posisjon avhenger også av kjønnsroller og brede holdninger i samfunnet relatert til kjønn. Det er enighet om at institusjonelle og sosioøkonomiske forklaringer på politisk representasjon av kvinner må suppleres av kulturelle forklaringer (Norris og Inglehart, 2001:131; Shvedova, 2005:40). Holdninger til kvinners posisjon i samfunnet påvirker hvordan grobunnen er for feminisme og kamp for likestilling innenfor politikk (Inglehart og Norris, 2003:50). Gjennom sosialisering av kjønnsroller påvirker kulturelle forhold også det politiske ambisjonsnivået til kvinner (Paxton og Hughes, 2014:116-117).

Tross enigheten i litteraturen om at kulturelle forhold har betydning for politisk representasjon av kvinner har det vist seg vanskelig å utvikle gode mål for å teste hvor stor effekt de har (Matland, 1998:113; Kenworthy og Malami, 1999:247). Ruedin (2012:98) argumenterer for at direkte mål på holdninger til kvinner som politiske ledere fra spørreundersøkelser er å foretrekke foran mål som prøver å fange opp underliggende faktorer. Problemer med kvantifisering av kulturelle forhold relatert til kjønn gjør seg særlig gjeldende for analyser som strekker seg over lengre tidsrom, ettersom data fra omfattende spørreundersøkelser hverken er tilstrekkelige systematisk eller går langt nok tilbake i tid (Norris og Inglehart, 2001:135). Paxton et al. (2010:47) etterlyser analyser av politisk representasjon av kvinner som undersøker effekten av kulturelle forhold over tid.

2.4.1 Kjønnsroller og politisk kultur

Hvorvidt den politiske kulturen i et samfunn er kjønns egalitær beror på hvor kjønns egalitær den generelle kulturen i samfunnet er (Matland, 1998:114). I samfunn med tradisjonelle verdier og restriktive kjønnsroller kan kvinners inntreden i politikk bli forsinket og motarbeidet (Stockemer, 2007:483; Fox, 2011:97). Sosialisering av restriktive kjønnsroller i samfunn med tradisjonell kultur begrenser det politiske ambisjonsnivået til kvinner. I tradisjonelle samfunn er det videre sterkere motstand mot vestlig feminisme og likestilling mellom kjønn. Dette medfører svekket rekruttering av, og lavere støtte til, kvinnelige kandidater (Stockemer, 2007:479). Tradisjonelle kjønnsroller virker å bli svekket av

fremveksten av postmaterialistiske holdninger (Stockemer, 2007:483). Kjønnsbaserte ulikheter i deltagelse i arbeidsliv kan skyldes sosialisering av restriktive kjønnsroller (Iversen og Rosenbluth, 2006:1). Slike kjønnsroller kan bli utfordret og svekket av inntreden av kvinner i arbeidslivet og i mannsdominerte yrker (Stockemer og Byrne, 2012:806).

Hvordan kvinners posisjon i arbeidslivet og kjønnsroller kan tenkes å påvirke hverandre og henge sammen illustrerer at sosioøkonomiske forhold og kulturelle forhold ikke alltid kan skilles klart fra hverandre (Matland, 1998:114). Forholdet mellom kvinner og menn innenfor arbeid og utdanning kan derfor si noe om hvor kjønnssegaltær kulturen er i et samfunn (Matland, 1998:114). Funn fra kvantitative studier av politisk representasjon av kvinner er variert hva angår effekten av kjønnssegaltær politisk kultur. Både Matland (1998:115) og Norris og Inglehart (2001:134) finner at kjønnssegaltære holdninger har positiv effekt på andelen kvinnelige folkevalgte i nasjonalforsamlinger. Stockemer (2007:487) finner derimot at postmaterielle holdninger ikke har noen effekt. Disse studiene benytter operasjonaliseringer som ikke er egnet til å teste effekten av kulturelle forhold på politisk representasjon av kvinner over tid.

2.4.2 Religion

Religion er en betydningsfull kilde til kjønnsroller og kan påvirke kvinners utsikter for karrierer innenfor politikk (Inglehart og Norris, 2003:50; Paxton og Hughes, 2014:106). Påvirkning fra religion på kjønnsroller varierer fra diskre antydninger om at kvinners hovedansvar er i hjemmet til bastante formaninger om at politikk og makt er menns domene (Paxton og Hughes, 2014:107). Religiøse normer kan begrense kvinners muligheter til å innta posisjoner med autoritet utenfor hjemmet (Inglehart og Norris, 2003:71), og begrensninger i kvinners handlingsrom kan rettferdiggjøres med at religiøse tradisjoner ikke skal bli svekket (Dahlerup, 2006b:295; Paxton og Hughes, 2014:107). Kjønnrelaterte religiøse normer påvirker kvinners posisjon i samfunnet, og kan således begrense kvinners politiske gjennomslagskraft.

Hva angår religion er, i vestlig kontekst, den mest relevante distinksjonen om et samfunn først og fremst har blitt påvirket av protestantisme eller katolisisme. Gjennom katolisisme forfektes tradisjonelle kjønnsrollemønstre som medfører mindre aksept for kvinner innenfor politikk

(Kenworthy og Malami, 1999:244). Sett opp mot protestantiske land er mange katolske land preget av at kvinner har begrensninger i tilgangen til arbeidsmarkedet (Iversen og Rosenbluth, 2006:7) og hvilke offentlige roller det anses passende at kvinner inntar (Ruedin, 2012:97). Protestantisme blir derimot sett på som mer kjønnsneutral og derfor kvinnevennlig (Raaum, 2005:883). Dette illustreres blant annet ved at det i protestantiske land historisk har vært større fokus på utdanning av kvinner (Paxton og Hughes, 2014:109). Betydningen av religion for kvinners gjennomslagskraft inn i den politiske sfære illustreres ved at det i vestlige land er mindre politisk aktivitet blant kvinner i katolske land enn i protestantiske land (Norris og Inglehart, 2001:132).

Noe av forskjellen mellom protestantisme og katolisisme hva angår kjønnsrollemønstre menes å være et utslag av forskjeller i forholdet mellom troende og religiøse institusjoner. Innenfor katolisisme preges forholdet av autoritative tolkninger av religiøse tekster fra et markant mannlige perspektiv (Paxton og Hughes, 2014:107). Dette krever at kvinner inntar en underdanig rolle og underbygger den hierarkiske strukturen til katolske trossamfunn (Norris og Inglehart, 2001:132). Hierarkiske trossamfunn, som den katolske kirke, forsterker sosiale normer om underdanige roller for kvinner i familien som også gjør seg gjeldende ellers i samfunnet (Inglehart og Norris, 2003:50). Protestantisme fremmer på sin side i større grad et individuelt heller enn hierarkisk forhold til religiøse tekster (Paxton og Hughes, 2014:109). Individuelle heller enn autoritative tolkninger av religiøse tekster har bidratt til mindre restriktive kjønnsroller i protestantiske land. Tripp og Kang (2008:351) finner at katolisisme har en negativ effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger. En dikotom inndeling mellom katolske og protestantiske land er en grov operasjonalisering av kulturelle forhold som påvirker politisk representasjon av kvinner. Effekten av religion er indirekte gjennom påvirkningskraften på kjønnsroller og kvinnesyn. Tripp og Kang (2008:353) finner at den negative effekten av katolisisme på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger forsvinner når det kontrolleres for direkte målte holdninger til kvinner som politiske ledere. Religion må innrømmes ikke å være en fullstendig tilfredsstillende operasjonalisering av kulturelle forhold.

Hypotese 7: Katolsk dominans har negativ effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger.

2.4.3 Regioner

En måte å fange opp kulturelle forskjeller i forhold til egalitet mellom kjønn kan være regionale inndelinger (Tripp og Kang, 2008:349). Det er omfattende forskjeller mellom regioner hva angår sosialisering av kjønnsrelaterte sosiale normer og kjønnsroller blant voksne (Kenworthy og Malami, 1999:250; Ruedin, 2012:97). I likhet med en dikotom inndeling etter religion er regional inndeling et grovt mål på kulturelle forhold (Paxton og Hughes, 2014:105). Noen forhold taler likevel for at operasjonalisering av kulturelle forhold gjennom regional inndeling kan vært fruktbart. Inglehart og Norris (2003:160) finner at kjønnssegaltære holdninger er knyttet til postmaterialistiske holdninger. De finner at postmaterialistiske holdninger i ganske stor grad følger regionale inndelinger mellom nordiske, kontinentaleuropeiske og engelsktalende land (s. 155). Holdninger til kvinner som politiske ledere følger også i ganske stor grad regionale inndelinger. Ruedin (2012:99) finner at regionale inndelinger har sterk forklaringskraft på holdninger til kvinner som politiske ledere rapportert fra World Values Survey. Hva angår prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger finner Ruedin (2012:101) og Tripp og Kang (2008:351) at regioner har signifikant effekt, der særlig nordiske land utmerker seg med positiv effekt. Ruedin (2012:101) finner videre at effekten av valgordning og kvoteregler blir svekket ved inkludering av dikotome variabler basert på region, og at modeller med regionale variabler har større forklaringskraft på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger enn modeller med variabler basert på religion. Tripp og Kang (2008:356-357) finner at effekten av religion på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger i noen tilfeller forsvinner når det kontrolleres for region.

Nordiske land virker å være preget av en kultur som gir større tilgang til kvinner innenfor politikk (Raaum, 2005:873). Dette understøttes av funnene til Ruedin (2012:101) der Norden som regional inndeling har positiv effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger. Ettersom både generelle kjønnssegaltære holdninger (Inglehart og Norris, 2003:155-160) og kjønnssegaltære holdninger i forhold til politikk (Ruedin, 2012:99) har sammenheng med regionale inndelinger virker det forsvarlig å forvente at regioner kan ha påvirkningskraft på politisk representasjon av kvinner.

Hypotese 8: Region har effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger.

2.5 Hypoteser

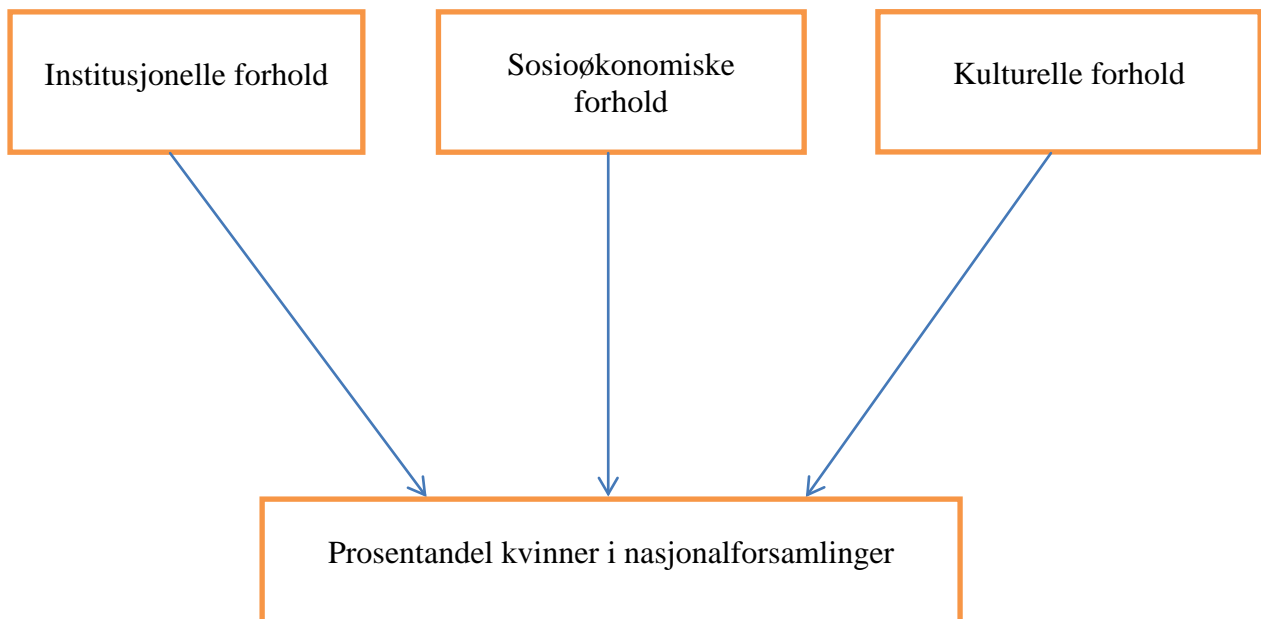
- Hypotese 1a: Majoritær valgordning har negativ effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger.
- Hypotese 1b: Antall mandater per valgkrets har positiv effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger.
- Hypotese 2: Lovpålagte kjønnskvotes har positiv effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger.
- Hypotese 3: Frivillige kjønnskvotes har positiv effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger.
- Hypotese 4a: Prosentandelen kvinner i arbeid har positiv effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger.
- Hypotese 4b: Prosentandelen kvinner i arbeid har positiv effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger i land som har proporsjonale valgordninger.
- Hypotese 5a: Prosentandelen kvinner som tar høyere utdanning har positiv effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger.
- Hypotese 5b: Prosentandelen kvinner som tar høyere utdanning har positiv effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger i land som har proporsjonale valgordninger.
- Hypotese 6a: Forholdet mellom andelen kvinner og menn som tar høyere utdanning har positiv effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger.
- Hypotese 6b: Forholdet mellom andelen kvinner og menn som tar høyere utdanning har positiv effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger i land som har proporsjonale valgordninger.
- Hypotese 7: Katolsk dominans har negativ effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger.
- Hypotese 8: Region har effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger.

2.6 Teoretiske modeller

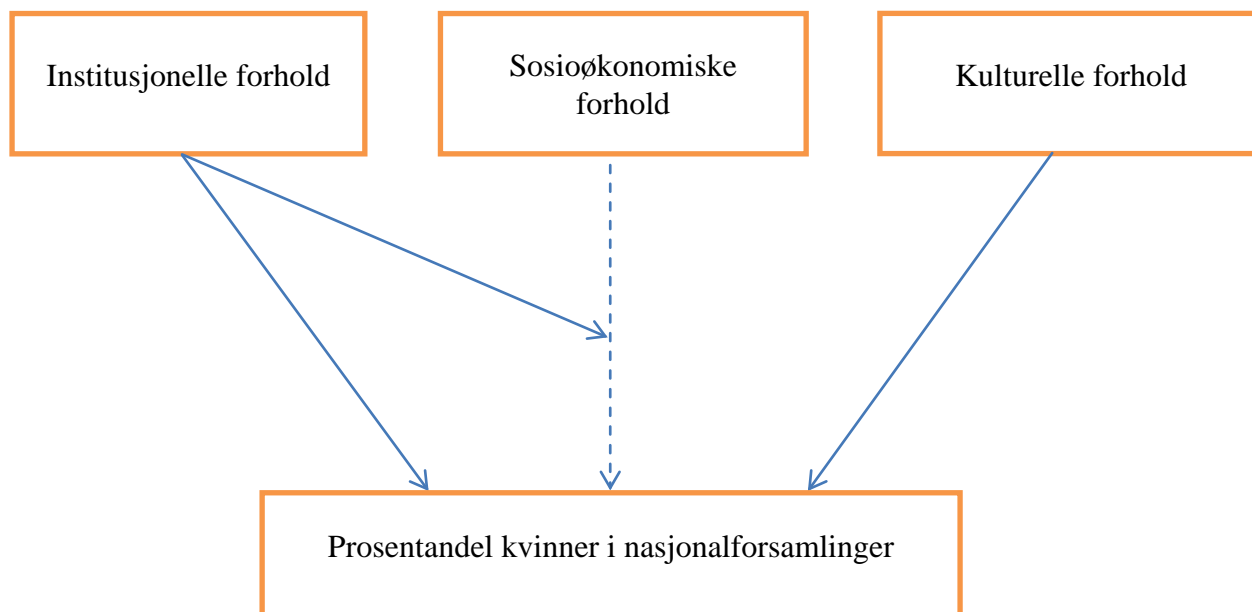
Basert på hypotesene kan det lages enkle modeller som illustrerer hvordan de aktuelle forholdene forventes å påvirke prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger. Figur 1 viser Teoretisk modell 1, hvor det antas at påvirkningskraften fra de ulike forholdene er uavhengige

av hverandre. I Teoretisk modell 2, vist i Figur 2, antas det derimot at påvirkningskraften fra de sosioøkonomiske forholdene er betinget av institusjonelle forhold. Begge modellene antar direkte effekter av institusjonelle og kulturelle forhold. Forskjellen mellom de to teoretiske modellene ligger utelukkende i hvordan de sosioøkonomiske forholdene antas å påvirke prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger. De direkte effektene av sosioøkonomiske forhold i Teoretisk modell 1 baseres på hypotesene 4a, 5a og 6a. De betingede effektene av sosioøkonomiske forhold i Teoretisk modell 2 baseres på hypotesene 4b, 5b og 6b. Hypotesene 4b, 5b og 6b tar høyde for forbeholdene til Inglehart og Norris (2003:131) og Iversen og Rosenbluth (2010:141) om at sosioøkonomiske forhold kun har effekt på prosentandel kvinner i nasjonalforsamlinger hvor medlemmene velges etter proporsjonale valgordninger.

Figur 1: Teoretisk modell 1 – Direkte effekter



Figur 2: Teoretisk modell 2 – Betingede effekter av sosioøkonomiske forhold



Kapittel 3: Data

Denne studien skal analysere utviklingen i politisk representasjon av kvinner i 20 demokratier² fra 1970 til 2013. Analysen begrenser seg til demokratier ettersom forhold som kan påvirke politisk representasjon av kvinner virker å ha ulik innflytelse i demokratisk og ikke-demokratisk kontekst (Matland, 1998:117; Shvedova, 2005:33; Tripp og Kang, 2008:352). Portugal og Spania inkluderes i analysen selv om de ikke var demokratiske i de første årene av tidsperioden undersøkelsen strekker seg over (Bermeo, 1987). Landene i analysen består av europeiske land, og tidligere kolonier med lang uavhengig demokratisk historie³.

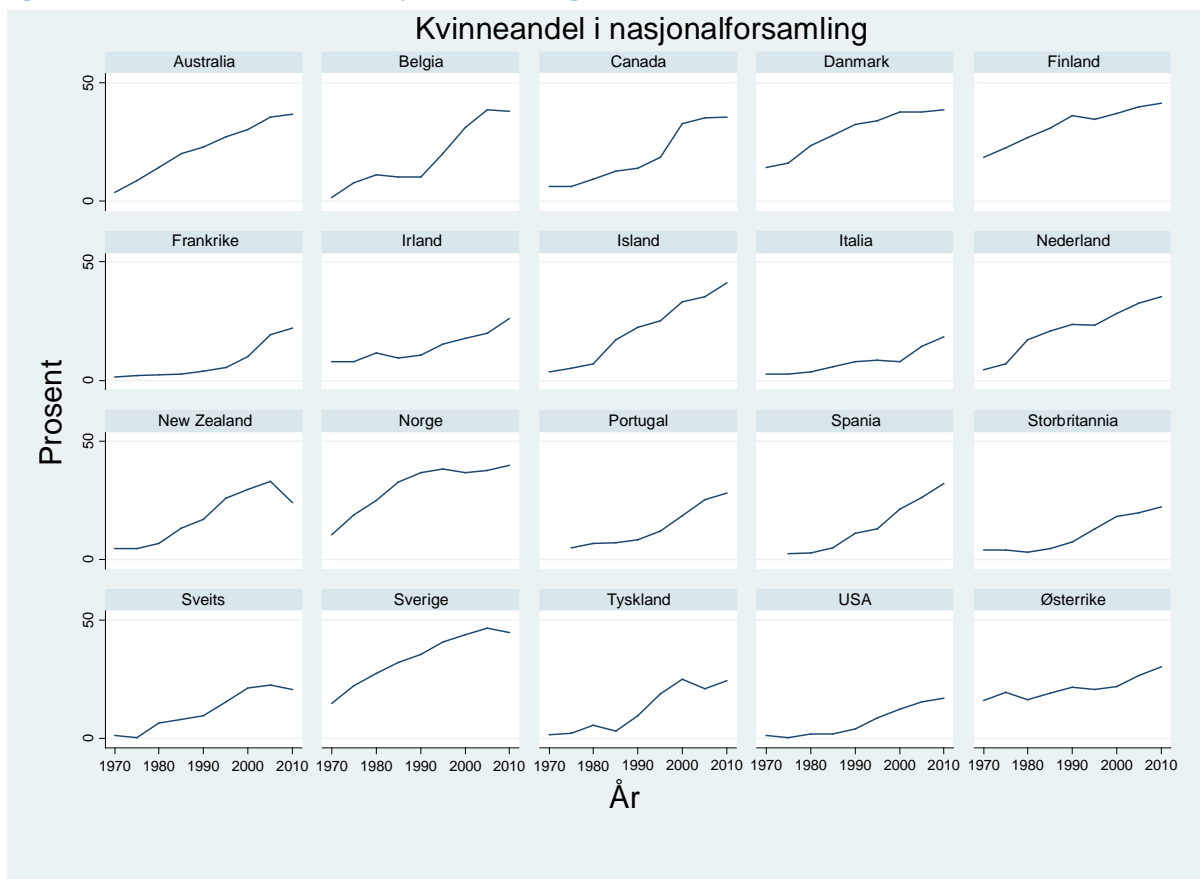
3.1 Politisk representasjon av kvinner

Som mål på politisk representasjon av kvinner brukes i denne studien prosentandelen kvinner i laveste eller eneste hus i nasjonalforsamlinger. Dette er en vidt brukt indikator på politisk representasjon av kvinner i kvantitative studier (Wägnerud, 2009:53-54). Paxton et al. (2010) velger å benytte data fra hvert femte år når de analyserer politisk representasjon av kvinner. Prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger endrer seg nødvendigvis kun ved valg, så det er ikke hensiktsmessig å inkludere hvert år som datapunkt i analysen. I denne studien benyttes det gjennomsnittsverdier for femårs-perioder fra 1970-1974 til 2010-2013, da dette vurderes å gi det beste datagrunnlaget for analysen. Etter som avhengig variabel er inndelt i femårsperioder er også resten av datasettet inndelt i ni femårsperioder fra 1970-1974 til 2010-2013. I Figur 3 vises en grafisk fremstilling av prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger for landene i analysen for periodene fra 1970-1974 til 2010-2013. Det er tydelig fra Figur 3 at det generelt har vært en utvikling over tidsperioden i retning av høyere prosentandel kvinner i landenes nasjonalforsamlinger. Like fullt er det klart at det er betydelig variasjon mellom landene i forhold til hvor langt og hvor hurtig utviklingen har gått, samt hvilket nivå den har utviklet seg fra. Data om prosentandelen kvinner i laveste eller eneste hus i nasjonalforsamlinger er hentet fra Inter-Parliamentary Union sin PARLINE database (IPU, 2014b).

² Australia, Belgia, Canada, Danmark, Finland, Frankrike, Irland, Island, Italia, Nederland, New Zealand, Norge, Portugal, Spania, Storbritannia, Sveits, Sverige, Tyskland, USA og Østerrike.

³ Australia, Canada, New Zealand og USA.

Figur 3: Prosentandel kvinner i nasjonalforsamlinger, 1970-2013.



Figur 3 viser gjennomsnittlig prosentandel kvinner i nasjonalforsamlinger i hvert land for femårs-perioder fra 1970-1974 til 2010-2013. For Portugal og Spania vises ikke første femårs-perioder (1970-1974), ettersom overgang til demokrati ikke var foretatt. For Tyskland vises prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlingen i Vest-Tyskland før 1990.

Kilde: Inter-Parliamentary Union (2013b) Women in National Parliaments, PARLINE database.

3.2 Valgordning

For valgordning benyttes tre dikotome variabler for majoritære valgordninger, proporsjonale valgordninger, og blandede valgordninger. Ved endringer av valgordning innenfor en av femårs-periodene benyttes den valgordningen som førte til mandatsfordelingen i minst tre år av perioden. Data om valgordning er hentet fra Quality of Government sitt Social Policy datasett (Samanni et al., 2012). I analysen brukes dummyvariabelen for majoritære valgordninger som forklaringsvariabel (McAllister og Studlar, 2002:8).

Operasjonalisering av antall mandater per valgkrets er noe mer komplisert. For land med majoritære valgordninger er antall mandater per valgkrets en, men for land med proporsjonale

valgordninger varierer antall mandater per valgkrets kraftig. For mange av landene med proporsjonale valgordninger ligger antall mandater per valgkrets på rundt ti, men ett land skiller seg kraftig fra dette. I Nederland velges alle 150 medlemmer av nasjonalforsamlingen fra én landsdekkende valgkrets, slik at antall mandater per valgkrets er 150. Nederlands ekstreme verdier kan medføre store standardfeil og derfor svekke muligheten for estimering av effekten til antall mandater per valgkrets på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger (Midtbø, 2007:92). Hvorvidt Nederlands høye antall mandater per valgkrets er et problem for analysen kan undersøkes statistisk. Ved test med «Cooks D»⁴ viser det seg at Nederlands høye verdier fører til betydelig forskjellig resultat i estimering av effekten til antall mandater per valgkrets, som betyr at de ekstreme verdiene vil være et problem for analysen (Midtbø, 2010:116-118). For å beholde antall mandater per valgkrets som et alternativ til en dikotomi benyttes det i denne studien en øvre grense på 15 mandater per valgkrets.

Ved dikotome operasjonaliseringer av valgordning basert på antall mandater per valgkrets er det vanlig å bruke fem mandater per valgkrets som en grense mellom valgordninger som er proporsjonale eller majoritære (Kenworthy og Malami, 1999:249). Betydningen av høyt antall mandater per valgkrets for politisk representasjon av kvinner er at kvinner lettere kan kjempe om konkurransedyktige plasser på partilister når mange mandater skal tildeles (Matland og Studlar, 1996:713; Norris, 2006:9; Tripp og Kang, 2008:343). Denne betydningen beholdes selv om verdien for de landene som skiller seg kraftig ut justeres ned til et maksnivå som muliggjør estimering av effekten på prosentandel kvinner i nasjonalforsamlinger. For landene med blandede valgordninger er det også nødvendig å justere antall mandater per valgkrets. Antallet mandater per valgdistrikt blir justert etter hvor stor andel av medlemmene i nasjonalforsamlingen som blir tildelt sine mandater etter listevalg⁵. Data om gjennomsnittlig antall mandater per valgkrets er hentet fra John Carey sitt District Magnitude Project (Carey, 2011).

⁴ «predict cook, cooksd» etterfulgt av «browse id year cook if cook > 4/(N)» etter regresjon i STATA (Midtbø, 2010:118).

⁵ Et eksempel er Tyskland, hvor halvparten av medlemmene i nasjonalforsamlingen (299 av 598) velges inn fra partilister. Verdiene for antall mandater per valgkrets blir følgelig halvert.

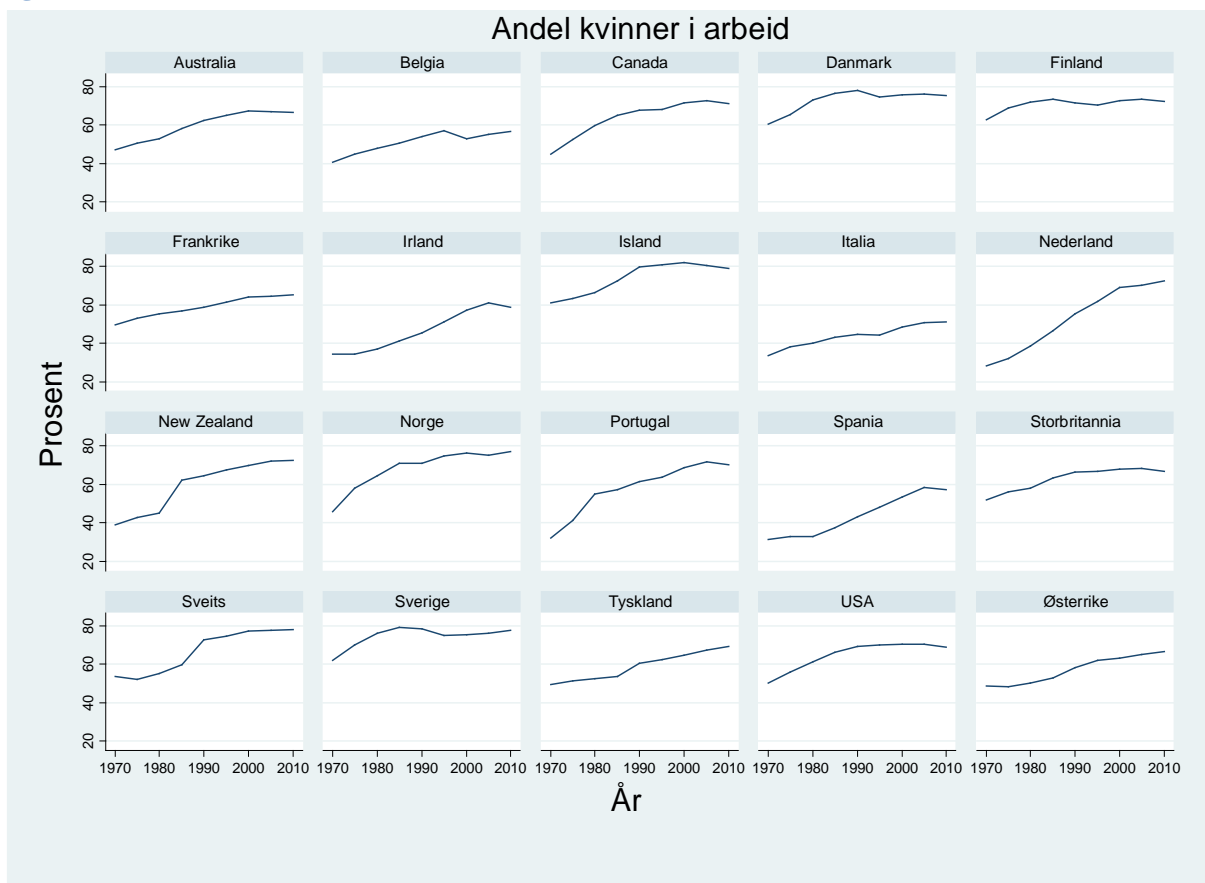
3.3 Kjønnskvoter

For kjønnskvoter brukes dikotome variabler i analysen (Paxton et al., 2010:45). For å skille mellom lovpålagte kjønnskvoter for alle partier og kjønnskvoter frivillig innført av partier inkluderes separate dummyer for lovpålagte og frivillige kjønnskvoter (Stockemer og Byrne, 2012:810; Krook, 2012:15). Frivillige kjønnskvoter kodes 1 kun hvis partiet som har innført kjønnskvoter er stort nok til å ha betydning for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlingen (Stockemer, 2007:484; Tripp og Kang, 2008:347). For at frivillige kjønnskvoter vurderes å ha tilstrekkelig betydning må partiet (eller partiene) som har innført slike oppnå minst 15 prosent av stemmene ved valg. Ved innføring av kvoter i løpet av en av femårs-periodene datasettet er delt inn i kodes kjønnskvoter 1 når kvotereglene har kunnet påvirke valgresultatet i minst tre av årene. Data om kjønnskvoter er hentet fra International IDEA og Stockholm University (2013) sin Global Database of Quotas for Women.

3.4 Arbeid

Kvinnens grad av tilstedeværelse på arbeidsmarkedet operasjonaliseres som prosentandelen kvinner fra 15 til 64 år som er sysselsatt eller aktivt søker jobb. For hver femårs-periode i datasettet regnes det ut gjennomsnittet av årene innenfor perioden. Figur 4 viser utviklingen i prosentandelen kvinner i arbeid (eller som er jobbsøkende) for landene som inkluderes i analysen. Fra Figur 4 ser vi at prosentandelen kvinner i arbeid har økt i alle landene, men utgangspunktet og utviklingen er ulike. Data om kvinner i arbeid er hentet fra Organization for Economic Co-operation and Development [OECD] (2013) OECD Statextracts.

Figur 4: Prosentandel kvinner i arbeid, 1970-2013



Figur 4 viser gjennomsnittlig prosentandel kvinner som er sysselsatt eller aktivt søker jobb i hvert land for femårs-perioder fra 1970-1974 til 2010-2013. For Tyskland vises prosentandelen kvinner som er sysselsatt eller aktivt søker jobb i Vest-Tyskland før 1990.

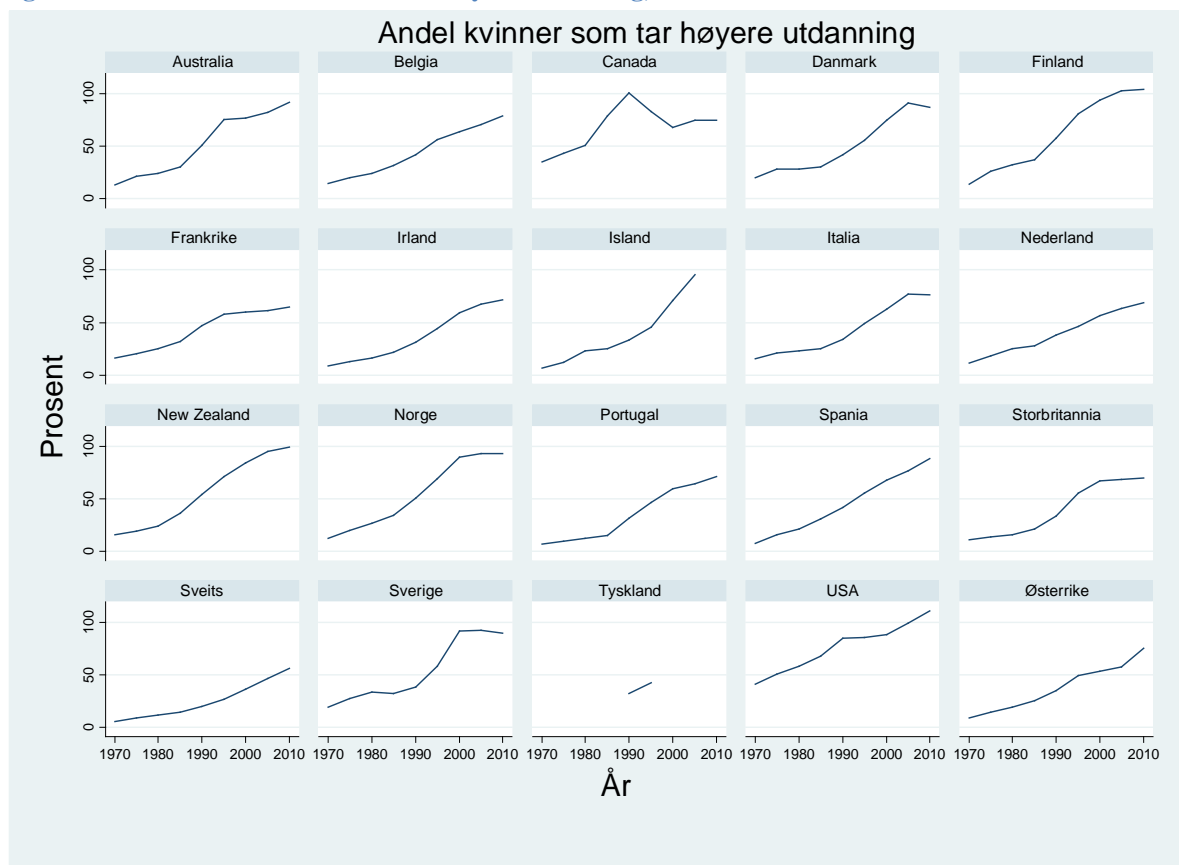
Kilde: Organization for Economic Co-operation and Development [OECD] (2013) OECD Statextracts.

3.5 Utdanning

Utdanning blant kvinner er operasjonalisert som prosentandelen kvinner som i løpet av en femårsperiode etter fullført videregående utdanning er oppmeldt til høyere utdanning. Denne prosentandelen kan overgå 100 ettersom kvinner kan være oppmeldt til høyere utdanning mer enn fem år etter at de fullførte videregående utdanning, og enkelte kvinner kan være oppmeldt til flere enn ett studieprogram (United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization [UNESCO], 2013). I datasettet brukes gjennomsnittet for femårs-periodene. Figur 5 viser utviklingen i prosentandelen kvalifiserte kvinner (fullført videregående utdanning) som er oppmeldt til høyere utdanning. Fra Figur 5 ser vi at i de fleste landene har prosentandelen kvalifiserte kvinner som tar høyere utdanning økt kraftig i løpet av perioden.

Data om utdanning blant kvinner er hentet fra UNESCO (2013) UNESCO Institute for Statistics.

Figur 5: Prosentandel kvinner som tar høyere utdanning, 1970-2013

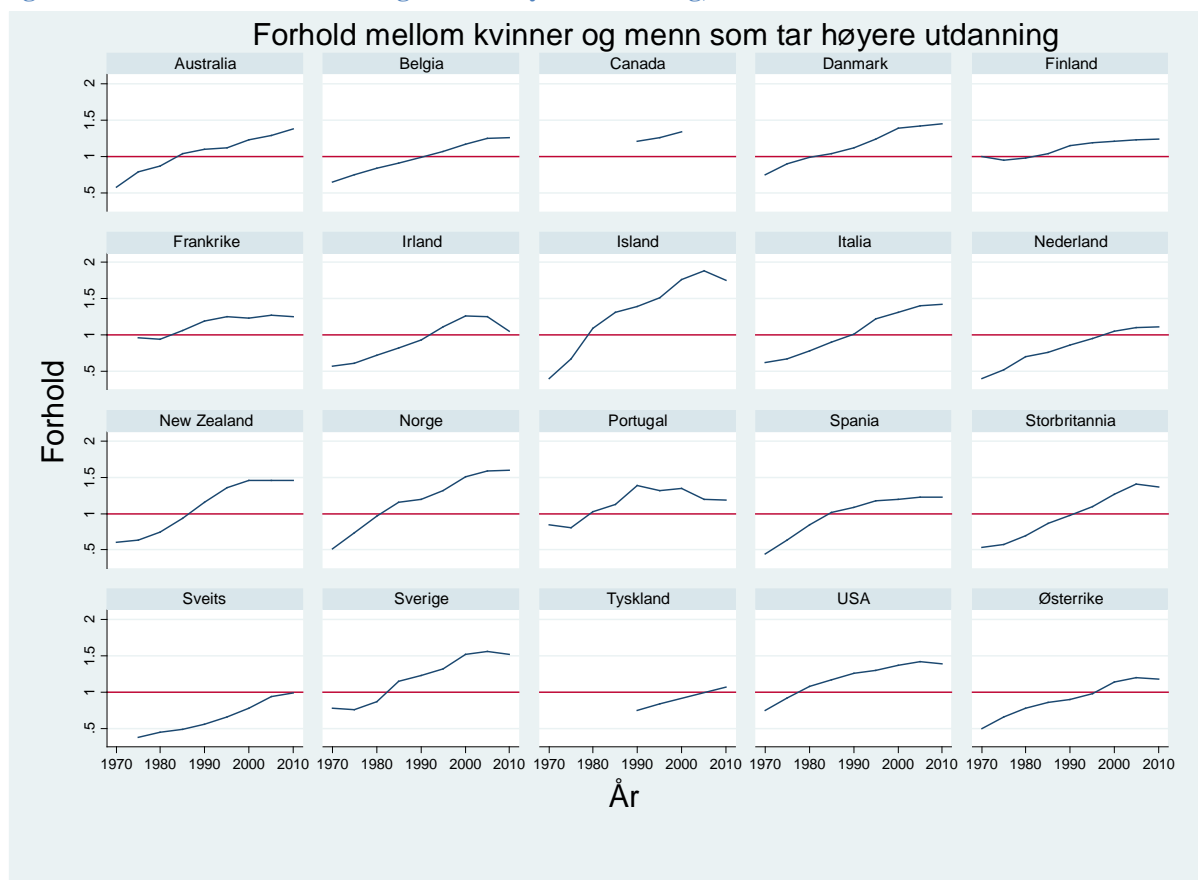


Figur 5 viser prosentandel kvinner som i en femårsperiode etter fullført videregående utdanning er oppmeldt til høyere utdanning i hvert land for femårs-perioder fra 1970-1974 til 2010-2013. Data mangler for Tyskland for mesteparten av perioden.

Kilde: United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization [UNESCO] (2013) UNESCO Institute for Statistics.

Betydningen av utdanning av kvinner relativt til utdanning av menn skal også undersøkes (Matland, 1998:114-116). For å måle forholdet mellom kvinner og menn som tar høyere utdanning brukes UNESCOs (2013) *Gender Parity Index* for høyere utdannelse. Verdier over 1 betyr at kvinner i større grad enn menn tar høyere utdannelse, mens verdier under 1 betyr at menn i større grad tar høyere utdannelse. I datasettet brukes gjennomsnitt for femårs-periodene fra 1970-1974 til 2010-2013 for landene i analysen. Utviklingen av forholdet mellom kvinner og menn som tar høyere utdanning vises i Figur 6. I de fleste land har kvinner i løpet av perioden utlignet, og reversert, en tidligere overvekt av menn som tar høyere utdanning. Data er hentet fra UNESCO (2013) UNESCO Institute for Statistics.

Figur 6: Forhold mellom kvinner og menn i høyere utdanning, 1970-2013



Figur 6 viser forholdet mellom kvinner og menn som tar høyere utdanning i hvert land for femårs-perioder fra 1970-1974 til 2010-2013. Verdier over 1 (markert med rød strek) betyr at kvinner i større grad enn menn tar høyere utdanning. Data mangler for Canada og Tyskland i store deler av perioden.

Kilde: UNESCO (2013) UNESCO Institute for Statistics.

3.6 Religion

Religion brukes som en proxy-variabel for kjønnsroller og politisk kultur. Det benyttes en dikotom variabel for hvorvidt katolisisme er den dominerende religionen. Katolisisme-dummyen kodes 1 hvis 70 prosent eller mer av et lands innbyggere bekjenner seg katolske (Tripp og Kang, 2008:348). For ingen av landene i analysen endrer katolisisme-dummyen seg i løpet av perioden, slik at denne variabelen er tidskonstant. I noen modeller brukes prosentandel katolikker som kontinuerlig variabel for å sjekke robustheten til funn om effekten til katolsk dominans. Data om prosentandel katolikker er hentet fra Quality of Government sitt Social Policy datasett (Samanni et al., 2012).

3.7 Regioner

Inndeling av land etter regioner brukes som alternative proxy-variabler for kjønnsroller og politisk kultur. Landene i analysen deles, etter mønster fra Inglehart og Norris (2003:155), inn i tre regioner med hver sin dikotome variabel: Nordisk⁶, Engelsktalende⁷ og Kontinentaleuropeisk⁸.

3.8 Oversikt over variabler

Tabell 2 og 3 viser en oversikt over variablene som inngår i analysen. Tabell 2 viser variabler på forholdstallsnivå, mens Tabell 3 viser dikotome variabler.

Tabell 2: Oversikt over variabler på forholdstallsnivå

	Observasjoner	Gjennomsnitt	Standardavvik
Prosentandel kvinner i nasjonalforsamling	178	18,42	12,23
Antall mandater per valgkrets	180	7,60	5,03
Prosentandel kvinner i arbeid	180	60,43	12,69
Prosentandel kvinner i høyere utdanning	172	47,27	27,65
Kjønnsforhold i høyere utdanning	166	1,05	0,31
Prosentandel katolikker	180	43,45	36,29

Relativ utdanning er forholdet mellom andelen kvalifiserte kvinner og menn som tar høyere utdanning. Verdier over 1 betyr at større andel av kvalifiserte kvinner enn kvalifiserte menn tar høyere utdanning. Prosentandelen kvinner i nasjonalforsamling er ikke inkludert for Portugal og Spania i perioden 1970-1974 da overgang til demokrati ikke var foretatt. UNESCO Institute for Statistics mangler data om utdanning for enkelte land, særlig Tyskland og Canada.

Kilder: Inter-Parliamentary Union (IPU 2014b) PARLINE database; District Magnitude Project (Carey, 2011); Organization for Economic Co-operation and Development (2013) OECD StatExtracts; United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization (2013) UNESCO Institute for Statistics; Quality of Government Social Policy Dataset (Samanni et al., 2012).

⁶ Danmark, Finland, Island, Norge og Sverige.

⁷ Australia, Canada, Irland, New Zealand, Storbritannia og USA.

⁸ Belgia, Frankrike, Italia, Nederland, Portugal, Spania, Sveits, Tyskland og Østerrike.

Tabell 3: Oversikt over dikotome variabler

	Observasjoner	0	1
Majoritær valgordning	180	130	50
Proporsjonal valgordning	180	67	113
Blandet valgordning	180	163	17
Lovpålagt kjønnskvote	180	169	11
Frivillig kjønnskvote	180	119	61
Katolsk dominans	180	117	63
Region: Norden	180	135	45
Region: Engelsktalende	180	126	54
Region: Kontinentaleuropeisk	180	99	81

Kilder: Quality of Government Social Policy Dataset (Samanni et al., 2012), International IDEA og Stockholm University (2013) Global Database of Quotas for Women.

Kapittel 4: Metode

Hypotesene utledet i teorikapittelet skal testes ved bruk av statistiske modeller. Effekten av forklaringsvariabler på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger estimeres ved «maximum likelihood» regresjon i vekstkurvemodeller. I dette kapittelet presenteres først prinsipper og egenskaper ved «maximum likelihood» estimering og vekstkurveanalyse. Deretter følger en gjennomgang av hvordan vekstkurvemodellene trinnvis utvikles til å bli mer komplekse. Til slutt i kapittelet gjennomgås diagnostiske tester av forutsetningene for «maximum likelihood» regresjon. Alle statistiske modeller er estimert i STATA 12.1.

4.1 «Maximum likelihood» estimering

«Maximum likelihood» er en klassisk metode for parameterestimering i statistiske modeller (Rabe-Hesketh og Skrondal, 2012:101). For flernivåanalyse eller analyse av observasjoner fordelt på ulike grupper er «maximum likelihood» den mest brukte metoden for estimering av statistiske modeller (Hox, 2010:40). Blant fordelene til «maximum likelihood» er at estimeringen er robust for tilfeller av manglende data (Duncan og Duncan, 2004:354). Dette er av betydning da flere av modellene som skal estimeres har tilfeller av manglende data. Estimerer fra «maximum likelihood» regresjon er videre effektive og konsistente (Hox, 2010:40). Til slutt er estimerer fra «maximum likelihood» regresjon vanligvis robuste mot milde brudd på regresjonens forutsetninger (Hox, 2010:40). Testing av forutsetningene for «maximum likelihood» estimering blir gjennomført til slutt i kapittelet.

Ved «maximum likelihood» estimering forsøkes det å maksimere sannsynligheten for at estimatene ligger til grunn for de reelle verdiene i datagrunnlaget for modellen. Det regnes ut hvilke parametere, eller koeffisienter, som gir størst sannsynlighet for at de nøyaktige verdiene i datasettet vil oppstå (Skog, 2004:362). Koeffisientene estimeres gjennom gjentatte utregninger. For hver utregning justeres koeffisienter slik at sannsynligheten maksimeres for at verdiene i datasettet oppstår. De endelige koeffisientene oppgis når videre justeringer ikke lenger øker sannsynligheten (Rabe-Hesketh og Skrondal, 2012:165).

4.2 Vekstkurveanalyse

Ved analyse av data som strekker seg over tid er vekstkurveanalyse en vanlig fremgangsmåte. I vekstkurvmodeller blir utviklingen over tid for de ulike enhetene i analysen eksplisitt modellert (Rabe-Hesketh og Skrondal, 2012:343). Det er tydelig fra Tabell 1 (s. 7) og Figur 3 (s. 34), som viser prosentandel kvinner i nasjonalforsamlinger, at utviklingen har variert mellom landene i analysen. Denne variasjonen mellom ulike land kan inkluderes i den statistiske analysen ved å bruke vekstkurvmodeller (Paxton et al., 2010:37). Fra Tabell 1 og Figur 3 er det også tydelig at det var variasjon mellom landene i prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger ved starttidspunktet for analysen. Dette kan inkluderes i vekstkurvmodeller ved å tillate varierende «intercept», eller startpunkt, for de ulike landene i analysen (Rabe-Hesketh og Skrondal, 2012:123). I tillegg til varierende startpunkt for landene kan det inkluderes varierende trender i utviklingen over tid for de forskjellige landene (Rabe-Hesketh og Skrondal, 2012:305-307). Det er tilstrekkelig antall grupper av observasjoner (20 land), med tilstrekkelig antall observasjoner innenfor hver gruppe (ni tidsperioder), til at det er forsvarlig å tillate varierende startpunkt og utviklingstrender (Rabe-Hesketh og Skrondal, 2012:97). Med varierende startpunkt og utviklingstrender for landene i analysen er vekstkurvmodeller en type «random effects»-modeller hvor også tid varierer (Rabe-Hesketh og Skrondal, 2012:343).

Estimering av utviklingstrender og startpunkter for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlingen til landene i analysen er første steg i vekstkurveanalysen (Paxton et al., 2010:37). Det er viktig å finne et best mulige uttrykk for utviklingstrendene for prosentandelen kvinnelige medlemmer i nasjonalforsamlingen blant landene i analysen. Utviklingstrendene trenger ikke nødvendigvis å være lineære, så det er viktig å sjekke om andre uttrykk kan passe bedre (Willet et al., 1998:398; Rabe-Hesketh og Skrondal, 2012:345).

Fra hypotesene 4b, 5b og 6b forventes det at effekten av sosioøkonomiske forhold (arbeid og utdanning) bare har effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger når det benyttes proporsjonale valgordninger. Om det er en betinget effekt av sosioøkonomiske forhold, illustrert som teoretisk modell i Figur 2 (s. 32), kan sjekkes ved å inkludere interaksjonsledd i vekstkurvmodellene (Rabe-Hesketh og Skrondal, 2012:359). Ved å inkludere interaksjonsledd i modeller kan det undersøkes under hvilke omstendigheter en forklaringsvariabel har effekt på den avhengige variabelen. Det undersøkes hvorvidt effekten

av de sosioøkonomiske variablene er avhengig av en institusjonell moderatorvariabel: proporsjonal valgordning (Midtbø, 2010:136). Dette utføres ved å inkludere interaksjonsledd mellom hver av de sosioøkonomiske variablene og den dikotome variabelen for proporsjonal valgordning i hver sin modell. Tolkninger av interaksjonsledd kan være komplisert, men forenkles i dette tilfellet av egenskaper ved den dikotome moderatorvariabelen for proporsjonal valgordning. For at interaksjonsledd skal kunne tolkes er det nødvendig at verdien null for moderatorvariabelen har mening og faktisk oppstår i datagrunnlaget for analysen (Hox, 2010:64; Midtbø, 2010:136). For den dikotome proporsjonal valgordningsvariabelen har verdien null mening (ikke proporsjonal valgordning), og oppstår ofte. Vekstkurvmodellene med interaksjonseffekter viser effekten av de sosioøkonomiske forholdene på prosentandel kvinner i nasjonalforsamlinger med og uten proporsjonal valgordning.

4.3 Modellutvikling

For å undersøke påvirkningskraften til de ulike institusjonelle, sosioøkonomiske og kulturelle forholdene på politisk representasjon av kvinner skal vekstkurvmodeller gradvis utvikles. I den første modellen tillates prosentandel kvinner i nasjonalforsamlinger varierende startpunkt for de ulike landene, og det estimeres en felles utviklingstrend. For å estimere utviklingstrender lages en egen variabel med verdien null for den første femårs-perioden i datasettet, verdien en for neste femårs-periode og så videre opp til verdien åtte for siste periode. Modellen er estimert med «maximum likelihood» regresjon⁹. I neste modell undersøkes det hvorvidt utviklingstrenden er kurvelineær. Dette utføres ved å legge til en variabel for kvadrert utviklingstrend i modellen (Rabe-Hesketh og Skrondal, 2012:347). Videre modelleres det varierende utviklingstrender¹⁰ for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger for landene i analysen.

Etter å ha funnet den beste modellen for startpunkt og utviklingstrender for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger skal hypotesene utledet i kapittel 2 testes ved å inkludere forklaringsvariabler. Først inkluderes de institusjonelle variablene om valgordning og kjønnskvotes. Effekten av de alternative operasjonaliseringene av valgordning, majoritær

⁹ «xtmixed» med valgmuligheten «, mle» i STATA 12.1 (Rabe-Hesketh og Skrondal, 2012:194).

¹⁰ Valgmuligheten «covariance(unstructured)» i STATA 12.1 (Rabe-Hesketh og Skrondal, 2012:196).

valgordning-dummy og antall seter per valgkrets, testes hver for seg i forskjellige modeller. De neste forklaringsvariablene som inkluderes er de sosioøkonomiske. Her testes de alternative operasjonaliseringene av høyere utdanning for kvinner, prosentandel av kvalifiserte kvinner og forholdet mellom kvinner og menn, hver for seg. Hypotesene om at påvirkningskraften til sosioøkonomiske forhold på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger er betinget av proporsjonale valgordninger testes i egne modeller ved inkludering av interaksjonsledd (Rabe-Hesketh og Skrondal, 2012:359). Som siste ledd i utviklingen av vekstkurvemodellene inkluderes de tidskonstante kulturelle variablene.

Etter hvert som vekstkurvemodellen utvides benyttes «likelihood ratio» tester for å fastslå om nye estimerte regresjonskoeffisienter bidrar til å forbedre modellen (Rabe-Hesketh og Skrondal, 2012:452). For at modeller skal kunne sammenlignes med «likelihood ratio» tester forutsettes det i utgangspunktet at modellene gjelder det eksakt samme datagrunnlaget. For noen av modellene er det færre observasjoner på grunn av manglende verdier på utdanningsvariablene. STATA kan likevel beordres til å sammenligne modellene med «likelihood ratio» tester¹¹.

Modellene som blir utviklet vurderes også opp mot hverandre med det bayesianske informasjonskriterium (BIC)¹² (Baum, 2006:79). Når datagrunnlaget strekker seg over tid blir BIC ofte brukt for å vurdere modeller opp mot hverandre (Rabe-Hesketh og Skrondal, 2012:324). BIC måler modellens forklaringskraft etter hvor godt de stemmer med datagrunnlaget (Hox, 2010:50-51). Ved utregning av BIC fokuseres det på hva modeller ikke klarer å forklare, slik at lavere verdier på BIC betyr bedre forklaringskraft (Midtbø, 2010:103). Ved oppbygging av modeller må kompleksitet vurderes opp mot «parsimony», eller enkelhet (King et al., 1994:194). Modeller bør være forenklinger av virkeligheten, og bør således ikke være for kompliserte. Så lenge fremtredende trekk ikke går tapt bør det ikke inkluderes for mange parametere som kompliserer modellen. BIC er utviklet for å hjelpe til i avveininger mellom enkle modeller og komplekse modeller som stemmer godt med datagrunnlaget (Rabe-Hesketh og Skrondal, 2012:323). Mens det bayesianske informasjonskriterium belønner modeller som stemmer med datagrunnlaget straffes store og komplekse modeller for bruk av frihetsgrader (Baum, 2006:79). Som for «likelihood ratio» tester forutsetter sammenligningen av modeller med BIC at modellene gjelder det eksakt samme

¹¹ «lrtest» med valgmuligheten «, force» i STATA 12.1.

¹² «estat ic» etter en regresjon i STATA 12.1 (Baum, 2006:79).

datagrunnlaget (Rabe-Hesketh og Skrondal, 2012:322). I de tilfeller der manglende data fører til færre observasjoner kan BIC derfor ikke brukes til en direkte sammenligning av modeller.

Etter å ha vurdert modeller opp mot hverandre med «likelihood ratio» tester og BIC kan det fortsatt være tvil om variabler bør inkluderes i en modell. Kollektive tester kan bidra i vurderingen om enkeltvariabler, eller grupper av variabler, bør inkluderes i en modell. Ved kollektive tester undersøkes det om variablene tilfører modellen forklaringskraft, kontrollert for de andre forklaringsvariablene i modellen (Midtbø, 2010:146). Nullhypotesen for kollektive tester er at variablene som undersøkes ikke tilfører modellen noen ekstra forklaringskraft (Midtbø, 2010:147). Ved «maximum likelihood» estimering benyttes «Wald» test¹³ for kollektiv testing av variabler (Rabe-Hesketh og Skrondal, 2012:138).

4.4 Forutsetninger for «maximum likelihood» estimering

Som nevnt er estimater fra «maximum likelihood» vanligvis robuste mot milde brudd på forutsetningene for regresjonen (Hox, 2010:40). Det er likevel nødvendig å gjøre tester for alvorlige brudd på forutsetningene som kan svekke tilliten til estimatene.

4.4.1 Multikollinearitet

Det kan være problematisk for analysen hvis verdien på ulike forklaringsvariabler henger sammen med hverandre. Sterk korrelasjon mellom flere forklaringsvariabler kalles multikollinearitet, og gjør det vanskelig å estimere effekten av de utsatte forklaringsvariablene (Acock, 2012:26). Multikollinearitet kompliserer estimeringen, men er ikke nødvendigvis et stort problem (Midtbø, 2010:129). For modeller med mange forklaringsvariabler kan multikollinearitet måles statistisk med «Variance Inflation Factor» (VIF)¹⁴. For de aktuelle variablene i analysen er VIF ikke høyere enn fire, som ligger trygt under toleransegrensen på ti (Midtbø, 2010:129). VIF øker betraktelig når interaksjonsledd mellom sosioøkonomiske variabler og den dikotome variabelen for proporsjonal valgordning inkluderes i modellene, men ligger fortsatt under ti. Testene tyder på at multikollinearitet ikke er et alvorlig problem

¹³ «testparm» etter estimering av modell i STATA 12.1. (Rabe-Hesketh og Skrondal, 2012:139).

¹⁴ «estat vif» etter regresjon i STATA 12.1 (Baum, 2006:85).

for estimeringen, men at det bidrar til å gjøre estimeringene av modeller med interaksjonsledd mer kompliserte.

4.4.2 Normalfordelt restledd

Restleddene etter regresjonen bør være jevnt fordelt rundt de estimerte verdiene. En god modell bør med andre ord ha omtrent like stor sannsynlighet for å overestimere som å underestimere (Midtbø, 2010:114). Det er en forutsetning for «maximum likelihood» regresjon at restleddene er symmetrisk fordelt, eller normalfordelt (Rabe-Hesketh og Skrondal, 2012:101). Likevel hevdes det at betydningen av normalfordelt restledd kan være overdrevet (Midtbø, 2010:114), og estimater fra «maximum likelihood» regresjon er som nevnt vanligvis robuste for milde brudd på forutsetningene.

Fordelingen av restledd undersøkes ved å plote verdiene for restleddet i et histogram. Figur 7 viser et histogram¹⁵ over verdiene for restleddet i vekstkurvemodellen med varierende startpunkt og varierende lineær utviklingstrend for hvert land samt de dikotome institusjonelle forklaringsvariablene majoritær valgordning, lovpålagt kjønnskvote og frivillig kjønnskvote. Over histogrammet er det lagt en normalfordelingskurve for å forenkle tolkningen. Vi ser fra Figur 7 at restleddet for modellen ikke er perfekt normalfordelt. Det kan også brukes «q-q-plot»¹⁶ for å undersøke fordelingen av restledd. Figur 8 viser fordelingen av restleddet for samme vekstkurvemodell som Figur 7. Normalfordelte restledd faller langs den diagonale linjen (Midtbø, 2010:69). Vi ser fra Figur 8 at de fleste restleddene er normalfordelt, men at noen verdier avviker fra normalfordelingen.

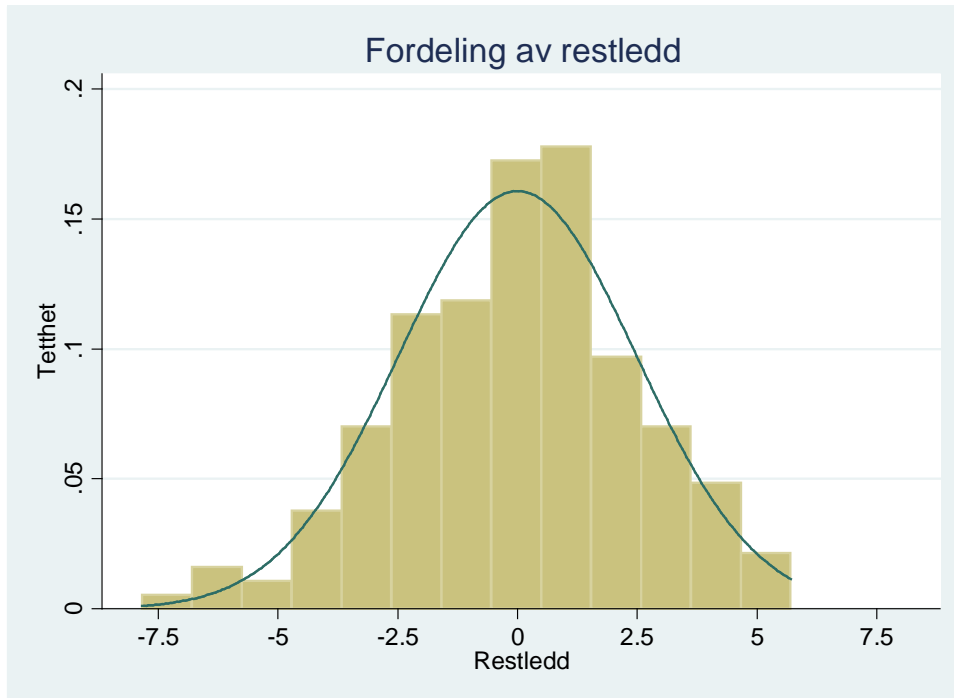
Hvorvidt restleddet er normalfordelt kan testes formelt. Det kan testes om restleddet er skjevfordelt eller har mange sterkt avvikende verdier med en «sktest»¹⁷ (Midtbø, 2010:60-61). Etter «sktest» avvises ikke normalfordeling av restleddet ($\text{prob} > \chi^2 = 0,36$). Tilsvarende tester av fordelingen av restleddet gjennomføres for alle modellene i analysen. Restleddet er aldri perfekt normalfordelt, men heller aldri så skjevfordelt at det innebærer et alvorlig brudd på forutsetningen om normalfordelt restledd.

¹⁵ «histogram» for restleddet med valgmuligheten «, normal» i STATA 12.1 (Rabe-Hesketh og Skrondal, 2012:55).

¹⁶ «qnorm» over restleddet i STATA 12.1. (Rabe-Hesketh og Skrondal, 2012:55).

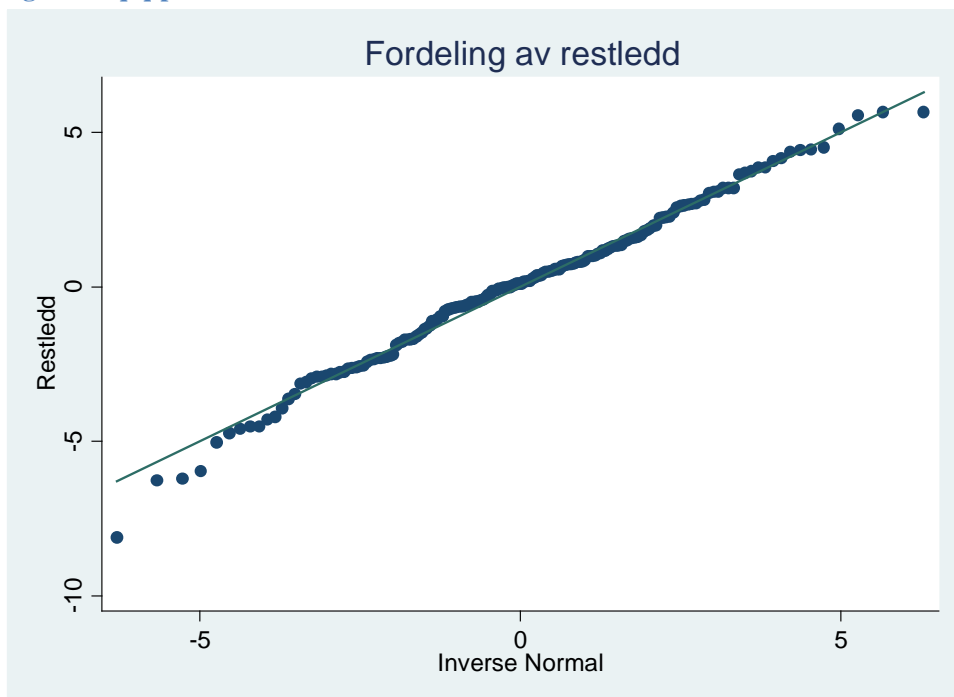
¹⁷ «sktest» av restleddet i STATA 12.1. (Midtbø, 2010:60-61).

Figur 7: Histogram for fordeling av restledd.



Histogram over fordeling av restledd for vekstkurvemodell med varierende startpunkt og lineær utviklingstrend for hvert land samt de dikotome institusjonelle forklaringsvariablene majoritær valgordning, lovpålagt kjønnskvote og frivillig kjønnskvote. Normalfordelingskurve lagt over histogrammet.

Figur 8: "q-q-plot" av restledd



«q-q-plot» av restledd for vekstkurvemodell med varierende startpunkt og lineær utviklingstrend for hvert land samt de dikotome institusjonelle forklaringsvariablene majoritær valgordning, lovpålagt kjønnskvote og frivillig kjønnskvote. Normalfordelte restledd faller langs den diagonale linjen (Midtbø, 2010:69).

4.4.3 Heteroskedastisitet

Heteroskedastisitet betyr at variansen til restleddet avhenger av verdiene til forklaringsvariablene (Midtbø, 2010:160). Hvis restleddet er heteroskedastisk påvirkes standardfeil i estimeringen og derfor signifikanstesting (Midtbø, 2010:107). Ved heteroskedastiske restledd svekkes tilliten til estimerer. «Maximum likelihood» regresjon forutsetter at restleddet ikke er heteroskedastisk (Hox, 2010:23; Rabe-Hesketh og Skrondal, 2012:248). I denne analysen er observasjonene fordelt på 20 land. Ved en slik inndeling kan det forekomme heteroskedastisitet mellom de distinkte gruppene (land) enhetene er fordelt på (Midtbø, 2010:111). Om restleddet avhenger av landene i analysen er det heteroskedastisk, og tilliten til estimatene er svekket. Vekstkurvmodeller kan ta hensyn til heteroskedastisitet ved å tillate restledd forskjellig varians for de ulike landene i analysen¹⁸ (Rabe-Hesketh og Skrondal, 2012:360).

Hvorvidt restleddene er heteroskedastiske kan undersøkes med «likelihood ratio» tester. Modeller som tillater forskjellig varians i restleddet for de ulike landene sammenlignes med modeller som ikke tar hensyn til heteroskedastisitet. Nullhypotesen til «likelihood ratio» testen sier at variansen i restleddet er den samme i de to modellene (Rabe-Hesketh, 2012:361). Kun for de mest komplekse modellene, med interaksjonsledd og mange forklaringsvariabler, gir «likelihood ration» testene sterke bevis mot nullhypotesen om at variansen i restleddet er den samme i modellene ($\text{prob} > \chi^2 = 0,02$). Restleddene i de mest komplekse modellene er heteroskedastiske, og det må undersøkes i hvilken grad dette påvirker estimatene.

For å vurdere om heteroskedastisitet påvirker estimatene sammenlignes resultatet av modellene som tillater forskjellig varians i restleddet for de ulike landene med resultatet av modellene som ikke tar hensyn til heteroskedastisitet. Sammenligninger viser gjennomgående små forskjeller mellom modellene hva angår de estimerte koeffisientene for forklaringsvariablene. Det er likevel tilfeller der koeffisienter både mister og oppnår statistisk signifikans ved å tillate forskjellig varians i restleddet for de ulike landene. Ettersom koeffisienter eller statistisk signifikans i de mest komplekse modellene endres på en måte som påvirker tolkningen av resultatene vurderes det at tilfellene av heteroskedastisitet i restleddet

¹⁸ «residuals(independent, by(id))» som valgmulighet i STATA 12.1. (Rabe-Hesketh og Skrondal, 2012:360).

svekker tilliten til estimatene fra «maximum likelihood» regresjonen. I gjennomgangen av resultatene i kapittel 5 gjengis derfor resultatene både fra modellene som tillater restleddet forskjellig varians for de ulike landene og modellene som ikke tar hensyn til heteroskedastisitet.

Kapittel 5: Resultater

Ved «maximum likelihood» estimering av vekstkurvmodeller skal det undersøkes hvilke forhold som påvirker prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger. Resultatene fra vekstkurveanalysen skal nå gjengis og drøftes. Et hovedfokus for drøftingen vil være i hvilken grad resultatene gir støtte til hypotesene utledet i kapittel 2. Resultatene vil bli drøftet fortløpende etter hvert som vekstkurvmodellene justeres og utvides med nye forklaringsvariabler. Valg som blir foretatt i utviklingen av vekstkurvmodellene blir gjort rede for og begrunnet. De sentrale funnene fra vekstkurveanalysen vil bli oppsummert og diskutert nærmere i neste kapittel.

I vekstkurveanalysen blir det estimert mange modeller, og resultatene vil ikke gjengis i sin helhet for alle av dem. I alle vekstkurvmodellene estimeres varierende startpunkt for prosentandel kvinner i nasjonalforsamlinger for landene i analysen. I gjengivelsene av resultatene fra estimeringen av vekstkurvmodellene oppgis gjennomsnittet av disse varierende startpunktene. For modellene som estimerer varierende utviklingstrender for landene i analysen gjengis gjennomsnittet av utviklingstrendene. Alle vekstkurvmodeller er estimert med «maximum likelihood» regresjon i STATA 12.1. I appendikset finnes kommandoer for estimeringen av alle vekstkurvmodeller det gjengis resultater for.

5.1 Utviklingstrend

I den første delen av vekstkurveanalysen undersøkes det hvordan utviklingstrenden for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger best kan uttrykkes. Dette gjøres uten å inkludere forklaringsvariabler. I vekstkurvmodell 1 estimeres en felles utviklingstrend for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger for landene i analysen. For å undersøke hvorvidt utviklingstrenden er lineær estimeres også en kurvelineær utviklingstrend i vekstkurvmodell 2. Det kommer tydelig frem i Figur 3 (s. 34) at utviklingen i prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger har variert mellom landene i analysen. I vekstkurvmodell 3 estimeres varierende utviklingstrend for landene i analysen. Resultatene fra estimeringene av vekstkurvmodellene 1, 2 og 3 gjengis i Tabell 4.

Tabell 4: Vekstkurvmodeller 1, 2 og 3 for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger

	Vekstkurvmodell 1	Vekstkurvmodell 2	Vekstkurvmodell 3
Felles utviklingstrend	3,283** (0,115)	2,831** (0,423)	
Gjennomsnittlig varierende utviklingstrend			2,891** (0,390)
Kurvelineær utviklingstrend		0,056 (0,050)	0,050 (0,040)
Gjennomsnittlig varierende startpunkt	5,072** (1,873)	5,618** (1,935)	5,490** (1,799)
BIC	1084,226	1088,179	1058,413
N	178	178	178

Alle koeffisienter er estimert med «maximum likelihood» regresjon i STATA 12.1. Statistisk signifikante effekter uthevet: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$ (tosidige tester). Standardfeil i parentes.

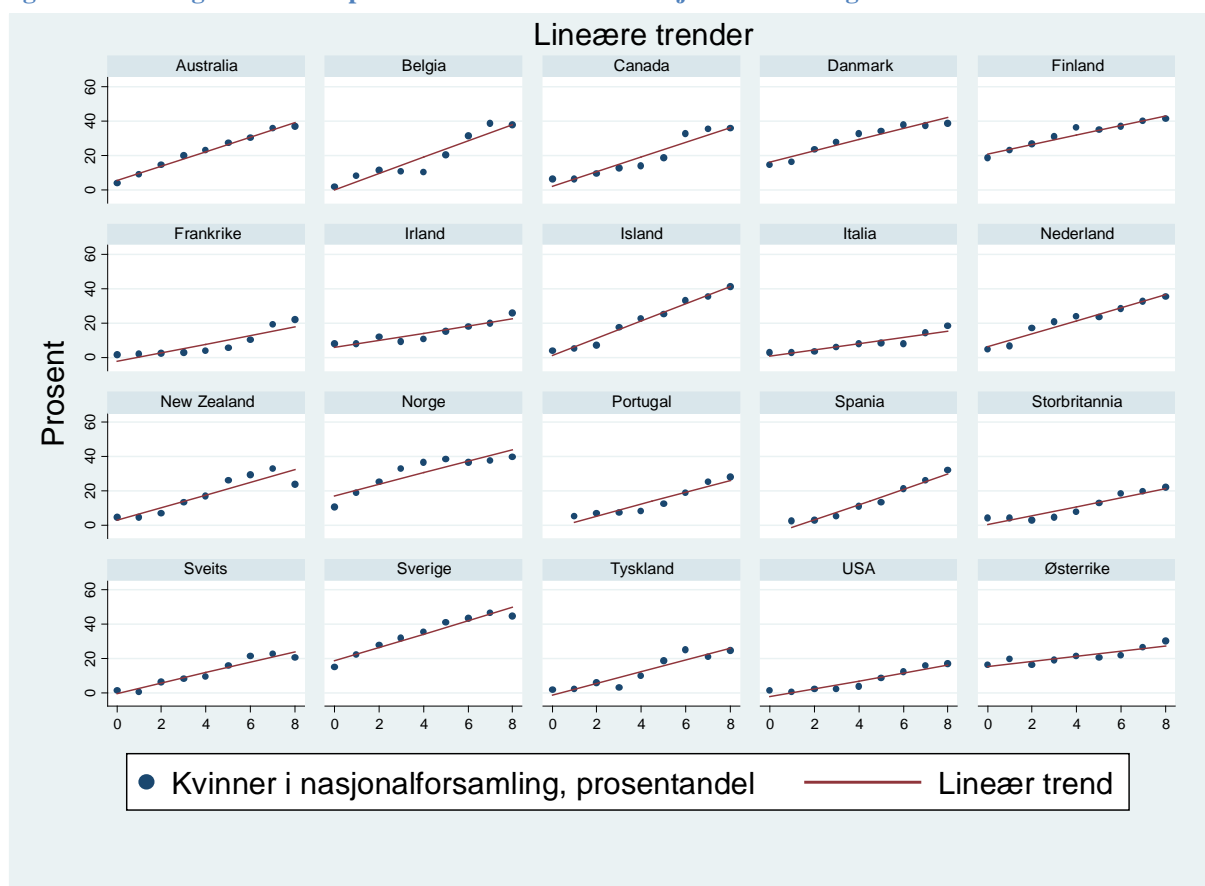
BIC: bayesiansk informasjonskriterium.

I alle vekstkurvmodellene estimeres varierende startpunkter for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger i landene i analysen.

Fra Tabell 4 ser vi at de estimerte koeffisientene for startpunktene og utviklingstrendene er positive og statistisk signifikante på 1-prosentnivå i de tre vekstkurvmodellene. Fra det gjennomsnittlige startpunktet på rundt fem prosent kvinner i nasjonalforsamlinger i 1970-1974 stiger prosentandelen i gjennomsnitt med rundt tre prosent for hver femårsperiode frem til 2010-2013. Den kurvelineære utviklingstrenden som estimeres i vekstkurvmodell 2 er positiv, men ikke statistisk signifikant. Etter at det estimeres varierende utviklingstrender for landene i analysen i vekstkurvmodell 3 minker standardfeilen til den kurvelineære utviklingstrenden noe, men den er fortsatt ikke statistisk signifikant. Høyere BIC for vekstkurvmodell 2 enn vekstkurvmodell 1 viser at den estimerte kurvelineære utviklingstrenden ikke bidrar med nok forklaringskraft til at den bør inkluderes i modellen. Vekstkurvmodell 3 med varierende utviklingstrend for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger for landene i analysen har lavere BIC enn vekstkurvmodell 1 og 2 med felles utviklingstrend. Forskjellen i BIC er så stor at den gir sterk støtte til vekstkurvmodell 3. «Likelihood ratio» tester bekrefter at vekstkurvmodellen forbedres av å estimere varierende utviklingstrend for landene i analysen ($\text{prob} > \chi^2 = 0,00$).

Det beste uttrykket for utviklingen av prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger i landene i analysen gjennom perioden 1970 til 2013 oppnås altså ved estimeringen av varierende lineære utviklingstrender. Vekstkurvmodell 3 danner derfor grunnlaget for videre utvikling av vekstkurvmodeller. De varierende utviklingstrendene for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger estimert i vekstkurvmodell 3 vises i Figur 9.

Figur 9: Utviklingstrender for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger



Figur 9 viser varierende lineære utviklingstrender med varierende startpunkt for landene i analysen estimert i vekstkurvemodell 3.

Selv om estimeringen av vekstkurvemodellene så langt avviser at utviklingstrenden er kurvelineær vil det fortsatt bli testet for kurvelineær utviklingstrend når vekstkurvemodellene utvides til også å inkludere forklaringsvariabler. Ved inkludering av forklaringsvariabler vil vekstkurveanalysen undersøke hva som ligger bak variasjonen i politisk representasjon av kvinner mellom landene i analysen og over tid. Hypotesene utledet i kapittel 2 testes ved estimering av effekten til forklaringsvariablene på prosentandelen kvinnelige medlemmer av nasjonalforsamlinger i landene i analysen.

5.2 Institusjonelle forhold

Den første gruppen forklaringsvariabler som inkluderes i vekstkurveanalysen er de institusjonelle variablene for valgordning og kjønnkvoter. I vekstkurvemodell 4 estimeres effekten av majoritær valgordning, lovpålagte kjønnkvoter og frivillige kjønnkvoter på

prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger i landene i analysen. Ved estimering av effekten til dummyvariabelen for majoritær valgordning testes hypotese 1a om negativ effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger. Hypotese 2 og 3 om positiv effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger av lovpålagte og frivillige kjønnskvote testes ved estimeringen av effekten til dummyvariablene for kjønnskvote. I vekstkurvmodell 5 benyttes en annen operasjonalisering av valgordning da dummyvariabelen for majoritær valgordning erstattes av antall mandater per valgkrets. Estimering av denne vekstkurvmodellen innebærer testing av hypotese 1b om positiv effekt av antall mandater per valgkrets på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger. Dummyvariablene for lovpålagte og frivillige kjønnskvote beholdes i vekstkurvmodell 5. Resultatene fra estimeringene av vekstkurvmodellene 4 og 5 gjengis i Tabell 5.

Tabell 5: Vekstkurvmodeller 4 og 5 for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger

	Vekstkurvmodell 4	Vekstkurvmodell 5
Gjennomsnittlig varierende utviklingstrend	2,488** (0,383)	2,506** (0,383)
Kurvelineær utviklingstrend	0,030 (0,038)	0,031 (0,038)
Majoritær valgordning	-6,758** (2,227)	
Antall mandater per valgkrets		0,814** (0,248)
Lovpålagt kjønnskvote	6,578** (1,509)	6,431** (1,507)
Frivillig kjønnskvote	3,496** (0,854)	3,464** (0,854)
Gjennomsnittlig varierende startpunkt	7,881** (1,685)	-0,275 (2,366)
BIC	1036,522	1035,290
N	178	178

Alle koeffisienter er estimert med «maximum likelihood» regresjon i STATA 12.1. Statistisk signifikante effekter uthevet: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$ (tosidige tester). Standardfeil i parentes.

BIC: bayesiansk informasjonskriterium.

I alle vekstkurvmodellene estimeres varierende startpunkter og utviklingstrender for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger i landene i analysen.

Det fremgår av resultatene at alle de estimerte koeffisientene for institusjonelle forklaringsvariabler er forventningsrette i forhold til hypotesene. Videre er effektene alle statistisk signifikante på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger i landene i analysen på 1-prosentnivå. Hypotese 1a om negativ effekt av majoritær valgordning på prosentandel kvinner i nasjonalforsamlinger får støtte fra estimeringen av vekstkurvmodell 4. Land med majoritær valgordning har i følge resultatene nesten syv prosentpoeng lavere andel kvinner i

nasjonalforsamlinger enn land med blandede eller proporsjonale valgordninger. Forventningen fra hypotese 1b om at antall mandater per valgkrets har positiv effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger får støtte fra estimeringen av vekstkurvmodell 5. For å undersøke videre har det også blitt estimert vekstkurvmodeller med kurvelineær effekt av antall mandater per valgkrets på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger. Kurvelineær effekt av antall mandater per valgkrets ble avvist, og resultatet fra estimeringen av disse vekstkurvmodellene blir derfor ikke gjengitt.

Hypotesene 2 og 3 om positiv effekt av kjønnskvotes på prosentandel kvinner i nasjonalforsamlinger får støtte av vekstkurvmodellene 4 og 5. De kun marginale forskjellene mellom koeffisientene for kjønnskvotes i vekstkurvmodell 4 og 5 viser at effekten av kjønnskvotes på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger ikke påvirkes av hvilken operasjonalisering av valgordning det kontrolleres for. Hva angår forskjellen mellom lovpålagte og frivillige kjønnskvotes viser resultatene større effekt av lovpålagte kjønnskvotes på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger. Når kjønnskvotes for alle politiske partier er innført ved lov øker dette andel kvinnelige medlemmer av nasjonalforsamlinger med rundt seks og et halvt prosentpoeng. Kjønnskvotes frivillig innført av ett eller flere partier har, med en økning på rundt tre og et halvt prosentpoeng, en mindre effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger.

Vurdert opp mot hverandre virker de to operasjonaliseringene av valgordning, majoritær dummy og antall mandater per valgkrets, å være likeverdige som forklaringsvariabler på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger. Vurdert etter BIC er vekstkurvmodellene 4 og 5 så like at det ikke gir sterke signaler om hvilken operasjonalisering som gir best vekstkurvmodell. Hvilken operasjonalisering som benyttes virker heller ikke å påvirke effekten av andre forklaringsvariabler. For å undersøke forholdet mellom forklaringskraften til dummyvariabelen for majoritær valgordning og antall mandater per distrikt videre blir det estimert en vekstkurvmodell hvor begge inkluderes. Ved estimering av denne vekstkurvmodellen får begge forklaringsvariablene for valgordning forventningsrette koeffisienter, men de er ikke statistisk signifikante. Dette er ikke overraskende da variablene er sterkt negativt korrelert med hverandre. Som nevnt under 4.4.1. om multikollinearitet (s. 46) kan sterk korrelasjon mellom forklaringsvariabler medføre vanskeligheter med å estimere størrelsen på koeffisientene. Ved videre utvikling av vekstkurvmodeller velges det å inkludere dummyvariabelen for majoritær valgordning. Dette gjøres fordi dikotom

operasjonalisering av valgordning er den mest vanlige fremgangsmåten i tidligere kvantitative studier av prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger. For å forsikre at dette valget ikke har betydning for tolkningen av resultatene estimeres også vekstkurvmodeller med antall mandater per valgkrets. I tilfeller der resultatene påvirkes av hvilken variabel for valgordning som benyttes blir dette drøftet. Resultater fra estimeringer av vekstkurvmodeller med antall mandater per valgkrets gjengis i Tabell 12 i appendikset.

Gjennomsnittet av den varierende utviklingstrenden for prosentandel kvinner i nasjonalforsamlinger har blitt noe lavere ved kontroll for institusjonelle forhold i vekstkurvmodell 4 og 5. Den mest nærliggende forklaringen på dette er at innføring av lovpålagte og frivillige kjønnskvotes forklarer noe av utviklingen i retning høyere prosentandel kvinner i nasjonalforsamlinger. I løpet av tidsperioden analysen strekker seg over har det i 16 av de 20 landene blitt innført lovpålagte eller frivillige kjønnskvotes, mens valgordning kun har blitt endret i noen få tilfeller. At utviklingstrenden er kurvelineær avvises fortsatt etter inkludering av institusjonelle variabler. BIC er lavere for vekstkurvmodellene 4 og 5 enn for vekstkurvmodell 3. Forskjeller i BIC er stor nok til at den indikerer sterk støtte til vekstkurvmodeller som inkluderer institusjonelle forklaringsvariabler. Vekstkurvmodellene 4 og 5 kompenserer for at de er mer komplekse med betydelig større forklaringskraft på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger. «Likelihood ratio» tester bekrefter at inkludering av institusjonelle forklaringsvariabler forbedrer vekstkurvmodellene.

5.3 Sosioøkonomiske forhold

I det neste leddet av vekstkurveanalysen av prosentandel kvinner i nasjonalforsamlinger skal påvirkningen fra sosioøkonomiske forhold undersøkes. Basert på forbeholdene til Inglehart og Norris (2003:131) og Iversen og Rosenbluth (2010:141) om at påvirkningskraften til sosioøkonomiske forhold på politisk representasjon av kvinner kan være betinget av gunstige institusjonelle forhold ble det i kapittel 2 utledet alternative hypoteser. Fra hypotese 4a, 5a og 6a forventes en positiv direkte effekt av sosioøkonomiske forhold på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger, mens det fra hypotese 4b, 5b og 6b forventes at positiv effekt er betinget av proporsjonal valgordning. Først testes hypotesene om direkte effekter av sosioøkonomiske forhold.

5.3.1 Direkte effekter av sosioøkonomiske forhold

De første sosioøkonomiske forklaringsvariablene som inkluderes i vekstkurvmodell 6 er prosentandel kvinner i arbeid og prosentandel kvalifiserte kvinner som tar høyere utdanning. Ved å estimere effekten av prosentandel kvinner i arbeid testes hypotese 4a om positiv direkte effekt av prosentandelen kvinner i arbeid på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger. Tilsvarende testes hypotese 5a om positiv direkte effekt av prosentandelen kvinner som tar høyere utdanning på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger. Hypotese 6a om positiv effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger av forholdet mellom andelen kvinner og menn som tar høyere utdanning testes i vekstkurvmodell 7. I vekstkurvmodell 7 erstattes prosentandel kvinner som tar høyere utdanning av forholdet mellom andelen kvinner og menn som tar høyere utdanning. Resultatene fra estimeringene av vekstkurvmodellene 6 og 7 gjengis i Tabell 6.

Tabell 6: Vekstkurvmodeller 6 og 7 for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger

	Vekstkurvmodell 6	Vekstkurvmodell 7
Gjennomsnittlig varierende utviklingstrend	1,675** (0,566)	1,042 (0,689)
Kurvelineær utviklingstrend	0,115** (0,044)	0,099* (0,049)
Majoritær valgordning	-6,864** (2,058)	-7,479** (2,071)
Lovpålagt kjønnskvote	6,322** (1,477)	6,496** (1,489)
Frivillig kjønnskvote	2,891** (0,880)	2,966** (0,887)
Prosentandel kvinner i arbeid	0,245** (0,068)	0,260** (0,071)
Prosentandel kvinner som tar høyere utdanning	-0,060* (0,030)	
Kjønnsforhold i høyere utdanning		2,129 (2,986)
Gjennomsnittlig varierende startpunkt	-2,542 (3,458)	-5,567 (3,699)
BIC	988,564	955,910
N	170	164

Alle koeffisienter er estimert med «maximum likelihood» regresjon i STATA 12.1. Statistisk signifikante effekter uthevet: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$ (tosidige tester). Standardfeil i parentes.

BIC: bayesiansk informasjonskriterium.

I alle vekstkurvmodellene estimeres varierende startpunkter og utviklingstrender for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger i landene i analysen.

Det fremgår av Tabell 6 at de institusjonelle forklaringsvariablene alle har beholdt sine statistisk signifikante effekter på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger når det

kontrolleres for effekten av sosioøkonomiske forhold. Hva angår de sosioøkonomiske forklaringsvariablene får hypotese 4a om positiv direkte effekt av prosentandelen kvinner i arbeid på prosentandelen støtte fra estimeringene av vekstkurvmodellene 6 og 7. Den estimerte koeffisienten for effekten av prosentandel kvinner er forventningsrett etter hypotesen og statistisk signifikant på 1-prosentnivå. En økning i prosentandelen kvinner i arbeid estimeres til å øke prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger med rundt en fjerdedel.

Hypotese 5a om positiv direkte effekt av prosentandelen kvinner som tar høyere utdanning på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger får derimot ikke støtte fra estimeringen av vekstkurvmodell 6. Den estimerte koeffisienten til forklaringsvariabelen for prosentandel kvinner som tar høyere utdanning har direkte effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger, men i motsatt retning enn forventet fra hypotesen. Effekten er til og med marginalt statistisk signifikant på 5-prosentnivå. Dette er et forvirrende resultat. Det er vanskelig å skjønne hvordan det kan ha seg at økning i prosentandelen kvinner som tar høyere utdanning medfører lavere prosentandel kvinner i nasjonalforsamlinger. Påvirkningskraften til prosentandelen kvinner som tar høyere utdanning på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger skal undersøkes videre i flere vekstkurvmodeller. Hypotese 5a om positiv direkte effekt av prosentandelen kvinner som tar høyere utdanning må likevel forkastes.

Estimeringen av vekstkurvmodell 7 gir ikke støtte til den utdanningsrelaterte hypotesen 6a om at forholdet mellom andelen kvinner og menn som tar utdanning har en positiv direkte effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger. Den estimerte koeffisienten for kjønnsforholdet i høyere utdanning er forventningsrett, men den er ikke statistisk signifikant ($p=0,48$). Fra resultatet av estimeringen av vekstkurvmodell 7 forkastes hypotese 6a om positiv direkte effekt av forholdet mellom andelen kvinner og menn som tar høyere utdanning på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger.

Vekstkurvmodellene 6 og 7 kan ikke direkte sammenlignes med vekstkurvmodell 4 etter BIC da estimeringene er basert på færre observasjoner (N). Lavere N skyldes de utdanningsrelaterte variablene hvor det er tilfeller av manglende data. «Likelihood ratio» test ($\text{prob}>\chi^2=0,00$) og «Wald» test ($\text{prob}>\chi^2=0,00$) bekrefter likevel at inkluderingen av sosioøkonomiske forklaringsvariabler i vekstkurvmodell 6 er en forbedring. Når det

kontrolleres for sosioøkonomiske forhold i vekstkurvmodell 6 minker den gjennomsnittlige koeffisienten til utviklingstrendene for prosentandel kvinner i nasjonalforsamlinger ytterligere fra vekstkurvmodell 4, men er fortsatt statistisk signifikant. Noe av forklaringen på at utviklingstrendene er lavere virker å være at økning i prosentandel kvinner i arbeid forklarer deler av den positive utviklingen for prosentandel kvinner i nasjonalforsamlinger. Den lavere koeffisienten for gjennomsnittlig utviklingstrend skyldes også at utviklingstrenden i vekstkurvmodell 6 er estimert til å være positivt kurvelinear. Altså er utviklingstrendene for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlingen stadig høyere lengre ut i tidsperioden analysen dekker.

Vekstkurvmodeller der dummyvariabel for majoritær valgordning erstattes av antall mandater per valgkrets gir kun marginale endringer i estimerte koeffisienter, statistisk signifikans og BIC. Resultatene fra estimeringen av disse vekstkurvmodellene gjengis derfor ikke. Etter estimeringene av vekstkurvmodellene 6 og 7 forkastes to av hypotesene om positiv direkte effekt av sosioøkonomiske forhold på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger. Kun hypotese 4a om positiv direkte effekt av prosentandelen kvinner i arbeid beholdes for videre undersøkelser.

5.3.2 Betingede effekter av sosioøkonomiske forhold

Videre skal hypotesene om positiv betinget effekt av sosioøkonomiske forhold på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger undersøkes. Fra hypotese 4b forventes det at prosentandelen kvinner i arbeid har positiv effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger i land med proporsjonal valgordning. Selv om hypotese 4a om positiv direkte effekt av prosentandel kvinner i arbeid får støtte fra estimeringen av vekstkurvmodell 6 undersøkes det nærmere om valgordning har noen påvirkning på effekten. Om størrelsen på effekten av prosentandelen kvinner i arbeid er betinget av proporsjonal valgordning testes ved å estimere vekstkurvmodeller med interaksjonsledd mellom prosentandel kvinner i arbeid og dummyvariabel for proporsjonal valgordning. Estimeringene av vekstkurvmodeller med interaksjonsledd mellom prosentandel kvinner i arbeid og proporsjonal valgordning avviser konsekvent betinget effekt og resultatene gjengis derfor ikke. Koeffisientene til interaksjonsleddet er som forventet fra hypotesen positive, men oppnår ikke statistisk

signifikans. Den positive effekten av prosentandel kvinner i arbeid på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger er ikke betinget av proporsjonal valgordning, og hypotese 4b forkastes.

Det forventes fra hypotese 6b at forholdet mellom andelen kvinner og menn som tar høyere utdanning har en positiv effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger når det brukes proporsjonal valgordning. Denne hypotesen testes ved å inkludere interaksjonsledd mellom kjønnsforholdet i høyere utdanning og dummyvariabelen for proporsjonal valgordning i vekstkurvmodeller. Estimeringene av disse vekstkurvmodellene gir ikke signifikante koeffisienter for noen av interaksjonsleddene, og hypotese 6b forkastes. Forholdet mellom andelen kvinner og menn som tar høyere utdanning har verken direkte eller betinget positiv effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger. Resultatene for estimeringer av vekstkurvmodeller med interaksjonsledd mellom kjønnsforhold i høyere utdanning og proporsjonal valgordning gjengis ikke.

Forholdet mellom prosentandelen kvinner som tar høyere utdanning og prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger skal nå undersøkes videre. I vekstkurvmodell 6 ble det estimert en statistisk signifikant negativ effekt av prosentandelen kvinner som tar høyere utdanning på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger. Dette er i strid med hypotese 5a, som forventer en positiv effekt. Fra hypotese 5b forventes det at positiv effekt av prosentandel kvinner som tar høyere utdanning på prosentandel kvinner i nasjonalforsamlinger er betinget av proporsjonal valgordning. Hypotese 5b testes ved å estimere vekstkurvmodeller med interaksjonsledd mellom prosentandelen kvinner som tar høyere utdanning og dummyvariabelen for proporsjonal valgordning. I vekstkurvmodell 8 inkluderes også prosentandelen kvinner i arbeid ettersom positiv effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger ble estimert i vekstkurvmodell 6. Resultatet for estimeringen av vekstkurvmodell 8 gjengis i Tabell 7.

Fra resultatene i Tabell 7 kan det først slås fast at inkludering av interaksjonsleddet mellom prosentandel kvinner som tar høyere utdanning og dummyvariabelen for proporsjonal valgordning i liten grad har påvirket forklaringsvariablene som videreføres fra vekstkurvmodell 6. Noen av koeffisientene har blitt større eller mindre, men ikke så mye at tolkningen av dem endres. Effekten til prosentandelen kvinner som tar høyere utdanning på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger har derimot endret karakter etter at interaksjonsleddet ble inkludert i vekstkurvmodell 8. For land med proporsjonal valgordning

Tabell 7: Vekstkurvmodell 8 for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger

	Vekstkurvmodell 8
Gjennomsnittlig varierende utviklingstrend	1,505** (0,562)
Kurvelineær utviklingstrend	0,111* (0,044)
Majoritær valgordning	-8,107** (2,550)
Lovpålagt kjønnskvote	6,003** (1,462)
Frivillig kjønnskvote	3,434** (0,902)
Prosentandel kvinner i arbeid	0,255** (0,067)
Betinget effekt av kvinner som tar høyere utdanning	0,098* (0,043)
Gjennomsnittlig varierende startpunkt	-0,571 (4,244)
BIC	993,497
N	170

Alle koeffisienter er estimert med «maximum likelihood» regresjon i STATA 12.1. Statistisk signifikante effekter uthevet: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$ (tosidige tester). Standardfeil i parentes.

BIC: bayesiansk informasjonskriterium.

I alle vekstkurvmodellene estimeres varierende startpunkter og utviklingstrender for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger i landene i analysen.

Effekten av prosentandel kvinner som tar høyere utdanning på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger er betinget av proporsjonal valgordning.

estimeres en positiv koeffisient for prosentandel kvinner som tar høyere utdanning. Koeffisienten er statistisk signifikant på 5-prosentnivå. En økning i prosentandelen kvinner som tar høyere utdanning estimeres til å medføre økning i prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlingen på rundt en tiendedel. Estimeringen av vekstkurvmodell 8 gir støtte til hypotese 5b om en positiv effekt av prosentandelen kvinner som tar høyere utdanning på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger under proporsjonal valgordning.

For videre modellutvikling sammenlignes vekstkurvmodell 8 med vekstkurvmodell 6. De er basert på de samme observasjonene, så sammenligninger av BIC for vekstkurvmodellene og «likelihood ratio» tester kan trygt foretas. Vekstkurvmodell 8 straffes for bruk av frihetsgrader til interaksjonsleddene med en høyere BIC enn vekstkurvmodell 6. «Likelihood ratio» test gir ikke et entydig svar på hvorvidt vekstkurvmodell 8 er en forbedring av vekstkurvmodell 6 ($\text{prob} > \chi^2 = 0,06$). «Wald» test av interaksjonsleddene slår likevel fast at de bidrar med forklaringskraft etter at det kontrolleres for de andre forklaringsvariablene ($\text{prob} > \chi^2 = 0,02$). Selv om interaksjonsleddet mellom prosentandel kvinner som tar høyere

utdanning og dummyvariabelen for proporsjonal valgordning i følge BIC ikke bidrar med nok forklaringskraft til å forsvare den mer komplekse vekstkurvemodellen beholdes det videre i vekstkurveanalysen. Dette valget begrunnes med den positive «Wald» testen og at resultatet er interessant nok i seg selv til at det er ønskelig å inkludere variablene videre i vekstkurveanalysen.

Det er også estimert en vekstkurvemodell A8 der antall mandater per valgkrets erstatter dummyvariabelen for majoritær valgordning. Bruk av den alternative operasjonaliseringen av valgordning medfører som tidligere kun marginale forskjeller i estimerte koeffisienter, statistisk signifikans og BIC. For sammenligning gjengis resultatet fra estimeringen av vekstkurvemodell A8 i Tabell 11 i appendikset.

5.4 Kulturelle forhold

Den siste gruppen variabler som inkluderes i vekstkurveanalysen av prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger er operasjonaliseringene av kulturelle forhold. I drøftingen av resultater fra estimeringen av vekstkurvemodeller med kulturelle forklaringsvariabler må det tas visse forbehold. De kulturelle forklaringsvariablene brukes som grove mål på kjønnsroller og kjønnssegaltære politiske holdninger. Fra tidligere studier er det grunn til å tro at religion og regionale inndelinger har sammenheng med dette, men det kan også være andre aspekter ved disse variablene som har betydning for politisk representasjon av kvinner. Fra estimeringen av vekstkurvemodeller kan det sies noe om hvilken påvirkning religion og region har på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger for landene i analysen, men det kan ikke sies med sikkerhet at eventuell påvirkning skyldes kulturelle forhold.

De institusjonelle og sosioøkonomiske forklaringsvariablene i vekstkurvemodell 8 blir i vekstkurvemodell 9 supplert med en dikotom variabel for katolsk dominans. Ved estimeringen av vekstkurvemodell 9 testes hypotese 7 om at katolsk dominans har negativ effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger. I vekstkurvemodell 10 benyttes regionale inndelinger som kulturelle forklaringsvariabler. Her suppleres de institusjonelle og sosioøkonomiske forklaringsvariablene med dikotome variabler for hvorvidt et land ligger i

Norden¹⁹ eller den engelsktalende regionen²⁰. Referansevariabel for region er kontinentaleuropeiske²¹ land. Fra hypotese 8 forventes at region har en effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger. Særlig forventes det at dummyvariabelen for Norden har positiv effekt. Resultatene fra estimeringene av vekstkurvmodellene 9 og 10 gjengis i Tabell 8.

Tabell 8: Vekstkurvmodeller 9 og 10 for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger

	Vekstkurvmodell 9	Vekstkurvmodell 10
Gjennomsnittlig varierende utviklingstrend	1,665** (0,587)	1,913** (0,598)
Kurvelineær utviklingstrend	0,101* (0,045)	0,089* (0,045)
Majoritær valgordning	-7,895** (2,479)	-8,168** (2,616)
Lovpålagt kjønnskvote	5,851** (1,462)	5,772** (1,457)
Frivillig kjønnskvote	3,418** (0,896)	3,665** (0,889)
Prosentandel kvinner i arbeid	0,223** (0,073)	0,183* (0,075)
Betinget effekt av kvinner som tar høyere utdanning	0,093* (0,042)	0,094* (0,042)
Katolsk dominans	-5,133 (2,799)	
Region: Norden		9,718** (3,050)
Region: Engelsktalende		7,073* (3,019)
Gjennomsnittlig varierende startpunkt	1,860 (4,670)	-2,054 (4,236)
BIC	996,191	994,085
N	170	170

Alle koeffisienter er estimert med «maximum likelihood» regresjon i STATA 12.1. Statistisk signifikante effekter uthevet: * p<0,05; ** p<0,01 tosidige tester). Standardfeil i parentes.

BIC: bayesiansk informasjonskriterium.

I alle vekstkurvmodellene estimeres varierende startpunkter og utviklingstrender for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger i landene i analysen.

Effekten av prosentandel kvinner som tar høyere utdanning på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger er betinget av proporsjonal valgordning.

I Vekstkurvmodell 10 er Kontinentaleuropeisk referansevariabel for region.

Det kommer frem i Tabell 8 at utviklingstrendene for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger fortsatt estimeres å være kurvelineær, og at institusjonelle og sosioøkonomiske forklaringsvariabler beholder forventningsrette effekter på samme statistiske

¹⁹ Danmark, Finland, Island, Norge og Sverige.

²⁰ Australia, Canada, Irland, New Zealand, Storbritannia og USA.

²¹ Belgia, Frankrike, Italia, Nederland, Portugal, Spania, Sveits, Tyskland og Østerrike.

signifikansnivå som før de kulturelle forklaringsvariablene ble inkludert. Den negative estimerte koeffisienten til katolsk dominans i vekstkurvmodell 9 er forventningsrett etter hypotese 7, men den er ikke statistisk signifikant på 5-prosentnivå. Inkluderingen av dummyvariabelen for katolsk dominans har ført til høyere BIC for vekstkurvmodell 9 enn vekstkurvmodell 8. «Likelihood ratio» test avviser også at vekstkurvmodell 9 er en forbedring av vekstkurvmodell 8 ($\text{prob} > \chi^2 = 0,12$). Til slutt avviser «Wald» test at den dikotome variabelen for katolsk dominans har statistisk signifikant forklaringskraft på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger i vekstkurvmodell 9 når det kontrolleres for de andre forklaringsvariablene ($\text{prob} > \chi^2 = 0,07$).

Resultatene fra estimeringen av vekstkurvmodell 9 gir ikke støtte til hypotese 7 om negativ effekt av katolsk dominans på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger. Koeffisienten til katolsk dominans er forventningsrett og av betydelig størrelse (over -5). Stor standardfeil, eller spredning, fører til at katolsk dominans ikke oppnår statistisk signifikans på 5-prosentnivå ($p = 0,07$). Hypotese 7 avvises derfor ikke kategorisk. Det estimeres en vekstkurvmodell A9 hvor antall mandater per valgkrets erstatter dummyvariabelen for majoritær valgordning. Den estimerte koeffisienten til katolsk dominans er også i vekstkurvmodell A9 forventningsrett etter hypotese 7, men effekten er ikke statistisk signifikant på 5-prosentnivå. Resultatet fra estimeringen av vekstkurvmodell A9 gjengis i Tabell 12 i appendikset.

Estimeringen av vekstkurvmodell 10 fører til én nevneverdig endring i forhold til vekstkurvmodell 8. Ved kontroll for region i vekstkurvmodell 10 estimeres koeffisienten til prosentandelen kvinner i arbeid til å være noe lavere, og den har ikke lenger statistisk signifikant effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger på 1-prosentnivå. Den estimerte effekten av prosentandel kvinner i arbeid er dog fortsatt statistisk signifikant på 5-prosentnivå i vekstkurvmodell 10. Hva angår betydningen av region for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger estimeres positive koeffisienter både for Norden og Engelsktalende. Koeffisienten til Norden er den største som estimeres i vekstkurvmodell 10, og har statistisk effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger på 1-prosentnivå. For Engelsktalende er den estimerte koeffisienten noe lavere, og statistisk signifikant på 5-prosentnivå. Estimeringen av vekstkurvmodell 10 gir støtte til hypotese 8 om at region påvirker prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger.

Vekstkurvmodell 10 har marginalt høyere BIC enn vekstkurvmodell 8, men forskjellen er så liten at den ikke indikerer noen sterk anbefaling om hvilken av vekstkurvmodellene som er å foretrekke. «Likelihood ratio» test indikerer sterkt at inkluderingen av de regionale dummyvariablene forbedrer vekstkurvmodellen for prosentandel kvinner i nasjonalforsamlinger ($\text{prob} > \chi^2 = 0,01$). Tilsvarende bekrefter «Wald» test av Norden og Engelsktalende at de bidrar med forklaringskraft til vekstkurvmodell 10 ($\text{prob} > \chi^2 = 0,01$). Det estimeres også vekstkurvmodeller med både dummyvariabel for katolsk dominans og regionale dummyvariabler. I disse vekstkurvmodellene estimeres katolsk dominans å ha forventningsrette negative koeffisienter, men de oppnår ikke statistisk signifikans. Kontrollert for regional inndeling av landene i analysen estimeres katolsk dominans ikke å ha effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger.

Effekten av dummyvariabelen for Norden på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger er forventet fra tidligere studier og hypotese 8. Like forventet er ikke den positive effekten av dummyvariabelen for Engelsktalende i forhold til referansekategorien Kontinentaleuropeisk. Som tidligere i vekstkurveanalysen av prosentandel kvinner i nasjonalforsamlinger estimeres en vekstkurvmodell A10 der antall mandater per valgkrets erstatter dummyvariabelen for majoritær valgordning. Resultatet fra estimeringen av vekstkurvmodell A10 gjengis i Tabell 12 i appendikset. For første gang i vekstkurveanalysen virker her operasjonaliseringen av valgordning å ha betydning for tolkningen av resultatet. De estimerte koeffisientene for Norden og Engelsktalende i vekstkurvmodell A10 er nærmest identiske, og er begge statistisk signifikante på 1-prosentnivå. I forhold til referansekategorien Kontinentaleuropeisk har altså Engelsktalende like sterk positiv effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger som Norden. Ved å endre referansekategorien til Norden undersøkes forholdet mellom effekten av regioner nøyere i flere vekstkurvmodeller. Resultatene fra disse vekstkurvmodellene gjengis ikke i sin helhet. I vekstkurvmodeller med majoritær valgordning estimeres koeffisienten til Engelsktalende å være negativ, men ikke statistisk signifikant ($p=0,49$). Når antall mandater per valgkrets brukes som operasjonalisering av valgordning estimeres Engelsktalende, sammenlignet med Norden, ikke å ha noen effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger. Av de regionale dummyvariablene er det Kontinentaleuropeisk som skiller seg ut med negativ effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger.

5.5 Heteroskedastisitet

Gjennomgangen av forutsetningene for «maximum likelihood» regresjon viste i 4.4.3 (s. 49) problemer med heteroskedastiske restledd i de mest komplekse vekstkurvmodellene. I «likelihood ratio» sammenligning av vekstkurvmodellene 8, 9 og 10 med vekstkurvmodeller som tillater forskjellig varians i restleddet for hvert land ble det påvist at restleddene avhenger av landene i analysen ($\text{prob} > \chi^2 = 0,02$). Selv om estimer fra «maximum likelihood» regresjon vanligvis er robuste for milde brudd på forutsetninger (Hox, 2010:40) er tilliten til estimatene fra vekstkurvmodellene 8, 9 og 10 svekket. I Tabell 9 gjengis derfor resultater fra estimeringen av vekstkurvmodellene H8, H9 og H10 der det tillates forskjellig varians i restleddet for hvert land i analysen.

Tabell 9: Vekstkurvmodeller H8, H9 og H10 for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger

	Vekstkurvmodell H8	Vekstkurvmodell H9	Vekstkurvmodell H10
Gjennomsnittlig varierende utviklingstrend	1,101* (0,450)	1,268** (0,458)	1,511** (0,466)
Kurvelineær utviklingstrend	0,221** (0,032)	0,212** (0,032)	0,203** (0,031)
Majoritær valgordning	-7,856** (2,591)	-8,583** (2,454)	-7,034* (2,897)
Lovpålagt kjønnskvote	2,979** (0,905)	2,888** (0,922)	2,850** (0,939)
Frivillig kjønnskvote	4,151** (0,650)	4,394** (0,651)	4,599** (0,648)
Prosentandel kvinner i arbeid	0,203** (0,059)	0,144* (0,063)	0,090 (0,064)
Betinget effekt av kvinner som tar høyere utdanning	0,112** (0,036)	0,120** (0,035)	0,118** (0,035)
Katolsk dominans		-6,564* (2,664)	
Region: Norden			11,690** (2,849)
Region: Engelsktalende			6,647* (3,001)
Gjennomsnittlig varierende startpunkt	4,221 (3,427)	9,853* (3,951)	4,329 (3,185)
BIC	1058,877	1060,378	1057,493
N	170	170	170

Alle koeffisienter er estimert med «maximum likelihood» regresjon i STATA 12.1. Statistisk signifikante

effekter uthevet: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$ (tosidige tester). Standardfeil i parentes. BIC: bayesiansk

informasjonskriterium. Restleddene tillates forskjellig varians for hvert land i analysen.

I alle vekstkurvmodellene estimeres varierende startpunkter og utviklingstrender for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger i landene i analysen.

Effekten av prosentandel kvinner som tar høyere utdanning på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger er betinget av proporsjonal valgordning.

I Vekstkurvmodell H10 er Kontinentaleuropeisk referansevariabel for region.

I de tilfeller der resultatene fra vekstkurveanalysen endres vil det i drøftingen bli lagt vekt på resultatene fra vekstkurvmodellene H8, H9 og H10 siden disse tar hensyn til heteroskedastisitet. Fra Tabell 9 ser vi at vekstkurvmodellene H8, H9 og H10 har høyere BIC enn vekstkurvmodellene 8, 9 og 10. Dette er naturlig da forskjellig varians i restleddet for hvert land gjør vekstkurvmodellene mer komplekse. Å ta hensyn til brudd på forutsetninger for «maximum likelihood» regresjon er en nødvendighet selv om dette medfører at vekstkurvmodellene blir mer komplekse.

De varierende utviklingstrendene for ulike land for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger har endret seg noe i vekstkurvmodellene H8, H9 og H10. Den gjennomsnittlige positive utviklingstrenden har blitt noe svakere, mens den kurvelineære effekten har blitt sterkere. En annen gjennomgående endring i de estimerte koeffisientene kommer til syne for kjønnskvotes. I vekstkurvmodellene som tillater forskjellig varians i restleddet for hvert land estimeres frivillige kjønnskvotes å ha større effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger enn lovpålagte kjønnskvotes. Koeffisientene til frivillige kjønnskvotes er større i vekstkurvmodellene H8, H9 og H10 enn da var i vekstkurvmodellene 8, 9 og 10, mens koeffisientene til lovpålagte kjønnskvotes har blitt omtrent halvert. Koeffisientene er fortsatt forventningsrette etter hypotesene og beholder statistisk signifikans for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger på 1-prosentnivå.

Resultatene fra vekstkurvmodell H9 skiller seg videre fra vekstkurvmodell 9 ved at den negative koeffisienten til katolsk dominans estimeres å være statistisk signifikant på 5-prosentnivå. Dette resultatet gir støtte til hypotese 7 om negativ effekt av katolsk dominans på prosentandel kvinner i nasjonalforsamlinger. Det estimeres en vekstkurvmodell med både dummyvariabel for katolsk dominans og regionale variabler som tillater forskjellig varians i restleddet for landene. Ved kontroll for region mister igjen effekten av katolsk dominans på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger statistisk signifikans ($p=0,52$). Dette funnet følges opp for å få klarhet i hvorvidt katolsk dominans har negativ effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger eller ikke. Seks av de sju landene i analysen hvor katolisisme er den dominerende religionen ligger i den kontinentaleuropeiske regionen. Den statistisk signifikante negative koeffisienten til katolsk dominans estimert i vekstkurvmodell H9 kan skyldes negativ effekt av den regionale dummyvariabelen Kontinentaleuropeisk. I så fall er effekten av katolsk dominans på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger spuriøs. For å

undersøke dette estimeres en vekstkurvemodell K9 kun for de kontinentaleuropeiske landene, som ellers er identisk med vekstkurvemodell H9. Resultatet fra estimeringen av vekstkurvemodell K9 gjengis i Tabell 10.

Tabell 10: Vekstkurvemodell K9 for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger

	Vekstkurvemodell K9
Gjennomsnittlig varierende utviklingstrend	0,128 (0,625)
Kurvelineær utviklingstrend	0,287** (0,034)
Majoritær valgordning	-7,953* (3,389)
Lovpålagt kjønnskvote	3,165** (1,133)
Frivillig kjønnskvote	5,363** (0,672)
Prosentandel kvinner i arbeid	0,019 (0,084)
Betinget effekt av kvinner som tar høyere utdanning	0,274** (0,045)
Katolsk dominans	-0,789 (2,570)
Gjennomsnittlig varierende startpunkt	15,562** (4,383)
BIC	437,813
N	72

Alle koeffisienter er estimert med «maximum likelihood» regresjon i STATA 12.1. Statistisk signifikante effekter uthevet: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$ (tosidige tester). Standardfeil i parentes. BIC: bayesiansk informasjonskriterium. Restleddene tillates forskjellig varians for hvert land i analysen.

I alle vekstkurvemodellene estimeres varierende startpunkter og utviklingstrender for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger i landene i analysen.

Effekten av prosentandel kvinner som tar høyere utdanning på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger er betinget av proporsjonal valgordning.

I tillegg til å redusere antallet observasjoner vekstkurvemodellen estimeres ut fra, reduseres også antall land observasjonene er fordelt på til ni. Dette er på grensen til hvor mange grupper det er forsvarlig å estimere varierende utviklingstrender og startpunkt for (Rabe-Hesketh og Skrondal, 2012:97), så resultatene bør tolkes forsiktig. Det fremgår av Tabell 10 at effektene av de institusjonelle forklaringsvariablene og den betingede effekten av prosentandel kvinner som tar høyere utdanning på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamling ikke endrer seg nevneverdig når kun kontinentaleuropeiske land inkluderes. Den estimerte koeffisienten til prosentandel kvinner i arbeid har derimot blitt mindre, og er ikke lenger statistisk signifikant ($p=0,82$). Dette skal ikke tolkes for bastant, men indikerer ulike effekter mellom regionene av prosentandel kvinner i arbeid på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger. Forholdet

mellom prosentandel kvinner i arbeid og regioner undersøkes nærmere når de estimerte resultatene fra vekstkurvmodellene 10 og H10 sammenlignes.

Tabell 10 viser videre at den estimerte koeffisienten til katolsk dominans krymper kraftig når kun kontinentaleuropeiske land inkluderes. Koeffisienten er forventningsrett negativ etter hypotese 7, men effekten på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger er ikke statistisk signifikant ($p=0,76$). Selv om resultatet fra vekstkurvmodell K9 bør tolkes forsiktig styrkes mistanken om at den negative effekten av katolsk dominans på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger fra vekstkurvmodell 9 og H9 er spuriøs. For å sjekke robustheten til dette funnet estimeres det en vekstkurvmodell der prosentandel katolikker erstatter den dikotome variabelen for katolsk dominans. Resultatet fra estimeringen av denne vekstkurvmodellen skiller seg ikke nevneverdig fra vekstkurvmodell K9, så det gjengis ikke i sin helhet. Den estimerte koeffisienten til prosentandel katolikker er negativ, men har ikke statistisk signifikant effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger ($p=0,76$). Tolkningen av effektene til de andre forklaringsvariablene påvirkes ikke av at prosentandel katolikker erstatter dummyvariabelen for katolsk dominans, og BIC er nesten identisk.

Det er også forskjeller i estimerte resultater mellom vekstkurvmodell 10 og H10 som må undersøkes nærmere. Når det tillates forskjellig varians i restleddet for landene i vekstkurvmodell H10 er effekten av majoritær valgordning på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger ikke lenger statistisk signifikant på 1-prosentnivå. Selv om størrelsen på koeffisienten minker noe er den fortsatt forventningsrett og statistisk signifikant på 5-prosentnivå, så tolkningen av resultatet endres ikke i betydelig grad. Forskjellen på koeffisientene til Norden og Engelsktalende er større enn i vekstkurvmodell 10. Når referansekategoriendres fra Kontinentaleuropeisk til Norden er det fortsatt ingen statistisk signifikant effekt av Engelsktalende på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger.

Prosentandel kvinner i arbeid estimeres å ha statistisk signifikant effekt på prosentandelen kvinner i vekstkurvmodell H8 og H9, men dette endrer seg når det kontrolleres for effekten av de regionale dummyvariablene. Resultatet som virkelig stikker seg ut fra estimeringen av vekstkurvmodell H10 er at prosentandelen kvinner i arbeid ikke lenger har en statistisk signifikant effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger. Koeffisienten er fortsatt forventningsrett positiv etter hypotese 4a, men oppnår ikke statistisk signifikans ($p=0,17$). At

effekten av prosentandel kvinner i arbeid på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger mister statistisk signifikans i vekstkurvemodell H10 fordrer videre analyse.

Resultatet fra vekstkurvemodell K9 viste at prosentandel kvinner i arbeid ikke har statistisk signifikant effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger i de kontinentaleuropeiske landene. Kan påvirkningskraften til prosentandel kvinner i arbeid på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger avhenge av hvilken av regionene et land ligger i? Forholdet mellom effekten til prosentandel kvinner i arbeid og regionale dummyvariabler på prosentandel kvinner i nasjonalforsamlinger undersøkes ved å estimere vekstkurvemodeller med interaksjonsledd mellom prosentandel kvinner i arbeid og de regionale dummyvariablene. I vekstkurvemodell I10 inkluderes interaksjonsledd mellom prosentandelen kvinner i arbeid og dummyvariabelen for Norden. Det tillates variasjon i restleddet for landene i analysen i vekstkurvemodell I10, og Engelsktalende erstatter Kontinentaleuropeisk som referansekategori for region. Resultatet fra estimeringen av vekstkurvemodell I10 gjengis i Tabell 11.

Det estimeres positiv koeffisient for interaksjonsleddet mellom prosentandel kvinner i arbeid og Norden som er statistisk signifikant på 1-prosentnivå. Koeffisienten til interaksjonsleddet mellom prosentandel kvinner i arbeid og Norden er betraktelig større enn koeffisienten til prosentandel kvinner i arbeid i tidligere vekstkurvemodeller. For land utenfor Norden estimeres fortsatt positiv koeffisient for prosentandelen kvinner i arbeid, men denne er ikke statistisk signifikant. BIC for vekstkurvemodell I10 er lavere enn for vekstkurvemodell H10. Forskjellen i BIC er stor nok til at den innebærer sterk støtte til vekstkurvemodell I10. «Likelihood ratio» test bekrefter at vekstkurvemodellen er forbedret ($\text{prob} > \chi^2 = 0,00$).

I vekstkurvemodeller med interaksjonsledd mellom prosentandel kvinner i arbeid og Engelsktalende eller Kontinentaleuropeisk estimeres det negative koeffisienter for interaksjonsleddene, men disse er små og ikke statistisk signifikante. For vekstkurvemodeller der det ikke tillates forskjellig varians i restleddet for landene i analysen er resultatene de samme. Resultatene fra estimeringene av disse vekstkurvemodellene gjengis ikke. Estimeringen av vekstkurvemodellene med interaksjonsledd tyder på at positiv effekt av prosentandel kvinner i arbeid på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger kun gjelder i de nordiske landene. Undersøkelsen av forholdet mellom effekten til prosentandel kvinner i arbeid og regioner på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger er ikke omfattende nok

til å trekke konklusjoner, men den indikerer at effekten av prosentandel kvinner i arbeid på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger er betinget av region for landene i analysen.

Tabell 11: Vekstkurvmodell I10 for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger

	Vekstkurvmodell I10
Gjennomsnittlig varierende utviklingstrend	1,140* (0,455)
Kurvelineær utviklingstrend	0,214** (0,031)
Majoritær valgordning	-6,096* (2,984)
Lovpålagt kjønnskvote	2,840** (0,943)
Frivillig kjønnskvote	3,588** (0,631)
Prosentandel kvinner i arbeid Norden = 1	0,571** (0,106)
Prosentandel kvinner i arbeid Norden = 0	0,033 (0,064)
Betinget effekt av kvinner som tar høyere utdanning	0,089** (0,033)
Region: Kontinentaleuropeisk	-6,239* (3,105)
Gjennomsnittlig varierende startpunkt	12,125* (4,173)
BIC	1044,261
N	170

Alle koeffisienter er estimert med «maximum likelihood» regresjon i STATA 12.1. Statistisk signifikante effekter uthevet: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$ (tosidige tester). Standardfeil i parentes. BIC: bayesiansk informasjonskriterium. Restleddene tillates forskjellig varians for hvert land i analysen.

I alle vekstkurvmodellene estimeres varierende startpunkter og utviklingstrender for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger i landene i analysen.

Interaksjonsleddet for koeffisienten til Norden hvor Prosentandel kvinner i arbeid = 0 gjengis ikke da moderatorvariabelen aldri er lik null i datagrunnlaget.

Effekten av prosentandel kvinner som tar høyere utdanning på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger er betinget av proporsjonal valgordning.

I Vekstkurvmodell I10 er Engelsktalende referansevariabel for region.

Vekstkurvmodeller der antall mandater per valgkrets erstatter majoritær valgordning estimeres også med forskjellig varians i restleddet for landene. Endringer i de estimerte resultatene gjenspeiler endringene fra vekstkurvmodellene 8, 9 og 10 til H8, H9 og H10, så disse gjengis ikke. I vekstkurvmodeller som tillater restleddene forskjellig varians for landene estimeres fortsatt ikke statistisk signifikante forskjeller mellom de regionale dummyvariablene Norden og Engelsktalende i effekten på prosentandel kvinner i nasjonalforsamlinger. Det estimeres også alternative vekstkurvmodeller der antall mandater per valgkrets erstatter majoritær valgordning i vekstkurvmodellene K9 og I10. Heller ikke

for disse vekstkurvmodellene påvirkes tolkningene av hvordan valgordning er operasjonalisert, så resultatene fra estimeringene gjengis ikke.

Kapittel 6: Diskusjon av funn

Funn fra vekstkurveanalysen skal nå diskuteres videre. I tråd med den overordnede problemstillingen skal det gjennomgås hvorvidt de institusjonelle, sosioøkonomiske og kulturelle forholdene bidrar til å forklare variasjonen i politisk representasjon av kvinner mellom landene, og over tidsperioden, som inngår i analysen. Til slutt i kapittelet oppsummeres forholdene som ifølge resultatene fra vekstkurveanalysen har påvirkningskraft på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger.

Videre diskusjon av funn fra vekstkurveanalysen av politisk representasjon av kvinner vil baseres på estimeringen av vekstkurvmodellene som inkluderer både institusjonelle, sosioøkonomiske og kulturelle forklaringsforhold. I tilfeller hvor resultatene endres ved at det tillates forskjellig varians i restleddet for ulike land vil diskusjonen baseres på resultater fra estimeringen av vekstkurvmodeller som tillater dette.

6.1 Institusjonelle forhold

Vekstkurveanalysen gir støtte til hypotesene 1a og 1b om effekten av valgordning på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger. Dette er tråd med tidligere studier av politisk representasjon av kvinner der betydningen av valgordning er det mest konsistente funnet (Matland, 1998:115; McAllister og Studlar, 2002:9; Stockemer, 2007:486; Tripp og Kang, 2008:350; Paxton et al., 2010:43; Ruedin, 2012:101). Det har liten betydning for vekstkurveanalysen om valgordning operasjonaliseres som en dikotomi mellom majoritære og proporsjonale valgordninger eller som gjennomsnittlig antall mandater per valgkrets.

Estimering av påvirkningskraften til kjønnskvoter gir støtte til hypotese 2 og 3 om positiv effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger. Funnene om statistisk signifikant positiv effekt av kjønnskvoter på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger bekrefter en tendens fra tidligere studier. Det er studier av politisk representasjon av kvinner *over tid* som finner positiv effekt av kjønnskvoter på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger (McAllister og Studlar, 2002:10; Paxton et al., 2010:44). Effekten av kjønnskvoter på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger er jevnt over noe lavere enn effekten av valgordning. For vekstkurvmodellene som tillater restleddet forskjellig varians for landene i

analysen estimeres kjønnskvotes som er frivillig innført av partier å ha større effekt enn kjønnskvotes innført ved lov. Dette virker å understreke betydningen av partiers vilje til aktivt å fremme politisk representasjon av kvinner (Htun og Jones, 2002:36; Tripp og Kang, 2008:340). Frivillig innføring av kjønnskvotes er en sterk indikasjon på et reelt ønske hos politiske partier om å oppnå bedre kjønnsbalanse blant de folkevalgte i nasjonalforsamlinger. Effekten av frivillige kjønnskvotes på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger kan videre være mindre avhengig av effektive eksterne sanksjonsmidler enn tilfellet er for effekten av lovpålagte kjønnskvotes. Partier som ikke oppfyller kjønnskvotes de selv har innført risikerer intern misnøye og å bli straffet av velgere. Forskjellige valgordninger i landene i analyse, samt innføring av kjønnskvotes, bidrar til å forklare variasjonen i politisk representasjon av kvinner.

6.2 Sosioøkonomiske forhold

I hypotese 4a formuleres en forventning om at prosentandel kvinner i arbeid har en positiv effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger. Funnene i vekstkurveanalysen ga langt på vei støtte til denne hypotesen, men ved korrigering for heteroskedastisitet og kontroll for regioner i vekstkurvemodell H10 mister effekten på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger statistisk signifikans. Vekstkurveanalysen gir heller ikke støtte til hypotese 4b om at positiv effekt av prosentandel kvinner i arbeid på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger er betinget av proporsjonal valgordning (Inglehart og Norris, 2003:131; Iversen og Rosenbluth, 2010:141). Effekten av prosentandel kvinner i arbeid på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger er høyere med proporsjonale enn majoritære valgordninger, men forskjellen er ikke statistisk signifikant.

Resultatet fra estimeringen av vekstkurvemodell I10 viser at positiv effekt av prosentandel kvinner i arbeid kun gjelder for de nordiske landene. Positiv effekt av prosentandel kvinner i arbeid på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger virker i tråd med forbeholdene til Inglehart og Norris (2003:131) og Iversen og Rosenbluth (2010:141) å være betinget, men ikke av proporsjonal valgordning.

Dette funnet er ikke tilstrekkelig til å trekke konklusjoner, men det understreker et problem med bruken av regioner som en proxy-variabel for kulturelle forhold. Studier har funnet at

kjønnssegaltær politisk kultur har sammenheng med regionale inndelinger av land (Inglehart og Norris, 2003:155-160; Ruedin, 2012:99), men regionene skiller seg fra hverandre også på andre måter. Vekstkurveanalysen kan undersøke *om regioner* påvirker prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger, men gir ikke svar på *hvilke forskjeller mellom regionene* denne påvirkningen skyldes. Det kan være andre forskjeller mellom regionene enn de kulturelle som er grunnen til at effekten av prosentandel kvinner i arbeid på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger er ulik mellom regionene. En umiddelbar mistanke er at måten arbeidslivet er strukturert på kan ha innflytelse på effekten av prosentandel kvinner i arbeid på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger. Grunnen til at de nordiske landene skiller seg ut kan sammenfalle med grunnlaget for Esping-Andersens (1990) inndeling i ulike typer velferdsstater. For å forklare under hvilke forhold kvinners posisjon i arbeidslivet påvirker politisk representasjon av kvinner det behov for ytterligere undersøkelser.

Funn fra vekstkurveanalysen gir ikke støtte til hypotese 5a om positiv direkte effekt av prosentandelen kvinner som tar høyere utdanning på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger. Resultatene er her i tråd med funnene til Kenworthy og Malami (1999:251) og Ruedin (2012:101). I samsvar med hypotese 5b viser vekstkurveanalysen at positiv effekt av utdanning for kvinner er betinget av proporsjonal valgordning. Dette funnet er i tråd med forbeholdene til Inglehart og Norris (2003:131) og Iversen og Rosenbluth (2010:141) om at innflytelsen til sosioøkonomiske forhold på politisk representasjon av kvinner er avhengig av gunstig valgordning. Funnene fra vekstkurveanalysen tyder på at valgordning primært kan være til hinder for påvirkningskraften til høyere utdanning for kvinner, mens påvirkningskraften til kvinners posisjon i arbeidslivet er betinget av andre forhold. Vekstkurveanalysen finner ikke støtte til hypotesene 6a og 6b om at kjønnsforholdet i høyere utdanning har direkte eller betinget effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger. Det er i hvilken grad kvinner tar høyere utdanning som har betinget sammenheng med politisk representasjon av kvinner, ikke forholdet mellom kvinner og menn i høyere utdanning. Både prosentandel kvinner i arbeid og prosentandel kvinner som tar høyere utdanning bidrar til å forklare variasjon i politisk representasjon av kvinner, selv om påvirkningskraften til disse sosioøkonomiske forholdene er betinget av andre forhold.

6.3 Kulturelle forhold

Det gis ikke støtte til hypotese 7 om negativ effekt av katolsk dominans på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger fra vekstkurveanalysen. Den statistisk signifikante negative effekten som estimeres i noen av vekstkurvemodellene faller bort når det kontrolleres for regioner. Dette er i tråd med funnene til Tripp og Kang (2008:355-356), som finner at negativ effekt av Islam på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger forsvinner når det kontrolleres for regioner. For landene i denne studien er katolsk dominans konsentrert i de kontinentaleuropeiske landene. Funn i vekstkurveanalysen tyder på at katolsk dominans ikke har påvirkning på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger i de kontinentaleuropeiske landene, men disse funnene vurderes ikke solide nok til å trekke konklusjoner. De harmonerer like fullt med andre funn i vekstkurveanalysen om at religion ikke bidrar til å forklare variasjonen i politisk representasjon av kvinner for landene i analysen.

Fra hypotese 8 er det forventet effekt av region på prosentandel kvinner i nasjonalforsamlinger. Vekstkurveanalysen finner, i likhet med tidligere studier (Tripp og Kang, 2008:351; Ruedin, 2012:101), at regionale inndelinger har betydelig påvirkningskraft på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger. Der tidligere studier har funnet sterk effekt av nordiske land på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger, finner denne vekstkurveanalysen at nordiske land ikke skiller seg ut fra engelsktalende land. I de fleste vekstkurvemodellene estimeres dummyvariabelen for Norden å ha noe større effekt enn dummyvariabelen for engelsktalende land, men forskjellen er aldri statistisk signifikant. Forskjellene mellom nordiske og engelsktalende land i prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger forklares av institusjonelle og sosioøkonomiske forhold. Den regionen som skiller seg ut i vekstkurveanalysen er den kontinentaleuropeiske. Dummyvariabelen for kontinentaleuropeiske land estimeres konsekvent å ha statistisk signifikant negativ effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger. Region bidrar således til å forklare variasjon i politisk representasjon av kvinner for landene i analysen.

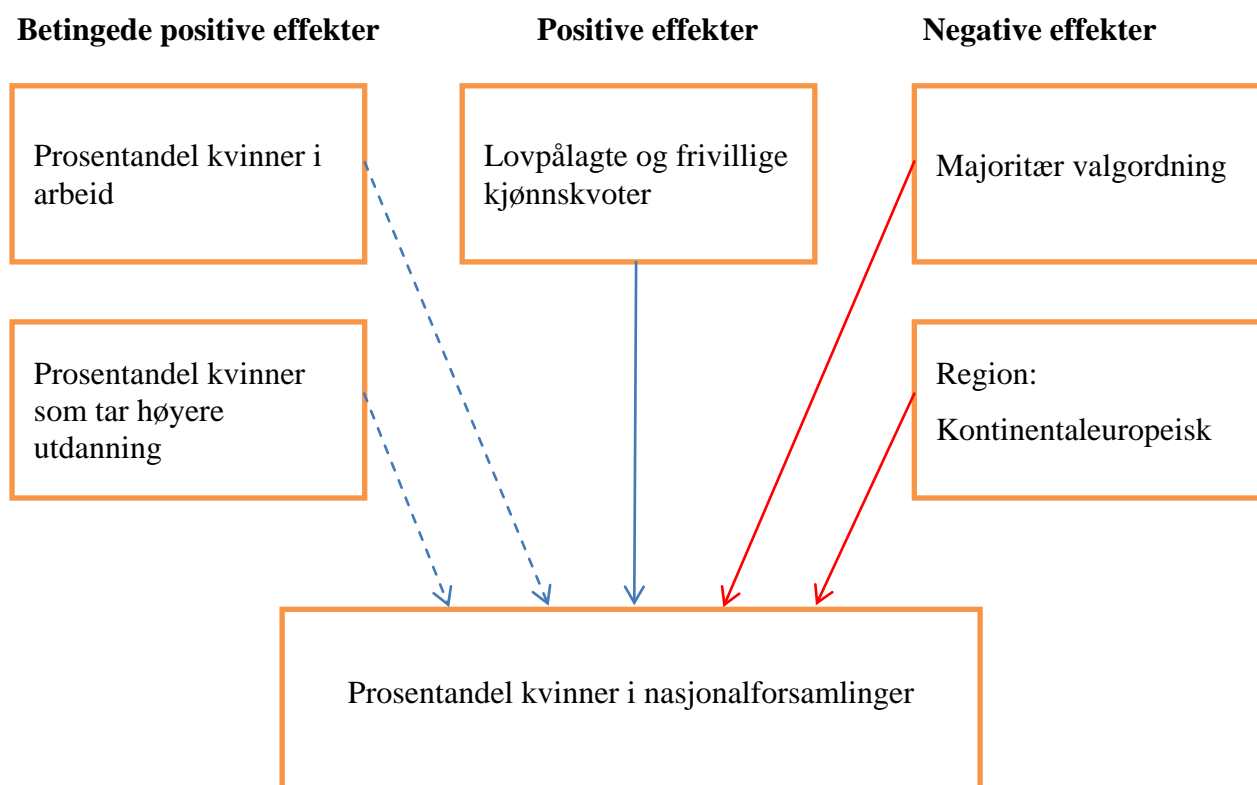
Vekstkurveanalysen finner at den kontinentaleuropeiske regionen har negativ effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger, men gir ikke klarhet i *hva denne effekten skyldes*. På samme måte som det ikke er klart hvorfor prosentandel kvinner i arbeid kun har positiv effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger i Norden, er det ikke klart hvorfor kontinentaleuropeiske land har lavere politisk representasjon av kvinner etter at det er

kontrollert for institusjonelle og sosioøkonomiske forhold. Forklaringskraften til regioner kan skyldes forskjeller mellom regionene i kjønnssegaltet i politiske holdninger (Inglehart og Norris, 2003:155-160; Ruedin, 2012:99). Denne vekstkurveanalysen kan ikke undersøke dette nærmere da informasjon om politiske holdninger som kan sammenlignes på tvers av landegrenser kun eksisterer for de siste delene av tidsperioden som analyseres. Funnene fra vekstkurveanalysen tyder på at religion ikke påvirker prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger, men det avvises ikke at religion kan bidra til å forklare forskjeller mellom regioner. Den katolske kirke har hatt fotfeste i alle de kontinentaleuropeiske landene i analysen. Selv om katolsk dominans ikke virker å forklare forskjeller mellom de kontinentaleuropeiske landene i prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger, kan regionen som helhet ha blitt påvirket av at den katolske har hatt sterkere fotfeste enn i Norden og engelsktalende land.

6.4 Forklaringer på variasjon i politisk representasjon av kvinner

Gjennom vekstkurveanalyse blir det undersøkt hvorvidt ulike forhold kan bidra til å forklare variasjonen i politisk representasjon av kvinner mellom landene og over tidsperioden analysen dekker. Det estimeres statistisk signifikante effekter både av institusjonelle, sosioøkonomiske og kulturelle forklaringsvariabler på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger. For de institusjonelle forholdene blir det estimert negativ effekt av majoritær valgordning og positive effekter av lovpålagte og frivillig innførte kjønnskvotes. Det estimeres å være betingede positive effekter av de sosioøkonomiske forholdene. For prosentandel kvinner i arbeid er effekten regionalt betinget, da den kun gjør seg gjeldende i nordiske land, mens effekten til prosentandel kvinner som tar høyere utdanning er betinget av proporsjonal valgordning. Hva angår kulturelle forhold estimeres ikke statistisk signifikant effekt av religion, men den regionale dummyvariabelen for kontinentaleuropeiske land estimeres å ha negativ effekt. I Figur 10 vises en oversiktsmodell over forholdene som har statistisk signifikant effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger.

Figur 10: Effekter på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger



Kapittel 7: Konklusjon

Vekstkurveanalysen av politisk representasjon av kvinner i 20 demokratier fra 1970 til 2013 har undersøkt hvilke forhold som kan forklare den omfattende variasjonen i prosentandel kvinner i nasjonalforsamlinger mellom land og over tid. Resultatene fra vekstkurveanalysen viser at både institusjonelle, sosioøkonomiske og kulturelle forhold bidrar til å forklare variasjonen. Funnene fra vekstkurveanalysen bidrar til å forklare variasjonen i politisk representasjon av kvinner både ved å utfordre og gi ytterligere støtte til tidligere funn.

At vekstkurveanalysen finner en negativ effekt av majoritær valgordning på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger er ikke overraskende, og bekrefter betydningen av valgordning for politisk representasjon av kvinner i demokratisk kontekst. Den positive effekten av lovpålagte og frivillige kjønnskvalter er heller ikke direkte overraskende sett i lys av tidligere studier, men illustrerer betydningen av tidsaspektet for kvantitative studier av politisk representasjon av kvinner. Konsistent positiv effekt av lovpålagte og frivillige kjønnskvalter i denne vekstkurveanalysen bekrefter en tendens til at de studier av prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger som strekker seg over en lengre tidsperiode finner statistisk signifikant effekt av kjønnskvalter. For å kunne estimere effekten av kjønnskvalter på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger er det nødvendig å ta hensyn til utviklingen og nivået *før* kvotene ble innført. Viktigheten av tidsperspektivet gjelder også for andre forklaringsforhold. Prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger endrer seg over lengre tidsperioder, og for å få klarhet i hvordan ulike forhold påvirker prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger kreves analyse over tid. Det er noe overraskende at frivillige kjønnskvalter estimeres å ha større positiv effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger enn lovpålagte kjønnskvalter. Mer konsentrerte, gjerne kvalitative, undersøkelser av påvirkningen til lovpålagte og frivillige kjønnskvalter på politisk representasjon av kvinner vil være av interesse.

I følge resultatene fra vekstkurveanalysen er påvirkningskraften til sosioøkonomiske forhold på politisk representasjon av kvinner betinget. Positiv effekt av prosentandel kvinner i arbeid er regionalt betinget, da den kun gjør seg gjeldende i nordiske land. Tidligere studier som har undersøkt betinget effekt av kvinner i arbeid på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger har identifisert valgordning som det betingende forholdet. Fra vekstkurveanalysen kommer det ikke frem hvorfor prosentandel kvinner i arbeid har statistisk signifikant positiv effekt kun

i de nordiske landene. Det er behov for videre undersøkelser for å få klarhet i hvilke forhold som er til hinder for, eller forsterker, påvirkningskraften til prosentandel kvinner i arbeid på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger. Vekstkurveanalysen finner at positiv effekt av prosentandel kvinner som tar høyere utdanning på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger er betinget av proporsjonal valgordning. Dette er i samsvar med forbehold fra teoretikere, men er så vidt meg bekjent aldri tidligere oppgitt som et funn fra kvantitative studier av politisk representasjon av kvinner. Funnene fra vekstkurveanalysen om betingede effekter av sosioøkonomiske forhold viser at det er fruktbart for kvantitative studier av politisk representasjon av kvinner å ha øynene åpne for mer kompliserte årsakssammenhenger enn direkte effekter.

Vekstkurveanalysen finner at religion er lite egnet til å forklare variasjonen i prosentandel kvinner i nasjonalforsamlinger mellom landene i analysen. Katolsk dominans har ikke statistisk signifikant negativ effekt når det kontrolleres for effekten av regionale inndelinger av land. Resultatene fra vekstkurveanalysen viser at region har påvirkningskraft på politisk representasjon av kvinner. Fra tidligere studier er det forventet at særlig Norden skiller seg ut med positiv effekt. Denne studien finner derimot at forskjeller i prosentandel kvinner i nasjonalforsamlinger mellom Norden og engelsktalende forklares av institusjonelle og sosioøkonomiske forhold. Den regionen som skiller seg ut i denne studien er den kontinentaleuropeiske, som har en statistisk signifikant negativ effekt på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger. Vekstkurveanalysen gir ikke et svar på hvorfor kontinentaleuropeiske land har lavere politisk representasjon av kvinner. Tidligere studier har vist at grad av kjønnssegaltet i politiske holdninger henger sammen med regionale inndelinger av land, men det kan være andre forskjeller mellom regionene som ligger til grunn for effekten på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger. Denne vekstkurveanalysen lider av de samme problemene med å kvantifisere kulturelle forhold som tidligere kvantitative studier av politisk representasjon av kvinner over tid. En mulig løsning på dette problemet kan være i sikte, forutsatt at kjønnsrelaterte spørsmål om politiske holdninger fortsatt inkluderes i videre runder av World Values Survey.

Det er vanskelig å si hvorvidt funnene fra denne studien også gjelder for land som ikke inkluderes i analysen. Ettersom påvirkningskraften til forklaringsforhold på politisk representasjon av kvinner varierer med politisk kontekst antas funnene kun å være gjeldende for demokratier. Effektene av de institusjonelle forholdene, valgordning og kjønnskvalter, på

prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger antas å gjelde også for demokratier som ikke er inkludert i analysen.

Hva angår de betingede effektene av sosioøkonomiske forhold kan gyldighetsomfanget være snevrere. Den positive effekten av prosentandel kvinner i arbeid på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger er allerede blant landene i analysen regionalt betinget. Det virker trygt å anta at positiv effekt av prosentandel kvinner i arbeid vil være betinget også i andre demokratier, men det er ikke klart hva effekten av betinget av. Positiv effekt av prosentandel kvinner i arbeid på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger kan i et større utvalg demokratier fortsatt kun gjelde de nordiske landene. Det antas at betydningen av høyere utdanning for kvinner fortsatt vil være betinget av valgordning for andre demokratier, men sammenhengen kan være annerledes i demokratier med lavere utdanningsnivå. I demokratier med lavere utdanningsnivå kan kjønnsforholdet i høyere utdanning ha større betydning for politisk representasjon av kvinner enn prosentandelen kvinner som tar høyere utdanning.

Vekstkurveanalysen finner at katolsk dominans ikke bidrar til å forklare variasjonen i prosentandel kvinner i nasjonalforsamlinger mellom landene i analysen. Det virker prematurt å slå fast at katolisisme, eller religion generelt, heller ikke har betydning for politisk representasjon av kvinner i andre demokratier. Denne studien viser likevel at det bør tas hensyn til regionale forskjeller før det konkluderes om betydningen av religion for politisk representasjon av kvinner. Det virker trygt å anta at regionale forskjeller også har betydning for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger i andre demokratier enn de som inkluderes i denne studien. Betydningen av regioner på politisk representasjon av kvinner kan til og med vise seg å være større i et globalt perspektiv, med større forskjeller mellom regionene.

Litteraturliste

- Acock, Alan A. (2012) *A Gentle Introduction to Stata*. Revidert 3. utg. College Station, Texas, Stata Press.
- Bacchi, Carol (2004) Policy and Discourse: Challenging the Construction of Affirmative Action as Preferential Treatment. *Journal of European Public Policy*, 11 (1), s. 128-146.
- Bacchi, Carol (2006) Arguing for and against quotas: theoretical issues. I: Dahlerup, Drude red. *Women, Quotas and Politics*. Oxon, Routledge, s. 32-51.
- Baldez, Lisa (2006) The Pros and Cons of Gender Quota Laws: What Happens When You Kick Men Out and Let Women In? *Politics and Gender*. 2 (1), s. 102-109.
- Ballington, Julie (2005) Introduction. I: Karam, Azza red. *Women in Parliament: Beyond Numbers. A Revised Edition*. Stockholm, IDEA, s. 23-30.
- Baum, Christopher F. (2006) *An Introduction to Modern Econometrics Using Stata*. College Station, Texas, Stata Press.
- Bermeo, Nancy (1987) Redemocratization and Transition Elections: A Comparison of Spain and Portugal. *Comparative Politics*, 19 (2), s. 213-231.
- Brady, Henry E., Sidney Verba og Kay Lehman Schlozman (1995) Beyond SES: A Resource Model of Political Participation. *American Political Science Review*, 89 (2), s. 271-294.
- Carey, John M. (2011) *Carey data archive*. [<http://sites.dartmouth.edu/jcarey/>] [14.02.2014]
- Caul, Miki (1999) Women's Representation in Parliament: The Role of Political Parties. *Party Politics*, 5 (1), s. 79-98.
- Colomer, Josep M. (1995) *Game theory and the transition to democracy: the Spanish model*. Aldershot, Edward Elgar Publishing Limited.
- Dahlerup, Drude (2005) Increasing Women's Political Representation: New Trends in Gender Quotas. I: Karam, Azza red. *Women in Parliament: Beyond Numbers. A Revised Edition*. Stockholm, IDEA, s. 141-153.
- Dahlerup, Drude (ed.) (2006) *Women, Quotas and Politics*. Oxon, Routledge.
- Dahlerup, Drude (2006a) Introduction. I: Dahlerup, Drude red. *Women, Quotas and Politics*. Oxon, Routledge, s. 3-31.
- Dahlerup, Drude (2006b) Conclusion. I: Dahlerup, Drude red. *Women, Quotas and Politics*. Oxon, Routledge, s. 293-307.
- Dahlerup, Drude og Lenita Freidenvall (2005) Quotas as a "Fast Track" to Equal Representation of Women. *International Feminist Journal of Politics*, 7 (1), s. 26-48.

de Beauvoir, Simone (1997) [1949] *The Second Sex*. Translated and edited by H. M. Parshley. London, Vintage Books.

Duncan, Terry E. og Susan C. Duncan (2004) An Introduction to Latent Growth Curve Modeling. *Behavior Therapy*, 35, s. 333-363.

Engels, Friedrich (1978) [1884] *The Origin of the Family, Private Property, and the State: in Connection with the Researches of Lewis H. Morgan*. 4. utg. Peking, Foreign Language Press.

Esping-Andersen, Gøsta (1990) *The Three Worlds of Welfare Capitalism*. Princeton, Princeton University Press.

Fox, Richard L. (2011) Studying Gender in U.S. Politics: Where Do We Go from Here? *Politics and Gender*, 7 (1), s. 94-99.

Freidenvall, Lenita, Drude Dahlerup og Hege Skeje (2006) The Nordic countries: an incremental model. I: Dahlerup, Drude red. *Women, Quotas and Politics*. Oxon, Routledge, s. 55-82.

Hox, Joop J. (2010) *Multilevel Analysis. Techniques and Applications*. 2. utg. New York, Routledge.

Htun, Mala (2004) Is Gender like Ethnicity? The Political Representation of Identity Groups. *Perspectives on Politics*, 2 (3), s. 439-458.

Htun, Mala og Mark Jones (2002) Engendering the Right to Participate in Decision-making: Electoral Quotas and Women's Leadership in Latin America. I: Craske, Nikki og Maxine Molyneux red. *Gender and the Politics of Rights and Democracy in Latin America*. Houndmills, Palgrave, s. 32-56.

Inglehart, Ronald og Pippa Norris (2003) *Rising Tide: Gender Equality and Cultural Change Around the World*. Cambridge, Cambridge University Press.

International IDEA og Stockholm University (2013) *Global Database of Quotas for Women*. [<http://www.quotaproject.org/>] [03.10.2013]

Inter-Parliamentary Union (2014a) *Women in National Parliaments, Statistical Archive*. [<http://www.ipu.org/wmn-e/classif-arc.htm>] [02.03.2014]

Inter-Parliamentary Union (2014b) *Women in National Parliaments, PARLINE database*. [<http://www.ipu.org/parline-e/parlinesearch.asp>] [02.03.2014]

Inter-Parliamentary Union (2014c) *Women in National Parliaments*. [<http://www.ipu.org/wmn-e/world.htm>] [02.03.2014]

Iversen, Torben og Frances Rosenbluth (2006) The Political Economy of Gender: Explaining Cross-National Variation in the Gender Division of Labor and the Gender Voting Gap. *American Journal of Political Science*. 50 (1), s. 1-19.

- Iversen, Torben og Frances Rosenbluth (2010) *Women, Work and Politics: The Political Economy of Gender Inequality*. New Haven, Yale University Press.
- Kenworthy, Lane og Melissa Malami (1999) Gender Inequality in Political Representation: A Worldwide Comparative Analysis. *Social Forces*, 78 (1), s. 235-269.
- King, Gary, Robert O. Keohane og Sidney Verba (1994) *Designin Social Inquiry. Scientific Inference in Qualitative Research*. Princeton, Princeton University Press.
- Krook, Mona Lena (2006) Gender Quotas, Norms and Politics. *Politics and Gender*. 2 (1), s. 110-118.
- Krook, Mona Lena (2013) Electoral Gender Quotas: A Conceptual Analysis. *Comparative Political Studies*. Published online before print: s. 1-26.
[<http://cps.sagepub.com/content/early/2013/07/14/0010414013495359>] [14.08.3013]
- Krook, Mona Lena, Joni Lovenduski og Judith Squires (2006) Western Europe, North America, Australia and New Zealand: gender quotas in the context of citizenship models. I: Dahlerup, Drude red. *Women, Quotas and Politics*. Oxon, Routledge, s. 194-221.
- MacKinnon, Catharine (1989) *Towards a Feminist Theory of the State*. Cambridge, Harvard University Press.
- Matland, Richard M. (1998) Women's Representation in National Legislatures: Developed and Developing Countries. *Legislative Studies Quarterly*, 23 (1), s. 109-125.
- Matland, Richard M. (2005) Enhancing Women's Political Participation: Legislative Recruitment and Electoral Systems. I: Karam, Azza red. *Women in Parliament: Beyond Numbers. A Revised Edition*. Stockholm, IDEA, s. 93-111.
- Matland, Richard M. (2006) Electoral quotas: frequency and effectiveness. I: Dahlerup, Drude red. *Women, Quotas and Politics*. Oxon, Routledge, s. 275-292.
- Matland, Richard M. og Donley T. Studlar (1996) The Contagion of Women Candidates in Single-Member District and Proportional Representation Electoral Systems: Canada and Norway. *The Journal of Politics*, 58 (3), s. 707-733.
- McAllister, Ian og Donley T. Studlar (2002) Electoral Systems and Women's Representation: A Long-term Perspective. *Representation*, 39 (1), s. 3-14.
- Midtbø, Tor (2007) *Regresjonsanalyse for samfunnsvitere*. Oslo, Universitetsforlaget.
- Midtbø, Tor (2010) *Stata: En entusiastisk innføring*. Oslo, Universitetsforlaget.
- Nanivadekar, Medha (2006) Are Quotas a Good Idea? The Indian Experience with Reserved Seats for Women. *Politics and Gender*. 2 (1), s. 119-128.
- Norris, Pippa (2006) The Impact of Electoral Reform on Women's Representation. *Acta Politica*. s. 1-17.

Norris, Pippa og Ronald Inglehart (2001) Cultural Obstacles to Equal Representation. *Journal of Democracy*. 12 (3), s. 126-140.

Organization for Economic Co-operation and Development (2013) *OECD StatExtracts*. [<http://stats.oecd.org/>] [05.10.2013]

Paxton, Pamela og Melanie M. Hughes (2014) *Women, Politics and Power: A Global Perspective*. 2. utg. Thousand Oaks, California, SAGE Publications.

Paxton, Pamela, Melaine M. Hughes og Matthew A. Painter II (2010) Growth in women's political representation: A longitudinal exploration of democracy, electoral system and gender quotas. *European Journal of Democracy*, 49, s. 25-52.

Pierson, Paul (2004) *Politics in Time: History, Institutions and Social Analysis*. Princeton, Princeton University Press.

Raaum, Nina C. (2005) Gender equality and political representation: A nordic comparison. *West European Politics*, 28 (4), s. 872-897.

Rabe-Hesketh, Sophia og Anders Skrondal (2012) *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata. Volume I: Continuous Responses*. 3. utg. College Station, Texas, Stata Press.

Ruedin, Didier (2012) The Representation of Women in National Parliaments: A Cross-national Comparison. *European Sociological Review*. 12 (1), s. 96-109.

Samanni, Marcus, Jan Teorell, Staffan Kumlin, Stefan Dahlberg, Bo Rothstein, Sören Holmberg og Richard Svensson (2012) *The QoG Social Policy Dataset, version 4 Apr12*. University of Gothenburg: The Quality of Government Institute. [<http://www.qog.pol.gu.se>] [21.04.2012]

Shvedova, Nadezhda (2005) Obstacles to Women's Participation in Parliament. I: Karam, Azza red. *Women in Parliament: Beyond Numbers. A Revised Edition*. Stockholm, IDEA, s. 33-50.

Skog, Ole-Jørgen (2004) *Å Forklare Sosiale Fenomener: En Regresjonsbasert Tilnærming*. 2. utg. Oslo, Gyldendal Norsk Forlag.

Squires, Judith (1996) Quotas for Women: Fair Representation? *Parliamentary Affairs*. 49 (1), s. 71-88.

Stockemer, Daniel (2007) Why are there differences in the political representation of women in the 27 countries of the European Union? *Perspectives on European Politics and Society*, 8 (4), s. 476-493.

Stockemer, Daniel og Maeve Byrne (2012) Women Representation around the World: The Importance of Women's Participation in the Workforce. *Parliamentary Affairs*. 65, s. 802-821.

Tripp, Aili Mari og Alice Kang (2008) The Global Impact of Quotas: One the Fast Track to Increased Legislative Representation. *Comparative Political Studies*. 41 (3), s. 338-361.

United Nations (1995a) *Fourth World Conference on Women Beijing Declaration, article 13*.
United Nations. [<http://www.un.org/womenwatch/daw/beijing/beijingdeclaration.html>]
[12.09.2013]

United Nations (1995b) *Fourth World Conference on Women Platform for Action, article 1*.
United Nations. [<http://www.un.org/womenwatch/daw/beijing/platform/plat1.htm#statement>]
[12.09.2013]

United Nations (1995c) *Fourth World Conference on Women Platform for Action, article 181*.
United Nations. [<http://www.un.org/womenwatch/daw/beijing/platform/decision.htm>]
[12.09.2013]

United Nations (1995d) *Fourth World Conference on Women Platform for Action, article 14*.
United Nations. [<http://www.un.org/womenwatch/daw/beijing/platform/plat1.htm#statement>]
[12.09.2013]

United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization (2013). *UNESCO Institute for Statistics*. [<http://www.uis.unesco.org/Pages/default.aspx>] [05.10.2013]

Wängnerud, Lena (2009) Women in Parliaments: Descriptive and Substantive Representation. *Annual Review of Political Science*. 12, s. 51-69.

Willett, John B, Judith D. Singer og Nina C. Martin (1998) The design and analysis of longitudinal studies of development and psychopathology in context: Statistical models and methodological recommendations. *Development and Psychopathology*. 10, s. 395-426.

Wollstonecraft, Mary (1996) [1792] *A Vindication of the Rights of Woman*. 2. utg. Mineola, Dover Publications.

Woolf, Virginia (2000) [1928] *A Room of One's Own*. London, Penguin Books.

Appendiks

A1: Resultater

Tabell 12: Vekstkurvmodeller A8, A9 og A10 for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger

	Vekstkurvmodell A8	Vekstkurvmodell A9	Vekstkurvmodell A10
Gjennomsnittlig varierende utviklingstrend	1,583** (0,558)	1,718** (0,584)	2,039** (0,586)
Kurvelineær utviklingstrend	0,109* (0,044)	0,101* (0,045)	0,088* (0,045)
Antall mandater per valgkrets	0,841** (0,279)	0,777** (0,265)	1,009** (0,280)
Lovpålagt kjønnskvote	5,841** (1,470)	5,779** (1,473)	5,758** (1,463)
Frivillig kjønnskvote	3,313** (0,904)	3,274** (0,901)	3,610** (0,887)
Prosentandel kvinner i arbeid	0,245** (0,662)	0,218** (0,073)	0,168* (0,073)
Betinget effekt av kvinner som tar høyere utdanning	0,082* (0,041)	0,079* (0,040)	0,087* (0,041)
Katolsk dominans		-4,565 (2,740)	
Region: Norden			9,521** (2,838)
Region: Engelsktalende			9,616** (3,095)
Gjennomsnittlig varierende startpunkt	-9,341* (3,788)	-6,904 (4,244)	-12,604** (4,461)
BIC	994,384	997,582	991,214
N	170	170	170

Alle koeffisienter er estimert med «maximum likelihood» regresjon i STATA 12.1. Statistisk signifikante effekter uthevet: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$ (tosidige tester). Standardfeil i parentes.

BIC: bayesiansk informasjonskriterium.

I alle vekstkurvmodellene estimeres varierende startpunkter og utviklingstrender for prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger i landene i analysen.

Effekten av prosentandel kvinner som tar høyere utdanning på prosentandelen kvinner i nasjonalforsamlinger er betinget av proporsjonal valgordning.

I Vekstkurvmodell A10 er Kontinentaleuropeisk referansevariabel for region.

A2: Liste over variabler

id	Identifikasjonsvariabel for land
year	År
par	Prosentandel kvinner i nasjonalforsamling
trend	Lineær utviklingstrend
trend2	Kvadrert utviklingstrend (kurvelineær)

emaj	Majoritær valgordning (dikotom)
epr	Proporsjonal valgordning (dikotom)
distmag	Antall mandater per valgkrets
lkvote	Lovpålagt kjønnskvote (dikotom)
fkvote	Frivillig kjønnskvote (dikotom)
lab	Prosentandel kvinner i arbeid
edu	Prosentandel kvinner som tar høyere utdanning
reledu	Forhold mellom andel kvinner og menn som tar høyere utdanning
dkat	Katolsk dominans (dikotom)
cath	Prosentandel katolikker
norden	Region: Norden (dikotom)
english	Region: Engelsktalende (dikotom)
continent	Region: Kontinentaleuropeisk (dikotom)

A3: Kommandoer for vekstkurvmodeller i STATA 12.1.

xtset id year

*Vekstkurvmodell 1

```
xtmixed par trend || id:, mle
estat ic
estimates store modell1
```

*Vekstkurvmodell 2

```
xtmixed par trend trend2 || id:, mle
estimates store modell2
lrtest modell2 modell1
estat ic
```

*Vekstkurvmodell 3

```
xtmixed par trend trend2 || id: trend, mle covariance(unstructured)
estimates store modell3
lrtest modell3 modell1
estat ic
```

*Vekstkurvmodell 4

```
xtmixed par trend trend2 emaj lkvote fkvote || id: trend, mle covariance(unstructured)
estimates store modell4
lrtest modell4 modell3
estat ic
testparm emaj lkvote fkvote
```

*Vekstkurvmodell 5

```
xmixed par trend trend2 emaj distmag lkvote fkvote || id: trend, mle covariance(unstructured)
estimates store modell5
lrtest modell5 modell3
estat ic
testparm distmag lkvote fkvote
```

*Vekstkurvmodell 6

```
xmixed par trend trend2 emaj lkvote fkvote lab edu || id: trend, mle covariance(unstructured)
estimates store modell6
lrtest modell6 modell4, force
estat ic
testparm lab edu
```

*Vekstkurvmodell 7

```
xmixed par trend trend2 emaj lkvote fkvote lab reledu || id: trend, mle covariance(unstructured)
estimates store modell7
lrtest modell7 modell4, force
estat ic
testparm lab reledu
```

*Vekstkurvmodell 8

```
xmixed par trend trend2 emaj lkvote fkvote lab c.edu##i.epr || id: trend, mle covariance(unstructured)
estimates store modell8
lrtest modell8 modell4, force
lrtest modell8 modell6
estat ic
testparm c.edu##i.epr
```

*Vekstkurvmodell 9

```
xmixed par trend trend2 emaj lkvote fkvote lab c.edu##i.epr dkat || id: trend, mle covariance(unstructured)
estimates store modell9
lrtest modell9 modell8
estat ic
testparm dkat
```

*Vekstkurvmodell 10

```
xmixed par trend trend2 emaj lkvote fkvote lab c.edu##i.epr norden english || id: trend, //
mle covariance(unstructured)
estimates store modell10
lrtest modell10 modell8
estat ic
testparm norden english
```

*Vekstkurvmodell H8

```
xmixed par trend trend2 emaj lkvote fkvote lab c.edu##i.epr || id: trend, mle covariance(unstructured)//
residuals(independent, by(id))
estimates store modellh8
lrtest modellh8 modell8
estat ic
testparm c.edu##i.epr
```

*Vekstkurvmodell H9

```
xtmixed par trend trend2 emaj lkvote fkvote lab c.edu##i.epr dkat || id: trend, mle covariance(unstructured)//  
residuals(independent, by(id))  
estimates store modellh9  
lrtest modellh9 modell9  
estat ic  
testparm dkat
```

*Vekstkurvmodell H10

```
xtmixed par trend trend2 emaj lkvote fkvote lab c.edu##i.epr norden english || id: trend, //  
mle covariance(unstructured) residuals(independent, by(id))  
estimates store modellh10  
lrtest modellh10 modell10  
estat ic  
testparm norden English
```

*Vekstkurvmodell K9

```
xtmixed par trend trend2 emaj lkvote fkvote lab c.edu##i.epr dkat || id: trend, mle covariance(unstructured)//  
residuals(independent, by(id))  
estat ic
```

*Vekstkurvmodell I10

```
xtmixed par trend trend2 emaj lkvote fkvote c.lab##i.norden c.edu##i.epr continent || id: trend, //  
mle covariance(unstructured) residuals(independent, by(id))  
estimates store modelli10  
lrtest modelli10 modellh10  
estat ic  
testparm c.lab##i.norden
```

*Vekstkurvmodell A8

```
xtmixed par trend trend2 distmag lkvote fkvote lab c.edu##i.epr || id: trend, mle covariance(unstructured)  
estimates store modella8  
lrtest modella8 modell5, force  
estat ic  
testparm c.edu##i.epr
```

*Vekstkurvmodell A9

```
xtmixed par trend trend2 distmag lkvote fkvote lab c.edu##i.epr dkat || id: trend, mle covariance(unstructured)  
estimates store modella9  
lrtest modella9 modella8  
estat ic  
testparm dkat
```

*Vekstkurvmodell A10

```
xtmixed par trend trend2 distmag lkvote fkvote lab c.edu##i.epr norden english || id: trend, //  
mle covariance(unstructured)  
estimates store modella10  
lrtest modella10 modella  
estat ic  
testparm norden english
```