

Høyreradikale velgere i Vest-Europa, økonomisk og sosialt marginaliserte?

En kvantitativ analyse av seks land

Kaja Linde



Masteroppgave i statsvitenskap
Institutt for statsvitenskap

UNIVERSITETET I OSLO

Mai 2011

Antall ord: 39973

© Kaja Linde

2011

Høyreradikale velgere i Vest-Europa, økonomisk og sosialt marginaliserte? En kvantitativ analyse av seks land

Kaja Linde

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

Trykk: Reprosentralen, Universitetet i Oslo

Forord

Først og fremst vil jeg takke min veileder Oddbjørn Knutsen for god oppfølging gjennom hele prosessen. Du har vært til uvurderlig hjelp, med gode innspill og en god porsjon tålmodighet. Tusen takk for et godt samarbeid.

En takk er også på sin plass til Knut Andreas Christophersen, for bistand i prosessen med bearbeiding av data.

Jeg er også venner og medstudenter en stor takk skyldig, for oppmuntring og gledespredning i gjennomføringen av masteroppgaven.

Sist, men ikke minst, ønsker jeg å takke foreldrene mine for å ha vært mine største støttespillere i både medgang og motgang.

Innholdsfortegnelse

1	Innledning.....	1
1.1	“De som blir stående igjen på perrongen etter at toget har kjørt”	1
1.1.1	Hvordan nærme seg myten?	1
1.2	Definisjoner av sentrale begreper	2
1.2.1	Marginalisering	2
1.2.2	Den “høyre-radikale” partifamilien: Kjært barn har mange navn	4
1.3	Oppbygning av oppgaven.....	5
2	Teoretisk rammeverk.....	7
2.1	Innledning.....	7
2.1.1	Protest versus støtte.....	7
2.1.2	Verdibasert stemmegivning.....	8
2.1.3	Sosial struktur.....	9
2.2	Moderniseringstapere?.....	10
2.2.1	“Mannspartier”	12
2.2.2	Alder.....	13
2.2.3	Utdanning	15
2.2.4	Inntekt.....	16
2.2.5	“De nye arbeiderpartiene”	16
2.2.6	Sosial kapital	19
2.2.7	Sosial isolasjon.....	20
2.3	Oppsummering	22
3	Landkapitler	23
3.1	Innledning.....	23
3.2	Belgia: Vlaams Belang, “Vårt folk først”.....	23
3.2.1	“Cordon sanitaire”	24
3.2.2	Fra Vlaams Blok til Vlaams Belang: nytt navn samme innhold	25
3.2.3	Velgerne: En kopi av sosialistpartiets velgergruppe	25
3.3	Danmark: Dansk Folkeparti, “Ditt land, ditt valg”	26
3.3.1	Få potensielle moderniseringstapere i det danske elektoratet?	28
3.4	Frankrike: Front National, idealtypen på det “nye høyre”	29
3.4.1	“One man show”	30

3.4.2	Lepenistiske velgere	31
3.5	Norge: Fremskrittspartiet, Fra Saga Kino til Kongens bord?	32
3.5.1	“Høytlesning mot asylsøkere”	33
3.5.2	Fremskrittspartiet, for folk flest?	34
3.6	Sveits: Schweizerische Volkspartei, ”Mitt hus, vårt Sveits”	35
3.6.1	Velgerne: litt av alt, eller mye av lite?	37
3.7	Østerrike: Freiheitliche Partei Österreichs, ”Østerrike først”	38
3.7.1	Velgernes: Arbeidernes førstevalg?	39
3.8	Avslutning	40
4	Metodekapittel	41
4.1	Innledning	41
4.2	Valg av case	41
4.3	Datagrunnlaget	42
4.4	Validitet og reliabilitet	44
4.5	Operasjonaliseringer	46
4.5.1	Avhengig variabel: Høyreradikal stemmegivning	46
4.5.2	Uavhengige variabler	47
4.6	Valg av metode	62
4.6.1	Bivariat analyse	62
4.6.2	Multivariat analyse	64
5	Bivariat analyse	66
5.1	Innledning	66
5.2	Sosialstrukturelle variabler	66
5.3	Sosial isolasjon	77
5.4	Sosial tillit	81
6	Multivariat analyse	83
6.1	Innledning	83
6.2	Sekvensielle logistiske regresjonsanalyser for de seks landene	84
6.2.1	Trinnvis tolkning av modellene	85
6.3	Samspillsanalyser og øvrige tilleggsanalyser	93
6.4	Oppsummering av funnene	95
7	Diskusjon og konklusjon	100
7.1	Innledning	100

7.1.1	(U)stabil tilknytning til arbeidslivet	100
7.1.2	“Arbeiderpartiene”	101
7.1.3	Lav etterspørsel fra velgere med høyere utdanning	102
7.1.4	“For folk i alle aldre”	103
7.1.5	Sosialt (des)integreerte velgere	103
7.1.6	Mistroiske velgere	104
7.1.7	“It`s not the economy, stupid”	105
7.2	Konkluderende bemerkninger: For folk flest?.....	105
	Litteraturliste	108
	Figur 1. Kausalmodell	22
	Tabell 4.1 Utvalgsstørrelse i de seks landene	42
	Tabell 4.2 Gjennomsnittlig respsnrate for de fire første rundene	43
	Tabell 4.3 Oppslutning om høyre radikale partier i de seks landene	47
	Tabell 4.4 Deskriptiv statistikk for alder.....	48
	Tabell 4.5 Frekvensfordeling for utdanning.....	48
	Tabell 4.6 Frekvensfordeling for sosial klasse.....	50
	Tabell 4.7(a-b) Frekvensfordeling for arbeidsledighet	52
	Tabell 4.7a Varighet.....	52
	Tabell 4.7b Nylig.....	52
	Tabell 4.8(a-b) Deskriptiv statistikk for inntekt for de seks landene	53
	Tabell 4.8a Inntekt runde 1-3 (Inntekt gruppert i 12 kategorier)	53
	Tabell 4.8b Inntekt runde 4 (Inntekt gruppert i 10 kategorier)	53
	Tabell 4.9(a-c) Deskriptiv statistikk over sosial isolasjon	56
	Tabell 4.9a Hyppighet	56
	Tabell 4.9b Mengde.....	56
	Tabell 4.9c Nærhet	56
	Tabell 4.10 Frekvensfordeling over bosted.....	57
	Tabell 4.11 Faktorladninger, KMO og Bartletts signifikanstest for de tre indikatorene i de seks landene.....	59
	Tabell 4.12 Deskriptiv statistikk for sosial tillit.....	61
	Tabell 5.1(a) Korrelasjonsanalyse av sammenhengen mellom høyre radikale stemmegivning og alder i de seks landene.....	67
	Tabell 5.1(b) Krysstabell over sammenhengen mellom høyre radikale stemmegivning og alder i de seks landene.....	68
	Tabell 5.2 Krysstabell over sammenhengen mellom høyre radikale stemmegivning og utdanning.....	70
	Tabell 5.3 Krysstabell over sammenhengen mellom høyre radikale stemmegivning og sosial klasse	72

Tabell 5.4(a-b). Bivariat analyse av sammenhengen mellom høyreradikal stemmegivning og arbeidsledighet	75
Tabell 5.4(a). Varighet	75
Tabell 5.4(b). Nylig	75
Tabell 5.5 (a-b) Bivariat analyse av sammenhengen mellom høyreradikal stemmegivning og inntekt.....	76
Tabell 5.5 (a).	76
Tabell 5.5 (b).	76
Tabell 5.6(a-b). Bivariat analyse av sammenhengen mellom høyreradikal stemmegivning og sosial isolasjon.....	77
Tabell 5.6(a). Hyppighet	77
Tabell 5.6(b). Mengde	78
Tabell 5.7 Korrelasjonsanalyse av sammenhengen mellom høyreradikal stemmegivning og nærhet	78
Tabell 5.8 Krysstabell over sammenhengen mellom høyreradikal stemmegivning og bosted	79
Tabell 5.9 Korrelasjonsanalyse av sammenhengen mellom høyreradikal stemmegivning og sosial tillit	81
Tabell 6.1a Belgia (N=4839).....	85
Tabell 6.1b Danmark (N=4898)	85
Tabell 6.1c. Frankrike (N=4064).....	87
Tabell 6.1d. Norge (N=5295).....	88
Tabell 6.1e. Sveits (N= 3416)	89
Tabell 6.1f. Østerrike (N=3560).....	90

1 Innledning

1.1 “De som blir stående igjen på perrongen etter at toget har kjørt”

Høyre-radikale velgere stemples ofte som sosialt og økonomisk marginaliserte, så vel i akademia som på folkemunne. Få vedkjenner seg imidlertid å stemme høyre-radikalt, og høyre-radikale velgere er en myteomspunnet velgergruppe. Partiene selv hevder å appellere til “folk flest”. Allikevel fremstilles den stereotype høyre-radikale velger som økonomisk tilbakestående og sosialt desintegert. Høyre-radikale velgere er “*de som blir stående igjen på perrongen etter at toget har kjørt*”, uttrykker Tor Bjørklund (2008: 9) i en artikkel om høyre-radikale partitypologier. Sitatet er en treffende beskrivelse av hvordan høyre-radikale velgere i avanserte industrisamfunn portretteres. Høyre-radikale partier antas å fange opp sosiale grupper som er blitt overflødiggjort av raske sosiale og økonomiske endringsprosesser. En slik tilnærming betrakter høyre-radikale velgere som tapere av moderniseringsprosesser som deindustrialisering og globalisering. Forestillingen om at høyre-radikale partier henter sterkest støtte fra og er uttrykk for marginaliserte grupper i avanserte industrisamfunn er utbredt i litteraturen. Cas Mudde (2007: 204-205) ser på de haltende teoretiske og empiriske antagelsene som ligger implisitt i tesen om moderniseringstapene, og kritiserer tesen for å være både for generell og for vag. I et forsøk på å imøtekomme kritikken undersøkes det i denne oppgaven om fremstillingen av høyre-radikale velgere som sosialt og økonomisk marginaliserte medfører riktighet, eller om det er på tide å avlive noen av mytene som spinner om høyre-radikale velgere. Uttrykt mer presist, problemstillingen i denne oppgaven er i hvilken grad er høyre-radikale velgere økonomisk og sosialt marginaliserte.

1.1.1 Hvordan nærme seg myten?

Høyre-radikale velgeres sosialstrukturelle forankring har vært et tilbakevendende tema i litteraturen om høyre-radikale partier. Gjennomslagskraften og tilstedeværelsen av en rekke høyre-radikale partier i Vest Europa reiser spørsmålet om hvem disse partiene appellerer til. I litteraturen debatteres det om høyre-radikale partier henter støtte på tvers av sosiale klasser, eller rekrutterer velgere fra et bestemt sosialt segment. Tradisjonelt eksisterer det to forskningstradisjoner om høyre-radikale partier, henholdsvis etterspørselssiden som

hovedsakelig er basert på velgeratferd, og tilbudssiden som handler om den politiske mulighetsstrukturen og hva partiene og partiorganisasjonene selv har å tilby. Denne oppgaven fokuserer på etterspørselen etter høyre-radikal politikk, eller mer presist på hvem som etterspør høyre-radikal politikk.

Forskningen om temaet har nærmest eksplodert i løpet av de siste to tiår. Allikevel er det mange spørsmål som står ubesvart, særlig i et komparativt perspektiv. De fleste studier på feltet fokuserer på nasjonale trender og utleder teori fra landspesifikke studier snarere enn på bakgrunn av komparativ forskning (Minkenberg 2000: 170). Felles for begge forskningstradisjoner er at mye av den eksisterende kunnskapen i stor grad er basert på antagelser og lite systematisk forskning (Mudde 2007). En av de fremste forskerne på feltet, Cas Mudde (2007), etterlyser i sin prisbelønte bok ”Populist Radical right parties in Europe” at det som står i veien for å oppnå ytterligere progresjon på feltet skyldes manglende originalitet i form av tilnærming, case, data og metode. Nå er ikke formålet med denne masteroppgaven å revolusjonere forskningsfeltet, men snarere å gi ett bidrag til økt forståelse av høyre-radikale partiers sosialstrukturelle forankring i et komparativt perspektiv. Dette gjøres ved å gå mer empirisk til verks for å prøve antagelsen om at høyre-radikale velgere er sosialt og økonomisk marginaliserte. Det benyttes et omfattende datamateriale basert på de foreliggende rundene av European Social Survey. Antallet enheter (totalt 42528) er betydelig større enn hva normen har vært for komparativ forskning om høyre-radikale velgere. Ved bruk av surveydata ønskes det å belyse i hvilken grad høyre-radikale velgere er økonomisk og sosialt marginaliserte.

1.2 Definisjoner av sentrale begreper

1.2.1 Marginalisering

I litteraturen er antagelsen om at høyre-radikale partier får sterkest støtte fra og er uttrykk for marginaliserte grupper utbredt. Marginaliseringsbegrepet defineres ikke i litteraturen men brukes ofte i forlengelse av eller som synonymt med tesen om moderniseringstaperne. Denne tesen har fått bred støtte, og går kort fortalt ut på at fremveksten av høyre-radikale partier sees som en motreaksjon mot moderniseringsprosesser som globalisering og overgang fra industrisamfunn til avanserte industrisamfunn (Mudde 2007, Betz 1994; Rydgren 2007; Kriesi 1999,2008). Høyre-radikale partier hevdes å tiltrekke seg marginaliserte grupper som

betraktes som tapere av disse moderniseringsprosessene (Betz 1994; Kriesi 2008). Det redegjøres inngående for tesen om moderniseringstaperne i teorikapittelet, men marginaliseringstilnærmingen må sees i lys av denne tesen. Enkelte bidrag behandler marginalisering som synonymt med å være moderniseringstaper og den stereotype moderniseringstaperen antas å ha en ustabil tilknytning til arbeidsmarkedet, lav utdanning og lav sosial status (Betz 1994; Kriesi 1999:402). I mangel på marginaliseringsdefinisjoner innen den statsvitenskapelige tradisjonen, lånes det begrepsavklaringer fra andre fagdisipliner. Mangelen på teoretiske definisjoner på feltet fremhever viktigheten av å avklare hva som legges til grunn for forståelsen av marginalisering i denne studien.

Begrepet marginalisering kommer av det latinske ordet margo som betyr kant eller grense (Pedersen 1996: 76). Pedersen (1996: 76) beskriver marginalisering som en gråson mellom sosial interaksjon og samfunnsmessig utstøtning. Ekskluderingspraksiser er en form for marginalisering, og marginaliserte individer og grupper opplever systematisk å være på utsiden av fellesskapet. Høyre-radikale velgere antas å være marginaliserte i egenskap av å være sosial desintegreerte, stå utenfor utdanningssamfunnet, ha ustabil tilknytning til arbeidslivet, lav inntekt, lav sosial kapital og ved å tilhøre sosiale klasser som har lav sosial status. Familie, arbeidsmarked og utdanningsinstitusjoner er alle viktige arenaer for marginalisering, og står man i en svak posisjon på flere av disse ansees man å være marginalisert (Heggen 2001: 122). Basert på en slik forståelse av marginalisering, forutsettes det at det ikke er tilstrekkelig kun å være marginalisert på en arena for å være i en marginal posisjon.

Familie, venner og kollegaer utgjør sosiale nettverk som er viktige for å unngå å havne i en marginal posisjon. En slik forståelse bygger på en bourdieuansk tilnærming til marginalisering hvor økonomisk, kulturell og sosial kapital står i sentrum. Forskningen om sosial kapital bygger på ideen om at sosiale nettverk og tillit er viktig for både samfunnets og egen økonomisk og sosial utvikling. Individer eller grupper med høy sosial kapital har tilgang til ressurser som kan virke som en buffer mot marginalisering, og sosial kapital kan bidra til at folk opplever at de er del av et større fellesskap (Larring og Stjernø 2010). I teorikapittelet redegjøres det ytterligere for de overnevnte dimensjonene ved marginalisering, som legges til grunn i denne analysen.

1.2.2 Den “høyreradikale” partifamilien: Kjært barn har mange navn

Diskusjoner om konseptualisering og klassifisering av høyreradikale partier er et stadig tilbakevendende tema i litteraturen. Definisjoner av ytterliggående høyre er et terminologisk minefelt, og det er dermed hensiktsmessig å vie noe plass for begrepsavklaring. Det eksisterer et mangfold av definisjoner, både på innholdet, retorikken og mobiliseringspotensialet til de partiene som her omtales som en del av den høyreradikale partifamilien. En rekke typologier foreligger, hvor betegnelsene i stor grad avviker men hvor innholdet i realiteten ofte er tilnærmet likt. De ulike betegnelsene på partifamilien(e), høyreradikale partier, anti-innvandringsparti, høyrepopulistiske partier for å nevne noen, brukes også i stor grad omvekslende. Formålet her er hverken å konseptualisere eller klassifisere partiene, det er utenfor rekkevidde av oppgaven. Men snarere å illustrere hva som legges til grunn for at de partiene som inkluderes i analysen kan sies å være i samme båt.

Uenigheten i typologiseringen har først og fremst bestått i om de skandinaviske høyreradikale partiene skiller seg vesentlig ut fra de kontinentale høyreradikale partiene og derav ikke kan sies å tilhøre samme partifamilie (Evans 2005: 77). Evans (2005: 82) peker på at vegringen mot å inkludere de skandinaviske partiene i den kontinentale partifamilien er forankret i vektleggingen av innvandringssspørsmål. Historisk har innvandringssspørsmål kommet i andre rekke for de høyreradikale partiene i Skandinavia. Dette må imidlertid sees i lys av at innvandring ikke ble politisert i Skandinavia før på slutten av 1980-tallet, når omfanget av innvandring økte betraktelig (Bjørklund og Goul Andersen 1999: 6). Med bakgrunn i at en restriktiv innvandringspolitikk nå har erstattet skatteprotest som de skandinaviske høyreradikale partiers kampsak, er det rimelig grunn til å inkludere disse partiene i den kontinentale partifamilien (Kitschelt og McGann 1995).

Mens noen ekskluderer de skandinaviske høyreradikale partiene fra den kontinentale partifamilien i belysning av at de ikke er av like ekstrem karakter (Mudde 2007: 32), betrakter andre de skandinaviske partiene som de første i den seneste bølgen av høyreradikale partier (Betz 1994). I litteraturen skisseres tre bølger av høyreradikal mobilisering i etterkrigstiden, henholdsvis nyfascisme, skatteprotest og innvandringsmotstand (Von Beyme 1988). Den tredje bølgen av høyreradikale partier vokste fram på slutten av 1980-tallet og betegnes som det “nye høyre” (Goul Anderson og Bjørklund 2008: 5). Sett fra et marginaliseringsperspektiv tolkes fremveksten av “nye høyre” som en motreaksjon mot store sosioøkonomiske og sosialstrukturelle omveltninger som overgangen fra industrisamfunn til avanserte

industrisamfunn og globalisering (Betz 1994; Kriesi 1999: 402; Kitschelt og McGann 1997: 1). De “nye” høyre-radikale partiene skiller seg ideologisk fra sine forgjengere ved at de har forlatt nyfascisme og skatteprotest til fordel for innvandringsmotstand. I litteraturen har fire grunnleggende ideologiske trekk som kjennetegner den “nye” høyre-radikale partifamilien blitt identifisert. Disse er nasjonalisme, innvandringsmotstand, velferdssjåvinisme og lov og orden (Mudde 2007: 20). Samtlige av landene som inkluderes i analysen, henholdsvis Belgia, Danmark, Frankrike, Norge, Sveits og Østerrike, kan sies å huse høyre-radikale partier hvis ideologi er tuftet på de fire overnevnte prinsipper. Det redegjøres for utvelgelsen av land i kapittel 4.

1.3 Oppbygning av oppgaven

Innledningen etterfølges av et teorigapittel hvor det kort greies kort ut om sentrale forskningstilnæringer til høyre-radikale velgere, før relevant litteratur for min tilnærming gjennomgås. På bakgrunn av relevant teori og tidligere forskning utledes det hypoteser om de forventede sammenhengene mellom ulike dimensjoner ved marginalisering og høyre-radikal stemmegivning. Teorigapittelet avsluttes med en kausalmodell som skisserer de forventede årsakssammenhengene. Dernest gjøres det rede for de høyre-radikale partiene som er inkludert i analysen i kapittel 3, hvor partienes historiske fremvekst, programmatisk endringer, oppslutning og landsspesifikke funn om velgerne står sentralt. I kapittel 4 gjøres det rede for metodiske valg, hvor operasjonalisering av variabler, deskriptiv statistikk og begrunnelse for videre analyseteknikker er vektlagt. Metodekapittelet etterfølges av to analysekapitler, henholdsvis et bivariat analysekapittel og et multivariat analysekapittel, hvor sammenhengene mellom variablenes estimeres og tolkes. Avslutningsvis i det multivariate analysekapittelet oppsummeres funnene fra både de bivariate og de multivariate analysene. I kapittel 7 diskuteres disse funnene i lys av teori og tidligere forskning, før det konkluderes med i hvilken grad høyre-radikale velgere kan sies å være sosialt og økonomisk marginaliserte.

2 Teoretisk rammeverk

2.1 Innledning

Denne masteroppgaven omhandler høyre-radikale partiers sosiale forankring, eller mer presist i hvilken grad det å stemme på høyre-radikale partier er ett uttrykk for marginaliserte grupper. Teorikapittelet innledes med en kortfattet gjennomgang av forskningstradisjonen om høyre-radikale partiers velgere. Deretter gjøres det rede for teori og tidligere forskning om den antatte høyre-radikale velgerens sosiale struktur, før teorier om sosial tillit og sosial isolasjon gjennomgås. På bakgrunn av tidligere funn og antagelser utledes det hypoteser som kan belyse hvorvidt høyre-radikale velgere i Vest Europa er økonomisk og sosialt marginaliserte. Teorikapittelet avsluttes med en oppsummering over tidligere funn og en kausalmodell over de forventede årsakssammenhengene.

2.1.1 Protest versus støtte

Et stadig tilbakevendende tema på forskningsfeltet er om det å stemme høyre-radikalt er uttrykk for støtte til det respektive partiet eller protest mot de øvrige etablerte partiene. Mudde (2007: 226) skiller mellom de som betrakter høyre-radikal stemmegivning som et uttrykk for innvandringsfrykt, og derav støtte til partiet, og de som ser på det som et utslag av politisk misnøye og dermed som en protest mot det etablerte politiske systemet. Flere studier har avdekket at velgere med lav politisk tillit og lav tilfredshet med hvordan demokratiet fungerer er mer tilbøyelige til å stemme på høyre-radikale partier enn de med henholdsvis høy tillit og tilfredshet (Lubbers m.fl 2000: 69). Hvis det å stemme høyre-radikalt er et uttrykk for protest skulle en imidlertid anta at høyre-radikale partier har færre lojale velgere enn øvrige partier med utgangspunkt i at protestvelgere tenderer til å gå tilbake til det partiet de stemte forut for proteststemmegivningen etter ett eller to valg (Rydgren 2007: 251). Det finnes imidlertid ikke empirisk belegg for at høyre-radikale partiers velgere er gjennomgående mer volatile enn andre partiers velgermasse. Snarere tvert i mot. I enkelte tilfeller har en rekke høyre-radikale partier som Dansk Folkeparti, Front National, Vlaams Belang og Det Østerrikske Frihetspartiet hatt ekstremt høy velgerlojalitet, noe som kan tyde på det motsatte (Mudde 2007:229). Jens Rydgren (2007: 251) hevder det er grunn til å tro, med bakgrunn i protestvelgeres stemmegivningsmønster, at politisk protest har mer betydning i høyre-radikale

partiers gjennombruddsfase snarere enn i tilstedeværelsesfasen. Hvis det er betydelig stabilitet i høyradikale partiers velgergruppe er det nærliggende å forvente at høyreradikal stemmegivning er forankret i sosial struktur.

2.1.2 Verdibasert stemmegivning

Sosial klasse var den klassiske strukturelle skillelinjen i industrielle samfunn og konflikten mellom sosiale klasser utspant seg primært på arbeidsmarkedet og varemarkedet (Knutsen 2006: xi). Særlig sentralt sto konflikten på arbeidsmarkedet, som var en økonomisk interessekonflikt mellom arbeidsgivere og arbeidstakere (Knutsen 2009: 140).

Deindustrialiseringen har resultert i en omforming av arbeidsmarkedene som igjen har medført en dramatisk endring i klassestrukturen (Knutsen 2009: 157). En rekke studier hevder deindustrialiseringen har ført til en nedgang i klassestemmegivning, som følge av grunnleggende strukturelle endringer og økt sosial mobilitet. Verdibaserte konfliktdimensjoner antas langt på vei å ha erstattet sosiale skillelinjer som den viktigste determinanten for stemmegivning. Særlig sentralt står Ingleharts (1977) teori om materielle/postmaterielle verdier. Ingleharts (1977) arbeid har vært banebrytende for holdnings- og verdibaserte forklaringsmodeller, og den grunnleggende antagelsen er at det har vært en markant endring i verdier fra førindustrielle og industrielle samfunn til avanserte industrisamfunn. I litteraturen omtales overgangen fra materielle til postmaterielle verdier som den *stille revolusjon*. Førindustrielle og industrielle sosiale skillelinjer som klasse, religion og økonomi, betegnet som “gammel politikk”, har langt på vei blitt avløst av verdibaserte konfliktlinjer som miljø, globalisering og innvandring. Sistnevnte har fått betegnelsen “ny politikk” og har sitt opphav i postindustrielle samfunn (Knutsen og Kumlin 2005: 125). “Ny politikk” markerer en overgang fra strukturforankrede til verdiforankrede konfliktlinjer.

En alternativ tilnærming til verdiendringer i avanserte industrisamfunn er Flanagans teori om den autoritære-frihetlige verdidimensjonen. Skillet mellom autoritære og frihetlige verdier står sentralt i forklaringen av støtte til høyreradikale partier, hvis oppslutning er stor blant grupper som støtter opp om autoritære verdier (Kitschelt og McGann 1995). Mens selvbestemmelse, likhet, frihet og uavhengighet er typiske frihetlige verdier er hengivenhet til autoriteter, sosial konformitet, respekt for lov og orden og intoleranse for minoriteter sentrale autoritære verdier (Flanagan og Lee 2003: 238; Knutsen og Kumlin 2005: 126).

Innvandringsdimensjonen, som ofte betegnes som restriktiv – liberal, betraktes som en sentral del av “ny politikk”, og dimensjonen har vist seg å være sentral i forklaringen av støtte til høyre-radikale partier (Ivarsflaaten 2005). Holdningsbasert stemmegivning og klassestemmegivning er ikke nødvendigvis gjensidig utelukkende forklaringer. Sosialstrukturelle forhold er i stor grad med på å påvirke og utforme velgernes ideologiske orienteringer.

I senere tid har synet på nedgangen i klassestemmegivning blitt utfordret. Det synes å være en utbredt oppfatning at den tradisjonelle klassestemmegivningen, høyre-venstre stemmegivning, er nedadgående, men den totale klassestemmegivningen later til å være mer motstandsdyktig (Knutsen 2009: 157). Arbeideres reduserte tilbøyelighet til å slutte opp om venstreorienterte partier regnes som hovedforklaringen på nedgangen i klassestemmegivning (Knutsen 2009: 153). Høyre-radikale partier har imidlertid langt på vei bidratt til å omkalfatre det *industrielle* mønsteret mellom parti og sosial klasse ved å tiltrekke seg en stor andel arbeiderklassevelgere på bekostning av venstreorienterte partier (Bjørklund 2003: 134). Det synes med andre ord ikke bare å ha vært en nedgang i, men vel så mye en endring i klassestemmegivningen.

2.1.3 Sosial struktur

En underliggende antagelse i tidligere empiriske studier av høyre-radikale partiers velgergrunnlag har vært at høyre-radikale velgere er en homogen velgergruppe. For å sitere Mudde (2007: 225) er “the hunt is on for the populist radical right voter”. Mudde (2007: 225) argumenterer imidlertid for at *han* ikke eksisterer, og hevder at høyrepopulistiske partier, i likhet med andre partifamilier, har en heterogen sammensatt velgermasse. Van Der Brug og Fennema (2003: 59) tilhører de som mener at sosial struktur ikke lenger er av stor betydning for partivalg og hevder det er høyst tvilsomt at høyre-radikale partier rekrutterer velgere fra et bestemt sosialt segment. Allikevel har en rekke prominente studier avdekket at visse sosiale kjennetegn er særlig fremtredende i analyser av høyre-radikale partiers velgermasser (Kitschelt og McGann 1995; Arzheimer og Carter 2006; Evans 2005; Lubbers m.fl 2002). Med bakgrunn i disse studiene er det grunn til å tro at sosial struktur er av avgjørende betydning for høyre-radikal stemmegivning. Pippa Norris (2005: 138) konkluderer med i sin studie av høyre-radikale partiers sosiale forankring at sosial struktur fortsetter å differensiere høyre-radikale velgere. Med bakgrunn i tidligere studier har man identifisert den stereotype

høyrradikale velger som en ung, mannlig, lavutdannet, lavtlønnet arbeider (Mudde 2007: 225; Evans 2005; Arzheimer og Carter 2006; Lubbers m.fl 2002).

2.2 Moderniseringstapere?

Allerede i 1960 hevdet Lipset (1960: 109-113), i sin innflytelsesrike bok "Political man: The social bases of politics", at høyrradikale bevegelser appellerer til de psykologiske hjemløse, de sosialt isolerte og de økonomiske usikre. Lipset (1960: 140) hevdet at særlig de som manglet utdanning, var sosialt isolerte og økonomisk usikre var disponerte for å stemme på fascistiske partier. Lipsets berømte verk er skrevet i en annen kontekst hvor ytterliggående høyrefløy besto av fascistiske partier, og deres støttespillere tilhørte middelklassen. Som illustrert innledningsvis skiller dagens høyrradikale partier seg vesentlig fra sine forløpere. Det er imidlertid noe i Lipsets forståelse av høyrradikale partiers evne til å fange opp velgere som føler seg truet av samtidens moderniseringsprosesser som fremdeles er høyst relevant i litteraturen om høyrradikale partier. Mange mener at dagens høyrradikale partier appellerer til og henter støtte fra grupper som taper på nåtidens moderniseringsprosesser (Swank og Betz 2003: 216; Kriesi 1999, 2008). Fremveksten av høyrradikale partier sees ofte i lys av moderniseringsprosesser som globalisering og overgangen fra industrisamfunn til postindustrielle samfunn (Swank og Betz 2003: 216; Simonsen og Kjølsvedt 2009: 20; Mudde 2007: 184). Globaliseringsprosessen kjennetegnes av økende internasjonal samhandling både økonomisk og sosialt. Særlig er det de transnasjonale strømmingene av kapital og mennesker som antas å ha bidratt til den høyrradikale partifamiliens suksess (Swank og Betz 2003: 216, 238). Høyrradikale partier har eksplisitt uttrykt motstand mot globaliseringsprosessen, og særlig er det det kulturelle aspektet ved globalisering høyrradikale partier avviser (Mudde 2007: 190). I likhet med globaliseringen har deindustrialiseringen i Vest Europa medført store sosiale omveltninger, og enkelte grupper har blitt utpekt som tapere av denne moderniseringsprosessen.

Moderniseringstapere blir i litteraturen ofte identifisert som arbeidsledige eller de som umiddelbart trues av ledighet eller annen type sosial nedgang (Minkenbergt 2000: 182; Simonsen og Kjølsvedt 2009: 20). En fellesnevner for de som blir omtalt som moderniseringstapere er at de opplever en form for usikkerhet, enten personlig, økonomisk, finansielt eller kulturelt (Mudde 2007: 223). Særlig har de økonomiske endringene ved deindustrialiseringsprosessen, der mange bedrifter etablerer virksomheten i nyindustrialiserte

land i den tredje verden med lave produksjonskostnader og billig utenlandsk arbeidskraft, bidratt til at visse samfunnsgrupper i større grad trues av økonomisk eller sosial nedgang (Kriesi 1999: 402). Det postindustrielle samfunn kjennetegnes av at industrielle arbeidsplasser langt på vei har blitt erstattet av teknologi, en utvikling som har redusert behovet for arbeidskraft i en rekke næringer, som har resultert i at visse yrkesklasser er blitt mer sårbare enn andre fordi de ofte mangler ferdighetene som etterspørres på arbeidsmarkedet (Betz 1994: 32). Det postmoderne samfunn kjennetegnes også av økt mobilitet som har resultert i et økt behov for og større tilgang til billig arbeidskraft. Denne utviklingen har ført til at man snakker om fremveksten av en “ny underklasse” og de fleste postindustrielle samfunn har fått betegnelsen “to-tredjedels-samfunn” (Betz 1994: 32).

Et “to-tredjedels-samfunn” innebærer at to tredjedeler av befolkningen inkluderes i arbeids- og samfunnslivet, mens den resterende tredjedelen faller utenfor og marginaliseres. I følge Betz (1994: 32) er arbeidsledige, unge mennesker uten formell utdanning, eldre mennesker som lever på minstepensjon, aleneforeldre og innvandrere blant de marginaliserte gruppene som i hovedsak utgjør den nye underklassen. Visse samfunnsgrupper har blitt rammet hardere enn andre, og Kriesi (1999: 402) hevder at moderniseringsprosessen har produsert en ny skillelinje mellom vinnerne og taperne av moderniseringsprosessen. Implisitt i tesen om moderniseringstaperne ligger antagelsen om at det er de i lignende sosiale posisjoner som marginaliserte innvandrere, grupper med lav sosioøkonomisk status, som ser på innvandrere som en økonomisk trussel og dermed er mer tilbøyelige til å stemme på høyre-radikale partier som tar til orde for en politikk til fordel for innfødte framfor innvandrere (Kriesi 1999: 402; Lubbers m fl.) 2002).

Tesen om moderniseringstaperne er avledet av forskning om sosiale bevegelser og kollektiv protestatferd. Selv om protestmotivet er utbredt i enkelte land hvor høyre-radikale partier har gjort det godt, kan ikke oppslutningen om høyre-radikale partier kun reduseres til et uttrykk for protest (Minkenberg 2000: 182). En slik forståelse vil i følge Minkenberg (2002: 182) ikke yte høyre-radikale partier rettferdighet, og kompleksiteten i partiens mobiliseringspotensiale overses. Han kritiserer tesen om moderniseringstaperne for utelukkende å betrakte høyre-radikale partiers velgere som tapere i en objektiv betydning, i form av arbeid, inntekt og utdanning. Han argumenterer for at man i større grad bør betrakte høyre-radikale velgere som moderniseringstapere i en subjektiv forstand. Oppmerksomheten bør i følge Minkenberg (2000: 182-183) heller rettes mot differensiering i livssjanser og moderniseringstapernes

minkende sosiale og kulturelle kapital. Minkenberg (2000: 187) avviser forståelsen av høyre-radikale velgere som den laveste tredjedelen i et såkalt “to-tredjedels-samfunn”, og mener at høyre-radikale velgere isteden bør betraktes som “the second-to-last fifth of postmodern society”, et sosialt stratum som er nokså sikkert men som objektivt sett fortsatt har noe å tape.

Jens Rydgren (2007: 248) ser også på differensiering i livssjanser som et mulig motiv for høyre-radikal stemmegivning. Han legger relativ deprivasjonsteori til grunn for sin forståelse av tesen om moderniseringstaperne. Rydgren (2007: 248) hevder at tesen om moderniseringstaperne i bunn og grunn er en kombinasjon av tesen om sosialt sammenbrudd og relativ deprivasjonsteori. Relativ deprivasjonsteori fokuserer på følelsen av frustrasjon og skuffelse som oppstår når en opplever at en er deprivert i forhold til andre referansegrupper. Gruppedifferensiering antas å være av stor betydning for høyre-radikale partier. Skillet mellom inn- og utgrupper står sentralt i litteraturen hvor innvandrere utgjør utgruppen (Mudde 2007: 63). Relativ deprivasjon operasjonaliseres ofte i økonomiske termer som en opplevelse av eller frykt for økonomisk nedgang sammenlignet med andre. Rydgren (2007: 248) peker imidlertid på at frykt for annen sosial nedgang, som tap av sosial status, er vel så viktig hvis ikke viktigere i forklaringen av støtte til høyre-radikale partier. Med bakgrunn i det som er presentert ovenfor formuleres følgende hypotese;

H1: Velgere med ustabil tilknytning til arbeidslivet er mer tilbøyelige til å stemme høyre-radikalt

2.2.1 “Mannspartier”

I litteraturen om høyre-radikale partiers velgergrupper er det gjentatte ganger dokumentert at menn er mer tilbøyelige til å stemme på høyre-radikale partier enn kvinner (Arzheimer og Carter 2006: 421). Foreliggende data indikerer at menn utgjør omlag to tredjedeler av høyre-radikale partiers velgergruppe, og partifamilien har i litteraturen fått betegnelsen “mannspartier” (Mudde 2007: 113). Kjønnsforskjeller i stemmegivning er imidlertid ikke forbeholdt høyre-radikale partier. Siden 1970- tallet har det vært en tendens til at kvinner har vært mer venstreorienterte i partivalg, mens menn motsatt har vært mer høyreorienterte i partipreferanser (Norris 2005: 144). Kvinners politiske venstrevridning begrunnes ofte med morsinstinkt og gjør kvinner mer omsorgsfulle og at de i større grad sympatiserer med marginaliserte grupper (Mudde 2007: 113; Givens 2000). Slike forklaringer har imidlertid

systematisk blitt avvist på bakgrunn av surveydata (Mudde 2007: 113; Givens 2000). En annen antagelse som inntil nylig har vært utbredt i litteraturen, er at det er holdningsforskjeller til innvandrere som er avgjørende for kvinners underrepresentasjon i høyre-radikale partiers velgermasse. Heller ikke denne tesen får støtte i møte med empiri (Mudde 2007: 114; Givens 2000).

Givens (2004) undersøker i en studie av kjønnsforskjeller i støtten til høyre-radikale partier om plassering i yrkeslivet er utslagsgivende for menns overvekt blant høyre-radikale velgere. Givens (2004: 37) antar at kvinner i større grad er ansatt i sektorer som er mindre utsatt for konkurranse, og at kvinner dermed føler seg mindre truet av globalisering og innvandring enn menn. På grunnlag av foreliggende data konkluderer imidlertid Givens (2004: 50) med at det ikke kan gis støtte til antagelsen om at det er yrkesforskjeller som er avgjørende for forskjellene i menn og kvinners høyre-radikale stemmegivning. Kvinners konservative valgferd og motvillighet til å stemme på nye partier på bekostning av de etablerte partiene er en forklaring som har fått bred støtte i litteraturen (Mudde 2007: 116; Norris 2005: 144; Givens 2000). Mudde (2007: 116) underbygger denne tesen med at kvinner i begynnelsen også var underrepresenterte blant de "feminine" grønne partienes velgergruppe. Fremveksten av de grønne partiene var imidlertid sammenfallende med en overgang fra et tradisjonelt til et moderne kjønns-gap. På begynnelsen av 1970-tallet forlot kvinner til dels sine konservative politiske orienteringer til fordel for mer radikale orienteringer (Knutsen 2004: 198). Kvinners radikale dreining omtales som det moderne kjønns-gapet. "Ny politikk" partier som grønne partier antas å artikulere kvinnelige interesser, mens høyre-radikale partier motsatt forventes å artikulere mannlige interesser. Det innebærer implisitt at fremstillingen av kvinner som konservative stemmegivere ikke kan forklare underrepresentasjonen blant høyre-radikale velgere. Menn forventes med andre ord å være overrepresenterte blant høyre-radikale partiers velgere og kjønn antas å ha en selvstendig effekt på høyre-radikal stemmegivning. Kjønn inkluderes imidlertid kun som en kontrollvariabel i egenskap av effekten kjønn antas å ha på de andre forklaringsvariablene, da kjønn i seg selv ikke kan sies å måle marginalisering. Det formuleres følgelig ikke noen hypotese om den selvstendige effekten av kjønn.

2.2.2 Alder

Som nevnt ovenfor antas den stereotype høyre-radikale velger å være ung, og høyre-radikale partier har tradisjonelt gjort det svært godt blant førstegangsvelgere. I senere tid har

høyrradikale partier også fått innpass hos den eldre garde, noe som kan tenkes forklart av partifamiliens økende sakseierskap til eldreomsorg. Høyrradikale partier har posisjonert seg som velferdssjåvinister, og har tatt til orde for en selektiv velferdsstat. Det er stor variasjon innenfor den høyrradikale partifamilien om hvordan en slik velferdsstat skal se ut men det er bred enighet om at velferdsgodene skal være forbeholdt *ens egne* (Mudde 2007: 131).

Høyrradikale partiers velferdssjåvinistiske standpunkt appellerer særlig til eldste velgergruppene. Dette kan tenkes forklart av at eldre ofte har en mer restriktiv holdning til innvandrere og gjerne opplever innvandreres krav på velferdsgoder som urettmessige. Dersom det medfører riktighet at partiene profiterer på eldreomsorg og velferdssjåvinisme kan man vente at partiene stadig vil få påfyll av nye velgere, og også en oppsving i oppslutning når eldrebølgen for alvor inntreffer. Hvis dagens eldre generasjon derimot er overrepresentert i høyrradikale partiers velgergrupper som et resultat av en nostalgisk appell til fortiden vil partiet på lengre sikt trolig miste store deler av sitt velgergrunnlag (Norris 2005: 146 ff). Fremtidige eldre generasjoner vil formodentlig ha et noe annet forhold til sine nye landsmenn. Hvis partiene derimot hovedsakelig tiltrekker seg yngre velgere, og lykkes med å opprettholde en profil som et attraktivt valg blant førstegangselgere i fremtiden, vil høyrradikale partiers vekst fortsette forutsatt at de klarer å beholde grepet om førstegangselgere fra foregående valg (Norris 2005: 147).

En rekke studier har vist at høyrradikale partier gjør det godt *både* blant de yngste og de eldste velgerne, og en U- formet sammenheng mellom høyrradikal stemmegivning og alder har blitt observert (Arzheimer og Carter 2006: 421). Sammenhengen predikerer at sannsynligheten for å stemme høyrradikalt er størst i blant de yngste og de eldste velgergruppene, og tilsvarende lav hvis man befinner seg mellom disse. Velferdssjåvinisme har blitt fremmet som en mulig forklaring til denne sammenhengen. Disse to aldersgruppene er ofte mer avhengige av velferdsordninger sammenlignet med andre aldersgrupper, og antas dermed å være mer tilbøyelige til å betrakte innvandrere som konkurrenter (Arzheimer og Carter 2006: 421). En annen forklaring som har blitt diskutert i litteraturen er at disse aldersgruppene ofte har færre sosiale bånd, og at den svake sosiale integrasjonen sannsynliggjør at de er mer marginaliserte og derav mer tilbøyelige til å stemme høyrradikalt (Arzheimer og Carter 2006: 421). Med bakgrunn i det som er presentert ovenfor formuleres følgende hypotese;

H2: De yngste og de eldste velgergruppene er mer tilbøyelige til å stemme høyre-radikalt i mangel på utbredte sosiale bånd

Gitt at den stereotype høyre-radikale velger fremstilles som en ung mann, inkluderes det en samspillsvariabel mellom alder og kjønn i den multivariate analysen, for å undersøke om effekten av alder på høyre-radikal stemmegivning er forskjellig for menn og kvinner.

2.2.3 Utdanning

Sammenhengen mellom høyre-radikal stemmegivning og utdanningsnivå har vist seg å være robust i en rekke land. Grupper med lav eller moderat utdanning har vært mer disponerte for å stemme høyre-radikalt enn grupper med høy utdanning (Arzheimer og Carter 2006: 421; Norris 2005: 141). Effekten av utdanning på politiske holdninger er vel dokumentert i studier av holdningsdannelse. Antagelsen er at man gjennom utdanning eksponeres for liberale holdninger som likhet, åpenhet og toleranse. Jo høyere utdanning, jo mer tilbøyelig er man til å omfavne liberale verdier, og sannsynligheten for å stemme høyre-radikalt reduseres med høyere utdanning (Kitschelt og McGann 1995: 7; Kriesi 1999: 401). Motsatt antas lavt utdannede grupper å være mer tilbøyelige til å omfavne autoritære verdier og dermed å være mer disponerte for å stemme høyre-radikalt (Kitschelt og McGann 1995: 7). Høyre-radikale velgere forventes med andre ord å være svært ytterliggående langs den autoritære - frihetlige verdikonfliktdimensjonen.

En annen forklaring som har blitt fremmet i litteraturen er at grupper med lav eller ingen formell utdanning ofte vil være overrepresentert blant ufaglærte arbeidere. Denne yrkesklassen er særlig utsatt for markedskrefter, og disse gruppene vil dermed være mer disponerte for å stemme høyre-radikalt (Arzheimer og Carter 2006: 421; Kriesi 1999: 401). Dette begrunnes med at høyre-radikale partier forsvare arbeideres økonomiske interesser gjennom å begrense innvandreres tilgang til og rettigheter på arbeidsmarkedet (Arzheimer og Carter 2006: 421). I forlengelse av tesen om moderniseringstaperne har oppmerksomheten også blitt rettet mot grupper med moderat utdanning. Moderat utdanning er typisk for grupper med en praktisk og yrkesrettet utdanning som ofte er ansatt i sektorer hvor innvandrerbefolkningen blir betraktet som en stor trussel (Evans 2005: 81). Disse tilhører i all hovedsak også arbeiderklassen, men er faglærte arbeidere. Primært er det i de laveste utdanningsstrata tilhengerne av tesen om moderniseringstaperne hevder høyre-radikale partier

har utvidet støtte (Evans 2005: 81). Med bakgrunn i det som er presentert ovenfor formuleres følgende hypotese;

H3: Velgere med lav eller ingen formell utdanning er mer tilbøyelige til å stemme høyrradikalt i egenskap av å være mer henfalte til å omfavne autoritære verdier

Gitt at den stereotype høyrradikale velger forventes å være en lavt utdannet mann, inkluderes et samspillsledd mellom utdanning og kjønn i den multivariate analysen for å se om effekten av utdanning på høyrradikal stemmegivning er sterkere for menn enn kvinner.

2.2.4 Inntekt

Gitt sammenhengen mellom utdanning og høyrradikal stemmegivning er det nærliggende å anta at det også vil være en sammenheng mellom inntekt og stemmegivning. Det er imidlertid ikke gitt at grupper med lavt utdanningsnivå nødvendigvis har lav inntekt, og motsatt kan man ha lav inntekt selv om man har høy utdanning. Dermed vil det være interessant å undersøke om inntekt isolert sett har forklaringskraft. Tidligere studier har avdekket at grupper med lav materiell velstand og økonomisk usikkerhet støtter høyrradikale partier disproporsjonalt (Swank og Betz 2003: 218). Norris' (2005: 141) studie av høyrradikale partiers sosiale basis viser at om de som har lav inntekt, målt i husholdningens inntekt, har større anlegg for å stemme høyrradikalt enn de som har høy inntekt. Norris (2005:142) finner imidlertid at lav husholdningsinntekt kun har en marginal effekt på høyrradikal stemmegivning. Forskjeller i operasjonalisering av inntekt vil naturligvis gi ulike utslag, og det vil redegjøres inngående for hvordan inntekt operasjonaliseres i metodekapittelet. Med bakgrunn i det som er presentert ovenfor formuleres følgende hypotese;

H4: Lavinntektsvelgere er mer tilbøyelige til å stemme høyrradikalt i egenskap av å være økonomisk marginaliserte

2.2.5 “De nye arbeiderpartiene”

Som nevnt innledningsvis har betydningen av sosial bakgrunn for partivalg blitt svekket, og klassestemmegivning har langt på vei blitt erstattet av stemmegivning basert på holdninger og verdier. De som tidligere ble betraktet som de sosialdemokratiske arbeiderpartienes trofaste følgesvenner utgjør nå en overvekt i høyrradikale partiers velgermasse. I løpet av 1990 –

tallet skjedde det en endring i den yrkesmessige klassesammensetningen av høyre-radikale partiers velgermasse. Fra å være primært bestående av selvstendig næringsdrivende og små bedriftseiere har høyre-radikale partier utvidet sitt velgerrepertoar til også å omfavne arbeidere som tradisjonelt har soknet til sosialdemokratiske partier på venstresiden. Tidligere ble det nærmest antatt å ligge en automatikk i arbeideres partivalg og arbeiderenes forskyvning til partier på ytterste høyrefløy har vekket stor oppsikt i litteraturen hvor de høyre-radikale partiene betegnes som “de nye arbeiderpartiene”. Arbeideres tiltrekning til høyre-radikale partier har blitt tolket som frykt for marginalisering (Goul Andersen og Bjørklund 2008: 16). Overgangen fra et industrielt til et postindustrielt samfunn har generert både tapere og vinnere på arbeidsmarkedet, og arbeidere har ofte endt opp som taperne (Kriesi 1999: 402). En økende andel arbeidere opplever å være marginaliserte som en følge av at deindustrialiseringen har undergravet ufaglærte arbeidsplasser.

Med utgangspunkt i en analyse av høyre-radikale partier og arbeidere hevder Ivarsflaten (2005: 465) at den sosialstrukturelle forankringen til høyre-radikale partier er påfallende lik i en rekke vest europeiske land. Mudde (2007: 225) peker også på at proletariseringen av høyre-radikale partiers elektorat har bidratt til en konvergerende utvikling i høyre-radikale partiers velgermasse. Mye har blitt skrevet om denne proletariseringstendensen (Betz 1994), men lite systematisk komparativ forskning på nøyaktige hvilke sosiale klasser som er overrepresenterte har blitt gjort. Dette skyldes at utvalget som regel er lite i standardsurveyer, og at antallet analyseenheter ofte ikke er tilstrekkelig innenfor de ulike sosiale klassene (Norris 2005: 136). Dette vil imidlertid bli gjort i denne oppgaven, og det gjøres rede for inndelingen og operasjonaliseringen av sosiale klasser i metodekapittelet.

Tradisjonelt har partiene på venstresiden ivaretatt arbeidstakeres interesser, og koblingene mellom sosialdemokratiske partier og fagforeninger har vært tette. Motsatt har arbeidsgiveres interesser tradisjonelt blitt forsvart av den politiske høyresiden. Konflikten mellom arbeidsgiver og arbeidstaker er forankret i Lipset og Rokkans (1967) berømte skillelinjemodell. Det har blitt hevdet at postindustriell politikk er klasseløs politikk, og konflikten på arbeidsmarkedet, som sprang ut av den industrielle revolusjon, antas å ha mistet mye av sin aktualitet (Esping-Andersen 1999: 293). Høyre-radikale partier utfordrer skillelinjemodellen ved at partiene tiltrekker seg velgere på tvers av de tradisjonelle sosiale skillelinjene (Norris 2005: 135). Det har i litteraturen blitt framsatt flere mulige forklaringer på hvorfor den høyre-radikale partifamilien tiltrekker seg sosiale klasser som tradisjonelt har

vært splittet både i konflikten på arbeidsmarkedet og i synet på statlig økonomisk intervensjon. Det har blitt hevdet at den svekkede aktualiteten til den økonomiske høyre-venstre dimensjonen forener grupper som tidligere har vært splittet langs denne konfliktdimensjonen. Ivarsflaten (2005: 465) finner at sosiale klasser som er overrepresenterte i høyre-radikale partiers velgergrupper, henholdsvis ufaglærte arbeidere og småborgerskapet, fortsatt har helt ulike prioriteringer på den økonomiske høyre-venstre dimensjonen. Denne dimensjonen synes imidlertid å ha blitt svekket relativt til den autoritære-frihetlige dimensjonen. Ivarsflaten (2005: 465) konkluderer dermed med at høyre-radikale partier er sårbare for den økonomiske høyre-venstre dimensjonens aktualitet, som potensielt kan føre til at høyre-radikale partier kun *har* arbeidere på lånt tid.

En alternativ forklaring til hvorfor arbeidere først i senere tid har flokket seg rundt høyre-radikale partier er at ideologiske orienteringer først i nyere tid har hatt betydning for partivalg. Som nevnt tidligere har klasses tilhørighet tradisjonelt vært utslagsgivende for partipreferanser, men er nå på retur til fordel for stemmegivning basert på holdninger og verdier. En slik tilnærming forutsetter at arbeideres antatte autoritære predisposisjoner, som et resultat av lav utdanning, ikke er et nytt fenomen men at holdninger ikke har vært avgjørende for partivalg tidligere (Kitschelt og McGann 1995: 12; Goul Andersen og Bjørklund 2008: 14). En slik tilnærming forklarer også hvorfor arbeidere tradisjonelt har støttet opp om venstreorienterte partier, til tross for at de autoritære holdningene ikke har vært sammenfallende med den politiske venstresidens holdninger. Det er ikke bare utdanning som forventes å ha en liberaliserende effekt. Arbeidssettinger hvor ansatte utøver stor grad av autonomi forventes å skape betingelser for deltakelse og gjensidighet som i sin tur bidrar til å forhindre autoritære verdier (Kitschelt og McGann 1995: 9-10). Arbeidssettinger som motsatt er rutinemessig og styrt ovenfra forventes å fremme autoritære verdier (Kitschelt og McGann 1995: 9). Arbeiderklassen er ofte ansatt i konkurranseutsatte yrker hvor arbeidsoppgavene er rutinemessige og hvor de ansatte har liten grad av autonomi, omgivelser som gir grobunn for autoritære holdninger.

Oesch (2008) ser på ulike motiver for arbeideres støtte til høyre-radikale partier i en komparativ studie av Østerrike, Belgia, Frankrike, Norge og Sveits. Disse er henholdsvis økonomisk proteksjonisme, kulturell proteksjonisme og protest mot det politiske systemet. Protesttesten ble gjennomgått innledningsvis i teorikapittelet, og Oesch finner kun delvis støtte for denne tesen i Belgia, Frankrike og Norge. Økonomisk og kulturell proteksjonisme

gir utslag i samtlige land, og Oesch (2008: 359) finner at kulturell proteksjonisme gjennomgående er av større betydning enn økonomisk proteksjonisme. Kulturell proteksjonisme er operasjonalisert som oppfatningen av at innvandrere underminerer den nasjonale kulturen og at innvandrere ikke bør gis de samme rettighetene som andre (Oesch 2008: 355). Funnene er dermed i tråd med Ivarsflatens (2005) konklusjon om at den innvandringspolitiske konfliktdimensjonen er av større betydning enn den økonomiske høyre-venstre dimensjonen i forklaringen av arbeideres støtte til høyreradikale partier. Det er med andre ord primært det kulturelle, og ikke det økonomiske, aspektet ved innvandring tilhengere av høyreradikale partier motsetter seg. Med bakgrunn i det som er presentert ovenfor formuleres følgende hypotese;

H5: Arbeidere, særlig ufaglærte, er mer tilbøyelig til å stemme høyreradikalt

Arbeiderklassen er ikke den eneste sosiale klassen som antas å være overrepresentert blant høyreradikale partiers velgere. Høyreradikale partier har tradisjonelt stått sterkt, og antas fremdeles å stå sterkt, blant småborgerskapet (Norris 2005: 131, 139). Velgere som tilhører småborgerskapet antas i likhet med arbeiderklassen å være særlig utsatt for markedskrefter. Bestående av selvstendig næringsdrivende, små entreprenører og små bedriftseiere er småborgerskapet en sårbar klasse grunnet at de risikerer egen kapital (Norris 2005: 131). Felles for disse yrkesklassene er at de mangler sikkerheten som følger av å være ansatt i en stor organisasjon eller i offentlig sektor. Det har blitt hevdet at det ikke utelukkende er den økonomiske usikkerheten som er utslagsgivende for at høyreradikale bevegelser appellerer til småborgerskapet, men så vel en trussel om tap av sosial status (Norris 2005: 1310).

2.2.6 Sosial kapital

Mens politisk tillit har vært en gjenganger i studier av høyreradikale partiers velgergrupper har mål på sosial tillit nærmest vært fraværende innen forskningstradisjonen. Sosial tillit kan defineres som tillit til og mellom medborgere og betegnes av Newton og Delhey (2003: 94) som ”a core component of social capital, and is normally used as a key indicator of it, sometimes as the best or only single indicator”. Sosial tillit kan videre deles inn i generalisert og partikularisert tillit. Mens generalisert tillit omhandler tillit til fremmede handler partikularisert tillit om tillit til ens nærmeste. Generalisert tillit antas å fremme samarbeid med andre samt bidra til en følelse av tilhørighet (Reeskens og Hooghe 2008: 516). Mennesker som uttrykker høy generalisert tillit antas å være blant samfunnets “vinnere”, da det kan være

enkler for de med høy inntekt og utdanning å stole på medborgere (Reeskens og Hooghe 2008: 516). I studier av sosial tillit operasjonaliseres sosial tillit som oftest som tillit til fremmede, det vil si generalisert tillit. Tesen om sosial kapital forutsetter at sosial tillit, opparbeidet gjennom medlemskap i formelle eller uformelle nettverk, forsterker viljen og evnen til å samarbeide om kollektive interesser (Putnam 2000; Coleman 1988). Gitt sammenhengen mellom sosial kapital, eller mer presist mangelen på sådan, og marginalisering er det ganske oppsiktsvekkende at sosial kapital ikke har blitt viet mer oppmerksomhet i jakten på den høyre-radikale velger. Sosial kapital antas som nevnt innledningsvis å være en buffer mot marginalisering.

Sosial kapital er et omstridt begrep og det er dermed hensiktsmessig å gjøre rede for og avgrense begrepet med hensyn til hvordan det senere vil bli operasjonalisert i denne oppgaven. Mens det innen sosiologi er vanlig å betrakte sosial kapital som et individuelt gode eller en individuell ressurs tilgjengelig gjennom deltagelse i sosiale nettverk (Bourdieu 1986; Coleman 1988), betraktes sosial kapital som et kollektivt gode innenfor den statsvitenskapelige tradisjonen (Putnam 2000). I denne oppgaven legges Putnams (2000) forståelse av sosial kapital som utvikling av sosiale nettverk, normer og sosial tillit, hvor særlig sistnevnte står sentralt, til grunn. Gjennom deltagelse i formelle eller uformelle sosiale nettverk etableres mellommenneskelig tillit, og følelsen av “jeget” erstattes i følge Putnam (2000) av et kollektivt vi. Delhey og Newton (2003) har tatt til orde for at uformelle sosiale nettverk er av større betydning enn mer formelle organisasjoner. Rydgren (2009: 141) konkluderer med i sin studie av sosial kapital og høyre-radikal stemmegivning, at medlemskap i frivillige organisasjoner er av marginal betydning for hvorvidt man er tilbøyelig til å stemme høyre-radikalt. Derfor vil det i denne oppgaven vektlegges medlemskap i mer uformelle sosiale nettverk som relasjoner til familie, venner og kollegaer. Som en indikator på sosial marginalisering redegjøres det ytterligere for deltagelse i uformelle sosiale nettverk i avsnittet om sosial isolasjon. Med bakgrunn i det som er presentert ovenfor formuleres følgende hypotese;

H6: Velgere med lav sosial tillit er mer tilbøyelige til å stemme høyre-radikalt

2.2.7 Sosial isolasjon

Nært knyttet til sosial kapital og deltagelse i uformelle sosiale nettverk er teorien om sosial isolasjon. Sammenhengen mellom sosial isolasjon og høyre-radikal stemmegivning ble påvist

allerede i 1960 av Arendt (1960) i boken “The origins of totalitarianism“. Likevel har sosial isolasjon blitt viet lite oppmerksomhet i litteraturen om nåtidens høyre-radikale partier, med unntak av i noen få studier (Fennema og Tillie 1998; Rydgren 2009). Dette er ganske overraskende med utgangspunkt i forståelsen av marginalisering som utenfor arbeids- og samfunnslivet. Sosial isolasjon kan være både objektivt, som arbeidsledighet, manglende deltakelse i formelle organisasjoner eller kanskje viktigst av alt fraværet av nære vennskaps- og familierelasjoner, eller subjektivt som følelser av ensomhet, likegyldighet og mangel på tillit (Fennema og Tillie 1998; Rydgren 2009: 131). I denne oppgaven legges det til grunn en objektiv forståelse av sosial isolasjon der særlig fraværet av nære vennskaps- og familierelasjoner vektlegges.

Arendts (1960) tese om at disintegrasjon er en viktig determinant i høyre-radikal stemmegivning bygger på en durkheimsk forståelse av integrasjon i grupper som en avgjørende faktor for hvorvidt man følger verdiene og normene til den gruppen en tilhører (Lubbers og Scheepers 2000: 67). Sosial isolasjon er også nært knyttet til teorier om sosial identitet. En slik tilnærming postulerer at alle individer ønsker å tilhøre en gruppe, og at de som mangler denne tilhørigheten, og dermed er sosialt desintegreerte, er tilbøyelige til å søke etter andre former for tilhørighet (Fennema og Tillie 1998: 229). Høyre-radikale partier antas, gjennom å spille på nasjonalistiske følelser og ved karismatiske ledere, å fange opp sosialt isolerte individer som søker etter gruppetilhørighet (Lubbers og Scheepers 2000: 68). Antagelsen om at sosialt isolerte individer er mer mottakelige for høyre-radikale partiers mobilisering, bryter dermed med tradisjonen som har betraktet høyre-radikal stemmegivning som et uttrykk for protest (Fennema og Tillie 1998: 238).

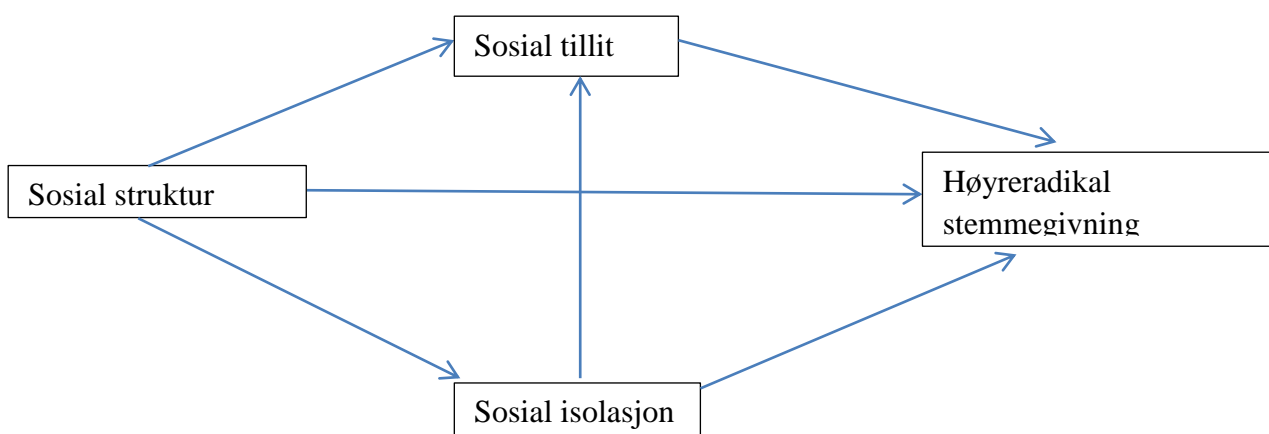
Lipset (1960: 112) pekte på at bosettingsmønster også er av betydning for hvorvidt man er sosialt isolert. De som er bosatt i rurale strøk vil ofte være mer sosialt isolerte enn de som bor i urbane strøk, og i følge Lipset (1960: 112) tenderer isolerte individer bosatt i rurale strøk til å stemme på radikale partier (Lipset 1960: 112). Sosialt isolerte individer antas, i fraværet av andre former for tilhørighet, å være mer tilgjengelige for høyre-radikale partiers mobilisering. Rydgren (2009: 131) understreker at sosial isolasjon ikke nødvendigvis vil føre til politisk ekstremisme, og påpeker at sosialt isolerte individer vel så gjerne unnlater å delta politisk. Med bakgrunn i det som er presentert ovenfor formuleres følgende hypotese;

H7: Sosialt isolerte velgere er mer tilbøyelige til å stemme høyre-radikalt i fraværet av utbredte sosiale nettverk

2.3 Oppsummering

Tidligere forskning gir belegg for å anta at høyreradikale velgere er både sosialt og økonomisk marginaliserte. Foreliggende data indikerer at den stereotype høyreradikale velger er en lavt utdannet, sosial isolert mann med lav inntekt, lav sosial status og lav sosial tillit. Den forventede sammenhengen mellom forklaringsvariablene og høyreradikal stemmegivning i Vest Europa er gjengitt i kausalmodellen nedenfor. De sosialstrukturelle variablene er bakenforliggende variabler som antas å påvirke både sosial isolasjon og sosial tillit, som begge er inkludert som mellomliggende variablene, og den avhengige variabelen høyreradikal stemmegivning.

Figur 1. Kausalmodell



3 Landkapitler

3.1 Innledning

I dette kapittelet gjøres det rede for fremveksten av og oppslutningen om de høyre-radikale partiene som inkluderes i analysen. Sentralt i kapittelet står den historiske utviklingen av partiene, som i dag omtales som en sentral del av den høyre-radikale partifamilien, og tidligere forskning om de respektive velgernes sosiale struktur. Det legges særlig vekt på funn knyttet til de sosialstrukturelle variablene som er presentert ovenfor.

3.2 Belgia: Vlaams Belang, “Vårt folk først”

Vlaams Belang (VB) har vært et av de mest suksessrike høyre-radikale partiene i Vest Europa. Fra gjennombruddet i lokalvalget i Antwerp i 1988, hvor partiet fikk en oppslutning på 17,7 prosent, har VB fortsatt å øke sin oppslutning ved valg både regionalt og nasjonalt (De Winter 2004: 6). VBs fremvekst må sees i lys av den språklige konflikten mellom det flamsktalende Flandern i nord og det franskspråklige Vallonia i sør (De Winter 2004: 3). Helt fra statsdannelsen i 1830 har Belgia vært etnisk og språklig delt. Mens Flandern var en fattig agrar region var Vallonia den første industrialiserte regionen på kontinentet, og den franske kulturen og det franske språket fikk en hegemonisk posisjon i Belgia (De Winter 2004: 3). Denne utviklingen har i etterkrigstiden langt på vei blitt reversert, og Flandern er nå den mest velstående regionen mens Vallonia til sammenligning er økonomisk tilbakestående.

Partiet som i utgangspunktet het Vlaams Blok (VB) oppstod som et nasjonalistisk separatistparti, og er en sammenslåing av fraksjoner som brøt ut av det liberale partiet Volksunie (VU) i 1977. Bakgrunnen for bruddet var VUs signering av en avtale, kjent som Egmont pakten, som innebar en deling av Belgia i tre autonome regioner – Flandern, Vallonia og Brussel – med utbredt selvstyre (Kjøstvedt 2009: 261). Dette ble for mye å svelge for de nasjonalistiske kreftene i partiet som sterkt motsatte seg den tospråklige statusen til hovedstaden Brussel (Swyngedouw 1998: 60). På dette tidspunktet var styrkeforholdet mellom Flandern og Vallonia allerede snudd, og de radikale fløyene i VU var i opposisjon mot at det franske språket fremdeles skulle ha en dominerende posisjon i regionen Brussel, som geografisk sett ligger i Flandern. To av de sentrale lederskikkelsene i partiet Karel Dillen og Lode Claes forlot partiet i protest og dannet henholdsvis Vlaams Nationale Partij og

Vlaams Volkspartij (Kjøstvedt 2009: 261; Swyngedouw 1998: 60). Forut for valget i 1978 dannet de to partiene en valgunion under navnet Vlaams Blok. Alliansen ble videreført etter valget og i 1979 ble VB et politisk parti med Dillen som leder (Swyngedouw 1998: 60-61; Kjøstvedt 2009: 261-262).

Føderaliseringen av Belgia startet allerede på slutten av 1960- tallet, og det nasjonale partisystemet ble i løpet av 1970- tallet gradvis oppløst og erstattet av to regionale partisystemer, et flamsk og et vallonsk partisystem. Alle partier kan stille til valg i Brussel og de 35 kommunene som inngår i valgdistriktet Brussel – Halle – Vilvoorde (BHV), men flamske partier kan ikke stille til valg i Vallonia, og vallonske partier kan tilsvarende ikke stille til valg i Flandern (Swyngedouw 1998: 68). Det eksisterer et høyre-radikalt parti også i Vallonia, Front National, men partiet er kun en skygge av sitt søsterparti i Flandern. Partiet vil derfor ikke vies mye oppmerksomhet i dette kapitlet men inkluderes i analysen. Konflikten om valgdistriktet Brussels – Halle – Vilvoorde (BHV) har vært et politisk betent spørsmål, og var den direkte årsaken til regjeringskrisen i april 2010. Samtlige av de flamske partiene har nå adoptert VB sitt kompromissløse standpunkt i striden om valgkretsen BHV, at den tospråklige statusen skal opphøre, mens de vallonske partiene går inn for status quo (Erk 2005: 499). VB gikk for første gang tilbake ved parlamentsvalget i 2010, hvor det nasjonalistiske flamske partiet Nieuw-Vlaanse Alliantie (NVA) kapret 17,40 prosent av stemmene på landsbasis og ble med det det største partiet i det belgiske parlamentet. VB var imidlertid ikke det eneste partiet som tapte oppslutning ved valget, og det gjenstår å se om forholdene vil normaliseres neste gang belgierne går til valgurnene.

3.2.1 “Cordon sanitaire”

Allerede ved valget i 1978 lyktes VB med å få Dillen innvalgt i Antwerpen (De Winter 2004: 5). Fra det nasjonale valggjennombruddet i 1991 hvor VB fikk totalt 6,6 prosent av stemmene, har partiet økt sin oppslutning ved hvert valg inntil parlamentsvalget i 2007 hvor VB fikk sitt foreløpige toppresultat på 12 prosent (Minkenbergh 2008: 42; De Winter 2004: 11). Dette gjør VB til det mestvinnende partiet i den høyre-radikale partifamilien i Vest Europa. Regionalt har VB tidvis vært det største partiet i Flandern, i 2004 ble partiet det største i det flamske parlamentet med en fjerdedel av stemmene. Lokalt har Antwerpen forblitt en VB bastion hvorav en tredjedel av velgerne støttet partiet i lokalvalget i 2000 (De Winter 2004: 11). Den samme tendensen gjelder også ved valg til Europaparlamentet, hvor

VB lyktes med å øke sin oppslutning fra 9,4 prosent i 1999 til 14,34 prosent i 2004 (Minkenberg 2008: 42).

VB var som nevnt i utgangspunktet et nasjonalistisk separatistparti, og innvandring var til å begynne med kun av marginal betydning for partiets oppslutning (Swyngedouw 1998: 67). Dette endret seg i løpet av 1990-tallet da partiet forlot kampen for selvstendighet til fordel for motstand mot innvandring (Minkenberg 2008: 41; Erk 2005: 496; Swyngedouw 1998: 67). Med slagordet “eigen volk erst” introduserte VB et 70 points program i 1992 som inneholdt 70 punkter for å bekjempe innvandring. Programmet inneholdt blant annet repatriering av alle innvandrere opp til tredjegerasjon, apartheid i utdanningssektoren og separate velferdsordninger (Erk 2005: 496). Radikaliseringen av partiets plattform førte til at de øvrige parlamentspartiene signerte en avtale i 1992, som har fått betegnelsen cordon sanitaire, som innebar at ingen av partiene under noen omstendigheter skulle samarbeide eller regjere med VB (Erk 2005: 496). Cordon sanitaire har blitt opprettholdt og VB har, til tross for en formidabel oppslutning, systematisk blitt ekskludert fra det gode selskap.

3.2.2 Fra Vlaams Blok til Vlaams Belang: nytt navn samme innhold

9. november 2004 ble Vlaams Blok kjent skyldig i rasisme og diskriminering av Høyesterett og idømt et erstatningskrav samt fratatt retten til å motta statlig finansiering (Erk 2005: 493). Rettskjennelsen førte til at partiet ble oppløst før det fem dager senere gjenoppstod under navnet Vlaams Belang. For å unngå at partiprogrammet skulle være i strid med Moreaux loven, diskrimineringsloven partiet ble dømt for å ha brutt, modifiserte VB deler av sitt partiprogram. Repatriering av alle innvandrere ble for eksempel endret til repatriering av innvandrere som avviser den belgiske kulturen og bestrider europeiske verdier som ytringsfrihet, kjønnslikhet og skille mellom stat og religion (Erk 2005: 495). Domfellelsen tillot partiet å relansere seg selv, og mange politiske kommentatorer mente at partiet var tjent med navneskiftet til tross for at innholdet i realiteten forble det samme (Erk 2005: 497; Kjøstvedt 2009: 264).

3.2.3 Velgerne: En kopi av sosialistpartiets velgergruppe

Tidligere forskning viser at den sosiale sammensetningen av VBs velgergruppe er til forveksling likt det flamske sosialistpartiets (Billiet og De Winter 1995: 185; Kjøstvedt 2009: 263). Arbeidere, både faglærte og ufaglærte, lavt utdannede, ikke-religiøse og unge er

overrepresenterte blant VBs velgere (Billiet og De Witte 1995: 185; De Winter 2004: 11; Swyngedouw 1998: 69). De Winter (2004: 11) finner at VBs velgere er overrepresentert i de yngste, under 35, og de eldste, over 55, aldersgruppene. Velgere med lav yrkesmessig status og velgere bosatt i urbane områder er også mer tilbøyelige til å stemme VB (Swyngedouw 1998: 70). VBs velgere skiller seg ut fra det øvrige belgiske elektoratet ved at de har lav sosial tillit og de mest autoritære holdningene (De Winter 2005: 11). Sosial isolasjon har også en moderat effekt på tilbøyeligheten til å stemme VB (Billiet og De Witte 1995: 194). Med bakgrunn i tidligere forskning ser ikke kjønn ut til å være av betydning for sannsynligheten til å stemme VB før på midten av 1990- tallet (Swyngedouw 1998: 69; Billiet og De Witte 1995: 185). Det har trolig sammenheng med at VB i utgangspunktet ikke var et høyre-radikalt parti, men et nasjonalistisk separatistparti hvis velgere i startfasen var avhoppere fra det liberale VUs velgergruppe (De Winter 2004: 6). Studier av nyere dato viser imidlertid at det er en overvekt av menn blant VBs velgere, og at den typiske VB velgeren er påfallende lik den stereotypiske høyre-radikale velgeren (De Winter 2004: 11).

3.3 Danmark: Dansk Folkeparti, “Ditt land, ditt valg”

Dansk Folkeparti (DF) ble stiftet i 1995 av daværende leder i Fremskridtspartiet Pia Kjærsgaard. Kjærsgaard forlot partiet hun ble leder for da partiets grunnlegger Mogens Glistrup ble fengslet for skattebedrageri i 1984. Som en følge av en bitter lederskapsstrid stiftet hun et nytt parti. I motsetning til tidligere studier av høyre-radikale partier i Danmark (Bjørklund og Goul Andersen 1999; Bjørklund og Goul Andersen 2008) som omtaler Dansk Folkeparti som synonymt med det danske Fremskridtspartiet, og fremhever kontinuiteten mellom disse, argumenterer den svenske sosiologen Jens Rydgren (2004: 474) for at disse må sees på som to distinkte partier tilhørende to ulike partifamilier. I lys av Klaus Von Beymes skille mellom de tre bølgene av høyre-radikal mobilisering i etterkrigs-Europa, tilhører Fremskridtspartiet den andre bølgen som har fått betegnelsen populistiske skatteprotestpartier, mens Dansk Folkeparti hører hjemme innunder den tredje bølgen av høyre-radikale partier som har fått navnet innvandringsfiendtlige partier (Rydgren 2004: 474; Bjørklund og Goul Andersen 2008: 4-5). Rydgren (2004: 474) peker på at det er en vesensforskjell mellom de to partiene, og mens Fremskridtspartiet ble stiftet som et skatteprotestparti i 1972, ble skatteprotest forlatt til fordel for innvandring og velferdssjåvinisme av Dansk Folkeparti (DF). Da Fremskridtspartiet ble stiftet, av Mogens Glistrup, i 1972 var ikke innvandring på partiets

agenda (Bjørklund og Goul Andersen 1999: 1). Dette må imidlertid sees i sammenheng med at innvandring ikke ble politisert i Danmark før på midten av 1980-tallet, da antallet asylsøkere økte betraktelig, og først da ble innvandring en kjernesak for Fremskridtspartiet (Bjørklund og Goul Andersen 2008: 6).

Det er også verdt å nevne at Fremskridtspartiet ikke ble oppløst som en følge av at Kjærsgaard forlot partiet og stiftet et nytt parti. Partiet fortsatte å eksistere, men ved Folketingsvalget i 1998 ble oppslutningen redusert til 2,4 prosent til sammenlignet med DFs 7,4 prosent (Bjørklund og Goul Andersen 1999: 2). Ved parlamentsvalget i 2001, med Glistrup tilbake ved roret, var oppslutningen redusert til 0,4 prosent og partiet har siden ikke stilt til Folketingsvalg (Bjørklund og Goul Andersen 2008: 21). Fremskridtspartiet stiller fortsatt til kommunale og regionale valg, men på nasjonalt nivå er partiet i realiteten oppløst. DF har derimot fortsatt å øke sin oppslutning fra valggjennombruddet i 1997, og har siden parlamentsvalget i 2001 vært det tredje største partiet i Danmark. Med en oppslutning på 13,9 prosent ved det foregående Folketingsvalget i 2007 fikk partiet 25 av de totalt 179 mandatene i Folketinget (Kosiara-Pedersen 2008: 1044-1045). Uavhengig av om man betrakter DF som en videreføring av Fremskridtspartiet eller om man ser på de som to distinkte partier har velgermassene trolig mye til felles med bakgrunn i at DFs fremvekst bidro til at restene av Fremskridtspartiet forsvant fra det politiske kartet.

Siden 2001 har Dansk Folkeparti vært en nøkkel koalisjonspartner for den liberal konservative mindretallsregjeringen, bestående av Venstre og Det Konservative Folkeparti, som fremdeles sitter med regjeringmakten (Bjørklund og Goul Andersen 2008: 2). Mindretallsregjeringen har vært helt avhengig av den parlamentariske støtten fra DF og partiet har slik sett fått innflytelse, særlig i utformingen av innvandrings- og asylpolitikken som de senere årene har blitt kraftig innstrammet, til tross for at det ikke har blitt inkludert i regjeringssamarbeidet (Kosiara-Pedersen 2008: 1040; Minkenberg 2008: 53). Gjennom rollen som støtteparti i parlamentet har DF demonstrert sitt koalisjonspotensiale, og partiet blir ikke lenger betraktet som et uansvarlig parti av de øvrige partiene (Kosiara-Pedersen 2008: 1040-1041). I likhet med Vlaams Belang har Dansk Folkeparti gjort det godt ved valg til Europaparlamentet, og fikk med en oppslutning på 15,3 prosent ved valget i 2009 to representanter valgt inn i EUs folkevalgte organ.

3.3.1 Få potensielle moderniseringstapere i det danske elektoratet?

Dansk Folkeparti føyer seg inn i rekken av høyre-radikale partier som tiltrekker seg en disproporsjonal andel arbeidere. DF har helt siden partiets oppstart mobilisert en høyere andel arbeiderklassevelgere enn noe annet parti, inkludert Sosialdemokraterne. I partiets første parlamentsvalg i 1998 var 49 prosent av velgerne arbeidere til sammenligning med 43 prosent av Sosialdemokraternes velgergruppe (Minkenberg 2008: 50; Bjørklund og Goul Andersen 1999: 13; Rydgren 2004: 490). Andelen arbeidere blant DFs velgere økte ved Folketingsvalget i 2001 til 56 prosent og DF fortsetter å tappe Sosialdemokraterne for arbeidere (Rydgren 2004: 490; Minkenberg 2008: 50). DF har utpekt Sosialdemokraterne som sin hovedmotstander i kampen om arbeiderne, og har ved gjentatte anledninger forsøkt å svekke partiets troverdighet som garantist for sosial sikkerhet (Rydgren 2004: 487). Partiets forgjenger, Fremskridtspartiet, tiltrakk seg i utgangspunktet hovedsakelig selvstendig næringsdrivende, men andelen arbeidere økte ved hvert valg fra gjennombruddet i 1973 og erstattet i løpet av 1990-tallet småborgerskapet som den best representerte sosiale klassen i Fremskridtspartiets velgergruppe (Bjørklund og Goul Andersen 1999: 13).

Grunnet rekordlav arbeidsledighet ved inngangen til det nye århundret kombinert med økonomisk høykonjunktur, er det i følge Jørgen Goul Andersen og Tor Bjørklund (2008: 16) få potensielle moderniseringstapere i Skandinavia. En slik streng tolkning av moderniseringstapere betrakter imidlertid taperne av moderniseringsprosessen utelukkende som arbeidsledige og ikke også de som trues av ledighet eller annen sosial nedgang (jfr. Minkenberg 2000). Når det gjelder de sosialstrukturelle velgerkarakteristikkene av betydning for økonomisk og sosial marginalisering, er det særlig de yngste og eldste velgergruppene, menn og lavt utdannede som er overrepresentert blant DFs velgere (Bjørklund og Goul Andersen 1999: 13; Andersen 2000: 8). Omlag halvparten av DFs velgere er under 40 år, og partiet er det danske partiet med flest velgere uten studentereksamen (Andersen 2000: 9). Også aleneboere, en av flere indikatorer på sosial marginalisering, er mer tilbøyelige til å stemme DF (Rydgren 2009: 139).

3.4 Frankrike: Front National, idealtypen på det “nye høyre”

Det franske presidentvalget i 2002 skled rett inn i historiebøkene da leder av det høyreradikale partiet Front National, Jean Marie Le Pen, overraskende slo ut sosialistenes presidentkandidat og daværende statsminister Lionel Jospin i første runde av presidentvalget. Valget skapte sjokkbølger og resulterte i en massiv velgermobilisering som førte til at sittende president Jaques Chirac ble gjenvalgt med en historisk oppslutning på 82,21 prosent i den andre runden av presidentvalget (Miguel 2002: 213). Til tross for nederlaget i siste runde av presidentvalget stadfestet FN sin posisjon som en reell politisk utfordrer, og bidro til at innvandring for alvor ble satt på den politiske dagsorden i Frankrike. Med sjokkvalget i 2002 friskt i minne var valgkampen i forkant av presidentvalget i 2007 preget av saker hvis eierskap tidligere var forbeholdt FN. Nicholas Sarkozy gjorde FNs fremmedfiendtlige politikk til sin egen og stjal dermed tilbake en del av velgerne som hadde forlatt gaullistene til fordel for Le Pen i 2002 (Lorenz 2009: 225). Ved valget i 2007 fikk FN sin hittil laveste oppslutning i et presidentvalg, 10,44 prosent, siden gjennombruddet på begynnelsen av 1980-tallet (Sauger 2007: 1171). I det påfølgende parlamentsvalget ble det nok en bunnotering for FN, med knappe 4 prosent av stemmene (Sauger 2007: 1172).

FN er imidlertid ingen nykommer på den politiske arena i Frankrike. Partiet som ble grunnlagt av Le Pen tilbake i 1972 omtales som idealtypen på det “nye høyre” (Kitschelt og McGann 1995: 91). FN har ved en rekke anledninger vist sitt potensiale som velgermagnet, men veien dit har vært lang. Det første tiåret slet partiet med å få fotfeste, og ved presidentvalget i 1981 mislykkes FN med å få de nødvendige 500 underskriftene som kreves for at en kandidat kan stille til valg (Mayer 1998: 12). I 1983 snudde lykken, og FN fikk sitt gjennombrudd i et lokalt delvalg i forstaden Dreux i utkanten av Paris med en oppslutning på 16,7 prosent (Lorenz 2009: 218). Moderate høyre inngikk en valgallianse med FN for å sikre seier over venstresiden, en allianse som til gjengjeld sikret FN både innflytelse og politisk legitimitet (Mayer 1998: 13). Året etter fikk FN sitt internasjonale gjennombrudd da partiet oppnådde 10 seter i Europaparlamentet med sine 11, 2 prosent av stemmene (Mayer 1998: 13). FN har gjort det svært godt ved valg til Europaparlamentet og har siden 1984 vært fast inventar i Europaparlamentet.

Til tross for en relativt høy oppslutning ved parlamentsvalg, med unntak av i 2007, har ikke FN lyktes med å omsette oppslutning ved valg til representasjon i nasjonalforsamling. Dette skyldes i all hovedsak en valgordning som gjør alliansedannelser nødvendige for at partiene skal avansere til andre runde (Givens 2005:120). Med unntak av parlamentsvalget i 1986, hvor en proporsjonal valgordning var blitt innført i forkant av valget, og FN fikk hele 35 seter har partiet nærmest vært fraværende i nasjonalforsamlingen etter at den tidligere valgordningen ble gjeninnført i 1988 (Mayer 1998: 13). Valget i 1988 representerte et unntak, og de tradisjonelle partiene har siden systematisk forsøkt å isolere FN fra makten ved å motsette seg en hver form for samarbeid med Le Pens disipler (Givens 2005: 122). Denne alliansen mellom høyre- og venstresiden i fransk politikk har blitt omtalt som “the Republican Front”. I litteraturen refereres dette – andre partiers koordinering med den hensikt å ekskludere høyre-radikale partier fra regjeringsmakt - til som ”cordon sanitaire” (Mayer 1998: 21). Allikevel vitner en oppslutning på om lag 10 – 15 prosent i regionale, nasjonale og overnasjonale valg om FN's stabilitet (Lorenz 2009:219).

3.4.1 “One man show”

Frankrike har en lang tradisjon med høyre-radikale partier, og FN's fremvekst omtales som det franske høyre-radikales comeback (Mayer 1998: 12). I likhet med sine forgjengere Georges Ernest Boulanger og Pierre Poujade, henholdsvis boulangismen og poujadismen, har Le Pen nærmest vært synonymt med FN. Le Pen har styrt partiet med jernhånd siden FN ble grunnlagt i 1972. Utfordrende krefter internt i partiet har blitt eliminert, og Le Pens mangeårige rivalisering med partiets nestkommanderende Bruno Megret kulminerte i at Megret brøt ut av partiet i 1998 (Lorenz 2009: 217). Megret sitt forsøk på å kuppe makten lyktes ikke og i 1999 stiftet Megret et rivaliserende parti, Mouvement National R publicain (MNR), men lyktes aldri med å utfordre FN som det ledende franske høyre-radikale partiet (Lorenz 2009: 217). Presidentvalget i 2002 omtales som FN's politiske comeback etter at FN ble avskrevet som et politisk konkursbo i kjølvannet av splittelsen i 1998. Etter 38  r som leder signaliserte Le Pen i 2010 at det var duket for et lederskifte, og 16. januar 2011 ble det klart at datteren, Marine Le Pen, vil overta ledervervet. Til tross for at hun har signalisert at hun vil b re den politiske arven etter sin far videre oppfattes ikke Marine Le Pen som like radikal som sin far, og har med det lyktes   appellere til velgergrupper som tradisjonelt har v rt utenfor FN's rekkevidde (Crumley 2011). Marine Le Pen har hatt en fremtredende rolle i partiet siden 2009, og hennes kandidatur som leder av FN og partiets presidentkandidat til det

forestående valget i 2012 har bidratt til å gjenreise FN etter det katastrofale valget i 2007 (Crumley 2011).

3.4.2 Lepenistiske velgere

Tradisjonelt har utdanning og sosial posisjon vært svake indikatorer for høyreradikal stemmegivning i Frankrike, en tendens som har bidratt til at FNs støtte i stor grad har blitt betraktet som et uttrykk for protest (Mayer og Perrineau 1992). FNs velgere har imidlertid vist seg å være svært lojale, så utelukkende å betrakte FNs oppslutning som proteststemmegivning vil være en forenkling av virkeligheten (Hainsworth og Mitchell 2000: 446). Programmatisk endringer på begynnelsen av 1990- tallet medførte at velgergruppens sosioøkonomiske sammensetning ble endret. Markedliberalistisk politikk ble byttet ut til fordel for en proteksjonistisk politikk og en uttalt kamp mot globalisering (Lorenz 2009: 221). Fra primært å tiltrekke seg selvstendig næringsdrivende, små bedriftseiere og landeiere (med andre ord typiske høyreradikale velgere) utvidet FN sitt velgergrunnlag til også å inkludere arbeidere som typisk soknet til venstresiden. Empiriske studier viser at det har vært en tydelig proletarisering av FNs velgere, og at arbeidere er overrepresentert i FNs velgergruppe (Mayer 1998: 19; Kitschelt og McGann 1995: 112). Mayer (1998: 18) finner i en studie av FNs sosiale basis at det særlig er to yrkesgrupper som skiller seg ut, henholdsvis arbeidere og små bedriftseiere. I 2002 utgjorde arbeidere en tredjedel av dem som stemte på Le Pen i presidentvalget (Miguet 2002: 208). Nyere surveydata viser at i tillegg til arbeidere er velgere som oppfatter seg som underprivilegerte i form av inntekt og arbeidsledighet overrepresentert blant FNs velgermasse (Mayer 1998: 18).

Geografisk har FN vært sterkest i de mest urbane og industrialiserte regionene i Frankrike, i store eller middelsstore byer hvor arbeidsledigheten har vært høy og innvandrerbefolkningen stor (Mayer 1998: 18; Sauget 2002: 208). Innvandringsfrykt er det mest oppgitte motivet for å stemme FN, og partiet har programfestet at de vil kaste ut 3 millioner innvandrere (Mayer 1998: 18). Tidligere forskning viser at det er en overvekt av unge, lavt utdannede menn i FNs elektorat, en velgerprofil som stemmer overens med den stereotypiske høyreradikale velger som ble skissert i forrige kapittel (Mayer 1998: 18; Sauget 2002: 208). FN, personifisert av Le Pen, omtales som prototypen på høyreradikale partier og lepenistiske velgere skiller seg ut fra det øvrige franske elektoratet ved at de har vært svært autoritære holdninger (Kitschelt og McGann 1995: 91; Mayer og Perrineau 1992).

3.5 Norge: Fremskrittspartiet, Fra Saga Kino til Kongens bord?

8.mars i 1973 stiftet kenneleieren og redaktøren i Hundeevisten Anders Lange partiet Anders Langes parti til sterk nedsettelse av skatter, avgifter og offentlige inngrep (ALP) (Jupskås 2009: 28-29). Partiet som ble til ved en håndsopprekning på Saga Kino fikk overraskende 5 prosent av stemmene ved stortingsvalget senere samme år, noe som tilsvarte at 4 representanter ble valgt inn på Stortinget (Bjørklund 2003: 130). Partiets overraskende fremvekst må sees i lys av det politiske klima. Året i forveien stemte den norske befolkningen nei til norsk EU medlemskap, og avstemningen skapte politisk kaos og et fordelaktig politisk klima for nye partier (Svåsand 1998: 78). Ett år etter var partiet i full oppløsning og da partileder Anders Lange døde i 1974 regnet mange med at partiet ville følge ham i graven (Bjørklund 2003: 130). Så feil kunne man ta. Langes partifelle og politiske rival Carl I. Hagen erstattet Lange i Stortinget og i 1978 ble han formelt utpekt som partiets formann (Jupskås 2009: 43). I 1977 falt partiet, som da hadde skiftet navn til Fremskrittspartiet (FrP), ut av Stortinget, men under lederskapet av Hagen fikk partiet igjen 4 representanter valgt inn ved parlamentsvalget i 1981 (Jupskås 2009: 43). Oppslutningen om partiet har vært en politisk berg og dalbane. Helt fra det første valget i 1973 og til med valget i 2001 har partiets oppslutning gått frem og tilbake ved hvert eneste valg. Fra 2001 har det imidlertid kun gått en vei – oppover – og FrP har stabilisert seg med en oppslutning på i overkant av 20 prosent.

Da Hagen offentliggjorde at han ville trekke seg fra rikspolitikken etter stortingsvalget i 2005, etter 27 år som leder, spådde mange politiske kommentatorer at partiet sto for fall. Hagens arvtager Siv Jensen har imidlertid gjort spådommene til skamme og tatt partiet til nye høyder. I 2010 gjorde Hagen politisk comeback da FrP annonserte at Hagen blir partiets ordfører kandidat i Oslo ved det forestående fylkes- og kommunevalget i 2011. Jensen sitter imidlertid trygt som leder, og vil i likhet med det foregående stortingsvalget angivelig være partiets statsministerkandidat ved stortingsvalget i 2013. Til tross for en formidabel vekst på slutten av 1990- tallet som har fortsatt til i dag har FrP hittil blitt holdt utenfor regjeringskontorene. Under de borgerlige mindretallsregjeringene, Bondevik I og II regjeringene, har FrP vært et parlamentarisk støtteparti. I forkant av valget i 2005 gjorde partiet det klart at de ikke lenger vil støtte en regjering de selv ikke er en del av. Sentrumspartiene Kristelig Folkeparti (KrF) og Venstre (V) har tidligere vært klare på at et regjeringssamarbeid med FrP er uaktuelt, mens Høyre (H) har åpnet døren for et samarbeid

med FrP. Slik det ser ut i skrivende stund kan det være duket for et samarbeid mellom de to største partiene på borgerlig etter stortingsvalget i 2013, med eller uten sentrumpartiene, forutsatt at det blir et ikke-sosialistisk flertall.

3.5.1 “Høytlesning mot asylsøkere”

Etter Langes død i 1974 førte Hagen, til tross for navneskiftet, arven videre etter sin forgjenger. Partiet fortsatte å markedsføre seg som et protestparti mot høye skatter, avgifter og offentlige inngrep. Partiet, som oppsto som et talerør for selvstendig næringsdrivende og skattetrette velgere, endret i løpet av 1980- tallet partiprofil fra å være et skatteprotestparti til å bli et innvandrings skeptisk parti (Bjørklund 2003: 136). I likhet med Danmark var det en eksplosiv økning i antallet asylsøkere på slutten av 1980- tallet fra 200 i 1983 til 8613 i 1987 (Bjørklund og Goul Andersen 1999: 6). Partiets programmatisk endringer, fra å være et skatteprotestparti til og primært bli innvandringsfiendtlig parti, skjedde nærmest over natten. Ved et valgmøte i Rørvik bare dager forut for lokalvalget i 1987 leste Hagen opp et brev som angivelig var skrevet av en muslimsk innvandrer. Vedkommende advarte mot at muslimene på sikt ville utslette den kristne kulturen og forvandle den norske staten til en muslimsk stat (Jupskås 2009: 72). Dagen etter ble saken gjengitt av VG, under tittelen “Høytlesning mot asylsøkere”, som avslørte at brevet var forfalsket. Det som ble omtalt som ”Hagens brevs skandale” viste seg å bli en velsignelse i forkledning for Hagens parti. Innvandring ble for første gang satt på dagsorden ved lokalvalget i 1987, og FrP fikk for første gang en tosfret oppslutning i det som senere har blitt omtalt som partiets gjennombrudd (Jupskås 2009: 72). FrP har beholdt skattelette som en sentral sak, men fra valget i 1987 og til dags dato er innvandring partiets viktigste sak og den saken partiet mobiliserer flest velgere på (Jupskås 2009: 73).

I tillegg til skattelette og innvandring har FrP også omfavnet eldreomsorg og velferdsytelser som sine kjernesaker. Fra velferdsstatsprotest på begynnelsen av 1970-tallet til agitator for mer generøse velferdsordninger på slutten av 1990- tallet, har FrP lyktes med å utvide sitt velgergrunnlag (Bjørklund 2003: 138-139). Disse velferdsordningene skal imidlertid være forbeholdt ”våre egne”, og særlig den eldre garde (Bjørklund 2003: 183). FrP har utfordret Arbeiderpartiets (AP) eierskap til eldreomsorg, og ved valget i 2001 scoret FrP høyest når velgerne rangerte partiene etter hvilke partier de hadde størst tillit til når det gjaldt eldreomsorg (Bjørklund 2003: 139).

3.5.2 Fremskrittspartiet, for folk flest?

Fremskrittspartiet markedsfører seg som partiet for folk flest, noe som langt på vei antyder at partiet appellerer til en sosiologisk sammensatt velgergruppe. I likhet med Danmark er arbeidsledigheten i Norge svært lav sammenlignet med andre Vest-europeiske land, og andelen potensielle moderniseringstapere er i følge Goul Andersen og Bjørklund (2008: 16) lav også i det norske elektoratet. Til tross for at hver femte velger har stemt FrP ved de to foregående stortingsvalgene (noe som innebærer at partiet har en bred appell) er visse sosiale grupper overrepresentert blant FRPs elektorat. "Guttas parti" lød overskriften på en artikkel publisert i Dagbladet i forkant av stortingsvalget i 2005. Artikkelen slo fast at den typiske FrP velger er en ung, mannlig håndverker (Aardal og Narud 2007: 201). På bakgrunn av tidligere forskning er Dagbladets fremstilling av den typiske FrP velger delvis riktig. Til tross for at FrPs forløper ALP ble stiftet på kvinnedagen, har partiet tradisjonelt hatt en mannsdominert velgergruppe. Nyere studier viser imidlertid at FrP har økt sin oppslutning blant kvinner, og at partiet langt på vei har snudd trenden om at kvinner er naturlig venstrevridde i partivalg (Aardal og Narud 2007: 201). Menn er allikevel fortsatt overrepresentert blant FrPs velgere, og FrP er det partiet med den laveste andelen kvinnelige velgere sammenlignet med de øvrige norske partiene (Jupskås 2009: 53).

Aldersprofilen til FrPs velgere ser også ut til å ha endret seg noe. Fra primært å appellere til de yngste aldersgruppene har gjennomsnittsalderen blant FrPs velgere økt. Særlig skyldes dette tilsiget av eldre velgere, noe som trolig kan forklares av partiets økende eierskap til eldreomsorg (Aardal 2003: 242). Berglund (2002: 16) hevder at FrP fremdeles må regnes som et parti for de unge, og ved stortingsvalget i 2005 hadde partiet rekordhøy oppslutning blant førstegangselgere (Aardal 2007: 33). Berglund (2002: 16) tester om FrP velgernes partiidentifikasjon øker i takt med alderen, den såkalte livsløpshypotesen, men finner at det stikk motsatte er tilfellet og at FrPs tilhengere synker med alderen. Berglunds funn antyder at FrP velgerne i liten grad er lojale, men nyere forskning viser at bildet er i ferd med å endre seg og at over halvparten av FrPs velgere er lojale (Aardal 2007: 27). Partiets valgstabilitet ved de to foregående stortingsvalgene indikerer at partiet må ha utviklet et velgermessig grunnfjell (Jupskås 2009: 52).

Tidligere studier av FrPs velgergruppe har vist at utdanning, eller mer presist mangelen på sådan, har stor betydning for oppslutningen om FrP (Berglund 2003: 131; Bjørklund 2003: 137). Utdanningsnivået blant FrPs velgere har, i likhet med inntektsnivået, blitt lavere over tid

(Bjørklund 2003: 137). Den yrkesmessige sammensetningen av FrPs velgere har også endret seg over tid. Høyre-radikale partier har tradisjonelt stått svakt blant arbeidere, og har først i senere tid lyktes med å utfordre venstreorienterte partier i kampen om arbeiderne. FrP bryter langt på vei denne trenden ved at partiet alltid har tiltrukket seg en forholdsvis stor andel arbeidere (Svåsand 1998: 85; Bjørklund 2003: 137). FrP har i likhet med øvrige høyre-radikale partier alltid stått sterkt blant selvstendig næringsdrivende og har lyktes i å fortsette å appellere til denne yrkesgruppen (Svåsand 1998: 85; Bjørklund 2003: 137). Partiet er, og har alltid vært, langt mer populær blant ansatte i privat sektor sammenlignet med ansatte i offentlig sektor (Svåsand 1998: 85). Til tross for at FrP har stått sterkt både blant arbeidere og blant selvstendig næringsdrivende, har andelen arbeidere økt betraktelig. Fra valget i 1993 til valget i 2005 steg den med hele 22 prosentpoeng (Jupskås 2009: 55), og både ved valget i 2005 og i 2009 ble FrP det største partiet blant arbeidere (Bjørklund 2009: 19). Til tross for at FrP markedsfører seg som partiet for folk flest, viser tidligere forskning at partiet ikke er førstevalget hverken blant kvinner, ansatte i offentlig sektor, høyt utdannede eller blant de med høy inntekt.

3.6 Sveits: Schweizerische Volkspartei, "Mitt hus, vårt Sveits"

Det Sveitsiske Folkeparti (SVP) skiller seg ut fra de øvrige høyre-radikale partiene som er presentert her ved at partiet har røtter langt tilbake i tid. SVP oppstod som et agrarparti i 1917, men har i senere tid lyktes med å relansere seg som et høyre-radikalt anti-innvandringsparti (McGann og Kitschelt 2005: 148). I 1971 ble partiet SVP født og under det uoffisielle lederskapet av Christopher Blocher endret partiet profil fra å være et agrarparti til et høyre-radikalt parti hvis fremste saker var motstand mot innvandring og motstand mot sveitsisk EU-medlemskap (McGann og Kitschelt 2005: 148). På bakgrunn av SVPs fortid som agrarparti har klassifiseringen av partiet som medlem av den høyre-radikale partifamilie vært noe omdiskutert (McGann og Kitschelt 2005: 148; Mudde 2005: 58). Allikevel mener de fleste forskere at partiet har kvittet seg med sin fortid som et sentrumsorientert agrarparti, og at transformasjonen til et høyre-radikalt parti nå er komplett (McGann og Kitschelt 2005: 148; Mudde 2007: 58). SVP har doblet oppslutningen etter å ha forlatt jordbruk til fordel for EU- og innvandrings-skepsis (McGann og Kitschelt 2005: 156).

SVP betraktes som et av de mest vellykkede høyrradikale partiene, hovedsakelig på bakgrunn av at partiets regjeringsdeltakelse. Med unntak av en kortvarig periode etter valget i 2007 har SVP vært representert i det føderale råd sammenhengende siden 1929, som følge av det sveitsiske konsosierte systemet – omtalt som concordance (Klöti 2001: 22-24). Representasjonen i det føderale råd har imidlertid ikke vært helt uten kontroverser. I utgangspunktet skal fordelingen av de totalt syv setene i det føderale råd skje på bakgrunn av proporsjonalitet, men SVP, som er det største partiet, har til tider vært underrepresentert med kun ett av de syv setene (Klöti 2001: 22). Siden 1959 har sammensetningen av det føderale råd skjedd på bakgrunn av `den magiske formula` som regulerer fordelingen av ministerpostene på de fire store partiene. I henhold til formelen har SVP tradisjonelt hatt ett sete mens hvert av de tre andre partiene, Kristendemokratene (CVP), Sosialdemokratene (SPS) og Radikaldemokratene (FDP), har hatt to (Dardanelli 2003: 124). Til tross for at SVP har vært det største partiet siden valget i 1999, hvor partiets oppslutning var på linje med SPS, fikk SVP først etter valget i 2003 gjennomslag for kravet om et nytt sete (Dardanelli 2003: 127). Ved valget i 2003 hadde styrkeforholdet mellom de fire store partiene endret seg betraktelig. Mens SVP nå var den klare ener, med en oppslutning på 26,7 prosent, gjorde CVP et katastrofalt valg og med en oppslutning på kun 14,3 prosent mistet partiet det ene av de to setene det hadde hatt siden 1919 til SVPs frontfigur Blocher (Dardanelli 2003: 127).

Med slagordet “Mitt hus, vårt Sveits” gjorde SVP knockout på de andre konkurrentene i parlamentsvalget i 2007. Med en oppslutning på historiske 29 prosent økte SVP forspranget til det neste største partiet SPS som kun fikk 19,5 prosent, til sammenligning med 23,4 prosent i 2003, og ble den store taperen i valget (Church 2008: 614-615). Blochers kontroversielle personlighet kostet SVP regjeringsdeltakelse i 2007, da de øvrige regjeringspartiene nominerte Eveline Widmer-Schlumpf, en mer moderat SVP politiker, som Blochers erstatter, til tross for Blochers kandidatur (Church 2008: 619). Som et resultat av at Widmer-Schlumpf ble valgt inn på bekostning av Blocher ble hun og SVPs andre representant Samuel Schmidt, som i likhet med Widmer-Schlumpf representerte den moderate fløyen i partiet, ekskludert fra parlamentsgruppen og SVP offentliggjorde at de nå gikk inn i opposisjon (Church 2008: 620). For andre gang i historien ble en kandidat som ønsket gjenvalg ikke valgt. Første gang var ved valget i 2003 da en av CVPs representanter ikke ble gjenvalgt som en følge av at SVP krevde et nytt sete og Blocher ble valgt inn i regjeringen (Church 2008: 620). Ironisk nok led Blocher den samme skjebnen 4 år senere. Opposisjonsperioden ble imidlertid kortvarig og utestengelsen av de to representantene ble

raskt opphevet da det ble kjent at de kantonale partiene, henholdsvis Gräubunden og Bern, ikke gikk med på å ekskludere de to representantene (Church 2008: 620). Bråket skapte fraksjoner internt i partiet. I 2008 ble kantonen Gräubunden, som Widmer-Schlumpf ble valgt fra, ekskludert fra partiet som et resultat av støtten de ga henne. Dette skapte grunnlaget for en ny partidannelse, og moderate krefter i SVP inkludert regjeringsmedlemmet Widmer Schlumpf forlot partiet og stiftet et konkurrerende parti i Bürgerlich Demokratische Partei Schweiz (BDP). Widmer-Schlumpf fikk beholde ministerposten, og BDP er dermed representert med ett sete i regjeringen på bekostning av SVPs to som nå kun har Samuel Schmidt sin erstatte, Ueli Maurer igjen (Swissinfo 2009).

3.6.1 Velgerne: litt av alt, eller mye av lite?

Med en oppslutning på 29 prosent ved det forrige parlamentsvalget, er SVP det mestvinnende høyre-radikale partiet i Vest-Europa. Bare det østerrikske frihetspartiet (FPÖ) kan måle seg med SVP i form av oppslutning ved valg. I følge McGann og Kitschelt (2005: 147) kan SVPs suksess delvis tilskrives fortiden som agrarparti, og at partiet har evnet å beholde deler av sitt gamle elektorat samt nådd ut til nye velgere. Før *blocheriseringen* av partiet appellerte SVP særlig til bønder og små bedriftseiere, men utover 1990-tallet utvidet partiet sitt velgergrunnlag og særlig arbeidere har omfavnet partiet (McGann og Kitschelt 2005: 153). Foreliggende data viser at SVPs velgere passer den høyre-radikale velgerprofilen, og at det er særlig arbeidere, menn, unge og lavt utdannede som er overrepresenterte (McGann og Kitschelt 2005: 147; Fontana m.fl 2006; Coffè og Voorpostel 2010: 438). Tidligere forskning viser at en disproporsjonal andel av SVPs velgere er fra de yngste og de eldste aldersgruppene, og særlig er pensjonister overrepresentert (Fitzgerald og Coffè 2008: 3; McGann og Kitschelt 2005: 162). Kvinner er som nevnt tidligere mindre tilbøyelige til å stemme høyre-radikalt enn menn på generell basis, men i SVPs elektorat viser tidligere forskning at kjønnskjævheten er særlig påfallende (Fontana m.fl 2006: 243-244; Coffè og Voorpostel 2010: 438). Foreliggende data viser at kvinner er betydelig mindre tilbøyelige til å stemme SVP enn menn (Fontana m.fl 2006). Til tross for at SVP har en bred appell viser tidligere forskning at typiske høyre-radikale velgere, som skissert innledningsvis, er overrepresenterte blant partiets velgere. Den proporsjonale andelen av de demografiske gruppene som er mer disponerte for å stemme høyre-radikalt har tradisjonelt vært større i Sveits sammenlignet med andre land (McGann og Kitschelt 2005: 163). Andelen arbeidere og lavt utdannede, som SVP henter en disproporsjonal andel støtte fra, er imidlertid

demografiske grupper som reduseres i befolkningen, hvilket gjør at SVP er avhengig av å opprettholde en bred sosial appell dersom partiet skal bevare sin dominerende posisjon i Sveits (McGann og Kitschelt 2005: 164).

3.7 Østerrike: Freiheitliche Partei Österreichs, ”Østerrike først”

I 1999 ble det østerrikske frihetspartiet (FPÖ) tatt inn i varmen etter å ha vært ekskludert fra regjeringssamarbeid siden den treårige koalisjon med sosialdemokratene (SPÖ) tok slutt i 1986, som en følge av radikaliseringsen under lederskapet av Jürg Haider (Riedlsperger 1998: 29). Denne gangen var det av det borgerlige partiet det Østerrikske Folkeparti (ÖVP) og regjeringsskandalen ble møtt med massiv internasjonal kritikk og sanksjoner av EUs øvrige medlemsstater. Dette skyldes særlig Haiders ”Østerrike først” kampanje som ble lansert på begynnelsen av 1990- tallet og som ble oppfattet som svært rasistisk (Fallend 2004: 115). EUs kritikk bidro imidlertid til at regjeringsskandalen ble styrket framfor svekket og den internasjonale innblanding medførte at FPÖ fikk sympati blant de østerrikske velgerne (Müller og Fallend 2004: 802). Prisen FPÖ måtte betale for regjeringsskandalen var imidlertid høy. Haider ble ikke inkludert i kabinettet og resignerte som partiformann senere samme år for å stilne kritikerne (Fallend 2004: 115). Haider fortsatte imidlertid som partiets øverstkommanderende i kulissene inntil han forlot partiet i 2005 og stiftet det konkurrerende høyre-radikale partiet Bündnis Zukunft Österreich (BZÖ) sammen med andre utbrytere fra FPÖ (Luther 2009: 1049).

I likhet med det sveitsiske folkeparti har FPÖ røtter langt tilbake i tid. FPÖ ble formelt stiftet i 1956 av høyre-radikale krefter fra Verband der Unabhängigen (VdU), men partiet er en videreføring av den nasjonalliberale leiren, som kan dateres tilbake til revolusjonen av 1948 (Lorenz 2009: 243; Riedlsperger 1998: 27). Den nasjonalliberale leiren var imidlertid partipolitisk fraværende fram til 1949, da VdU ble stiftet og senere samme år kapret 11,9 prosent av stemmene ved valget (Lorenz 2009: 243). Profilen som et liberalt parti ble raskt utvannet og liberaliseringsprosjektet ble offisielt lagt død da Haider ble valgt som partileder i 1986 (Lorenz 2009: 245). Radikaliseringen av partiet under Haider førte til at den liberale fløyen brøt ut av partiet og stiftet et nytt parti Liberalt Forum (LF) i 1992 (Riedlsperger 1998: 36). Haider tok velgerne med storm og allerede ved valget i 1986 ble partiets oppslutning nesten doblet fra 5 prosent ved valget i 1983 til 9,7 prosent (Fallend 2004: 117).

Partiets oppslutning fortsatte å øke, og ved det skjebnesvangre valget i 1999 fikk FPÖ en oppslutning på 26,9 prosent. FPÖ erstattet med det ÖVP som det nest største partiet og tvang således ÖVP til et regjeringssamarbeid dersom SPÖ skulle holdes utenfor regjeringslokalene (Fallend 2004: 115-116). Regjeringsdeltakelsen ble katastrofal for FPÖ hvis oppslutning sank til kun 10 prosent ved nyvalget i 2002 (Fallend 2004: 116). ÖVP gjenreiste seg ved valget i 2002 og ble det største partiet med en oppslutning på hele 42,3 prosent (Fallend 2004: 116). ÖVPs klare valgseier endret styrkeforholdet mellom ÖVP og FPÖ, og regjeringskoalisjonen mellom disse ble fornyet i 2003, denne gang med FPÖ som lillebror (Müller og Fallend 2004: 802). Valgnederlaget i 2002 kombinert med at partiet ble tvunget til å moderere seg som følge av regjeringsdeltakelsen førte til splittelser internt i partiet og medførte at Haider forlot partiet og stiftet BZÖ i 2005 (Lorenz 2009: 246). Etter nok et valgnederlag i 2006, med en oppslutning på 11 prosent, gikk FPÖ i opposisjon mens SPÖ og ÖVP dannet en flertallsregjering (Luther 2009: 1053). Det radikale høyre gjenreiste seg ved valget i 2008 med en oppslutning på 28,2 prosent totalt (Luther 2009: 1053). FPÖ signaliserte at de ønsket å forbli i opposisjon til tross for en oppslutning på 17,5 prosent, og siden ÖVP og BZÖ, med henholdsvis 26 og 10,7 prosent av stemmene, ikke hadde flertall alene ble tvangsekteskapet mellom ÖVP og SPÖ fornyet (Luther 2009: 1057).

3.7.1 Velgernes: Arbeidernes førstevalg?

I likhet med det sveitsiske Folkeparti (SVP) har FPÖ tidvis hatt en rekordoppslutning sammenlignet med andre høyre-radikale partier i Vest-Europa. McGann og Kitschelt (2005: 147) peker på at FPÖ, i likhet med SVP, har lyktes å beholde deler av sin tradisjonelle velgergruppe samt kapret nye velgergrupper etter at partiet skiftet profil fra å være et nasjonalliberalt parti til å bli et høyre-radikalt parti. Den demografiske sammensetningen av befolkningen er påfallende lik i de to alpelandene, i form av at den proporsjonale andelen av de demografiske gruppene som ofte er overrepresentert i høyre-radikale partiers elektorat er større i disse to landene sammenlignet med andre Vest-europeiske lands befolkninger (McGann og Kitschelt 2005: 163). McGann og Kitschelt (2005) hevder at FPÖs suksess delvis kan tilskrives disse to faktorene. I utgangspunktet var FPÖs elektorat hovedsakelig sammensatt av middelklassevelgere med høyere utdanning og antiklerikale bønder (Riedlsperger 1998: 34).

FPÖs programmatisk endringer på slutten av 1980-tallet kombinert med de demografiske endringene forårsaket av postindustrialiseringen endret den sosialstrukturelle profilen til FPÖs elektorat (Riedlsperger 1998: 34). Antallet arbeidere og offentlig ansatte økte mens antallet bønder og selvstendige næringsdrivende sank tilsvarende (Riedlsperger 1998: 34). Radikaliseringen under lederskapet av Haider kostet FPÖ mange av de høyt utdannede velgerne. Samtidig tiltrakk partiet seg en betydelig større andel arbeidere, en fremgang som mer enn kompenserte for tapet av høyt utdannede (Riedlsperger 1998: 34). Partiet har fortsatt å gjøre det godt blant arbeiderklassen og i løpet av 1990-tallet tapte SPÖ en betydelig andel velgere til FPÖ (McGann og Kitschelt 2005: 152). Ved valget i 1999 var FPÖ arbeidernes førstevalg (Fallend 2004: 116). Helt fra partiets barndom har kvinner vært underrepresenterte blant FPÖs velgere, en utvikling som har fortsatt også i partiets senere faser (Riedlsperger 1998: 34; Fallend 2004: 116). Partiet gjør det også sterkest blant de yngste velgerne i aldersgruppen 19 -29 (Riedlsperger 1998: 35; Fallend 2004: 116). Ved valget i 2002 mistet imidlertid FPÖ grepet om arbeiderne og de yngste velgergruppene som et resultat av det katastrofale valgresultatet på 10 prosent (Fallend 2004: 119). Det gjenstår å se om FPÖ har lyktes i å gjenerobre disse sosiale gruppene.

3.8 Avslutning

Som det fremgår av landkapitlene har samtlige av de høyre-radikale partiene undergått betydelige programmatisk endringer i løpet av 1980- og 90-tallet. Politiseringen av innvandring, som en følge av eksplosjonen i ikke-vestlig innvandring til Vest Europa, har bidratt til en radikalisering av ytterste høyrefløy. Det er ikke bare i hva partiene tilbyr det har vært tendens til en konvergerende utvikling, også etterspørselen etter høyre-radikal politikk synes å være mer utbredt blant visse samfunnsgrupper. Som illustrert ovenfor indikerer foreliggende data at høyre-radikale partier henter sterkest støtte fra arbeidere, lavutdannede, menn og de yngste og de eldste velgergruppene. I neste kapittel gjøres det rede for de indikatorene som brukes for å undersøke hvorvidt det er hold i forståelsen av høyre-radikale velgere som marginaliserte, eller om dette må sies å være en utdatert forståelse.

4 Metodekapittel

4.1 Innledning

Formålet med dette kapittelet er å gjøre rede for de metodiske avveiningene som er lagt til grunn for de valgene som er tatt. Kapittelet inneholder begrunnelse av valg av case, presentasjon av datagrunnlaget, redegjørelse for dataenes validitet og reliabilitet, operasjonaliseringer av variablene som inngår i analysen, presentasjon av deskriptiv statistikk og til sist redegjørelse for og begrunnelse av valg av statistiske mål som anvendes i analysekapitlene.

4.2 Valg av case

Analysen av høyre-radikale velgeres sosialstrukturelle forankring er avgrenset til Vest Europa, og valg av case er betinget av at landet har et høyre-radikalt parti som har hatt en betydelig oppslutning over tid. Datamaterialet som benyttes er en kumulativ fil for de fire foreliggende rundene av European Social Survey (ESS). Datamaterialet er samlet inn i perioden fra 2002 til 2008, og det forutsettes dermed at partiene har vært politisk tilstedeværende med en viss oppslutning i dette tidsrommet. Inkludert i analysen er de høyre-radikale partiene i Frankrike, Belgia, Danmark, Østerrike, Sveits og Norge. Disse seks landene har som illustrert i landkapitlene alle høyre-radikale partier som har hatt en betydelig oppslutning over lengre tid.

Øvrige Vest europeiske land med høyre-radikale partier er dermed ekskludert på bakgrunn av enten for lav oppslutning eller for kort varighet. Nederland som i dag har et av de største høyre-radikale partiene i Vest Europa er utelatt fra analysen på grunn av manglende høyre-radikale partier i tidsperioden som undersøkes. Det nederlandske Partij voor de Vrijheid (PVV), som er det tredje største partiet i Nederland med en oppslutning på 15,5 prosent ved parlamentsvalget i 2010, ble ikke stiftet før i 2005 og er dermed ekskludert fra analysen på bakgrunn varighet. Det nederlandske List Pim Fortuyn (LPF) som gjorde et brakvalg i 2002 forsvant fort fra det politiske kartet og er utelatt fra analysen av samme grunn som PVV. Det tyske Die Republikaner (REP) har eksistert i en årrekke men har ikke lyktes med å slå gjennom nasjonalt og med en oppslutning på i underkant av 1 prosent ved nasjonale valg utelates Tyskland fra analysen. Sverigedemokraterna (SD), som er det nyeste tilskuddet av Vest europeiske høyre-radikale partier representert i nasjonalforsamlingen, ble først politisk

relevant ved parlamentsvalget i 2010 da partiet kapret 5,7 prosent av stemmene. Det britiske British Nationalist Party (BNP) har til tross for at partiet tiltrekker seg mange velgere i enkelte valgkretser i likhet med Tyskland ikke fått sitt nasjonale valggjennombrudd og inkluderes heller ikke i analysen. Det italienske Lega Nord (LN) omtales ofte som en del av den høyreradikale partifamilien men er først og fremst et regionalistisk separatistparti med en høyreradikal retorikk, og inngår ikke i analysen på bakgrunn av definisjonen av høyreradikale partier (Mudde 2007: 56).

4.3 Datagrunnlaget

Denne analysen bygger på kumulative data fra European Social Survey (ESS) runde 1 – 4. Den kumulative filen er basert på de fire foreliggende rundene av ESS og dataene er samlet inn i perioden fra 2002 - 2008. ESS gjentas hvert andre år og hensikten med undersøkelsen er å måle sosiale holdninger og hvordan de endres over tid i de totalt 30 landene som nå deltar. Den kumulative datafilen utkom først i begynnelsen av 2011 og er således et nytt bidrag til statistiske analyser av høyreradikale velgeres sosiale struktur. Med unntak av Østerrike er samtlige av landene i analysen inkludert i alle de fire rundene. Datainnsamlingen for runde 4 er ikke ferdigstilt i Østerrike, men Østerrike er fremdeles med i den kumulative filen basert på de tre første rundene. ESS benytter en fellesmodul i samtlige av rundene hvor standardkategoriene sosiodemografi, politikk, sosial tillit, subjektiv velvære og sosial eksklusjon er standardkategorier har vært inkludert i alle rundene. Den kumulative filen tillater analysering av et stort antall enheter da utvalget er vesentlig større enn i enkeltsurveyer. Typisk for mange standardsurveyer er en begrenset utvalgsstørrelse som i liten grad tillater en å skille tilstrekkelig mellom ulike sosiale klasser. Dette er som nevnt tidligere en svakhet ved flere empiriske studier av høyreradikale velgere. Landenes utvalgsstørrelse er gjengitt i tabellen nedenfor.

Tabell 4.1 Utvalgsstørrelse i de seks landene

Land	Belgia	Danmark	Frankrike	Norge	Sveits	Østerrike
N	7235	6108	7368	7095	7803	6918

N=42528 Kilde: ESS 1-4

Utvalgene til ESS trekkes enten ved bruk av enkel tilfeldig trekning, klyngeutvalg eller stratifisert sannsynlighetsutvelgelse avhengig av tilgjengelige rammer og finansiering (ESS: 5). Utvalgene trekkes fra nasjonale personregistre eller kommersielle databanker, avhengig av

lover om personvern, og tilfredsstillende dermed kriteriene for sannsynlighetsutvalg (Matsuo, Symons, Koen og Billiet 2009: 4). ESS krever at størrelsen på bruttoutvalget må være minimum 2000 og nettoutvalget minimum 1500 forutsatt at det totale innbyggertallet er over 2 millioner (ESS: 2). Datainnsamlingen gjennomføres som besøksintervjuer og selvutfyllingsskjema. For at dataene som samles inn skal være sammenlignbare og for at krav til god reliabilitet og validitet skal ivaretas stilles det strenge krav til gjennomføringen av undersøkelsene. Det legges stor vekt på at feltprosedyrene foregår i samme tidsrom og på mest mulig lik måte i samtlige av landene (SSB: 2). ESS er kjent for å ha et godt omdømme og regnes for å være en av de mest pålitelige komparative surveyundersøkelsene.

Det er stor kryssnasjonal variasjon i responsrate, så vel som variasjon innad i landene i de forskjellige rundene (Matsuo, Billiet og Loosveldt 2010: 15). Den gjennomsnittlige responsraten for de ulike landene er utregnet og oppsummert i tabell 1. Ingen av de utvalgte landene tilfredsstillende ESSs målsetning om en responsrate på 70 prosent. Men med unntak av Sveits og Frankrike er det gjennomgående en høy svarprosent i de øvrige landene og 60 prosent betraktes som en tilfredsstillende responsrate (Matsuo m.fl 2010).

Tabell 4.2 Gjennomsnittlig responsrate for de fire første rundene

Land	Belgia	Danmark	Frankrike	Norge	Sveits	Østerrike
Responsrate i prosent	60,1 %	59,1 %	45,5 %	64,3 %	45,9 %	62,3 %

N=42528 Kilde: Rådata er hentet fra ESS runde 1-4, kalkulasjonene er mine egne.

For å sikre et representativt utvalg er det nødvendig med en høy svarprosent i alle samfunnsgrupper. Hvis frafallet er stort blant visse grupper, og nettoutvalget skiller seg markant fra bruttoutvalget, svekkes representativiteten. I enkelte av landene kan også seleksjonssannsynligheten variere, og noen regioner og samfunnsgrupper vil være overrepresentert mens andre vil være underrepresentert (Ganninger 2007: 2) En måte å korrigere for eventuelle skjevheter er å vekte datasettet. I enkelte av landene vil avvikene fra bruttoutvalg til nettoutvalg være så beskjedne at det ikke gis grunnlag for å vekte, mens det i andre land vil være hensiktsmessig å vekte for å sørge for at utvalget gjenspeiler den totale populasjonen. Ved å vekte datasettet justeres skjevhetene ved at svarene til grupper som er overrepresentert tillegges mindre vekt mens svarene til grupper som er underrepresentert tillegges mer vekt. Vedlagt i datasettet er en ferdigkonstruert nasjonal vektingsvariabel, designvekt, som anvendes i denne analysen for å sørge for at eventuelle skjevheter rettes opp og at utvalget er representativt.

4.4 Validitet og reliabilitet

Validitet handler om hvorvidt man måler det man har til hensikt å måle. Med utgangspunkt i Cook og Campbells validitetssystem, som gjengitt i Torleif Lunds *Innføring i forskningsmetodologi*, skilles det her mellom fire typer validitet: statistisk validitet, indre validitet, begrepsvaliditet og ytre validitet. Statistisk validitet forutsetter at sammenhengen mellom avhengig og uavhengig variabel er statistisk signifikant og rimelig sterk (Lund 2002: 105). Hva som skal betraktes som en sterk sammenheng er en skjønnsmessig vurdering som kan avgjøres av signifikansnivået eller av andelen forklart varians. Siden det her brukes logistisk regresjon gir det ikke mening å snakke om andel forklart varians, men ved hjelp av pseudomål på R^2 kan man si noe om variabelenes forklaringskraft. Det opereres her med signifikansnivå på 0,01 og 0,05. Mens statistisk validitet forutsetter at det er en signifikant sammenheng er kausalitet en betingelse for indre validitet. Høy indre validitet er oppnådd hvis man med sikkerhet kan fastslå at de uavhengige variablene fører til høyreradikal stemmegivning og ikke omvendt (Lund 2002: 109). Sosialstrukturelle variabler som kjønn, klasse, alder, utdanning og inntekt vil naturlig nok komme forut for høyreradikal stemmegivning og ikke motsatt. Men den eksperimentelle metoden er den eneste metoden som med sikkerhet kan fastslå at A fører til B eller om B også kan føre til A (Skog 2004: 7). Denne oppgaven bygger på et ikke-eksperimentelt forskningsdesign som ikke er egnet til å avdekke kausalsammenhenger. Logistisk regresjon tillater oss og si hvorvidt og hvordan de uavhengige variablene påvirker avhengig variabel men sier ikke noe om kausalforholdet mellom avhengig og uavhengig variabel.

Begrepsvaliditet eller målevaliditet beskriver hvorvidt man måler det teoretiske begrepet man har til hensikt å måle. Begrepsvaliditet omhandler med andre ord i hvilken grad operasjonaliseringen av variablene måler det relevante begrepet (Adcock og Collier 2001: 529; Lund 2002: 120). Noen egenskaper, som for eksempel kjønn og alder, er direkte observerbare mens andre, som sosial klasse, sosial tillit og sosial isolasjon, er latente begrep det er vanskelig å operasjonalisere. En god operasjonalisering avhenger av en god teoretisk definisjon. Operasjonaliseringen av variablene gjennomgås i detalj nedenfor, og ved behov er indikatorer faktoranalyser for å undersøke hvorvidt begrepsvaliditeten er tilfredsstillende. Indikatorenes begrepsvaliditet påvirkes av systematiske målefeil som kan oppstå ved at spørsmålsformuleringene ikke fungerer tilfredsstillende og at indikatorene ikke måler det de er tiltenkt å måle. Som nevnt tidligere er datasettet som benyttes i denne oppgaven basert på

en kumulativ fil hvor standardkategoriene fra hver runde er inkludert. Det at de samme spørsmålene er stilt ordrett i flere runder indikerer at de er valide. En gjennomgang av dataene etter hver runde ville ha avslørt hvis noen av indikatorene ikke fungerte tilfredsstillende og spørsmålsformuleringen ville trolig ha blitt korrigert til neste runde. Det indikerer at andelen systematiske målefeil er lav og at begrepsvaliditeten er god.

Ytre validitet omhandler i hvilken grad funnene kan generaliseres med rimelig grad av sikkerhet (Lund 2002: 121). Ved å operere med et signifikansnivå på 0,01 og 0,05 generaliseres funnene med en sikkerhet på henholdsvis 99 og 95 prosent. Ytre validitet kan deles inn i *til* og *over* generalisering hvor førstnevnte er rettet mot en bestemt individpopulasjon, tid eller situasjon mens sistnevnte handler om hvor *bredt* det kan generaliseres (Lund 2002: 106). Med bakgrunn i analysens utvalgsstørrelse og tidsomfang kan funnene generaliseres både til høyreradikale velgere i de gitte landene og over den tidsperioden datagrunnlaget er samlet inn for. Siden dataene er av nyere dato, 2002 – 2008, og med utgangspunkt i at tidsperioden omfatter mer enn ett nasjonalvalg i alle landene er det rimelig grunn til å tro at funnene også kan generaliseres til øvrige valg i de gitte landene. Hvorvidt funnene kan generaliseres til andre vesteuropeiske land er mer diskutabelt. Det avhenger først og fremst av hvorvidt det finnes noen kryssnasjonale tendenser som er gjeldende i samtlige av analysens land. Dersom det er tilfelle er det grunn til å anta at disse tendensene også vil være tilstede i de øvrige vesteuropeiske landene som er ekskludert fra analysen. Skulle det derimot finnes få kryssnasjonale tendenser er det ikke grunnlag for at nasjonale tendenser kan generaliseres til andre land.

Reliabilitet omhandler hvorvidt gjentatte målinger med samme måleinstrument gir samme resultat (Ringdal 2007: 86). Reliabilitet handler med andre ord om i hvilken grad resultatene lar seg etterprøve. Innsamlingen av data organiseres av ESS, men foretas av nasjonale surveyorganisasjoner, og som nevnt ovenfor stilles det høye krav til hvordan datainnsamlingen gjennomføres. Framgangsmåten dokumenteres nøye av ESS som er kjent for å være en svært pålitelig surveyundersøkelse. Mens validitet påvirkes av systematiske målefeil påvirkes reliabiliteten av tilfeldige målefeil. ESS benytter seg av erfarne intervjuere som er godt opplært i intervjusituasjoner slik at tilfeldige målefeil skal reduseres til det minimale. Hvordan dataene anvendes i denne oppgaven redegjøres det detaljert for i dette kapittelet slik at det i størst mulig grad skal la seg etterprøve. Oppgavens reliabilitet ansees dermed for å være høy.

4.5 Operasjonaliseringer

Forskjeller i funn skyldes ofte ulik operasjonalisering og det er dermed viktig å gjøre rede for hvordan de teoretiske begrepene operasjonaliseres slik at kravene til god validitet og reliabilitet ivaretas.

4.5.1 Avhengig variabel: Høyre-radikal stemmegivning

Den avhengige variabelen høyre-radikal stemmegivning er operasjonalisert på bakgrunn av spørsmålet “Hvilket parti stemte du på i forrige nasjonalvalg”. Det er konstruert en avhengig variabel for hvert av de seks landene. Med unntak av for Norge fantes det to til tre partivalgvariabler for de øvrige landene. Dette skyldes at partiene er kodet ulikt i de forskjellige rundene som et resultat av at nye partier er kommet til eller at eldre partier har falt fra. De ulike partivalgvariablene ble slått sammen og omkodet slik at hvert parti ble gitt en og samme verdi. Deretter ble partivalgvariablene dikotomisert, og de som stemte på et høyre-radikalt parti er gitt verdien 1 mens de som stemte på et hvilket som helst av de andre partiene er gitt verdien 0. Det innebærer at i de landene det eksisterer flere høyre-radikale partier, er disse partiene slått sammen. Dette gjøres fordi formålet med analysen er å prøve om høyre-radikale velgere i Vest Europa er marginaliserte generelt, og ikke velgerne til de partiene som ble gjennomgått i landkapitlene spesielt. Disse partiene ble vektlagt fordi det er de som er politisk relevante mens øvrige høyre-radikale partier kun er en skygge av disse. Men for analysens formål er det hensiktsmessig også å inkludere velgerne til de mindre betydelige høyre-radikale partiene, da dette øker både antallet enheter og generaliseringspotensialet. Dette er tilfelle for Østerrike, som har to høyre-radikale partier i Freiheitliche Partei Österreichs og utbryterpartiet Bündnis Zukunft Österreich, Belgia, som har det flamske Vlaams Belang og det vallonske Front National, Frankrike, som har Front National og utbryterpartiet Mouvement National Republican, og til sist Danmark som både har Dansk Folkeparti og dets forgjenger Fremskridtspartiet. Formålet med analysen er ikke å sammenligne høyre-radikale velgeres sosiale struktur med øvrige partiers velgermasse, men å kunne sammenligne høyre-radikale partiers sosialstrukturelle forankring på tvers av land. Det ansees dermed som hensiktsmessig og dikotomisere de avhengige variablene. De som ikke stemte eller ikke oppga hva de stemte er utelatt fra analysen. Her må det imidlertid tas i betraktning at enkelte av disse ikke er stemmeberettigede da utvalget består av respondenter fra 15 årsalderen. I tabell 4.3 er frekvensfordelingene for avhengig variabel i de seks landene gjengitt.

Tabell 4.3 Oppslutning om høyre-radikale partier i de seks landene

Land	Belgia	Danmark	Frankrike	Norge	Sveits	Østerrike
Antall som stemte høyre-radikalt	454	429	264	849	823	235
Prosentvis høyre-radikal oppslutning	9,2 %	8,6 %	6,5 %	16 %	23,5 %	6,3 %
Antall som stemte på andre partier	4484	4576	3823	4459	2679	3502
N	4938	5005	4087	5308	3502	3737

N=26577

4.5.2 Uavhengige variabler

Kjønn

Kjønn er et empirisk målbart begrep i seg selv og operasjonaliseres ved spørsmålet om respondentenes kjønn. Kjønn er en naturlig dikotomi men for at konstantleddet skal få substansiell mening er den opprinnelige variabelen omkodet slik at menn er gitt verdien 1 og kvinner verdien 0. Dette gjøres for samtlige dikotome variabler. Menn er gitt verdien 1 siden det forventes at menn er mer tilbøyelige til å stemme høyre-radikalt enn kvinner. Kvinner utgjør således referansekategorien. Kjønn er som nevnt tidligere kun inkludert som en kontrollvariabel. Kjønn er inkludert i egenskap av og antas å påvirke sammenhengen mellom høyre-radikal stemmegivning og andre sosialstrukturelle variabler.

Alder

I likhet med kjønn er alder et empirisk målbart begrep og operasjonaliseres ved hjelp av den ferdigkonstruerte variabelen "*Respondentens alder kalkulert*". Variabelen er kalkulert ved at respondentenes oppgivelse av fødselsår er trukket fra året undersøkelsen ble gjennomført. I den multivariate analysen beholdes aldersvariabelen som en kontinuerlig variabel på forholdstallsnivå fremfor å kategorisere variabelen i aldersgrupper. Dette gjøres på bakgrunn av at kategorisering av kontinuerlige variabler kan medføre et stort informasjonstap (Ringdal 2007: 271). I den bivariante analysen inkluderes en gruppert aldersvariabel i tillegg til den kontinuerlige variabelen for å se hvilke aldersgrupper som er overrepresentert blant høyre-radikale velgere. Med bakgrunn i at det forventes at det er de yngste og de eldste aldersgruppene som er overrepresentert, og at det således antas å være en kurvelineær

sammenheng mellom alder og høyre-radikal stemmegivning, inkluderes det en kvadrert aldersvariabel i den multivariate analysen. Når modellen inkluderer både alder og kvadrert alder fanges en eventuell kurvelineær sammenheng opp. Deskriptiv statistikk for aldersvariabelen er gjengitt i tabellen nedenfor.

Tabell 4.4 Deskriptiv statistikk for alder

Land	Belgia	Danmark	Frankrike	Norge	Sveits	Østerrike
Minimumsverdi	17	18	16	19	16	18
Maksimumsverdi	99	102	98	97	102	94
Gjennomsnittsverdi	45,6	48,1	47,0	45,7	46,0	42,5
Standardavvik	18,5	17,8	18,1	17,5	17,9	17,1
N	7148	6072	7368	7094	7800	6899

N=42380

Utdanning

Utdanning operasjonaliseres ved hjelp av spørsmålet “*Hva er din høyeste utdanning?*”.

Utdanningsvariabelen er en kategorisk variabel målt på ordinalnivå med 5 kategorier. Med bakgrunn i at det er de laveste utdanningsgruppene som forventes å være overrepresentert blant høyre-radikale partiers velgere er den grupperte utdanningsvariabelen valgt til fordel for en kontinuerlig variabel oppgitt i antall fullførte år med heltidsutdanning. Kategoriene i sin helhet samt frekvensfordelingene fordelt på land er gjengitt i tabellen nedenfor.

Tabell 4.5 Frekvensfordeling for utdanning

Land	Belgia	Danmark	Frankrike	Norge	Sveits	Østerrike
1=Lavere enn grunnskole	13,2 %	1,7 %	18,4 %	0,8 %	4,5 %	1,5 %
2= Grunnskole	21,0 %	21,1 %	14,4 %	16,8 %	20,6 %	26,4 %
3=Videregående	36,7 %	39,1 %	39,9 %	41,4 %	49,0 %	59,4 %
4=Utdanning*	0,5 %	X	0,2 %	6,9 %	1,7 %	4,0 %
5=Høyere utdanning	28,2 %	37,3 %	27,0 %	33,4 %	24,2 %	8,6 %
Sum	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %
N	7217	6108	7368	7095	7774	6914

N= 42476 X=Ingen utdanninger som faller innunder denne kategorien. *Utdanning utover videregående men ikke høyere utdanning

Sosial klasse

Som nevnt i teorikapittelet var konflikten på arbeidsmarkedet den sentrale classeskillelinjen, og sosial klasse representerer den klassiske strukturelle skillelinjen i industrialiserte samfunn

(Knutsen 2010: 22). Som illustrert i teorikapittelet har postindustrialiseringen medført en rekke endringer i arbeideres yrkessituasjon, og med bakgrunn i proletariseringstendensen av høyrradikale partiers elektorat er det ventet en endring i mønsteret av klassestemmegivning. Klassestemmegivning måles normalt ved hjelp av yrke eller posisjon på arbeidsmarkedet, hvor det i større eller mindre grad skilles mellom ulike yrkesgrupper (Bjørklund 2009: 9). I denne analysen operasjonaliseres sosial klasse ved hjelp av Erikson og Goldthorpes (EG) classeskjema. EGs classeskjema betraktes som den mest innflytelsesrike konseptualiseringen og operasjonaliseringen av sosial klasse innen europeisk sosiologi (Evans 1992: 211-212). Basert på classeskjemaet tildeles respondentene sosial klasse på bakgrunn av grad av autoritet og autonomi i yrkessituasjon, og grad av inntektssikkerhet og karriereprospekter i markedssituasjon (Leiulfsrud, Bison og Jensberg 2005: 7). Det finnes flere versjoner av skjemaet, avhengig av detaljeringsgrad, og vedlagt i ESS er en syntaksfil basert på Erikson, Golthorpe og Portocareros (EGP) typologi. Det tas utgangspunkt i denne typologien, men de totalt 11 klassene fra den originale versjonen reduseres til 7 klasser for å bedre sammenligningsgrunnlaget i kryssnasjonale studier (Erikson og Goldthorpe 1992: 35). Dette gjøres for å sikre et tilstrekkelig antall enheter i hver enkelt klasse (Erikson og Goldthorpe 1992: 35). For denne analysens formål gis det lite teoretisk mening å differensiere mellom ytterligere sosiale klasser utover det. Den viktigste distinksjonen er mellom arbeiderklassene og de øvrige sosiale klassene med utgangspunkt i at arbeidere antas å være overrepresenterte blant høyrradikale partiers velgere. Klasseinndelingen i sin helhet gjengis i tabell 4.9.

Nedenfor gjengis spørsmålene som danner basis for EGs klasseinndeling. ESS måler respondentenes yrke på bakgrunn av tre spørsmål, *“Hva er/var navnet eller tittelen på hovedyrket ditt”*, *“Hva slags arbeid gjør/gjorde du stort sett i hovedyrket ditt”*, *“Hva slags opplæring eller kvalifikasjoner trengs/trengtes i denne jobben”* (Leiulfsrud, Bison og Jensberg 2005). Disse tre spørsmålene utgjør den internasjonale standarden for klassifisering av yrke (ISCO). Classeskjemaet er som nevnt basert på grad av autoritet og autonomi i jobbsituasjon, og i tillegg til spørsmål om yrkestittel, arbeidsoppgaver og kvalifikasjoner er følgende spørsmål inkludert i konstruksjonen av classeskjemaet: *“Arbeidsforhold”*, *“Hvor mange ansatte har/hadde du”*, *“Har/hadde du noe ansvar for å lede andre ansattes arbeid i hovedjobben din”*, *“Hvor mange mennesker er/var du leder for”*, *“I hvor stor grad lar/lot ledelsen på jobben deg selv organisere arbeidsdagen din”* (Leiulfsrud, Bison og Jensberg 2005). Samtlige av disse indikatorene utgjør det som her kalles EGs classeskjema.

Tabell 4.6 Frekvensfordeling for sosial klasse

Land	Belgia	Danmark	Frankrike	Norge	Sveits	Østerrike
1=Høyere tjenesteklasse	18,0 %	18,1 %	14,7 %	15,9 %	15,9 %	12,5 %
2=Lavere tjenesteklasse	23,4 %	23,5 %	26,3 %	25,6 %	26,8 %	22,7 %
3=Rutinefunksjonær	17,1 %	21,2 %	22,7 %	25,0 %	23,0 %	31,8 %
4=Småborgerskap	7,8 %	4,6 %	3,7 %	4,5 %	6,9 %	6,0 %
5=Faglært arbeider	11,7 %	11,3 %	11,0 %	13,0 %	11,7 %	10,8 %
6=Ufaglært arbeider	20,3 %	19,1 %	19,3 %	14,0 %	12,2 %	13,3 %
7=Bønder*	1,8 %	2,1 %	2,3 %	1,9 %	3,5 %	3,0 %
Sum	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %
N	6215	5718	6607	6610	7148	6018

N=38316 *Og andre selvstendige i primærnæringen

Sentralt i klasseskjemaet står skillet mellom ulike grupper ansatte, henholdsvis eiere, arbeidsgivere og arbeidstakere (Leiulfsrud, Bison og Jensberg 2005: 7). Tjenesteklassen finner en innenfor profesjonsyrker og andre yrker hvor det kreves høyere utdanning (Knutsen 2009: 145). Erikson og Goldthorpe (1992: 35-39) skiller mellom høyere og lavere tjenesteklasse hvor førstnevnte har lederstillinger mens sistnevnte, til tross for stor grad av autoritet, kontrolleres av høyere tjenesteklasse. Rutinefunksjonærer finner en i administrasjonsyrker og salg og servicesektoren (Erikson og Goldthorpe 1992: 38). Mens rutinefunksjonærer er typiske kvinneyrker er arbeidere typiske mannsyrker (Bjørklund 2009: 11). I EGs klasseskjemaet deles arbeiderklassen inn i faglærte og ufaglærte arbeidere. Små bedriftseiere og selvstendig næringsdrivende tilhører småborgerskapet, mens bønder og andre selvstendige i primærnæringen tildeles en egen sosial klasse tross at de er en viktig del av småborgerskapet.

Arbeidsledighet

Ustabil tilknytning til arbeidslivet operasjonaliseres ved hjelp av spørsmål om hvorvidt respondenten har hatt erfaring med arbeidsledighet og jobbsøking og om denne perioden fant sted i løpet av de fem siste årene. I datasettet finnes det tre forskjellige spørsmål som omhandler arbeidsledighet;

“Har du noen gang vært arbeidsledig og søkt arbeid i en periode på mer enn tre måneder” (arbled3mnd).

“Har en slik periode vart i tolv måneder eller mer” (arbled12mnd).

“Har noen av periodene du har fortalt om funnet sted i løpet av de siste fem årene” (arbledvar5år).

De to sistnevnte spørsmålene er kun stilt de respondentene som har svart ja på at de har vært arbeidsledige og jobbsøkende i en periode på 3 måneder eller mer (arbled3mnd). Mens de to første spørsmålene går på varighet, henholdsvis minimum 3 og 12 måneder, sier det siste spørsmålet ingenting om varigheten på arbeidsledighetsperioden, utover 3 måneder, kun hvorvidt det er innenfor en tidsramme på de siste 5 år. Samtlige av variablene er dikotome ja/nei variabler noe som gjør svarene lite nyanserte hvis en kun tar utgangspunkt i en av indikatorene. Siden det ønskes å belyse hvorvidt en ustabil tilknytning til arbeidslivet påvirker tilbøyeligheten til å stemme høyre-radikalt, vil det være interessant å se på både varigheten av ledighetsperioden og hvor nylig perioden var. En kortvarig ledighetsperiode langt tilbake i tid er for eksempel ingen god indikator på hvorvidt man har en ustabil tilknytning til arbeidslivet. Det indikerer snarere tvert i mot at man har en forholdsvis stabil tilknytning til arbeidslivet. Det forutsettes dermed at erfaringen av ledighet må være innenfor tidsrammen av de siste 5 år. Dermed konstrueres det to variabler på bakgrunn av de tre indikatorene. Den første omhandler varigheten på arbeidsledighets- og jobbsøkerperioden, og er en sammenslåing av de to første spørsmålene arbled3mnd og arbled12mnd. De som har svart nei på hvorvidt de noen gang har vært arbeidsledige og jobbsøkende i en periode på mer enn 3 måneder (arbled3mnd) er gitt verdien 0, de som har svart ja på at de har vært arbeidsledige og jobbsøkende i en periode på mer enn tre måneder (arbled3mnd) men aldri i 12 måneder eller mer (arbled12mnd) er gitt verdien 1, mens de som har svart ja på begge spørsmål er gitt verdien 2. Den andre variabelen omhandler hvor nylig perioden av arbeidsledighet og jobbsøking er, og er konstruert på bakgrunn av det første (arbled3mnd) og det siste spørsmålet (arbledvar5år). De som ikke har opplevd å være arbeidsledig og jobbsøkende i en periode på mer enn 3 måneder, er gitt verdien 0, de som har opplevd å være arbeidsledig og jobbsøkende i en periode på mer enn 3 måneder men ikke i løpet av de siste 5 år, er gitt verdien 1, mens de som har opplevd å være arbeidsledig og jobbsøkende i en periode på mer enn 3 måneder i løpet av de siste 5 år, er gitt verdien 2. Frekvensfordelingene over de to variablene er gjengitt i tabellen nedenfor.

Tabell 4.7(a-b) Frekvensfordeling for arbeidsledighet

Tabell 4.7a Varighet

Land	Belgia	Danmark	Frankrike	Norge	Sveits	Østerrike
0=Aldri vært arbeidsledig i mer enn 3mnd	73,9 %	72,2 %	66,8 %	80,1 %	86,6 %	79,0 %
1=Vært arbeidsledig i 3mnd men ikke i mer enn 12mnd	12,8 %	16,2 %	17,9 %	14,6 %	8,7 %	14,3 %
2=Vært arbeidsledig i mer enn 12mnd	13,3 %	11,6 %	15,3 %	5,3 %	4,7 %	6,6 %
Sum	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %
N	7234	6108	7368	7094	7804	6918

N=42526

Tabell 4.7b Nylig

Land	Belgia	Danmark	Frankrike	Norge	Sveits	Østerrike
0=Aldri vært arbeidsledig i mer enn 3mnd	73,9 %	72,2 %	66,8 %	80,1 %	86,6 %	79,0 %
1=Vært arbeidsledig i mer enn 3mnd men ikke i løpet av 5 år	15,0 %	17,8 %	17,9 %	11,6 %	6,4 %	10,5 %
2=Vært arbeidsledig i mer enn 3 mnd i løpet av 5 år	11,2 %	10,1 %	15,2 %	8,3 %	7,0 %	10,5 %
Sum	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %
N	7234	6108	7368	7095	7803	6918

N=42526

Inntekt

Inntekt operasjonaliseres ved hjelp av spørsmålet “*Husholdningens totale nettoinntekt*”. I runde fire av ESS ble en ny metode for å måle netto husholdningsinntekt introdusert. Fra å være inndelt i 12 ulike inntektskategorier i de tre første rundene, er inntektskategoriene i den fjerde runden nasjonale kategorier basert på den faktiske gjennomsnittsinntekten i det gitte landet (ESS 2008: 2). Ved å bruke landets gjennomsnittsinntekt som referansepunkt kalkuleres ti desiler hvor gjennomsnittsinntekten utgjør det femte desilet (ESS 2008: 2). Den nye målemetoden gjør utvilsomt sammenligningsgrunnlaget bedre. En lav inntekt i ett høyinntektsland tilsvarer ofte en høy inntekt i ett lavinntektsland. En inntektsvariabel basert på standardkategorier vil derfor vanskelig fange opp inntektsforskjellene i de ulike landene. Inntektskategoriene fra runde fire vil imidlertid avvike betraktelig fra inntektskategoriene i de øvrige rundene, og en sammenslåing av disse vil medføre et stort informasjonstap samt gi et feilaktig bilde av inntektsfordelingen. Dermed kjøres det to separate analyser med inntekt, en

for de tre første rundene og en for runde fire. Den gjennomsnittlige inntektsverdien i hvert land er gjengitt i tabellen nedenfor.

Tabell 4.8(a-b) Deskriptiv statistikk for inntekt for de seks landene

Tabell 4.8a Inntekt runde 1-3 (Inntekt gruppert i 12 kategorier)

Land	Belgia	Danmark	Frankrike	Norge	Sveits	Østerrike
Gjennomsnitt	6,8	7,8	6,7	8,4	8,8	6,7
Standardavvik	2,0	2,1	2,2	2,2	1,9	2,0
N	4437	3909	3222	5367	4543	4063

N=25542

Tabell 4.8b Inntekt runde 4 (Inntekt gruppert i 10 kategorier)

Land	Belgia	Danmark	Frankrike	Norge	Sveits
Gjennomsnitt	7,5	5,9	6,3	6,5	5,7
Standardavvik	2,4	2,8	2,7	2,5	2,6
N	1567	1392	1822	1481	1357

N=7619 Østerrike er utelatt fra tabell 4.8b siden Østerrike ikke er med i runde 4.

Som det fremgår av tabellen har totalt 33161 enheter av utvalget på 42528, oppgitt et gyldig svar på spørsmålet om husholdningens netto inntekt. Det er ikke uvanlig i surveyundersøkelser at mange respondenter unnlater å oppgi sin personlige eller husholdningens inntekt. Men det er viktig å påpeke at det minsker utvalget, og potensielt gjør utvalget skjevt dersom andelen som har unnlatt å oppgi inntekten er større blant visse inntektsgrupper. Det innebærer at funnene må tolkes med forsiktighet.

Husholdningsinntekt er isolert sett ikke en tilfredsstillende indikator på den økonomiske sikkerheten for enkeltindivider. Mange med lav eller ingen inntekt bor sammen med og forsørges av ektefelle eller andre familiemedlemmer, mens mange med høy inntekt tilsvarende kan være hovedforsørger for barn og/eller ektefelle uten personlig inntekt. Det vil derfor være hensiktsmessig å kontrollere den samlede husholdningsinntekten både for husholdningens størrelse og sammensetning. Dette kan gjøres ved å justere husholdningsinntekten ved bruk av en såkalt ekvivalensskala. I inntektsstatistikk er det vanlig å benytte ekvivalensskalaer hvor inntekten beregnes per forbruksenhet og hvor voksne og barn tillegges ulik vekt (Epland, Lunde og Mørk 2005). Det finnes flere ekvivalensskalaer som i ulik grad vektlegger stordriftsfordeler ved å bo i en stor husholdning. Jeg har valgt å legge den såkalte EU-ekvivalensskalaen til grunn hvor første voksne gis vekt 1, andre voksne vekt 0,5 mens barn gis vekt lik 0,3 (Epland, Lunde og Mørk 2005). På bakgrunn av

spørsmålet “*Hvor mange bor til vanlig i din husholdning, medregnet deg selv og eventuelle barn*“ er det stilt spørsmål om “*Hvilket år han/hun er født*“. På bakgrunn av disse opplysningene har jeg konstruert en variabel som tar høyde både for størrelsen og sammensetningen av husholdningen ved at barn og voksne er tillagt ulik vekt i henhold til EUs ekvivalensskala. Variabelen inkluderes i analysen som uavhengig variabel slik at det gis et estimat på effekten av husholdningsinntekt kontrollert for husholdningens størrelse og sammensetning. Husholdningsstørrelse kan også tenkes å ha en selvstendig effekt på tilbøyeligheten til å stemme høyrradikalt, jamfør tesen om sosial isolasjon, og det vil dermed kontrolleres for dette i analysen.

Sosial isolasjon

Sosial isolasjon er et latent begrep det er vanskelig å operasjonalisere. I denne oppgaven er sosial isolasjon definert som manglende sosial integrasjon og fraværet av nære vennskaps- og familierelasjoner. Mens førstnevnte dekker det objektive aspektet, utgjør sistnevnte et mer subjektivt aspekt ved sosial isolasjon. Bosted kan også være av betydning for sosial isolasjon, og den teoretiske antakelsen er at de som er bosatt i rurale strøk ofte vil være mer sosial isolerte enn de som er bosatt i urbane strøk og derav mer tilbøyelige til å stemme høyrradikalt. Bosetting kan sies å dekke et mer fysisk aspekt ved sosial isolasjon, mens de øvrige er mer psykologiske. Sosial isolasjon, definert som sosial interaksjon eller integrasjon, kan sies å fange opp det uformelle deltakelsesaspektet ved sosial kapital som omhandler deltagelse i uformelle sosiale nettverk. I datasettet er det tre indikatorer i en av standardkategoriene *subjektiv velvære og sosial eksklusjon* som omhandler sosial interaksjon og integrasjon;

“Hvor ofte omgås du sosialt med venner, slektninger eller arbeidskollegaer” (hyppighet).

Omgås sosialt betyr her og omgås av egen fri vilje fremfor å omgås på grunn av arbeidet eller av ren plikt. Indikatoren er målt på en skala fra 1-7, fra aldri, mindre enn en gang i måneden, en gang i måneden, flere ganger månedlig, en gang i uka, flere ganger i uka og til sist daglig.

“Har du noen du kan diskutere personlige og intime spørsmål med” (nærhet). Noen i dette tilfelle inkluderer ektefeller. Variabelen er en dikotom ja/nei variabel.

“Hvor ofte deltar du i sosiale aktiviteter, sammenlignet med andre på din alder” (mengde). Indikatoren er målt på en skala fra 1-5, fra mye mindre enn de fleste, mindre enn de fleste, omtrent det samme, mer enn de fleste og til sist mye mer enn de fleste.

En faktoranalyse av indikatorsettet tilsa at indikatorene ikke var egnet for å utgjøre en indeks. Det kan tyde på at indikatorsettet ikke er endimensjonalt, og at indikatorene måler ulike aspekter ved sosial isolasjon. Til tross for at en indeks ofte er mer begrepsvalid og reliabel enn en enkeltindikator, er det bedre med relevante enkeltindikatorer framfor et indikatorsett med tvilsomme indikatorer (Christophersen 2009b: 2). Samtlige av indikatorene inkluderes i analysen, men beholdes som separate indikatorer. De to førstnevnte indikatorene brukes også av Rydgren (2009), som enkeltindikatorer, i hans operasjonalisering av sosial isolasjon i tillegg til en rekke andre indikatorer som går på tilfredshet og psykologisk velvære. Det er imidlertid ikke teoretisk grunnlag for å inkludere en rekke indikatorer på psykologisk velvære. Det er først og fremst det objektive aspektet ved sosial isolasjon, i form av sosial integrasjon, som vektlegges her.

“Hvor ofte omgås du sosialt med venner, slektninger eller arbeidskollegaer” sier noe om hyppigheten på den sosiale omgangen, og antagelsen er at jo oftere man omgås venner, kollegaer og slektninger dess mindre tilbøyelig er man til å stemme høyre-radikalt. “Har du noen du kan diskutere personlige og intime spørsmål med“ sier noe om nærheten i relasjonen, og hvor fortrolig man er med de som inngår i det sosiale nettverket. Variabelen er som nevnt en dikotom ja/nei variabel og det antas at de som har ikke har noen å diskutere intime og private spørsmål med er mer sosialt isolerte og derav mer tilbøyelige til å stemme høyre-radikalt. De som har svart nei gis dermed verdien 1, mens de som har svart ja utgjør referanse-kategorien. Det siste spørsmålet “Hvor ofte deltar du i sosiale aktiviteter, sammenlignet med andre på din alder” sier noe om mengden sosialt samvær sammenlignet med jevnaldrende. Det kan imidlertid være vanskelig å vite hva som er normalen blant jevnaldrende, og sammenligningsgrunnlaget kan dermed variere fra respondent til respondent. En overvekt av respondentene, om lag halvparten, har oppgitt *omtrent det samme som* og det kan indikere at spørsmålet ikke fungerer tilfredsstillende. Indikatoren inkluderes men resultatene tolkes med forsiktighet grunnet lite spredning.

Tabell 4.9(a-c) Deskriptiv statistikk over sosial isolasjon

Tabell 4.9a Hyppighet

Land	Belgia	Danmark	Frankrike	Norge	Sveits	Østerrike
Gjennomsnitt	5,2	5,3	5,2	5,7	5,3	5,2
Standardavvik	1,4	1,2	1,4	1,3	1,3	1,4
N	7225	6090	7359	7091	7797	6887

N=42449

Tabell 4.9b Mengde

Land	Belgia	Danmark	Frankrike	Norge	Sveits	Østerrike
Gjennomsnitt	2,7	2,9	3,0	2,9	2,7	2,9
Standardavvik	1,0	0,9	0,8	0,8	0,9	0,9
N	7188	6037	7330	7084	7596	6743

N=41978

Tabell 4.9c Nærhet

Land	Belgia	Danmark	Frankrike	Norge	Sveits	Østerrike
0= Ja	88,2 %	93,1 %	88,1 %	94,6 %	96,2 %	91,6 %
1= Nei	11,8 %	6,9 %	11,9 %	5,4 %	3,8 %	8,4 %
Sum	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %
N	7224	6048	7360	7083	7784	6732

N=42231

Bosted operasjonaliseres ved hjelp av spørsmålet “Hvilken betegnelse passer best på området du bor i”. Indikatoren er målt på en skala fra 1-5, fra en storby, en forstad eller utkanten av en storby, en liten eller mellomstor by, et bygdesentrum eller et spredtbygde strøk. Denne er valgt til fordel for bostedsvariabelen “Region” som er inndelt i regioner. En variabel som er inndelt i regioner sier lite om hvorvidt man bor i de urbane eller rurale områdene av regionen. På bakgrunn av det teoretiske grunnlaget forventes de som bor i bygdesentrum eller i spredtbygde strøk å være mer tilbøyelige til å stemme høyre-radikalt.

Tabell 4.10 Frekvensfordeling over bosted

Land	Belgia	Danmark	Frankrike	Norge	Sveits	Østerrike
Storby	11,9 %	16,3 %	19,0 %	14,5 %	7,0 %	19,1 %
Forstad/utkanten av en storby	11,2 %	20,8 %	12,3 %	18,8 %	10,7 %	7,8 %
Liten/mellomstor by	23,5 %	34,6 %	34,4 %	25,5 %	21,3 %	27,9 %
Bygdesentrum	48,0 %	16,8 %	29,2 %	22,7 %	55,4 %	39,9 %
Spredtbygd strøk	5,4 %	11,5 %	5,1 %	18,5 %	5,7 %	5,4 %
Sum	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %
N	7197	6063	7366	7089	7801	6918

N=42434

Sosial tillit

I likhet med sosial isolasjon er sosial tillit et latent begrep det er vanskelig å operasjonalisere. Som nevnt i teorkapittelet avgrenses sosial tillit her til å gjelde generalisert tillit, det vil si tillit til fremmede, fremfor å inkludere både generalisert og partikularisert tillit. I datasettet er det tre indikatorer som er ment å fange opp generalisert sosial tillit;

“Vil du stort sett si at folk flest er til å stole på, eller at en ikke kan være for forsiktig når en har med andre å gjøre” (tillit). Indikatoren er målt på en skala fra 0 – 10, hvor 0 er en kan ikke være for forsiktig og 10 er folk flest er til å stole på.

“Tror du at folk flest vil prøve å utnytte deg hvis de fikk sjansen, eller vil de prøve å behandle deg rimelig og rettferdig” (rettferdig). Indikatoren er målt på en skala fra 0 – 10, hvor 0 er folk flest vil prøve å utnytte meg og 10 er folk flest vil prøve å være rimelige og rettferdige.

“Vil du si at folk stort sett prøver å være hjelpsomme, eller tenker de mest på seg selv” (hjelpsom). Indikatoren er målt på en skala fra 0 – 10, hvor 0 er folk tenker mest på seg selv og 10 er folk forsøker stort sett å være hjelpsomme.

De tre indikatorene er alle målt på samme skala og med samme skalaretning, fra et negativt til et positivt standpunkt. Det første spørsmålet er det klassiske tillitsspørsmålet utledet av Elisabeth Noelle-Neumann på slutten av 1940- tallet. Et tiår senere supplerte Morris Rosenberg det første spørsmålet med de to siste for å konstruere en mer valid og reliabel tillitsskala som i ettertid har fått tilnavnet Rosenbergs tillitsskala (Zmerli og Newton 2008: 709). Enkeltindikatorer fanger sjelden opp hele innholdet i latente begreper, og det kan derfor

være hensiktsmessig å konstruere en indeks på bakgrunn av de tre spørsmålene. Begrepsvaliditeten og målingsreliabiliteten til enkeltindikatorer er dessuten ofte mangelfulle sammenlignet med indikatorsett (Christophersen 2009b: 1). Ved å bruke ett sett indikatorer reduseres tilfeldige målefeil og reliabiliteten og begrepsvaliditeten, forutsatt at indeksen er endimensjonal, øker. Før en indeks kan konstrueres er det imidlertid nødvendig å kartlegge hvorvidt indikatorene fanger opp det teoretiske innholdet på en tilfredsstillende måte i samtlige av landene og om alle indikatorene bør inkluderes i indeksen. For at et indikatorsett skal utgjøre en indeks på en meningsfylt måte forutsettes det at indikatorene korrelerer innbyrdes og at kommunaliteten, varians minimum to indikatorer deler, er tilfredsstillende (Christophersen 2009b: 1-4). Dette kan gjøres ved hjelp av faktoranalyse hvis hensikt er å redusere kompleksiteten i datamaterialet eller og bekrefte en antatt underliggende struktur (Hair, Tatham, Anderson og Black 1998: 91).

På bakgrunn av teori og tidligere forskning forventes indikatorsettet og danne én underliggende dimensjon, eller mer presist én faktor. Dette tilsier at en semi-konfirmerende faktoranalyse bør utføres (Norris 2005: 156; Zmerli og Newton 2008: 709). Gjennom en semi-konfirmerende faktoranalyse vurderes indikatorsettets underliggende struktur og kommunalitet (Christophersen 2009a: 205). Høy kommunalitet er et uttrykk for god begrepsvaliditet og intuitivt bør fellesvariansen overstige den unike variansen (Christophersen 2009a: 205). Kommunalitet rundt .3 oppfattes som akseptabelt, men lavere verdier enn dette indikerer at indikatoren ikke passer sammen med de øvrige indikatorene (Pallant 2010: 198). For faktorladninger er det vanlig å operere med en øvre grense på .80 og en nedre grense på .30, forutsatt at utvalget er stort, for hva som ansees å være tilstrekkelig og nødvendig korrelasjon mellom en indikator og en faktor (Hair m.fl 1998: 111). Det gjennomføres en prinsippal faktoranalyse hvor det skilles tilstrekkelig mellom ulike typer varians. Før indikatorene faktoranalyseres er det nødvendig å kontrollere for skjevhet og kurtose. Fordelingene til hver indikator bør være tilnærmet like og skjevhet mellom ± 1 oppfattes som akseptabelt, mens det aksepteres noe høyere verdier for kurtose (Christophersen 2009b: 5). Deskriptiv statistikk viser at indikatorenes fordeling er tilnærmet lik og skjevheten er langt innenfor den kritiske verdien ± 1 , mens verdiene for kurtose er innenfor hva som oppfattes som akseptabelt.

For å kontrollere at indikatorenes faktorstruktur er tilnærmet lik i alle seks land, gjennomføres faktoranalyser for hvert av landene. Dette er viktig for å være sikker på at indikatorene måler

det samme latente begrepet i alle landene, og at det dermed gis mening å bruke indeksen i en kryssnasjonal analyse. På bakgrunn av de to første rundene av ESS har Reeskens og Hooghe (2008) undersøkt de tre indikatorenes måleekvivalens i samtlige av landene som inngår i ESS. De konkluderer med at indikatorene måler det samme latente begrepet i alle landene, og at indeksen er en reliabel og valid indeks. Videre konkluderes det med at en indeks bestående av alle de tre indikatorene gir et mer presist mål på generalisert sosial tillit enn ved kun å bruke en eller to av indikatorene (Reeskens og Hooghe 2008: 530). Til tross for at måleekvivalensen er tilfredsstillende finner Reeskens og Hooghe (2008: 530) at skalaekvivalensen er problematisk i enkelte av landene. Det innebærer at en sammenligning av generalisert sosial tillit på tvers av landene ikke gir mening uten at det tas visse forbehold. Dette er imidlertid uproblematisk for min analyse hvis formål ikke er å sammenligne nivået av sosial tillit, men å sammenligne effekten av sosial tillit på høyre-radikal stemmegivning. For denne analysens formål er det tilstrekkelig at indeksen måler det samme i alle land, og det forutsetter at faktorladningene er tilnærmet like (Reeskens og Hooghe 2008: 530). Reeskens og Hooghes (2008) analyse er kun gjort på bakgrunn av de to første rundene av ESS, og siden de fire foreliggende rundene brukes her er det nødvendig å kontrollere at faktorstrukturen i den kumulative filen samsvarer med faktorstrukturen i de to første rundene. I tabell 6 er faktorladningene, mål på hvorvidt korrelasjonsmatrisen er egnet for faktoranalyse (Kaiser-Meyer-Olkin) og hvorvidt korrelasjonsmatrisen omfatter signifikante korrelasjoner med tilfredsstillende styrke, Bartletts signifikanstest, gjengitt.

Tabell 4.11 Faktorladninger, KMO og Bartletts signifikanstest for de tre indikatorene i de seks landene

	Belgia	Danmark	Frankrike	Norge	Sveits	Østerrike
Tillit	.713	.712	.631	.700	.661	.679
Rettferdig	.681	.783	.653	.753	.705	.793
Hjelpsom	.522	.536	.525	.478	.548	.731
KMO	.648	.653	.643	.634	.654	.696
Bartletts*	.000	.000	.000	.000	.000	.000
N	7181	6054	7333	7086	7759	6732

N=42145 *Signifikanstest

Faktoranalysen indikerer at den empiriske strukturen til indikatorsettet samsvarer med den teoretiske, og at indikatorsettet i sin helhet er egnet for å konstruere en generalisert sosial tillitsindeks. Det fremkommer av tabellen at faktorladningene er tilnærmet like i de seks landene. Det innebærer at indikatorsettet måler det samme latente begrepet i alle landene og er egnet for å utgjøre en indeks. Tabellen viser at samtlige av de tre indikatorene lader høyt.

Ladninger over .70 er meget tilfredsstillende og innebærer at kommunaliteten er over 50 prosent (Hair m.fl 1998: 111; Christophersen 2009a: 211). De to første indikatorene lader svært høyt i samtlige av landene mens den tredje indikatoren gjennomgående lader noe lavere. Samtlige av faktorladningene er imidlertid langt innenfor det kritiske intervallet på mellom .30 - .80. Avvikene mellom observert og reprodusert korrelasjonsmatrise er gjennomgående lave og alle avvikene er innenfor $\pm .05$ hvilket indikerer at faktormodellen er tilfredsstillende (Christophersen 2009a: 214). KMO-verdier over .60 tilsier at matrisen er egnet for faktoranalyse, mens signifikante utslag ($p < .05$) på Bartletts signifikanstest indikerer tilstrekkelige korrelasjoner (Pallant 2010: 187). Samtlige av KMO-verdiene er over .60 og Bartletts signifikanstest viser at alle utslagene er signifikante på .00 nivå. Det indikerer at korrelasjonsmatrisen er velegnet for faktoranalyse.

Før indeksen opprettes er det hensiktsmessig å vurdere indikatorsettets reliabilitet. Indikatorsettets reliabilitet indikerer hvorvidt indikatorsettet representerer en tilfredsstillende operasjonalisering av generalisert sosial tillit (Christophersen 2009b: 241). Dette gjøres ved hjelp av Cronbachs alfa som er et mål på indre konsistens og en form for reliabilitetstest. Cronbachs alfa varierer mellom 0 og 1, der høy verdi indikerer høy indre konsistens og systematisk relasjon mellom indikatorene (Christophersen 2009b: 241). Ustandardisert Cronbachs alfa er .733, hvilket innebærer at 73 prosent av indikatorsettets varians er reliabel varians. I likhet med faktoranalysen indikerer reliabilitetsanalysen at det er et tilstrekkelig empirisk grunnlag for å konstruere en generalisert sosial tillitsindeks på bakgrunn av indikatorsettet.

Som illustrert ovenfor har samtlige av indikatorene samme skala, fra 0 til 10, og skalaretning, fra et negativt til et positivt standpunkt, og er dermed egnet for en additiv indeks. Alle indikatorene ansees som like gode operasjonaliseringer av generalisert sosial tillit, og bør derfor telle likt. Det opprettes dermed en likeveid additiv indeks. Å utelukke enheter reduserer utvalget, og kan gjøre utvalget skjevt, samtidig som det er uheldig å inkludere enheter med ugyldig verdi på et flertall av indikatorene (Christophersen 2009b: 223). Derfor utelukkes de som kun har svart på ett av spørsmålene, mens de som har svart på to av tre spørsmål inkluderes. Enheter med missing verdi på en av indikatorene tildeles gjennomsnittet for enhetens øvrige indikatorer. Frekvensfordeling over antallet enheter med missing verdi på en eller flere av indikatorene, viser at antallet enheter med ugyldig verdi på en eller flere av indikatorene er begrenset. I overkant av 99 prosent av alle enhetene har gyldig verdi på

samtligge av indikatorene. Det indikerer at indikatorene fungerer tilfredsstillende. Indeksen opprettes som et gjennomsnitt av antall indikatorer, noe som gjør at indeksskalaen blir lik indikatorskalaen. Det vil si at indeksskalaen går fra 0 -10 og fra et negativt til et positivt standpunkt. Fordelen med en indeks som opprettes som et gjennomsnitt av antallet indikatorer, istedenfor som en sum av, er at det er enklere å erstatte enhetene som har missing verdi med gyldig verdi (Christophersen 2007: 253). Valget har ingen konsekvenser for resultatene av analysene som gjennomføres (Christophersen 2007: 253). Gjennomsnittet for indeksen for de seks landene er gjengitt i tabellen nedenfor.

Tabell 4.12 Deskriptiv statistikk for sosial tillit

Land	Belgia	Danmark	Frankrike	Norge	Sveits	Østerrike
Gjennomsnitt	5,1	6,8	4,9	6,6	5,9	5,4
Standardavvik	1,7	1,6	1,7	1,5	1,6	1,9
N	7229	6089	7358	7093	7800	6884

N=42453

Med bakgrunn i det som er illustrert ovenfor ansees indeksen å være både valid og reliabel. Spørsmålsformuleringen *folk flest* kan potensielt ha vært en kilde til forvirring. Ideelt sett burde kanskje spørsmålsformuleringen ha vært fremmede siden det er disse generalisert tillit refererer til. Tvetydigheten ved hva eller mer presist hvem begrepet folk flest omfavner kan ha blitt tolket på ulike måter. Termen folk flest omfatter utvilsomt fler enn ens nærmeste sirkel av familie og venner. Men i følge Newton og Dehley (2005: 314) kan tillitsfulle mennesker være mer tilbøyelige til å inkludere flere i forståelsen av folk flest enn mennesker med lav sosial tillit som potensielt kan begrense folk flest til de de stoler på. Reeskens og Hooghes (2008: 516) peker også på at spørsmålsformuleringen er problematisk og at det er uklart om folk flest refererer til folk man omgås på daglig basis med eller om det refererer til en bredere populasjon. Newton og Dehley (2005: 314) viser imidlertid til flere studier som har dokumentert at generalisert tillit, operasjonalisert som tillit til folk flest, lader høyt på tillit til fremmede og at spørsmålsformuleringen er adekvat. Begrepsvaliditeten ansees dermed som tilfredsstillende, noe faktoranalysen også indikerte.

4.6 Valg av metode

For å analysere sammenhengene mellom avhengig og uavhengige variabler utføres det både bivariante og multivariate analyser. De statistiske verktøyene som anvendes i analysekapitlene begrunnes og gjennomgås nedenfor.

4.6.1 Bivariat analyse

De bivariante sammenhengene mellom høyreradikal stemmegivning og de uavhengige variablene analyseres ved hjelp av krysstabeller og korrelasjonsanalyse. Disse er valgt til fordel for bivariat regresjonsanalyse, da det ikke gir mening å sammenligne de logistiske regresjonskoeffisientene. Sammenhengene mellom avhengig variabel og de kategoriske uavhengige variablene krysstabuleres, og ved hjelp av statistiske mål beskrives styrken og retningen på sammenhengene. Mens krysstabeller er beregnet for variabler på nominalt eller ordinale målenivå, analyseres sammenhengene mellom avhengig variabel og de kontinuerlige uavhengige variablene ved hjelp av korrelasjonsanalyse. Hvilke mål som anvendes på hvilke variabler avhenger av målenivå. Siden avhengig variabel, høyreradikal stemmegivning, er en dikotom variabel er det de uavhengige variablenes målenivå som avgjør hvilke korrelasjonsmål som skal anvendes. Dette skyldes at spørsmålet om målenivå ikke er relevant for dikotomier, og i prinsippet kan man selv velge hvilket målenivå en ønsker å tillegge dikotome variabler (Hellevik 2002: 182).

Pearsons r er det mest anvendte korrelasjonsmålet. Pearsons r går fra -1 til $+1$, hvor tallverdien viser korrelasjonens styrke mens fortegnet viser korrelasjonens retning. En korrelasjon på 0 indikerer at det ikke er en sammenheng mellom de to variablene. Det finnes ingen fasitsvar på hva som bør betraktes som svake, moderate og sterke sammenhenger, hverken ved bruk av r eller andre korrelasjonsmål (Pallant 2010: 134). Verdien ± 1 er en idealverdi og i praksis oppnår man sjelden korrelasjoner over 0.50 ved bruk av surveydata. Hva som bør betraktes som sterke korrelasjoner avhenger blant annet av type data. Generelt stilles det lavere krav til hva som kan betraktes som en sterk korrelasjon ved bruk av surveydata med individer enn annen type data da det er knyttet færre målefeil til surveydata. I henhold til en ofte sitert publikasjon av Cohen (1988) betraktes korrelasjoner på 0.10 som svake, korrelasjoner på 0.30 som moderate mens korrelasjoner på 0.50 sterke. Dette gjelder uavhengig av om tallverdiene er positive eller negative. Ved bruk av surveydata med

individer som enhet kan det være rimelig å betrakte korrelasjoner mellom 0.10 og 0.30 som moderate og korrelasjoner mellom 0.30 og 0.50 som sterke. Cohens (1988) klassifiseringen kan anvendes både for pearsons r og for øvrige standardiserte korrelasjonsmål. Men med bakgrunn i at det hersker stor uenighet om den absolutte styrken, er det mer interessant å se på den relative styrken.

Pearsons r forutsetter at variablene er kontinuerte variabler eller dikotomier (Ringdal 2007: 300). I de tilfellene hvor uavhengig variabel er en kategorisk variabel må andre korrelasjonsmål benyttes. Eta koeffisienten tilsvarer Pearsons korrelasjonskoeffisient og er et spesialtilfelle av Pearsons r som anvendes på variabler som er målt på et lavere målenivå (Ringdal 2007: 300; Garson 2008). Eta sier ingenting om den kausale retningen og koeffisienten har dermed ikke noe fortegn og varierer kun fra 0 til 1 (Garson 2008). I tolkningen av retningen på korrelasjonen legges de teoretiske forventningene til grunn (Garson 2008). Eta forutsetter imidlertid at uavhengig variabel er en kategorisk variabel målt på nominalnivå (Garson 2008). For kategoriske variabler på ordinalnivå bør andre korrelasjonsmål benyttes.

Det finnes en rekke korrelasjonsmål beregnet på ordinale variabler, og det kan derfor være hensiktsmessig å skille mellom ordinale variabler med få kategorier og ordinale variabler med mange kategorier (Ringdal 2007: 312). For ordinale variabler med få kategorier vil det garantert være mange enheter som deler verdier på en variabel, forutsatt at utvalget er stort. For slike variabler er Stuarts tau-c, også kalt Kendalls tau-c, Kendalls tau-b og Goodman og Kruskals gamma egnede mål (Ringdal 2007: 312). For ordinale variabler med mange kategorier der enhetene har sin eksklusive rang er Kendalls tau og Spearmans rangkorrelasjon nærliggende alternativer (Ringdal 2007: 312). I denne analysen har samtlige av variablene på ordinalnivå få kategorier og med et så stort utvalg vil ingen av enhetene ha sin eksklusive rang. Ved å bruke korrelasjonsmål som er egnet for ordinale variabler hvor enhetene har sin eksklusive rang på variabler hvor mange enheter har sammenfallende rang, risikerer man at disse enhetene utelukkes i beregningen av korrelasjonen (Hellevik 2002: 255). Også ved bruk av gamma som er et mål egnet for variabler med få kategorier kan sammenfallende ranger ignoreres. I motsetning til gamma korrigerer både tau-b og tau c for sammenfallende ranger. Mens tau-b forutsetter at begge variabler har et likt antall kategorier, beregnes tau-c både for variabler med et likt antall kategorier og for variabler med et ulikt antall kategorier (Ringdal 2007: 315). For at korrelasjonene skal være sammenlignbare brukes tau-c som

korrelasjonsmål i begge tilfeller. Tau-c varierer mellom -1 og +1 der koeffisientens tallverdi viser styrken i sammenhengen mens fortegnet viser om sammenhengen er positiv eller negativ (Ringdal 2007: 312).

4.6.2 Multivariat analyse

Multivariat analyse kan avdekke to forhold når det gjelder sammenhengen mellom variabler, som ikke fanges opp gjennom bivariate analyser (Hellevik 2002: 279). For det første kan sammenhengen mellom to variabler påvirkes av en eller flere andre variabler. Dette omtales som samspill mellom de uavhengige variablene i effekten på avhengig variabel. For det andre kan det være en sammenheng mellom de uavhengige variablene i regresjonsmodellen (Hellevik 2002: 279). Korrelerer de uavhengige variablene meget sterkt (multikolaritet eller ekstrem multikolaritet) påvirkes standardfeilen til regresjonskoeffisientene.

Regresjonsanalyse er egnet både for å si i hvilken grad og i hvilken retning de uavhengige variablene påvirker høyre radikal stemmegivning. Regresjonsanalyse forutsetter at variablene kan behandles som kontinuerlige variabler (Hellevik 2002: 275). Kategoriske variabler som ikke lar seg behandle metrisk vil gjøres om til et sett dummyvariabler i den multivariate analyse. Lineær regresjon (OLS) er den mest anvendte regresjonsmodellen, men dersom den avhengige variabelen er dikotom eller kun har et fåtall forskjellige verdier bør man overveie å benytte logistisk regresjon (Skog 2004: 215). Logistisk regresjonsanalyse er et egnet statistisk verktøy for dikotome avhengige variabler, og i faglitteraturen har logistisk regresjon nærmest blitt behandlet som det ubestridte valget for regresjonsanalyser men en dikotom avhengig variabel. I senere tid har synet på at lineær regresjon ikke er egnet for dikotome avhengige variabler blitt utfordret. Ottar Hellevik (2009) har tatt til orde for at det er fordelingen på avhengig variabel som bør være avgjørende for valg av regresjonsmodell. Skjev fordeling på avhengig variabel taler til fordel for logistisk regresjon. Det er vanlig å operere med en maksimal fordeling på .25/.75 for at lineær regresjon kan anvendes (Christophersen 2009: 177). Hvis fordelingen er skjevere kan signifikantstesting og intervallestimeringen påvirkes ved bruk av OLS regresjon (Christophersen 2009: 117). I tilfeller med skjevere fordeling på avhengig variabel bør logistisk regresjon brukes. Det er viktig å understreke at logistisk regresjon kan anvendes uavhengig av fordelingen på avhengig variabel, men er særlig egnet når fordelingen er skjev. Som illustrert ovenfor er den avhengige variabelen dikotomisert, og de som stemte høyre radikalt er gitt verdien 1 mens alle andre er gitt verdien 0. Det innebærer

at det vil være en ekstremt skjev fordeling på den avhengige variabelen, og logistisk regresjon er det mest egnede valget.

For at logistisk regresjon kan anvendes må visse forutsetninger være oppfylt. Det forutsettes at den logistiske kurven gir en korrekt beskrivelse av den empiriske sammenhengen, at de enkelte observasjonene er uavhengig av hverandre, og at det ikke finnes bakenforliggende variabler som både er årsak til avhengig variabel og korrelerer med uavhengig variabel (Skog 2004: 380). Sammenhengen mellom avhengig og uavhengig variabel må med andre ord ikke være helt eller delvis spuriøs. Den første forutsetningen går på hvorvidt modellen passer til dataene og kan testes ved bruk av Hosmer-Lemeshow-testen (Skog 2004: 381). Hosmer-Lemeshow-testen bygger på avviket mellom predikerte og observerte frekvenser og ikke-signifikant avvik ($p > .05$) indikerer at modellen ikke kan avvises (Christophersen 2007: 208). Resultatene fra testen gjengis ikke i sin helhet her, men et signifikansnivå på .638 angir at modellen passer til dataene. Testen sier ingenting om hvor godt modellen passer, bare hvorvidt den passer eller ikke. Den andre forutsetningen, om at de enkelte observasjonene er uavhengige av hverandre, er automatisk oppfylt når man har et sannsynlighetsutvalg (Skog 2004: 380). Den tredje forutsetningen, om spuriøse sammenhenger, er substansielt sett den viktigste forutsetningen og samtidig den vanskeligste å underbygge empirisk (Skog 2004: 381). Problemet oppstår når man har utelatt variabler som både påvirker avhengig variabel og er korrelert med en eller flere av de uavhengige variablene (Skog 2004: 253). Dersom restleddet korrelerer med en av de uavhengige variablene vil man få et feilaktig inntrykk av hvordan den uavhengige variabelen påvirker avhengig variabel (Skog 2004: 253). Problemet oppstår ikke dersom den utelatte årsaksvariabelen er ukorrelert med uavhengig variabel. Det vil alltid være en eller flere årsaksvariabler som er utelatt fra modellen, men det er uproblematisk dersom disse ikke korrelerer med en av de uavhengige variablene (Skog 2004: 253). Gjennom å utvide regresjonsmodellen til multivariate sammenhenger kan man kontrollere for mulige konfunderende faktorer (Skog 2004: 405).

5 Bivariat analyse

5.1 Innledning

I dette kapittelet analyseres de bivariate sammenhengene mellom avhengig variabel og de uavhengige variablene. Som diskutert i metodekapittelet er det de uavhengige variabelenes målenivå som avgjør hvilke korrelasjonsmål som benyttes. Ordinale variabler behandles ofte som kontinuerlige variabler i regresjonsanalyse framfor å omgjøres til et sett dummyvariabler. Man skal imidlertid være forsiktige med å tillegge variabler et høyere målenivå enn de faktisk befinner seg på (Hellevik 2002: 180). Derfor presenteres det bivariate analyser av sammenhengen mellom høyre-radikal stemmegivning og uavhengige variabler på ordinalnivå både med tau-c og med Pearsons r. Er disse korrelasjonskoeffisientene tilnærmet like er det grunn til å behandle ordinalnivåvariablene som kontinuerlige variabler i den multivariate regresjonsanalysen.

Krysstabellene presenteres i sin helhet for sterke og signifikante sammenhenger, eller der avvikende mønstre identifiseres. For sammenhenger som ikke er signifikante, eller svake, er kun korrelasjonskoeffisienter og signifikansnivå gjengitt. Samtlige av krysstabellene prosentueres i uavhengig variabel, slik at det er fordelingen i uavhengig variabel på avhengig variabel som fremstilles. Med andre ord fremgår det av tabellene hvor stor prosentandel i de ulike sosiale gruppene det er som stemmer høyre-radikalt og hvor stor prosentandel det er som stemmer på andre partier. Tolkningen av krysstabellene følger dermed denne logikken. For ordens skyld bør det presiseres at betegnelsene høyre-radikal oppslutning i gitte sosiale grupper, og gitte sosiale gruppers oppslutning om eller tilbøyelighet til å stemme høyre-radikalt brukes omvekslende i oppgaven. Dette gjøres kun av språklige hensyn, slik at fremstillingen av tilsynelatende samme fenomen varierer.

5.2 Sosialstrukturelle variabler

Alder

Alder er en kontinuerlig variabel målt på forholdstallsnivå. Som nevnt tidligere forventes tilbøyeligheten til å stemme høyre-radikalt å være størst blant de yngste og de eldste alderssegmentene. Sammenhengen mellom alder og høyre-radikal stemmegivning forventes

med andre ord å være kurvelineær. I tilfeller hvor sammenhengen mellom to variabler er ikke-lineær vil Pearsons r betraktelig underestimere styrken på sammenhengen (Pallant 2010: 123). Spredningsdiagram brukes ofte for å avdekke eventuelle ikke-lineære sammenhenger. Det forutsetter imidlertid at begge variablene er kontinuerlige, og med en dikotomisk avhengig variabel gir spredningsdiagrammet liten mening (Pallant 2010: 74). På bakgrunn av teoretiske forventninger antas det å være en kurvelineær sammenheng mellom alder og høyre-radikal stemmegivning, men uten et spredningsdiagram har vi ingen empiriske indikasjoner på at det er en ikke-lineær sammenheng. Derfor beholdes alder som en kontinuerlig variabel, og det gjennomføres en korrelasjonsanalyse med Pearsons r som korrelasjonsmål.

Tabell 5.1(a) Korrelasjonsanalyse av sammenhengen mellom høyre-radikal stemmegivning og alder i de seks landene

Land	Belgia	Danmark	Frankrike	Norge	Sveits	Østerrike
Pearsons r	-.041**	.059**	.008	-.030*	.029	-.006
N	4902	4992	4086	5308	3501	3732

N=26521 *Korrelasjonen er signifikant på 0,5 nivå. **Korrelasjonen er signifikant på 0,1 nivå.

Som det fremgår av tabellen, varierer koeffisientens fortegn i de ulike landene. I halvparten av landene er sammenhengen mellom alder og høyre-radikal stemmegivning positiv, det vil si at tilbøyeligheten til å stemme høyre-radikalt øker i takt med alder, mens den i de resterende landene er negativ og tilbøyeligheten til å stemme høyre-radikalt er størst i ung alder.

Sammenhengen mellom alder og høyre-radikal stemmegivning er kun signifikant i Belgia, Danmark og Norge. Korrelasjonen er positiv i Danmark og negativ i de to øvrige landene. Samtlige av sammenhengene er svake, hvilket kan tyde på at alder kun har en marginal effekt på høyre-radikal stemmegivning.

Med bakgrunn i at det forventes å være en kurvelineær sammenheng opprettes det en gruppert aldersvariabel slik at sammenhengen mellom alder og høyre-radikal stemmegivning krysstabuleres. En krysstabell vil avdekke hvorvidt det er de yngste og eldste velgergruppene som er mest tilbøyelige til å stemme høyre-radikalt. Sammenhengen mellom alder og høyre-radikal stemmegivning er gjengitt i tabellen nedenfor.

Tabell 5.1(b) Krysstabell over sammenhengen mellom høyre-radikal stemmegivning og alder i de seks landene

Belgia

	18-24	25-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79	80-105	Totalt
Høyre-radikale	11,8 %	8,8 %	11,1 %	9,3 %	8,2 %	8,5 %	7,7 %	5,5 %	9,2 %
Andre partier	88,2 %	91,2 %	88,9 %	90,7 %	91,8 %	91,5 %	92,3 %	94,5 %	90,8 %
Sum	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %
N	425	374	872	1040	906	632	469	181	4899

Tau-c=-.029**

Danmark

	18-24	25-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79	80-105	Totalt
Høyre-radikale	9,9 %	7,8 %	5,1 %	7,7 %	7,9 %	10,5 %	14,2 %	10,3 %	8,6 %
Andre partier	90,1 %	92,2 %	94,9 %	92,3 %	92,1 %	89,5 %	85,8 %	89,7 %	9,4 %
Sum	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %
N	274	294	908	994	1014	857	438	213	4992

Tau-c=.041**

Frankrike

	18-24	25-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79	80-105	Totalt
Høyre-radikale	1,7 %	3,6 %	6,3 %	7,8 %	8,0 %	5,6 %	6,8 %	3,6 %	6,5 %
Andre partier	98,3 %	96,4 %	93,7 %	92,2 %	92,0 %	94,4 %	93,2 %	96,4 %	93,5 %
Sum	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %
N	172	222	632	837	890	683	483	166	4085

Tau-c=.006

Norge

	18-24	25-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79	80-105	Totalt
Høyre-radikale	21,9 %	22,5 %	16,4 %	13,7 %	14,2 %	16,1 %	15,6 %	17,2 %	16,0 %
Andre partier	78,1 %	77,5 %	83,6 %	86,3 %	85,8 %	83,9 %	84,4 %	82,8 %	84,0 %
Sum	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %
N	311	329	1104	1145	1085	707	429	198	5308

Tau-c=-.029*

Sveits

	18-24	25-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79	80-105	Totalt
Høyre-radikale	25,6 %	27,8 %	19,6 %	21,4 %	21,9 %	27,3 %	27,5 %	22,6 %	23,5 %
Andre partier	74,4 %	72,2 %	80,4 %	78,6 %	78,1 %	72,7 %	72,5 %	77,4 %	76,5 %
Sum	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %
N	164	144	526	800	684	637	386	159	3500

Tau-c=.036*

Østerrike

	18-24	25-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79	80-105	Totalt
Høyreradikale	9,4 %	7,8 %	5,3 %	5,2 %	4,5 %	7,4 %	10,9 %	5,6 %	6,3 %
Andre partier	90,6 %	92,2 %	94,7 %	94,8 %	95,5 %	92,6 %	89,1 %	94,4 %	93,7 %
Sum	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %
N	392	205	533	1095	727	462	230	89	3733

Tau-c=-.002 *Korrelasjonen er signifikant på 0,5 nivå. **Korrelasjonen er signifikant på 0,1 nivå.

Det fremkommer av tabellen at sammenhengen mellom høyreradikal stemmegivning og alder er signifikant også i Sveits, i tillegg til Belgia, Danmark og Norge, når alder deles inn i aldersgrupper. Korrelasjonen er positiv i Sveits og Danmark hvor det er de eldste aldersgruppene, særlig de mellom 60-69 og 70-79, som er mest tilbøyelige til å stemme høyreradikalt. I begge landene er også den yngste aldersgruppen, 18-24, mer tilbøyelig til å stemme høyreradikalt enn gjennomsnittet. I Norge er sammenhengen negativ men også her kan man ane konturene av en eventuell kurvelineær sammenheng. De to yngste aldersgruppene, 18-24 og 25-29, og den eldste er mest tilbøyelig til å stemme høyreradikalt. Det kan tyde på at det er en kurvelineær sammenheng mellom alder og høyreradikal stemmegivning i Danmark, Norge og Sveits. I Belgia derimot er de eldste velgergruppene minst tilbøyelige til å stemme høyreradikalt, og sammenhengen er negativ. I Frankrike er det oppsiktsvekkende nok de yngste og de eldste velgergruppene som er minst tilbøyelige til å stemme høyreradikalt. Korrelasjonen mellom alder og stemmegivning er imidlertid ikke signifikant, i hverken Frankrike eller i Østerrike. Forskjellene blant aldersgruppene er små i samtlige land, hvilket underbygger funnene fra korrelasjonsanalysen. I den multivariate regresjonsanalysen inkluderes en kvadrert aldersvariabel, i tillegg til den kontinuerlige aldersvariabelen, som vil fange opp eventuelle kurvelineære sammenhenger. Siden H_2 postulerer en kurvelineær sammenheng hverken styrkes eller svekkes hypotesen før den multivariate analysen er gjennomført.

Utdanning

Utdanning målt som høyeste utdanningsnivå en typisk ordinalvariabel. Som illustrert i metodekapittelet har utdanningsvariabelen fem kategorier og disse kan rangeres fra lavt til høyt utdanningsnivå. Prosentfordelingene og korrelasjonen mellom utdanning og høyreradikal stemmegivning er gjengitt i tabellen nedenfor.

Tabell 5.2 Krysstabell over sammenhengen mellom høyreradikal stemmegivning og utdanning

Belgia

	Lavere enn grunnskole	Grunn- skole	Videre- gående	Utdanning*	Høyere utdanning	Totalt
Høyreradikale	10,1 %	13,1 %	12,3 %	13,3 %	3,0 %	9,2 %
Andre partier	89,9 %	86,9 %	87,7 %	86,7 %	97,0 %	90,8 %
Sum	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %
N	584	868	1856	30	1585	4931

Tau-c= -.075**. r=-.054**

Danmark

	Lavere enn grunnskole	Grunn- skole	Videre- gående	Utdanning*	Høyere utdanning	Totalt
Høyreradikale	13,6 %	15,1 %	10,5 %		3,9 %	8,6 %
Andre partier	86,4 %	84,9 %	89,5 %		96,1 %	91,4 %
Sum	100 %	100 %	100 %		100 %	100 %
N	59	841	2019		2063	5005

Tau-c= -.091**. r=-.048**

Frankrike

	Lavere enn grunnskole	Grunn- skole	Videre- gående	Utdanning*	Høyere utdanning	Totalt
Høyreradikale	10,3 %	7,1 %	7,9 %	0,0 %	2,2 %	6,5 %
Andre partier	89,7 %	92,9 %	92,1 %	100 %	97,8 %	93,5 %
Sum	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %
N	748	483	1599	7	1295	4087

Tau-c= -.062**. r=-.117**

Norge

	Lavere enn grunnskole	Grunn- skole	Videre- gående	Utdanning*	Høyere utdanning	Totalt
Høyreradikale	13,6 %	22,5 %	21,6 %	19,2 %	7,0 %	16,0 %
Andre partier	86,4 %	77,5 %	78,4 %	80,8 %	93,0 %	84,0 %
Sum	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %
N	22	759	2123	395	1995	5309

Tau-c= -.140**. r=-.038**

Sveits

	Lavere enn grunnskole	Grunn- skole	Videre- gående	Utdanning*	Høyere utdanning	Totalt
Høyre-radikale	44,3 %	27,0 %	26,4 %	20,6 %	15,3 %	23,4 %
Andre partier	55,7 %	73,0 %	73,6 %	79,4 %	84,7 %	76,6 %
Sum	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %
N	97	418	1806	63	1104	3490

Tau-c= -.119**. r=-.049**

Østerrike

	Lavere enn grunnskole	Grunn- skole	Videre- gående	Utdanning*	Høyere utdanning	Totalt
Høyre-radikale	5,7 %	8,5 %	6,1 %	4,9 %	3,8 %	6,2 %
Andre partier	94,3 %	91,5 %	93,9 %	95,1 %	96,2 %	93,8 %
Sum	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %
N	35	731	2357	185	425	3735

Tau-c= -.025**. r=.009 *Korrelasjonen er signifikant på 0,5 nivå. **Korrelasjonen er signifikant på 0,1 nivå. * Utover videregående men ikke høyere utdanning

Som det fremgår av tabellen er samtlige av de signifikante korrelasjonene negative, hvilket indikerer at jo lavere utdanning jo mer tilbøyelige er man til å stemme høyre-radikalt. Sterkest korrelerer utdanning og høyre-radikal stemmegivning i Norge, Frankrike og Sveits, avhengig av hvilket korrelasjonsmål som legges til grunn. I disse landene er sammenhengene moderat sterke, mens korrelasjonen i de øvrige landene er svake. Med bakgrunn i krysstabellene er samtlige av sammenhengene statistisk signifikante, men korrelasjonen er ikke signifikant i Østerrike når sammenhengen analyseres ved hjelp av Pearsons r. Prosentfordelingene illustrerer at forskjellene i høyre-radikal stemmegivning er størst mellom velgere med og uten høyere utdanning. Særlig fremtredende er dette i Belgia, Danmark, Frankrike og Norge hvor en stor tallmessig andel av velgerne har høyere utdanning, og hvor kun en liten prosentandel av disse stemmer høyre-radikalt. Forskjellene i høyre-radikale partiers oppslutning i grupper uten høyere utdanning er minimale. Med utgangspunkt i den bivariante analysen styrkes *H3 Velgere med lav eller ingen formell utdanning er mer tilbøyelige til å stemme høyre-radikalt i* *egenskap av å være mer henfalte til å omfavne autoritære verdier* i alle landene utenom Østerrike når Pearsons r legges til grunn. I den multivariate analysen inkluderes en samspillsvariabel mellom utdanningsnivå og kjønn for å undersøke om effekten av utdanning er betinget av effekten av kjønn. Dette gjøres på bakgrunn av teoretiske indikasjoner om at utdanning og kjønn, eller mer presist lav utdanning og det å være mann, øker tilbøyeligheten til å stemme høyre-radikalt.

Sosial klasse

Sosial klasse er en kategorisk variabel som her behandles på nominalnivå. Enkelte av klassene kan tenkes og rangeres hierarkisk ut fra prestisje og sosioøkonomisk status, eller faglige kvalifikasjoner. Dette gjelder særlig tjenesteklassene og arbeiderklassene. Basert på prestisje og sosioøkonomisk status kan tjenesteklassene utvilsomt rangeres høyere enn de øvrige klassene, mens arbeiderklassene motsatt kan rangeres lavere (Erikson og Goldthorpe 1992:46). Sosiale klasser som rutinefunksjonærer, småborgerskapet og bønder og andre selvstendige i primærnæringen derimot kan vanskelig forsvares plassert inn i et slikt hierarki (Erikson og Goldthorpe 1992: 46). Variabelen behandles dermed som en nominalvariabel framfor en ordinalvariabel, og eta brukes som mål på korrelasjon mellom høyre-radikal stemmegivning og sosial klasse. Resultatene fra krysstabellene gjengis nedenfor.

Tabell 5.3 Krysstabell over sammenhengen mellom høyre-radikal stemmegivning og sosial klasse

Belgia

	Høyere tjeneste-klasse	Lavere tjeneste-klasse	Rutine-funksjonær	Småborger -skap	Faglært arbeider	Ufaglært arbeider	Bønder*	Totalt
Høyre-radikale	5,1 %	6,2 %	9,2 %	10,9 %	16,5 %	13,8 %	3,2 %	9,4 %
Andre partier	94,9 %	93,8 %	90,8 %	89,1 %	83,5 %	86,2 %	96,8 %	90,6 %
Sum	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %
N	867	1136	748	350	502	875	93	4571

Eta=.139**

Danmark

	Høyere tjeneste-klasse	Lavere tjeneste-klasse	Rutine-funksjonær	Småborger -skap	Faglært arbeider	Ufaglært arbeider	Bønder*	Totalt
Høyre-radikale	3,8 %	5,7 %	8,5 %	11,0 %	13,7 %	14,8 %	6,4 %	8,6 %
Andre partier	96,2 %	94,3 %	91,5 %	89,0 %	86,3 %	85,2 %	93,6 %	91,4 %
Sum	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %
N	948	1205	956	227	520	818	110	4784

Eta=.145**

Frankrike

	Høyere tjeneste-klasse	Lavere tjeneste-klasse	Rutine-funksjonær	Småborger -skap	Faglært arbeider	Ufaglært arbeider	Bønder*	Totalt
Høyre-radikale	3,7 %	3,3 %	7,2 %	3,9 %	10,4 %	12,6 %	3,7 %	6,4 %
Andre partier	96,3 %	96,7 %	92,8 %	96,1 %	89,6 %	87,4 %	96,3 %	93,6 %
Sum	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %
N	694	1130	830	152	357	603	108	3874

Eta=.143**

Norge

Norge	Høyere tjeneste-klasse	Lavere tjeneste-klasse	Rutine-funksjonær	Småborger -skap	Ufaglært arbeider	Faglært Arbeider	Bønder*	Totalt
Høyre-radikale	7,8 %	11,4 %	15,3 %	24,1 %	26,0 %	27,6 %	9,1 %	15,9 %
Andre partier	92,2 %	88,6 %	84,7 %	75,9 %	74,0 %	72,4 %	90,9 %	84,1 %
Sum	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %
N	883	1433	1176	237	601	613	99	5042

Eta=.193**

Sveits

	Høyere tjeneste-klasse	Lavere tjeneste-klasse	Rutine-funksjonær	Småborger -skap	Faglært arbeider	Ufaglært Arbeider	Bønder*	Totalt
Høyre-radikale	16,2 %	18,5 %	20,7 %	26,6 %	31,4 %	35,2 %	53,6 %	23,4 %
Andre partier	83,8 %	81,5 %	79,3 %	73,4 %	68,6 %	64,8 %	46,4 %	76,6 %
Sum	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %
N	680	997	672	259	296	281	168	3353

Eta=.215**

Østerrike

	Høyere tjeneste-klasse	Lavere tjeneste-klasse	Rutine-funksjonær	Småborger -skap	Faglært arbeider	Ufaglært Arbeider	Bønder*	Totalt
Høyre-radikale	5,6 %	5,1 %	5,1 %	8,6 %	10,0 %	10,2 %	2,4 %	6,3 %
Andre partier	94,4 %	94,9 %	94,9 %	91,4 %	90,0 %	89,8 %	97,6 %	93,7 %
Sum	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %
N	532	870	986	209	331	402	127	3457

Eta=.090** **Korrelasjonen er signifikant på 0,1 nivå. *Og andre selvstendige

næringsdrivende i primærnæringen.

Tabellen viser at samtlige av korrelasjonene mellom høyre-radikal stemmegivning og sosial klasse er statistisk signifikante. Som nevnt ovenfor sier eta koeffisienten ingenting om retningen på sammenhengen mellom de to variablene, bare om styrken på korrelasjonen. Likevel fremgår det av prosentfordelingene at det er størst oppslutning om høyre-radikale

partier i arbeiderklassene sammenlignet med de øvrige sosiale klassene. Både blant faglærte og ufaglærte arbeidere er den prosentvise andelen som stemte høyre-radikalt omtrent dobbelt så stor som blant tjenesteklassene. Dette er i samsvar med de teoretiske forventningene om at arbeiderklassevelgere er overrepresentert blant høyre-radikale velgere. Prosentandelen som stemmer høyre-radikalt er tilsvarende lav blant tjenesteklassene. Det er dermed nærliggende å anta at tilbøyeligheten til å stemme høyre-radikalt øker jo lenger ned man befinner seg i *klassehierarkiet*. Det vil si at korrelasjonen mellom høyre-radikal stemmegivning og sosial klasse forventes å være positiv med bakgrunn i at de øverste sosiale klassene er gitt lav verdi. Som påpekt ovenfor kan ikke samtlige av klassene plasseres inn et klassehierarki, men det gir allikevel mening å rangere arbeiderklassene lavere enn de to tjenesteklassene. Med unntak av i Frankrike, er oppslutningen om høyre-radikale partier vesentlige større i småborgerskapet enn den totale oppslutningen til partiene. Motsatt er høyre-radikale partiers oppslutning betydelig lavere blant bønder og andre selvstendige i primærnæringen i samtlige av landene utenom Sveits. I Sveits stemmer over halvparten av bøndene og andre selvstendige i primærnæringen høyre-radikalt. Dette må imidlertid sees i sammenheng med at SVP ble stiftet som et bondeparti forankret nettopp i den sosiale klassen. Rutinefunksjonærer er hverken under- eller overrepresentert blant høyre-radikale velgere, og i samtlige av landene tilsvarer prosentfordelingene blant rutinefunksjonærene partienes totale oppslutning.

Resultatene fra den bivariate sammenhengen mellom høyre-radikal stemmegivning og sosial klasse styrker *H5 Arbeidere, særlig ufaglærte, er mer tilbøyelig til å stemme høyre-radikalt*. Korrelasjonen mellom sosial klasse og høyre-radikal stemmegivning er klart sterkest i Sveits og Norge. Men også i Belgia, Danmark og Frankrike er korrelasjonen moderat sterk. Korrelasjonen er svakest i Østerrike, hvor prosentfordelingen blant de ulike sosiale klassene i Østerrike er påfallende sammenlignet med de øvrige landene. Det er små variasjoner i de ulike sosiale klassenes stemmegivning. Størst er forskjellene i de to arbeiderklassene men forskjellene er ikke tilnærmet like store som forskjellene i de øvrige landene.

Arbeidsledighet

Arbeidsledighet måles ved hjelp av varighet på arbeidsledighetsperioden og hvorvidt perioden av ledighet er innenfor de fem siste årene. Begge variablene har tre kategorier og kan rangeres ut i fra henholdsvis varighet på arbeidsledighetsperioden og hvor nylig perioden var.

Prosentfordelingene og korrelasjonen mellom arbeidsledighet og høyre-radikal stemmegivning

er gjengitt i tabellene nedenfor. Først presenteres resultatene for variabelen som måler varigheten på arbeidsledighet, deretter hvor nylig perioden av arbeidsledighet er.

Tabell 5.4(a-b). Bivariat analyse av sammenhengen mellom høyre-radikal stemmegivning og arbeidsledighet

Tabell 5.4(a). Varighet

Land	Belgia	Danmark	Frankrike	Norge	Sveits	Østerrike
Tau-c	.014	.025**	.018*	.045**	-.032**	.010
Pearsons r	.027	.050**	.045**	.090**	-.059**	.029
N	4938	5005	4086	5307	3505	3736

N=26577 *Korrelasjonen er signifikant på 0,5 nivå. **Korrelasjonen er signifikant på 0,1 nivå.

Tabell 5.4(b). Nylig

Land	Belgia	Danmark	Frankrike	Norge	Sveits	Østerrike
Tau-c	.014	.025**	.018*	.045**	-.032**	.011
Pearsons r	.028	.049**	.035*	.069**	-.054**	.030
N	4938	5005	4087	5309	3502	3737

N=26578 *Korrelasjonen er signifikant på 0,5 nivå. **Korrelasjonen er signifikant på 0,1 nivå.

De to variablene som måler arbeidsledighet gir tilnærmet samme resultat med både tau-c og pearsons r. For alle landene utenom Sveits er sammenhengen mellom arbeidsledighet, både varighet på perioden og hvor nylig den var, og høyre-radikal stemmegivning positiv. Med bakgrunn i at høy verdi indikerer mye av egenskapen er retningen på sammenhengene som forventet. For Sveits går sammenhengen i motsatt retning både når det gjelder varighet og hvor nylig perioden av arbeidsledighet er. Med andre ord er tilbøyeligheten til å stemme høyre-radikalt størst hvis man ikke har hatt erfaring med arbeidsledighet i Sveits.

Sammenhengen er imidlertid veldig svak. Med unntak av for Belgia og Østerrike er sammenhengene signifikante i de fire resterende landene. Korrelasjonene er imidlertid svake i samtlige av landene, uavhengig av retning, og det kan tyde på at arbeidsledighet kun har en marginal effekt på høyre-radikal stemmegivning. Dette er et overraskende funn med bakgrunn i at moderniseringstaperne ofte identifiseres som arbeidsledige. På bakgrunn av de bivariate analysene forkastes *H1 Velgere med ustabil tilknytning til arbeidslivet er mer tilbøyelige til å stemme høyre-radikalt* for Belgia, Sveits og Østerrike mens hypotesen inntil videre beholdes i Danmark, Frankrike og Norge.

Inntekt

Inntekt kan behandles både som en kategorisk og en kontinuerlig variabel avhengig av hvordan inntekt er målt og hvilken teoretisk egenskap inntekt har til hensikt å måle. Isolert sett er inntekt en kontinuerlig variabel, men for å behandle inntekt som en forholdstalls- eller intervallnivåvariabel forutsettes det at egenskapen inntekt er tiltenkt å måle lar seg behandle kontinuerlig (Ringdal 2007: 81). Inntekt brukes her som en indikator på økonomisk marginalisering og man kan ikke uten videre anta at en husholdning med en lavere nettoinntekt enn en annen husholdning er tilsvarende mer økonomisk marginalisert. Derfor kontrolleres det for husholdningens størrelse og sammensetning i den multivariate analysen. Nedenfor gjengis den bivariante korrelasjonen mellom inntekt og høyre-radikal stemmegivning.

Tabell 5.5 (a-b) Bivariat analyse av sammenhengen mellom høyre-radikal stemmegivning og inntekt

Tabell 5.5 (a).

Inntekt1-3	Belgia	Danmark	Frankrike	Norge	Sveits	Østerrike
Tau-c	-.026*	-.061**	-.031*	-.057**	-.108**	-.029*
Pearsons r	-.037*	-.098**	-.042	-.058**	-.102**	-.046*
N	3221	3334	1944	4101	2227	2501

N=17328 *Korrelasjonen er signifikant på 0,5 nivå. ** Korrelasjonen er signifikant på 0,1 nivå.

Tabell 5.5 (b).

Inntekt4	Belgia	Danmark	Frankrike	Norge	Sveits
Tau-c	-.024	-.086**	-.023*	-.009	-.149**
Pearsons r	-.024	-.132**	-.070*	-.002	-.153**
N	1172	1218	1110	1105	685

N=5290 *Korrelasjonen er signifikant på 0,5 nivå. **Korrelasjonen er signifikant på 0,1 nivå.

Som det fremgår av tabellen, er avvikene mellom korrelasjonskoeffisientene kun marginale og inntektsvariablene vil følgelig bli behandlet som kontinuerlige variabler i den multivariate analysen. For de tre første rundene er sammenhengen mellom inntekt og høyre-radikal stemmegivning statistisk signifikant i samtlige av landene hvis tau-c legges til grunn.

Pearsons r er imidlertid ikke signifikant i Frankrike. Sammenhengene er negative i alle landene hvilket indikerer at lav inntekt har en effekt på tilbøyeligheten til å stemme høyre-radikalt. Dette er i tråd med de teoretiske forventningene og styrker *H4*

Lavinntektsvelgere er mer tilbøyelige til å stemme høyre-radikalt i egenskap av å være økonomisk marginaliserte. Korrelasjonen er sterkest for Sveits, hvor sammenhengen mellom inntekt og høyre-radikal stemmegivning er moderat sterk, mens det i de øvrige landene er

svake korrelasjoner. For den fjerde runden, hvor inntekt er målt på en annen måte, er sammenhengene også negative i samtlige land. Korrelasjonen mellom inntekt og høyre-radikal stemmegivning er imidlertid kun signifikant i Danmark, Frankrike og Sveits med utgangspunkt i runde fire. Østerrike er utelatt fra tabellen, siden Østerrike ikke er med i runde fire. Også her skiller Sveits seg ut, med en moderat sterk korrelasjon sammenlignet med de andre landene. For Belgia og Norge er sammenhengene ikke signifikante. Isolert sett ser inntekt kun ut til å ha en marginal effekt på høyre-radikal stemmegivning med unntak av i Sveits. Det er imidlertid viktig å huske at inntekt er målt i husholdningens totale inntekt og før det kontrolleres for husholdningens størrelse i den multivariate analysen er det for tidlig å forkaste *H4 Lavinntektsvelgere er mer tilbøyelige til å stemme høyre-radikalt i egenskap av å være økonomisk marginaliserte.*

5.3 Sosial isolasjon

Sosial isolasjon er her operasjonalisert som sosial omgang med venner, familie og kollegaer og dekker det uformelle deltagelsesaspektet ved sosial kapital. Variabelen hyppighet måler hvor ofte man omgås med venner, familie og kollegaer, variabelen mengde måler mengden på samvær sammenlignet med jevnaldrende, mens variabelen nærhet måler nærheten i den sosiale relasjonen. De to første variablene er ordinalvariabler hvor kategoriene enkelt lar seg rangere, og tau-c brukes i tillegg til pearsons r som korrelasjonsmål på sammenhengen mellom høyre-radikal stemmegivning og henholdsvis hyppighet og mengde.

Tabell 5.6(a-b). Bivariat analyse av sammenhengen mellom høyre-radikal stemmegivning og sosial isolasjon

Tabell 5.6(a). Hyppighet

Land	Belgia	Danmark	Frankrike	Norge	Sveits	Østerrike
Tau-c	-.034**	-.019*	-.013	-.004	-.031	.020*
Pearsons r	-.055**	-.041**	-.028	-.011	-.036	.039*
N	4933	4999	4085	5306	3502	3724

N=26549 *Korrelasjonen er signifikant på 0,1 nivå. **Korrelasjonen er signifikant på 0,05 nivå.

Tabell 5.6(b). Mengde

Land	Belgia	Danmark	Frankrike	Norge	Sveits	Østerrike
Tau-c	-.040**	-.057**	-.022**	-.050**	-.029*	.001
Pearsons r	-.060**	-.100**	-.040*	-.068**	-.034*	.009
N	4914	4963	4072	5301	3435	3649

N=26334 *Korrelasjonen er signifikant på 0,5 nivå. **Korrelasjonen er signifikant på 0,1 nivå.

For begge de to variablene som kan sies å måle det uformelle deltagelsesaspektet ved sosial kapital, er korrelasjonene negative i samtlige av landene med unntak av i Østerrike. Siden lav verdi på de to variablene indikerer lite av egenskapen var sammenhengene forventet å være negative. Korrelasjonene er imidlertid svake i samtlige av landene. Sammenhengen mellom høyreradikal stemmegivning og *hyppigheten* på den sosiale omgangen er kun signifikant negativ i Belgia og Danmark. Korrelasjonen mellom høyreradikal stemmegivning og *mengde* er derimot signifikant negativ i alle landene utenom Østerrike. Med unntak av for Østerrike styrkes *H7 Sosialt isolerte velgere er mer tilbøyelige til å stemme høyreradikalt i fraværet av utbredte sosiale nettverk* på bakgrunn av korrelasjonen mellom *mengde* og høyreradikal stemmegivning, mens den tilsvarende svekkes med utgangspunkt i korrelasjonen mellom *hyppighet* og høyreradikal stemmegivning med unntak av i Belgia og Danmark.

Variabelen *nærhet* er en dikotom ja/nei variabel, Som nevnt tidligere kan dikotome variabler tillegges et hvilket som helst målenivå. For å analysere sammenhengen mellom to dikotomier, kan det dermed være hensiktsmessig å tillegge variablene det høyeste målenivået slik at man kan få mest mulig informasjon om sammenhengen. *Nærhet* behandles dermed som en kontinuerlig variabel, og korrelasjonen mellom nærhet og høyreradikal stemmegivning analyseres ved hjelp av Pearsons r. Sammenhengen mellom nærhet og høyreradikal stemmegivning er gjengitt i tabellen nedenfor.

Tabell 5.7 Korrelasjonsanalyse av sammenhengen mellom høyreradikal stemmegivning og nærhet

Land	Belgia	Danmark	Frankrike	Norge	Sveits	Østerrike
Pearsons r	.000	-.072**	.014	.027*	.024	.012
N	4934	4971	4083	5303	3498	3662

N=27078 *Korrelasjonen er signifikant på 0,5 nivå. **Korrelasjonen er signifikant på 0,1 nivå.

Som det fremkommer av tabellen, er sammenhengene svake i samtlige av landene. Korrelasjonen mellom nærhet og høyreradikal stemmegivning er kun signifikant i de to skandinaviske landene. I Danmark går sammenhengen i forventet retning, fraværet av nærhet

øker tilbøyeligheten til å stemme høyrreradikalt, mens sammenhengen i Norge går i motsatt retning. R er imidlertid veldig svak. For de øvrige landene er korrelasjonen mellom nærhet og høyrreradikal stemmegivning ikke signifikant. På bakgrunn av denne bivariante analysen svekkes *H7 Sosialt isolerte velgere er mer tilbøyelige til å stemme høyrreradikalt i fraværet av utbredte sosiale nettverk* for alle landene utenom Danmark hvor sammenhengen er negativt signifikant. For Norge gikk den observerte sammenhengen i motsatt retning, men siden korrelasjonen var signifikant forkastes både *H7* og nullhypotesen.

Bosted

En variabels målenivå avhenger ikke bare av hvordan målingen er utført men også av hva slags teoretisk egenskap man ønsker å måle (Hellvik 2002: 181). Bosted kan for eksempel tillegges både et nominalt og et ordinale målenivå avhengig av hvilken egenskap ved bosted man ønsker å måle (Hellvik 2002: 181). Bosted i seg selv kan sies å være en nominalvariabel, men siden bosted her brukes som et mål på sosial isolasjon kan bostedskategoriene tenkes rangert ut fra urbanitet eller befolkningstetthet. Den teoretiske antakelsen er at personer bosatt i rurale strøk er mer sosialt isolerte og derav mer tilbøyelige til å stemme høyrreradikalt enn personer bosatt i urbane strøk. Bostedskategoriene lar seg enkelt rangere ut fra grad av urbanitet, med storby som det mest urbane bostedet og spredtbygd strøk som det minst urbane bostedet.

Tabell 5.8 Krysstabell over sammenhengen mellom høyrreradikal stemmegivning og bosted

Belgia

	Storby	Forstad/utkant av en storby	Liten/mellomstor by	Bygdesentrum	Spredtbygd Strøk	Totalt
Høyrreradikale	8,6 %	10,5 %	6,8 %	10,1 %	9,5 %	90,8 %
Andre partier	91,4 %	89,5 %	93,2 %	89,9 %	90,5 %	9,2 %
Sum	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %
N	512	581	1133	2420	273	7919

Tau-c=.013. r=.014

Danmark

	Storby	Forstad/utkant av en storby	Liten/mellomstor by	Bygdesentrum	Spredtbygd Strøk	Totalt
Høyre-radikale	6,1 %	8,5 %	8,6 %	9,9 %	10,4 %	8,6 %
Andre partier	93,9 %	91,5 %	91,4 %	90,1 %	89,6 %	91,4 %
Sum	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %
N	822	1053	1681	850	575	4981

Tau-c=.027**. r=.044**

Frankrike

	Storby	Forstad/utkant av en storby	Liten/mellomstor by	Bygdesentrum	Spredtbygd Strøk	Totalt
Høyre-radikale	4,5 %	5,0 %	7,5 %	7,0 %	6,6 %	6,5 %
Andre partier	95,5 %	95,0 %	92,5 %	93,0 %	93,4 %	93,5 %
Sum	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %
N	748	521	1355	1249	213	4086

Tau-c=.019*. r=.037*

Norge

	Storby	Forstad/utkant av en storby	Liten/mellomstor by	Bygdesentrum	Spredtbygd Strøk	Totalt
Høyre-radikale	11,9 %	16,3 %	17,3 %	17,5 %	15,3 %	16,0 %
Andre partier	88,1 %	83,7 %	82,7 %	82,5 %	84,7 %	84,0 %
Sum	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %
N	762	1045	1298	1215	984	

Tau-c=.020. r=.025

Sveits

	Storby	Forstad/utkant av en storby	Liten/mellomstor by	Bygdesentrum	Spredtbygd Strøk	Totalt
Høyre-radikale	13,8 %	20,4 %	15,9 %	25,6 %	43,8 %	23,5 %
Andre partier	86,2 %	79,6 %	84,1 %	74,4 %	56,3 %	76,5 %
Sum	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %
N	232	393	715	1920	240	3500

Tau-c=.128**. r=.131**

Østerrike

	Storby	Forstad/utkant av en storby	Liten/mellomstor by	Bygdesentrum	Spredtbygd strøk	Totalt
Høyre-radikale	6,2 %	4,0 %	7,4 %	6,5 %	3,9 %	6,3 %
Andre partier	93,8 %	96,0 %	92,6 %	93,5 %	96,1 %	93,7 %
Sum	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %
N	708	324	943	1531	231	3737

Tau-c=-.002. r=-.001 *Korrelasjonen er signifikant på 0,5 nivå. **Korrelasjonen er signifikant på 0,1 nivå.

Som det fremkommer av tabellen, er korrelasjonen mellom høyre-radikal stemmegivning og bosted kun signifikant i Danmark, Frankrike og Sveits. Til tross for at sammenhengen er signifikant i de tre landene, indikerer korrelasjonskoeffisientene at bosted kun har en marginal effekt på høyre-radikal stemmegivning med unntak av for Sveits. I Sveits er korrelasjonen moderat sterk og det er særlig velgere bosatt i spredtbygde strøk som er overrepresentert blant SVPs tilhengere. Hele 43,8 prosent av velgerne bosatt i spredtbygde strøk stemmer høyre-radikalt i Sveits. Dette må imidlertid sees i sammenheng med at SVP vokste frem som et agrarparti. Som illustrert ovenfor har SVP beholdt sin sosiale forankring blant bønder. Kun 13,8 prosent av storbyvelgerne i Sveits stemmer høyre-radikalt sammenlignet med i overkant av 23 prosent på landsbasis. Tilsvarende mønster kan observeres i Danmark og Frankrike hvor storbyvelgerne er underrepresentert blant de høyre-radikale velgerne mens velgere bosatt i spredtbygde strøk motsatt er overrepresentert. Sammenlignet med Sveits har imidlertid de høyre-radikale velgerne i Danmark og Frankrike ingen utpreget geografisk profil. På bakgrunn av den bivariate analysen beholdes H Velgere bosatt i rurale strøk er mer tilbøyelige til å stemme høyre-radikalt da de er mer sosialt isolerte for Danmark, Frankrike og Sveits, mens den forkastes for Belgia, Norge og Østerrike.

5.4 Sosial tillit

Indeksen som måler generalisert sosial tillit behandles ofte som en variabel på intervallnivå til tross for at variabelen i utgangspunktet er en kategorisk variabel. Med bakgrunn i at samtlige av de tre indikatorene er målt på en skala fra 0-10 er det rimelig grunn til å tro at respondentene har oppfattet svaralternativene som en intervallskala. Indeksen behandles dermed som en kontinuerlig variabel og sammenhengen mellom sosial tillit og høyre-radikal stemmegivning kartlegges ved hjelp av korrelasjonsanalyse.

Tabell 5.9 Korrelasjonsanalyse av sammenhengen mellom høyre-radikal stemmegivning og sosial tillit

Land	Belgia	Danmark	Frankrike	Norge	Sveits	Østerrike
Pearsons r	-.104**	-.150**	-.100**	-.191**	-.109**	-.088**
N	4935	4999	4084	5308	3502	3728

N=26566 **Korrelasjonen er signifikant på 0,1 nivå

Som det fremgår av tabellen, er samtlige av korrelasjonene negative. Sammenhengen går i forventet retning siden lav verdi på indeksen indikerer lav sosial tillit. Samtlige av korrelasjonene er signifikante på 0,01 nivå. Med unntak av for Østerrike, hvor korrelasjonen

er svak, er korrelasjonene i de andre landene moderat sterke. De to skandinaviske landene skiller seg ut med klart sterkere korrelasjoner, og aller størst er sammenhengen i Norge. Dette er et noe overraskende funn med bakgrunn i at de skandinaviske landene klassifiseres som land med svært høy sosial tillit (Reeskens og Hooghe 2008: 517). I litteraturen om sosial tillit omtales dette som skandinavisk eksepsjonalisme (Reeskens og Hooghe 2008: 517; Dehley og Newton 2005: 311). Denne tendensen tilskrives den etnisk homogene sammensetningen i de skandinaviske landene sammenlignet med øvrige europeiske land (Reeskens og Hooghe 2008: 517). På bakgrunn av at dette ville en kanskje vente at sammenhengen mellom sosial tillit og høyreradikal stemmegivning ville vært svakest i de to skandinaviske landene. Det at lav sosial tillit har størst effekt på høyreradikal stemmegivning i de landene hvor nivået av sosial tillit er høyest, underbygger at lav sosial tillit har en klar effekt på høyreradikal stemmegivning. Med bakgrunn i den bivariante analysen styrkes *H6 Velgere med lav sosial tillit er mer tilbøyelige til å stemme høyreradikalt* for samtlige av landene.

Funnene fra de bivariante analysene oppsummeres avslutningsvis i kapittel 6, når den multivariate analysen er gjennomført.

6 Multivariat analyse

6.1 Innledning

I dette kapitlet gjennomføres en rekke multivariate regresjonsanalyser for å kontrollere for både bakenforliggende og mellomliggende variabler. Dette gjøres for å kunne gi et mer nøyaktig estimat på de ulike uavhengige variablenes effekt på høyre radikal stemmegivning. Som tidligere nevnt forutsetter regresjonsanalyse at variablene kan behandles som metriske variabler. Unntaket er avhengig variabel, som i logistisk regresjon er en kategorisk variabel med to eller flere kategorier, og dikotomier som kan behandles på et hvilket som helst målenivå. Ordinale variabler med fem eller flere kategorier behandles gjerne som kontinuerlige variabler i regresjonsanalyse forutsatt at det er teoretisk meningsfylt (Ringdal 2007: 361). I den bivariate analysen er sammenhengene mellom avhengig variabel og ordinalnivåvariablene både krysstabulert og analysert med Pearsons r som korrelasjonsmål for å kontrollere om disse gir tilnærmet samme resultat, og om det derav er grunn til å behandle variablene som metriske variabler i den multivariate regresjonsanalysen. Det var som illustrert kun marginale avvik i de to korrelasjonsmålene, og de ordinale variablene behandles følgelig som kontinuerlige variabler fremfor dummyvariabler. Variabler på nominalnivå derimot må gjøres om til et sett dummyvariabler for å kunne anvendes i regresjonsanalyse. Sosial klasse er den eneste variabelen som er på nominalnivå. Med bakgrunn i at høyere tjenesteklasse antas å være den sosiale klassen som er minst tilbøyelig til å stemme høyre radikalt utgjør denne referansekategorien. De som ikke er eller har vært yrkesaktive og derav ikke er tildelt en sosial klasse, gis gyldig verdi og utgjør kategorien andre. Dette gjøres for at så mange enheter som mulig inkluderes i analysen.

Den multivariate logistiske regresjonsanalysen gjennomføres som en sekvensiell analyse hvor de uavhengige variablene inkluderes trinnvis. En sekvensiell analyse gir mer detaljerte resultater enn en simultan regresjonsanalyse hvor alle variabler prioriteres likt, og er egnet når variablene står i et kausalt forhold (Christophersen 2007: 165). Rekkefølgen bestemmes ikke ut fra hvilke variabler som antas å ha størst forklaringskraft, men gjøres på bakgrunn av teoretiske vurderinger om den kausale rekkefølgen. Som illustrert i kausalmodellen i teorikapitlet antas de sosialstrukturelle variablene å være bakenforliggende variabler som påvirker både avhengig variabel og de mellomliggende variablene. Alder og kjønn inkluderes

først da de begge er egenskaper tilskrevet ved fødsel. Bosted er en kvasi-tilskrevet variabel som inkluderes i trinn to. Utdanning og sosial klasse inkluderes som strukturelle statusvariabler i trinn tre. Arbeidsledighet følger av yrkestilknytning og inkluderes dermed i trinn fire. Sosial isolasjon er en kvasi sosialstrukturell variabel og inkluderes i trinn fem, mens sosial tillit som en grunnleggende holdningsverdi inkluderes i trinn seks. Med utgangspunkt i at inntekt er målt på en annen måte i runde fire, og at det er en betydelig andel missing på begge inntektsvariablene som vil medføre en betraktelig reduksjon i antall enheter utelates inntekt fra hovedanalysen. Avslutningsvis i kapittelet gjennomføres det en sekvensiell regresjonsanalyse hvor inntekt er inkludert. Samspillsvariablene og alder kvadrert tillegges også modellen etter at den hovedanalysen er gjennomført. Resultatene fra tilleggsanalysene gjengis i teksten.

Sentralt i det multivariate analysekapittelet er endringene fra de bivariante analysene og endringene i pseudo R^2 . I logistisk regresjon kan hverken konstantleddet eller regresjonskoeffisienten umiddelbart tillegges substansiell betydning (Christophersen 2007: 210). Bare gjennom antilogaritmen gis koeffisientene en substansiell mening. Derfor presenteres antilogaritmen, som tilsvarer oddsratioet, fremfor b-koeffisienten i modellen. Oddsratioet (OR) indikerer hvor mye oddsen for å stemme høyre radikalt endres når uavhengig variabel øker med en enhet. OR større enn 1 indikerer at oddsen for å stemme høyre radikalt er større i grupper med høy verdi, OR mindre enn 1 indikerer at oddsen for å stemme høyre radikalt motsatt er større blant grupper med lav verdi mens OR lik 1 indikerer at høyre radikalt stemmegivning er like stor uavhengig av verdi på uavhengig variabel.

6.2 Sekvensielle logistiske regresjonsanalyser for de seks landene

<Tabell 6.1(a-e) her>

Som det fremgår av tabell 6.1(a-e) er det størst økning i pseudo R^2 fra trinn 2 til trinn 3, når utdanning og sosial klasse legges til modellen, og fra trinn 5 til trinn 6 når sosial tillit inkluderes. De laveste økningene i R^2 finnes når bosted, unntaket er Sveits hvor bosted øker forklaringskraften betydelig, arbeidsledighet og sosial isolasjon inkluderes i modellen. Alder og kjønn forbedrer modellens forklaringskraft minimalt.

Tabell 6.1a Belgia (N=4839)

	Trinn 1	Trinn 2	Trinn 3	Trinn 4	Trinn 5	Trinn 6
	OR	OR	OR	OR	OR	OR
<i>Tilskrevne variabler</i>						
Alder	0,992**	0,992**	0,983**	0,983**	0,981**	0,982**
Kjønn	1,677**	1,677**	1,621**	1,625**	1,665**	1,676**
<i>Kvasi-tilskrevne variabler</i>						
Bosted		1,044	1,024	1,024	1,020	1,037
<i>Statusvariabler</i>						
Utdanning			0,714**	0,714**	0,724**	0,747**
<i>Sosial klasse¹</i>						
Lavere tjenesteklasse			1,184	1,183	1,190	1,197
Rutinefunksjonærer			1,587*	1,585*	1,601*	1,599*
Småborgerskapet			1,615*	1,617*	1,631*	1,545
Faglærte arbeidere			2,032**	2,032**	2,088**	2,038**
Ufaglærte arbeidere			1,685*	1,681*	1,695**	1,696*
Bønder			0,416	0,417	0,405	0,400
Andre			1,041	1,042	1,134	1,141
<i>Arbeidsledighet</i>						
Arbledvarighet				1,054	1,028	1,014
Arblednylig				0,953	0,956	0,947
<i>Sosial isolasjon</i>						
Hyppighet					0,884**	0,891**
Mengde					0,886*	0,905
Nærhet					0,761	0,720*
<i>Holdningsvariabler</i>						
Sosial tillit						0,860**
Pseudo R ²	0,016	0,016	0,072	0,072	0,082	0,093

**Korrelasjonen er signifikant på 0,1 nivå. *Korrelasjonen er signifikant på 0,5 nivå. ¹Høyere tjenesteklasse er referansekategori. Pseudo R²= Nagelkerke.

6.2.1 Trinnsvis tolkning av modellene

Trinn 1

Den totale kausaleffekten av alder er kun signifikant i Belgia, Danmark og Norge. Funnene samsvarer med funnene fra den bivariante analysen hvor alderseffekten var negativ i Belgia og Norge og positiv i Danmark. Det innebærer at oddsen for å stemme høyre-radikalt øker med alderen i Danmark, mens den motsatt synker med en tilsvarende økning i alder i Norge og Belgia. Oddsratene (OR) viser imidlertid at alderseffekten kun er marginal, og i alle landene er OR tilnærmet lik 1. Det innebærer at alder har liten eller ingen effekt på høyre-radikal stemmegivning. Effektdringene er minimale i samtlige av landene når det kontrolleres for mellomliggende variabler, og den direkte effekten av alder er ikke signifikant i Norge.

Tabell 6.1b Danmark (N=4898)

	Trinn 1	Trinn 2	Trinn 3	Trinn 4	Trinn 5	Trinn 6
	OR	OR	OR	OR	OR	OR
<i>Tilskrevne variabler</i>						
Alder	1,013**	1,013**	1,009**	1,012**	1,010**	1,012**
Kjønn	1,469**	1,453**	1,521**	1,551**	1,504**	1,410**
<i>Kvasi-tilskrevne variabler</i>						
Bosted		1,115**	1,053	1,056	1,042	1,038
<i>Statusvariabler</i>						
Utdanning			0,713**	0,712**	0,726**	0,760**
Sosial klasse ¹						
Lavere tjenesteklasse			1,540*	1,514	1,545*	1,637*
Rutinefunksjonærer			2,180**	2,095**	2,114**	2,225**
Småborgerskapet			1,878*	1,833*	1,779*	1,746
Faglærte arbeidere			2,428**	2,373**	2,345**	2,382**
Ufaglærte arbeidere			2,320**	2,179**	2,087**	2,094**
Bønder			0,840	0,871	0,871	0,879
Andre			1,820	1,813	1,732	1,743
<i>Arbeidsledighet</i>						
Arbledvarighet				1,006	0,988	0,937
Arblednylig				1,306	1,290	1,295
<i>Sosial isolasjon</i>						
Hyppighet					0,983	0,999
Mengde					0,768**	0,787**
Nærhet					1,356	1,251
<i>Holdningsvariabler</i>						
Sosial tillit						0,789**
Pseudo R ²	0,015	0,018	0,075	0,080	0,092	0,117

**Korrelasjonen er signifikant på 0,1 nivå. *Korrelasjonen er signifikant på 0,5 nivå. ¹Høyere tjenesteklasse er referansekategori. Pseudo R² = Nagelkerke.

Med bakgrunn i at effekten av alder kun er marginal for enkelte av landene er det trolig effekten av kjønn som svarer for det meste av forklaringskraften i trinn 1. Men unntak av for Frankrike er den totale kausaleffekten av kjønn positiv og signifikant i samtlige av landene. Østerrike skiller seg klart ut ved at oddsen for å stemme høyre-radikalt er dobbelt så stor for menn som for kvinner. I de øvrige landene hvor effekten av kjønn er signifikant er oddsraten om lag 1.500. Det innebærer at oddsen for at menn stemmer høyre-radikalt er om lag 50 prosent større enn oddsen for at kvinner gjør det gitt at alder holdes konstant. Den direkte effekten er også signifikant i alle landene utenom Frankrike. Mens effektdifferansene er minimale i Belgia, Danmark og Sveits reduseres OR både for Norge og Østerrike når det kontrolleres for mellomliggende variabler. En betydelig andel av den indirekte effekten av kjønn går via utdanning og sosial klasse i begge landene, samt via sosial tillit i Norge.

Tabell 6.1c. Frankrike (N=4064)

	Trinn 1	Trinn 2	Trinn 3	Trinn 4	Trinn 5	Trinn 6
	OR	OR	OR	OR	OR	OR
<i>Tilskrevne variable</i>						
Alder	1,002	1,002	0,988*	0,989*	0,989*	0,992
Kjønn	1,147	1,152	1,250	1,281	1,285	1,291
<i>Kvasi-tilskrevne variabler</i>						
Bosted		1,138*	1,054	1,054	1,055	1,057
<i>Statusvariabler</i>						
Utdanning			0,728**	0,730**	0,734**	0,759**
Sosial klasse ¹						
Lavere tjenesteklasse			0,750	0,740	0,737	0,753
Rutinefunksjonærer			1,539	1,504	1,490	1,513
Småborgerskapet			0,724	0,711	0,739	0,727
Faglærte arbeidere			1,693	1,641	1,625	1,561
Ufaglærte arbeidere			2,127**	2,037**	2,019**	1,993**
Bønder			0,622	0,643	0,640	0,621
Andre			1,482	1,508	1,501	1,565
<i>Arbeidsledighet</i>						
Arbledvarighet				1,222	1,209	1,176
Arblednylig				0,950	0,953	0,963
<i>Sosial isolasjon</i>						
Hyppighet					0,962	0,980
Mengde					0,919	0,931
Nærhet					0,943	0,905
<i>Holdningsvariabler</i>						
Sosial tillit						0,838**
Pseudo R ²	0,001	0,004	0,067	0,069	0,071	0,083

**Korrelasjonen er signifikant på 0,1 nivå. *Korrelasjonen er signifikant på 0,5 nivå. ¹Høyere tjenesteklasse er referansekategori. Pseudo R²= Nagelkerke.

Trinn 2

Bosted bidrar kun med en marginal eller ingen økning i pseudo R² for alle landene utenom Sveits. Effekten av bosted i Sveits er positiv og signifikant. Den totale kausaleffekten reduseres imidlertid betydelig når det kontrolleres for utdanning og sosial klasse. Gitt den sterke bivariate korrelasjonen mellom bosted og Sveits, hvor det særlig var velgere i spredtbygde strøk som var overrepresenterte blant SVPs velgere, er effekten av bosted trolig forbundet med sosial klasse generelt og bønder spesielt. Den positive korrelasjonen mellom bosted og høyre-radikal stemmegivning skyldes trolig at en stor andel av SVPs velgermasse er bønder som er bosatt i spredtbygde strøk snarere enn at bosted er ett uttrykk for sosial isolasjon. Den totale kausaleffekten for bosted er positiv og signifikant også i Frankrike og Danmark, men den direkte effekten er ikke signifikant. Med en OR på 1.138 og 1.115 i henholdsvis Frankrike og Danmark øker oddsen for å stemme høyre-radikalt kun med i overkant av 10 prosent med en tilsvarende økning i bostedsvariabelen. Til sammenligning er

OR for Sveits 1.400. I de øvrige landene er den totale kausaleffekten av bosted ikke signifikant.

Tabell 6.1d. Norge (N=5295)

	Trinn 1	Trinn	Trinn 3	Trinn 4	Trinn 5	Trinn 6
	OR	OR	OR	OR	OR	OR
<i>Tilskrevne variabler</i>						
Alder	0,995*	0,994*	0,994**	0,994*	0,993*	0,995
Kjønn	1,529**	1,522**	1,462**	1,448**	1,446**	1,338**
<i>Kvasi-tilskrevne variabler</i>						
Bosted		1,056	0,989	0,988	0,985	1,011
<i>Statusvariabler</i>						
Utdanning			0,978	0,978	0,979	0,981
<i>Sosial klasse¹</i>						
Lavere tjenesteklasse			1,594**	1,560**	1,567**	1,535**
Rutinefunksjonærer			2,464**	2,354**	2,339**	2,179**
Småborgerskapet			3,708**	3,584**	3,561**	3,034**
Faglærte arbeidere			3,802**	3,683**	3,621**	3,343**
Ufaglærte arbeidere			4,552**	4,295**	4,176**	3,728**
Bønder			1,142	1,131	1,080	1,038
Andre			2,427**	2,365**	2,336**	2,122**
<i>Arbeidsledighet</i>						
Arbledvarighet				1,697**	1,648**	1,605**
Arblednylig				0,774*	0,779	0,759*
<i>Sosial isolasjon</i>						
Hyppighet					0,990	1,012
Mengde					0,848**	0,894*
Nærhet					1,101	0,969
<i>Holdningsvariabler</i>						
Sosial tillit						0,753**
Pseudo R ²	0,012	0,013	0,068	0,075	0,079	0,114

**Korrelasjonen er signifikant på 0,1 nivå. *Korrelasjonen er signifikant på 0,5 nivå. ¹Høyere tjenesteklasse er referansekategori. Pseudo R²= Nagelkerke.

Trinn 3

Den største økningen i pseudo R² finner man når utdanning og sosial klasse tillegges modellen. Effekten av utdanning er som ventet negativ i samtlige av landene. Den totale kausaleffekten er signifikant i alle landene utenom Norge. Dette er et overraskende funn med bakgrunn i krysstabellen som viste at utdanning og høyre-radikal stemmegiving korrelerte sterkest i Norge. Den multivariate modellen viser imidlertid at effekten av utdanning kontrollert for alder og kjønn er minimal og ikke signifikant. Det kan tyde på at effekten av utdanning i Norge går via effekten av kjønn, som er forutgående variabel, eller sosial klasse som tillegges modellen samtidig som utdanning. Dette kontrolleres det for avslutningsvis i kapitlet. I de øvrige landene ligger oddsraten på mellom 0.713 og 0.824. Det innebærer at oddsen for å stemme høyre-radikalt synker med om lag 20 – 30 prosent per økning i

utdanningsnivå. Den indirekte effekten er minimal i samtlige av landene noe som indikerer at de mellomliggende variablene har lite å si for effekten av utdanning. Med utgangspunkt i den multivariate analysen styrkes *H3 Velgere med lav eller ingen formell utdanning er mer tilbøyelige til å stemme høyre-radikalt i egenskap av å være mer henfalte til å omfavne autoritære verdier* for alle landene utenom Norge.

Tabell 6.1e. Sveits (N= 3416)

	Trinn 1	Trinn	Trinn 3	Trinn 4	Trinn 5	Trinn 6
	OR	OR	OR	OR	OR	OR
<i>Tilskrevne variabler</i>						
Alder	1,004	1,005	1,001	1,001	1,000	1,000
Kjønn	1,376**	1,376**	1,413**	1,420**	1,413**	1,365**
<i>Kvasi-tilskrevne variabler</i>						
Bosted		1,400**	1,219**	1,207**	1,206**	1,220**
<i>Statusvariabler</i>						
Utdanning			0,824**	0,823**	0,824**	0,840**
<i>Sosial klasse¹</i>						
Lavere tjenesteklasse			1,108	1,112	1,113	1,101
Rutinefunksjonærer			1,212	1,210	1,206	1,177
Småborgerskapet			1,519*	1,530*	1,527*	1,503*
Faglærte arbeidere			1,655**	1,680**	1,678**	1,625**
Ufaglærte arbeidere			1,972**	1,977**	1,963**	1,927**
Bønder			3,751**	3,677**	3,641**	3,668**
Andre			1,466**	1,449**	1,446**	1,407**
<i>Arbeidsledighet</i>						
Arbledvarighet				0,665	0,659	0,633
Arblednylig				1,134	1,135	1,140
<i>Sosial isolasjon</i>						
Hyppegighet					0,960	0,968
Mengde					0,967	0,982
Nærhet					1,127	1,043
<i>Holdningsvariabler</i>						
Sosial tillit						0,852**
Pseudo R ²	0,008	0,034	0,082	0,085	0,086	0,099

**Korrelasjonen er signifikant på 0,1 nivå. *Korrelasjonen er signifikant på 0,5 nivå. ¹Høyere tjenesteklasse er referansekategori. Pseudo R²=Nagelkerke.

Sosial klasse forbedrer modellens forklaringskraft betraktelig og svarer for den største økningen i pseudo R² sammen med utdanningsnivå. Fordi sosial klasse er omkodet til et sett dummyvariabler gis det ikke et mål på signifikansnivået for den totale effekten av sosial klasse, men på effekten av hver enkelt klasse sammenlignet med høyere tjenesteklasse som utgjør referansekategorien. De bivariate korrelasjonene mellom høyre-radikal stemmegivning og sosial klasse viste imidlertid at sosial klasse var signifikant i alle de seks landene. Samtlige av OR er positive hvilket indikerer at oddsen for å stemme høyre-radikalt er større dersom man tilhører en hvilken som helst sosial klasse sammenlignet med høyere tjenesteklasse. Effekten av alle de sosiale klassene er imidlertid ikke signifikante. Den totale kausaleffekten for

ufaglærte arbeidere er signifikant i alle land og *H5 Arbeidere, særlig ufaglærte, er mer tilbøyelig til å stemme høyreradikalt* styrkes ytterligere. OR for ufaglærte arbeidere varierer fra 1.685 i Belgia til 4.552 i Norge. Det innebærer at oddsen for å stemme høyreradikalt i Norge er over fire ganger så høy dersom du er ufaglært arbeider enn om du befinner deg i den høyere tjenesteklasse. For de øvrige landene er oddsen om lag dobbelt så stor. Den direkte effekten er signifikant i samtlige av landene og effektdifferansene er minimale med unntak av for Norge hvor OR reduseres noe når det kontrolleres for arbeidsledighet og sosial tillit. Det innebærer at effekten av å være ufaglært arbeider på høyreradikal stemmegivning går via arbeidsledighet og sosial tillit. Med unntak av for Sveits, hvor bønder har den høyeste oddsen for å stemme høyreradikalt sammenlignet med høyere tjenesteklasse, er ufaglærte og faglærte arbeidere de sosiale klassene som har høyest odds i de øvrige landene.

Tabell 6.1f. Østerrike (N=3560)

	Trinn 1	Trinn	Trinn 3	Trinn 4	Trinn 5	Trinn 6
	OR	OR	OR	OR	OR	OR
<i>Tilskrevne variabler</i>						
Alder	0,999	0,999	0,997	0,997	1,000	0,999
Kjønn	2,017**	2,017**	1,924**	1,935**	1,931**	1,908**
<i>Kvasi-tilskrevne variabler</i>						
Bosted		1,001	0,970	0,982	0,979	1,004
<i>Statusvariabler</i>						
Utdanning			0,811*	0,815*	0,816*	0,820
Sosial klasse ¹						
Lavere tjenesteklasse			1,074	1,065	1,069	1,059
Rutinefunksjonærer			1,125	1,108	1,112	1,082
Småborgerskapet			1,608	1,575	1,552	1,522
Faglærte arbeidere			1,744*	1,718	1,717	1,571
Ufaglærte arbeidere			1,864*	1,805*	1,784*	1,657
Bønder			0,522	0,525	0,548	0,506
Andre			1,078	1,098	1,076	1,032
<i>Arbeidsledighet</i>						
Arbledvarighet				1,102	1,123	1,072
Arblednylig				1,038	1,023	1,030
<i>Sosial isolasjon</i>						
Hyppighet					1,160*	1,176**
Mengde					0,958	0,988
Nærhet					1,289	1,147
<i>Holdningsvariabler</i>						
Sosial tillit						0,827**
Pseudo R ²	0,018	0,018	0,037	0,038	0,043	0,062

**Korrelasjonen er signifikant på 0,1 nivå. *Korrelasjonen er signifikant på 0,5 nivå. ¹Høyere tjenesteklasse er referansekategori. Pseudo R²=Nagelkerke

Den totale kausaleffekten for faglærte arbeidere er signifikant i alle landene utenom Frankrike. Her varierer OR fra 1.655 i Sveits til 3.802 i Norge. Også her er oddsen om lag dobbelt så høy for å stemme høyreradikalt dersom du er faglært arbeider enn om du befinner

deg i den høyere tjenesteklasse i de øvrige landene. I Belgia og Danmark er oddsen for å stemme høyreradikalt høyere blant faglærte arbeidere enn for ufaglærte arbeidere sammenlignet med høyere tjenesteklasse. Småborgerskapet er en av de sosiale klassene som forventes å være overrepresentert blant høyreradikale velgere. Den totale kausaleffekten av småborgerskapet er signifikant i alle landene med unntak av i Frankrike og Østerrike. OR varierer fra mellom 1.519 i Sveits til 3.708 i Norge. Igjen skiller Norge seg med ut en tre ganger så høy odds for å stemme høyreradikalt for småborgerskapet enn for høyere tjenesteklasse. I Belgia og Danmark ligger oddsen på henholdsvis 1,615 og 1.878.

For de øvrige sosiale klassene er den totale kausaleffekten av rutinefunksjonær signifikant i Belgia, Danmark og Norge med en OR på henholdsvis 1.587, 2.180 og 2.464.

Effektendringene er også her minimale og de direkte effektene er signifikante med en tilnærmet lik OR. Den totale kausaleffekten av nedre serviceklasse er signifikant i Danmark og Norge med en OR på henholdsvis 1.540 og 2.464. Effekten av bønder er kun signifikant i Sveits med en OR på hele 3.751. Bønder er den sosiale klassen i Sveits som har størst odds for å stemme høyreradikalt noe som må sees i sammenheng med at SVP vokste frem som et agrarparti med sosial forankring i bøndene. Den totale kausaleffekten av andre, som består av de som ikke har blitt tildelt en sosial klasse på bakgrunn av at de hverken er eller har vært yrkesaktive, er signifikant i Norge og Sveits med en OR på henholdsvis 2.427 og 1.466.

Trinn 4

Pseudo R^2 illustrerer at arbeidsledighet kun bidrar med en marginal økning i modellens forklaringskraft. Den totale kausaleffekten av arbeidsledighet er kun signifikant i Norge. I Norge er OR for variabelen som måler varigheten på arbeidsledighetsperioden 1,697, mens OR for variabelen som måler hvor nylig perioden av arbeidsledighet er 0.774. Den sistnevnte sammenhengen går altså i motsatt retning av hva som var forventet og nylige erfaringer med arbeidsledighet øker ikke tilbøyeligheten til å stemme høyreradikalt. Funnene fra den multivariate analysen bygger opp under funnene fra den bivariante analysen som viste at erfaring med arbeidsledighet, til tross for at den bivariante sammenhengen var signifikant i fire av de seks landene, kun har en marginal effekt på høyreradikal stemmegivning. På bakgrunn av resultatene forkastes *H1 Velgere med ustabil tilknytning til arbeidslivet er mer tilbøyelige til å stemme høyreradikalt* for samtlige seks land. Dette gjøres også for Norge hvor kun varigheten på arbeidsledighetsperioden er signifikant positiv. At arbeidsledighet ikke påvirker

tilbøyeligheten til å stemme høyre-radikalt nevneverdig, er et interessant funn med utgangspunkt i at arbeidsledighet ansees som en viktig indikator på marginalisering.

Trinn 5

Sosial isolasjon forbedrer modellens forklaringskraft minimalt og svarer kun for en liten økning i pseudo R^2 . Økningen er størst i Belgia og Danmark hvor effekten av mengden på det sosiale samværet sammenlignet med jevnaldrende er negativ og signifikant. Med en OR på henholdsvis 0.884 og 0.768 reduseres oddsen for å stemme høyre-radikalt jo oftere man omgås venner sammenlignet med jevnaldrende. Også i Norge er både den totale kausaleffekten og den direkte effekten av mengde signifikant og negativ, mens effekten av de øvrige variablene som måler sosial isolasjon ikke er signifikant. I Frankrike og Sveits er ingen av variablene signifikante, mens den totale kausaleffekten av hyppighet på det sosiale samværet er signifikant i både Belgia og Østerrike. I Belgia er effekten negativ og OR er 0.884 mens den i Østerrike er positiv og OR er 1.160. Effekten av nærheten i vennskaps- og familierelasjonen er ikke signifikant i noen av de seks landene. Endringene i effekten av sosial isolasjon påvirkes i liten grad når det kontrolleres for sosial tillit, noe som kan tenkes forklart av at det er generalisert tillit og ikke partikularisert tillit det spørres om. Sosial isolasjon, operasjonalisert som hyppigheten og mengden på den sosiale omgangen med venner, familie og kollegaer og nærheten i relasjonene, har liten eller ingen effekt på høyre-radikal stemmegivning og *H7 Sosialt isolerte velgere er mer tilbøyelige til å stemme høyre-radikalt i fraværet av utbredte sosiale nettverk* svekkes. Funnene er i tråd med Rydgrens (2009) konklusjon om at sosial isolasjon kun er av marginal betydning i forklaringen av høyre-radikal stemmegivning.

Trinn 6

Sosial tillit svarer for den største økningen i pseudo R^2 etter utdanning og sosial klasse. Med en økning i R^2 på hele 0,035 har sosial tillit størst forklaringskraft i Norge, men i alle land forbedres modellen forbedres betydelig når det kontrolleres for sosial tillit. Effekten av sosial tillit er negativ og signifikant i samtlige av landene og med bakgrunn i den multivariate analysen styrkes *H6 Velgere med lav sosial tillit er mer tilbøyelige til å stemme høyre-radikalt*. Med andre ord reduseres oddsen for å stemme høyre-radikalt jo høyere sosial tillit man har, og resultatene samsvarer med de teoretiske forventningene. OR er lavest i Norge på 0.753 og høyest i Belgia på 0.860.

Pseudo R^2

Totalt sett har modellen størst forklaringskraft i Danmark og Norge med en samlet pseudo R^2 på henholdsvis 0,117 og 0,114. Modellen gjør det dårligst i Østerrike hvor R^2 (0,062) nærmest er halvert sammenlignet med de to skandinaviske landene. I Belgia, Frankrike og Sveits er R^2 henholdsvis 0,093, 0,083 og 0,099. Som nevnt i metodekapittelet gir det ikke mening å snakke om andel forklart varians i logistisk regresjon, men en økning i pseudo R^2 indikerer hvor stor unik effekt variabelen, eller variablene, som tillegges trinnvis har.

6.3 Samspillsanalyser og øvrige tilleggsanalyser¹

For å kontrollere om sammenhengen mellom alder og høyre-radikal stemmegivning er betinget av effekten av kjønn, og at alder således har en ulik effekt på menn og kvinners tilbøyelighet til å stemme høyre-radikalt, ble en samspillsvariabel inkludert i modellen. Samspillet, som ble inkludert som et produktledd, var ikke signifikant i noen av landene hvilket indikerer at alder har lik effekt på menn og kvinners høyre-radikale stemmegivning.

En samspillsvariabel mellom utdanning og kjønn ble også opprettet for å kontrollere om effekten av utdanning er betinget av effekten av kjønn. Samspillet var positivt og signifikant i både Norge og Sveits, hvilket indikerer at utdanningseffekten er størst blant menn. En OR på 1.451 og 1.450 for henholdsvis Norge og Sveits indikerer at sannsynligheten for å stemme høyre-radikalt er om lag 45 prosent større for menn enn kvinner når utdanningsnivået øker med en enhet. I de øvrige landene var samspillsleddet ikke signifikant. Det kan se ut til at effekten av kjønn tar bort noe av effekten av utdanning i Norge. Som nevnt ovenfor kan det også skyldes at effekten av utdanning går via effekten av sosial klasse.

Sosial klasse, som tillegges modellen samtidig som utdanning, kan tenkes å svare for endringene i utdanningseffekten fra de bivariate analysene. For å se om effekten av utdanning går via effekten av sosial klasse er det gjennomført en sekvensiell analyse hvor utdanning legges til modellen før sosial klasse. Dette gjøres fordi utdanning kommer forut for sosial klasse i tid, samtidig får man et mål på den unike forklaringskraften av både utdanning og sosial klasse når de tillegges modellen hver for seg. På grunn av at det var det trinnet som svarte for den største økningen i R^2 i hovedanalysen er det interessant å se hvilken av de to variablene som har størst unik effekt. Når utdanning tillegges modellen før sosial klasse er

¹ Ikke vist i tabell

den totale kausaleffekten av utdanning negativ og signifikant i samtlige av landene. OR for utdanning er gjennomgående lavere i alle landene før sosial tillit legges til modellen hvilket indikerer at effekten av utdanning går via effekten av sosial tillit i samtlige land. I Belgia, Danmark og Frankrike har utdanning størst unik forklaringskraft, med en økning i R^2 på henholdsvis 0,045, 0,044 og 0,042. I Norge, Sveits og Østerrike har sosial klasse størst unik forklaringskraft, og med en økning i R^2 på henholdsvis 0,045, 0,024 og 0,010 er effekten av sosial klasse størst i Norge.

Med utgangspunkt i at inntekt er målt på en annen måte i runde fire ble det kjørt to separate analyser. Kontrollert for effekten av husholdningsstørrelse og sammensetning var effekten av inntekt kun signifikant i Danmark for de første tre rundene. Med en OR på 0.922 er oddsen for å stemme høyre-radikalt noe lavere jo høyere inntekt man har. Den selvstendige effekten av husholdningsstørrelse var også signifikant i Danmark og med en OR på 0.735 reduseres oddsen for å stemme høyre-radikalt jo større husholdningen er. Effekten av husholdningsstørrelse var signifikant også i Norge og Østerrike med en OR på henholdsvis 0.778 og 0.747. For runde fire var effekten av inntekt kun signifikant i Sveits med en OR på 0.905. Inntekt har med andre ord kun en marginal effekt på høyre-radikal stemmegivning i Danmark og Sveits, og *H4 Lavinntektsvelgere er mer tilbøyelige til å stemme høyre-radikalt i egenskap av å være økonomisk marginaliserte* svekkes for de øvrige landene.

Ved å inkludere alder kvadrert i modellen kan en eventuell kurvelineær sammenheng mellom høyre-radikal stemmegivning og alder fanges opp. Modellen viser at effekten av alder kvadrert kun er signifikant i Frankrike og Østerrike. Med en OR på henholdsvis 1.113 og 1.001 er effekten liten i Frankrike og nærmest ikke eksisterende i Østerrike. I de øvrige landene er OR 1.000, det vil si at det er ingen sammenheng mellom alder kvadrert og høyre-radikal stemmegivning. Dette er overraskende gitt de teoretiske forventningene om en kurvelineær sammenheng mellom alder og høyre-radikal stemmegivning. Den foreløpige konklusjonen er klar, alder har kun en marginal effekt på høyre-radikal stemmegivning i enkelte av landene. Og funnene svekker *H2: De yngste og de eldste velgergruppene er mer tilbøyelige til å stemme høyre-radikalt i mangel på utbredte sosiale bånd.*

6.4 Oppsummering av funnene

Analysen av høyre-radikale velgeres sosialstrukturelle bakgrunn indikerer at sosial struktur og klassestemmegivning fortsatt er av betydning. Pseudo R^2 viser at sosial struktur er av størst betydning for høyre-radikal stemmegivning i Danmark og Norge. Pseudomål på R^2 gir ingen indikasjoner på hvor stor andel av variasjonen i avhengig variabel de uavhengige variablene svarer for, men det gis et mål på variablenes relative forklaringskraft. Analysen er langt fra uttømmende, trolig er en rekke sosialstrukturelle variabler av betydning for hvorvidt man stemmer høyre-radikalt utelatt men utvalget av variabler begrenser seg til de dimensjonene som antas å måle sosial og økonomisk marginalisering. I dette kapittelet oppsummeres funnene fra de to foregående kapitlene.

Kjønn

Kjønn er som nevnt tidligere inkludert som kontrollvariabel i den multivariate analysen. Kjønn har som analysen viser en selvstendig effekt på høyre-radikal stemmegivning i samtlige av landene utenom Frankrike. Effekten var som ventet positiv, hvilket innebærer at menn er mer tilbøyelige til å stemme høyre-radikalt enn kvinner. Med bakgrunn i tidligere forskning var effekten av kjønn på høyre-radikal stemmegivning ventet å være størst i Sveits (Fontana m.fl 2006: 243-244; Coffè og Voorpostel 2010: 438). Den multivariate analysen indikerer imidlertid at kjønnseffekten er størst i Østerrike.

Alder

Sammenhengen mellom alder og høyre-radikal stemmegivning er kun signifikant i Belgia, Danmark og Norge. Mens alderseffekten var negativ i Belgia og Norge, var effekten av alder positiv i Danmark. Fordi sammenhengen mellom alder og høyre-radikal stemmegivning var ventet å være kurvelineær, og at det var de yngste og de eldste aldersgruppene som var forventet å være overrepresenterte blant høyre-radikale velgere, ble sammenhengen krysstabulert. Krysstabellen viste imidlertid at det kun var i Danmark, Norge og Sveits at disse aldersgruppene var noe overrepresenterte. Sammenhengene var imidlertid svake i samtlige av landene. Den kvadrerte aldersvariabelen, som ble inkludert i den multivariate analysen, var kun signifikant i Frankrike og Østerrike. Men med oddsratioer tilnærmet lik 1 er forskjellene blant aldersgruppene minimale. Det må imidlertid tas hensyn til at graden av multikolaritet kan være ekstrem. Ved å inkludere både alder og alder kvadrert i analysen,

vil det trolig være en sterk tendens til multikolaritet som igjen kan påvirke estimeringen. De øvrige analysene indikerer likevel at alder kun har en marginal effekt på høyre-radikal stemmegivning uavhengig. Samspillet mellom alder og kjønn var heller ikke signifikant i noen av landene. Dette er overraskende gitt at den stereotyp høyre-radikale velger antas å være en ung mann. Krysstabellene viste at de høyre-radikale partiene rekrutterer velgere fra alle aldersgrupper og at partiene ikke har noen utpreget aldersprofil.

Utdanning

Sammenhengen mellom utdanning og høyre-radikal stemmegivning var signifikant i alle landene utenom Østerrike i den bivariate analysen, og Norge i den multivariate analysen. Utdanning hadde som forventet en negativ effekt på høyre-radikal stemmegivning og sannsynligheten for å stemme høyre-radikalt reduseres jo høyere utdanning. Med bakgrunn i at den stereotyp høyre-radikale velger ofte identifiseres som en lavt utdannet mann ble det undersøkt om effekten av utdanning var ulik blant menn og kvinner. Samspillet mellom utdanning og kjønn var signifikant i Norge og Sveits, hvilket innebærer at effekten av utdanning er betinget av kjønn. Odds-ratioene var positive hvilket indikerer at utdannings-effekten er størst for menn. Videre viste den multivariate analysen at effekten av utdanning går via sosial klasse i samtlige av landene. Utdanning har i likhet med sosial klasse størst forklaringskraft for høyre-radikal stemmegivning.

Sosial klasse

Den bivariate sammenhengen mellom sosial klasse og høyre-radikal stemmegivning var signifikant i samtlige av landene. I den multivariate analysen ble det laget et sett dummy-variabler hvor høyere tjenesteklasse utgjorde referansekategorien. I samtlige av landene var ufaglærte arbeidere som ventet betydelig mer tilbøyelige til å stemme høyre-radikalt enn høyere tjenesteklasse. Odds-en for å stemme høyre-radikalt var også betydelig større for faglærte arbeidere i alle landene utenom Frankrike. Funnene støtter det som i teorikapittelet ble omtalt som proletariseringstendensen av høyre-radikale partiers velgergrupper. Velgere som tilhører småborgerskapet var også vesentlig mer tilbøyelige til å stemme høyre-radikalt i Belgia, Danmark, Norge og Sveits. Det illustrerer at høyre-radikale partier i flere land har lyktes i og både appellere til nye sosiale klasser samtidig som de har klart å bevare oppslutningen i sosiale klasser som tradisjonelt har stemt høyre-radikalt. Sosial

klasse svarer for den største økningen i pseudo R^2 i Norge og Sveits, og forbedrer modellens forklaringskraft betraktelig i samtlige av landene. Analysene illustrerer at klassestemmegivning fortsatt er av betydning, og det kan tyde på at det har vært en endret utvikling i klassestemmegivning. Høyre-radikale partiers oppslutning er størst i sosiale klasser som tidligere graviterte mot venstreorienterte partier.

Arbeidsledighet

Arbeidsledighet antas å være en av de viktigste indikatorene på både økonomisk og sosial marginalisering, og i litteraturen omtales marginalisering ofte som synonymt med arbeidsledighet. Arbeidsledige forventes med andre ord å være overrepresenterte blant høyre-radikale partiers velgere. Den bivariate analysen viser imidlertid at erfaring med arbeidsledighet kun har en marginal effekt på høyre-radikal stemmegivning i Danmark, Frankrike og Norge. Samtlige av korrelasjonene mellom arbeidsledighet og høyre-radikal stemmegivning er imidlertid svake. Kontrollert for forutgående variabler er effekten av arbeidsledighet kun signifikant positiv i Norge. Effekten av hvor nylig perioden av arbeidsledighet var er imidlertid signifikant negativ. Det innebærer at velgere som nylig har hatt erfaring med arbeidsledighet ikke er mer tilbøyelige til å stemme høyre-radikalt. Forståelsen om at en ustabil tilknytning til arbeidsmarkedet øker sannsynligheten for å stemme høyre-radikalt må følgelig avvises, eller i beste fall modifieres.

Inntekt

I likhet med arbeidsledighet er inntekt en sentral indikator på økonomisk marginalisering. I den bivariate analysen var inntekt kun signifikant negativ i Sveits og Danmark med utgangspunkt i alle de fire rundene. I den bivariate analysen kontrolleres det ikke for husholdningsstørrelse, og fordi inntekt er målt som husholdningsinntekt gis det et noe upresist estimat på effekten av inntekt. Kontrollert for husholdningsstørrelse, samt øvrige sosialstrukturelle variabler, i den multivariate analysen, er inntekt kun signifikant negativ i Sveits basert på de tre første rundene og kun i Danmark basert på den fjerde runden. Effekten av inntekt på høyre-radikal stemmegivning er med andre ord ikke signifikant i noen av landene (med utgangspunkt i alle rundene) når det kontrolleres for bakenforliggende variabler. Funnene fra den multivariate analysen avviker fra funnene i den bivariate analysen ved at sammenhengen ikke er signifikant når det kontrolleres for husholdningsstørrelse. Funnene

underbygger likevel konklusjonen fra det bivariante analysekapittelet, at inntekt kun har en marginal effekt på høyre-radikal stemmegivning.

Sosial isolasjon

På bakgrunn av teoretiske forventinger antas høyre-radikale velgere å være sosialt desintegreerte. De fire variablene som måler ulike aspekter ved sosial integrasjon eller sosial isolasjon antyder langt på vei at høyre-radikale velgere ikke er atskillig mer sosialt isolerte enn andre velgere. Den bivariante sammenhengen mellom høyre-radikal stemmegivning og *hyppighet* på sosial omgang var kun signifikant negativ i Belgia og Danmark, og korrelasjonene var minimale. Kontrollert for de sosialstrukturelle variablene var effekten kun signifikant negativ i Belgia. Den bivariante effekten av mengde var signifikant negativ i samtlige av landene utenom Østerrike. Kontrollert for forutgående variabler var effekten av *mengde* imidlertid kun signifikant negativ i Belgia, Danmark og Norge. Den bivariante effekten av *nærhet* var kun signifikant negativ i Danmark i den bivariante analysen, og i den multivariante analysen er effekten ikke signifikant i alle landene. Pseudo R^2 illustrerer at sosial isolasjon kun svarer for en marginal økning i modellens forklaringskraft, hvilket indikerer at sosial isolasjon kun har en minimal effekt på høyre-radikal stemmegivning.

Bosted er også inkludert som en indikator på sosial isolasjon. Velgere bosatt i rurale strøk var forventet å være overrepresenterte blant høyre-radikale partiers velgere. Analysene viste at effekten av bosted kun er signifikant i Danmark, Frankrike og Sveits. I alle de tre landene er sammenhengen som forventet, men i Danmark og Frankrike er effekten marginal både i den bivariante og i den multivariante analysen. I Sveits er den bivariante effekten moderat sterk, men effekten reduseres når det kontrolleres for sosial klasse og utdanning. Som tidligere nevnt skyldes dette trolig at bønder er klart overrepresenterte blant SVPs velgere og denne sosiale klassen er i egenskap av yrke gjerne bosatt i spredtbygde strøk. Med bakgrunn i sammenhengene i de øvrige landene kan effekten av bosted i Sveits neppe tilskrives sosial isolasjon.

Sosial tillit

Sosial tillit er signifikant negativ i samtlige av landene hvilket innebærer at velgere med lav sosial tillit er mer tilbøyelige til å stemme høyre-radikalt. Størst forklaringskraft har sosial tillit

i Norge, men i alle landene bidrar sosial tillit til en betydelig økning i pseudo R^2 . Nedenfor diskuteres funnene som her har blitt kartlagt i lys av teori og tidligere forskning.

7 Diskusjon og konklusjon

7.1 Innledning

Som oppsummeringen ovenfor illustrerer er det stor variasjon i forklaringsvariablenes effekt. Noen av variablene som var ventet å ha stor forklaringskraft hadde liten effekt, mens variabler som tilsvarende har blitt viet lite oppmerksomhet i jakten på den stereotype høyre-radikale velger viste seg å ha stor effekt. I dette kapitlet diskuteres funnene i lys av teori og tidligere forskning, før det konkluderes med i hvilken grad høyre-radikale velgere er økonomisk og sosialt marginaliserte. Diskusjonskapitlet adresserer forskjellene i variablenes relative forklaringskraft snarere enn forskjellene mellom land, sett i sammenheng med at disse var små. Variablene med størst forklaringskraft var signifikante i alle landene, mens variabler med avvikende effekt tilsvarende hadde liten forklaringskraft.

7.1.1 (U)stabil tilknytning til arbeidslivet

I litteraturen antas taperen av moderniseringsprosessen å ha en ustabil tilknytning til arbeidsmarkedet, og de som faller utenfor arbeidslivet omtales som en del av den “nye underklassen” (Betz 1994: 32). En marginaliseringstilnærming tilsier at oppslutningen om høyre-radikale partier er stor blant grupper som er eller har hatt erfaring med arbeidsledighet. Arbeidsledighet var forventet å ha en betydelig effekt på høyre-radikal stemmegivning. Mine funn tilsier imidlertid at effekten av arbeidsledighet kun er marginal, og forestillingen om høyre-radikale velgere som en arbeidsstyrke med ustabil tilknytning til arbeidsmarkedet svekkes. Kriesi (1999: 407) peker på at tidligere forskning om fremveksten av tysk fascisme på 1930-tallet har avdekket at det var frykten for arbeidsledighet, snarere enn personlig erfaring med arbeidsledighet, som gjorde at en stor andel tyskere stemte fascistisk. En slik forståelse er sammenfallende med Minkenbergs (2000: 187) forestilling om at det er de som objektivt sett fortsatt har noe å tape som slutter opp om høyre-radikale partier.

Oppmerksomheten bør med andre ord i større grad rettes mot de som har en usikker, og ikke ustabil, tilknytning til arbeidsmarkedet. Her må det imidlertid tilføyes at det mangler solid empirisk belegg for en slik antagelse.

7.1.2 “Arbeiderpartiene”

Høyre-radikale partier var forventet å ha økt sin oppslutning i arbeiderklassen. Særlig var ufaglærte arbeidere ventet å være overrepresenterte blant høyre-radikale velgere, med bakgrunn i tilhørigheten til en sosial klasse med en usikker tilknytning til arbeidsmarkedet. Tesen om moderniseringstaperne hevder at prosesser som deindustrialisering og økonomisk og kulturell globalisering har undergravet ufaglærte arbeidsplasser. Høyre-radikale partiers fremvekst sees nettopp i lys av de overnevnte strukturelle prosessene, som antas å ha produsert både vinnere og tapere på arbeidsmarkedet (Betz 1994: 32; Kriesi 1999: 402). Mine funn styrker den påståtte proletariseringen av høyre-radikale partiers velgere. Selv om høyre-radikale partier henter støtte på tvers av sosiale klasser, er oppslutningen om høyre-radikale partier like fullt vesentlig større blant arbeiderklassene. Postindustriell politikk synes med andre ord ikke å være klasseløs politikk.

I forlengelse av debatten om nedgangen i klassestemmegivning tilsier mine funn at klassestemmegivning er av stor betydning for høyre-radikal stemmegivning, relativt til de øvrige sosialstrukturelle variablene. Sosial klasse er den variabelen med størst unik forklaringskraft i både Norge og Sveits, og sosial klasse bidrar til en betydelig økning i modellens forklaringskraft i samtlige av landene. Som illustrert ovenfor har det vært en klar proletarisering av høyre-radikale partiers sosiale forankring, og mine funn indikerer at høyre-radikal stemmegivning til en viss grad betinges av sosial klasse. Høyre-radikale partier henter utvilsomt sterkest støtte fra velgere fra lavere sosiale lag. Som nevnt tidligere tilskrives ofte nedgangen i klassestemmegivning arbeideres reduserte tilbøyelighet til å slutte opp om venstreorienterte partier (Knutsen 2009: 153). Forventningen om at arbeidere stemmer venstreorientert benevnes i litteraturen tradisjonell (høyre-venstre) klassestemmegivning (Bjørklund 2009: 11). Tidligere forskning har avdekket at den totale klassestemmegivningen synes å være mer motstandsdyktig mot nedgang enn den tradisjonelle klassestemmegivningen (Knutsen 2009: 161). Mine funn tilsier at det har vært en nedgang i tradisjonell klassestemmegivning, men at det har vært en endring vel så mye som en nedgang i den totale klassestemmegivningen. Ved bruk av logistisk regresjon får man et mål på den relative betydningen av klassestemmegivning og ikke et mål på hvor stor andel av variasjonen i høyre-radikal stemmegivning sosial klasse svarer for. Allikevel synes arbeideres tilbøyelighet til å stemme høyre-radikalt, på bekostning av venstreorientert, å ha bidratt til å endre betydningen av klassestemmegivning.

7.1.3 Lav etterspørsel fra velgere med høyere utdanning

Sett fra et marginaliseringsperspektiv antas grupper med lav eller ingen formell utdanning å være mer utsatt for å havne i en marginal posisjon fordi de faller utenfor utdanningssamfunnet. Samtidig antas lavt utdannede å være mer tilbøyelige til å omfavne autoritære verdier i fraværet av høyere utdanning, som likeledes har en liberaliserende effekt. Middels utdannede velgere var også ventet å være overrepresenterte blant høyreradikale velgere, sammenlignet med velgere med høyere utdanning, men det var hovedsakelig i de laveste utdanningsstrata høyreradikale partier var forventet å ha størst oppslutning. Den multivariate analysen viste at oddsen for å stemme høyreradikalt reduseres med høyere utdanning. Den bivariate analysen avdekket imidlertid at forskjellene mellom de med lav og middels utdanning er marginale, og at det er først i velgergruppen med høyere utdanning at høyreradikale partiers oppslutning vesentlig reduseres. Dette er en gjennomgående trend i samtlige av landene, og innebærer at høyreradikale partier gjør det godt i alle utdanningsgrupper utenom de med høyere utdanning. Utdanningsvariabelen skiller ikke tilstrekkelig mellom grupper med høyere utdanning, men en mer detaljert inndeling ville trolig ha avdekket et avtagende mønster også blant de med høyere utdanning.

Utdanning var den variabelen med størst unik forklaringskraft i både Belgia, Danmark og Frankrike, hvilket indikerer at utdanning fortsatt er av avgjørende betydning for høyreradikal stemmegivning. Funnene mine styrker tidligere forskning som hevder at oppslutning om høyreradikale partier er lav i grupper med høyere utdanning. Likevel tilsier mine funn at utdanningsforskjellene mellom velgere som ikke har høyere utdanning er minimale. Det bidrar til å svekke forståelsen av at det primært er velgere uten formell utdanning som slutter opp om høyreradikale partier, slik Betz (1994: 32) postulerer. En slik fremstilling medfører ikke riktighet på bakgrunn av mine funn. Igjen synes Minkenbergs (2000: 187) tilbakevisning av forestillingen om høyreradikale velgere som den laveste tredjedelen i samfunnet å være betimelig. Hvis en skal klassifisere høyreradikale partiers grunnfjell i aritmetiske strata, tyder mine funn på at det er de to laveste tredjedelene i samfunnet som slutter opp om høyreradikale partier. Høyreradiale partiers støtte synes med andre ord å være utbredt blant alle samfunnsgrupper utenom de med høyere utdanning og høy sosial status.

7.1.4 “For folk i alle aldre”

Tradisjonelt har høyre-radikale partiers oppslutning vært størst i de yngste velgergruppene. Forskning av nyere dato viser imidlertid at den høyre-radikale velgerens gjennomsnittsalder har økt betraktelig. I litteraturen tilskrives denne tendensen tilsiaget av de eldste velgergruppene. Både de yngste og de eldste velgergruppene antas å være mer marginaliserte i betydning av mangel på utbredte sosiale nettverk som gjerne følger av å være i yrkes- og utdanningssituasjon. Foreliggende data indikerte langt på vei at det var en kurvelineær sammenheng mellom høyre-radikal stemmegivning og alder. Mine funn svekker forestillingen om at høyre-radikale partiers oppslutning er størst blant de yngste og eldste aldersgruppene. Med unntak av i Frankrike og Østerrike hvor det ble observert en svak kurvelineær sammenheng, var sammenhengen mellom alder og høyre-radikal stemmegivning lineær i de øvrige landene. Mine funn indikerer at høyre-radikale partier ikke bare har utvidet sin støtte i de eldste aldersgruppene, men at de har økt sin oppslutning i alle aldersgrupper. Sammenheng mellom alder og høyre-radikal stemmegivning var marginal i samtlige av landene, hvilket tyder på at høyre-radikale velgere ikke har noen utpreget aldersprofil.

7.1.5 Sosialt (des)integrerte velgere

De yngste og de eldste velgergruppene antas å være mer utsatte for marginalisering i egenskap av å være mer tilbøyelige til å være sosialt desintegrerte. Marginalisering defineres som grupper eller individer som befinner seg i en gråson mellom sosial interaksjon og samfunnsmessig utstøtning. Høyre-radikale partier forventes å være overrepresentert blant sosialt isolerte velgere på bakgrunn av at de antas å søke etter en følelse av tilhørighet og medlemskap som de ellers mangler. Operasjonalisert som fraværet av nære vennskaps-, familie-, og kollegiale relasjoner dekker sosial isolasjon det uformelle delttagelsesaspektet ved sosial kapital. Mine funn tilsier at velgere som sjelden, og mer sjelden enn jevnaldrende, omgås med venner, familie og kollegaer ikke er atskillig mer tilbøyelig til å stemme høyre-radikalt. Sosial isolasjon bidro kun til en marginal økning i modellens forklaringskraft, og kontrollert for forutgående variabler hadde sosial isolasjon liten effekt. Utenom i Sveits, hadde bosted liten effekt og som diskutert tidligere kan denne sammenhengen trolig tilskrives andre faktorer enn sosial isolasjon. Mine funn svekker forståelsen av høyre-radikale velgere som sosialt isolerte. Med bakgrunn i at sosial isolasjon, eller sosial desintegrasjon, står

sentralt i definisjonen av marginalisering svekkes følgelig også fremstillingen av høyre-radikale velgere som marginaliserte.

7.1.6 Mistroiske velgere

Selv om det uformelle deltagelsesaspektet ved sosial kapital har liten effekt på høyre-radikal stemmegivning har tillitsaspektet desto større effekt. Operasjonalisert som tillit, eller mer presist generalisert sosial tillit, hadde sosial kapital høy forklaringskraft i samtlige av landene. Det er oppsiktsvekkende at sosial tillit ikke har blitt viet mer oppmerksomhet i studier av høyre-radikale partiers sosiale forankring. Sosial kapital kan som nevnt innledningsvis virke som en buffer mot marginalisering, og generalisert sosial tillit antas å fremme samarbeid og tilhørighet. Med unntak av Norris (2005) sin studie av høyre-radikale velgere og Rydgrens (2009) studie av sosial kapital i Belgia, Danmark, Frankrike, Norge og Sveits har sosial tillit nærmest vært fraværende i komparative studier av høyre-radikale velgere. Mens Norris (2005: 156-158) konkluderer med at høyre-radikale velgere gjennomgående har lavere sosial tillit, finner Rydgren (2009) i sin studie at sosial tillit, operasjonalisert ved hjelp av det klassiske tillitsspørsmålet og spørsmålet om folk flest vil prøve å utnytte en eller om de vil prøve å behandle en rimelig og rettferdig, har en robust og signifikant negativ effekt på høyre-radikal stemmegivning i Belgia, Frankrike, Danmark og Norge og en ikke signifikant effekt i Sveits.

Mine funn avviker fra Rydgrens (2009), ved at effekten av sosial tillit er signifikant også i Sveits. Avvikende funn skyldes trolig ulike operasjonaliseringer av sosial tillit. Rydgren (2009) brukte kun to av de totalt tre indikatorene som her utgjør tillitsindeksen, og behandler disse som separate indikatorer fremfor en indeks. Ved å bruke indikatorer som korrelerer innbyrdes som separate indikatorer kan estimeringen påvirkes. Som diskutert i metodekapittelet ansees indeksen for å være en bedre og mer adekvat operasjonalisering av sosial tillit enn de tre enkeltindikatorene isolert sett (Reeskens og Hooghe 2008: 520). De av variablene med høyest målevaliditet, sosial tillit og sosial klasse, er de variablene med størst kryssnasjonal effekt. Det er ikke dermed sagt at effekten av disse kan reduseres til metodiske forklaringer. Høyst sannsynlig er det substansielle årsaker til at de disse har stor forklaringskraft, og høy målevaliditet bidrar til å styrke funnenes troverdighet. Sosial klasse kommer forut for sosial tillit, og trolig påvirkes nivået av sosial tillit av den sosiale klassen en tilhører. Siden sosial tillit tillegges den sekvensielle modellen sist er den totale kausaleffekten og den direkte effekten følgelig den samme. Men sosial klasse tar trolig bort noe av effekten

av sosial tillit. De som tilhører høystatus- og velutdannede sosiale klasser vil trolig føle seg mindre truet av konkurranse fra andre, og derav være mer tilbøyelige til å ha høyere generalisert sosial tillit enn velgere tilhørende lavstatus- og lavutdannede sosiale klasser. Arbeidere hører til sistnevnte og som poengtert til det kjedsommelige er arbeiderklassen særlig utsatt for konkurranse. Arbeidere antas således å ha lav generalisert tillit, og gitt at oppslutningen om høyre-radikale partier er størst i arbeiderklassen er det ikke overraskende at sosial tillit også har en effekt på høyre-radikal stemmegivning.

7.1.7 “It`s not the economy, stupid”

I motsetning til velgere med lav sosial kapital (definert som sosial tillit) er ikke velgere med lav økonomisk kapital atskillig mer tilbøyelige til å stemme høyre-radikalt. Høyre-radikale partiers oppslutning er ikke merkbart større i lavinntektsgrupper, slik det ofte tas for gitt. Kontrollert for husholdningssammensetning var effekten av inntekt marginal, og i ingen av landene var effekten av inntekt signifikant i alle fire rundene. Før en konkluderer med at høyre-radikale velgere ikke er økonomisk marginaliserte, bør mer raffinerte indikatorer på økonomisk usikkerhet legges til grunn. Men mine funn indikerer langt på vei at inntekt kun er av marginal betydning for høyre-radikal stemmegivning. Mudde (2007) bruker frasen “It`s not the economy, stupid”, for å fremheve at det ikke er høyre-radikale partiers økonomiske politikk som er avgjørende for hvorvidt høyre-radikale partier er velgermagneter. Floskelen synes å være treffende også i forklaringen av *hvilke* velgere partiene tiltrekker seg. Personlig økonomi har tilsynelatende lav eller ingen effekt på høyre-radikal stemmegivning.

7.2 Konkluderende bemerkninger: For folk flest?

Funnene i denne oppgaven antyder langt på vei at tesen om at høyre-radikale partier henter støtte fra og er uttrykk for marginaliserte grupper i beste fall må modifiseres. Forestillingen om høyre-radikale velgere som sosialt og økonomisk marginaliserte fremstilles ofte som en opplest og vedtatt sannhet. Allikevel har det vært et underskudd på systematisk komparativ forskning på området. Mye av den eksisterende kunnskapen bygger på antagelser og myter, og mine funn går langt i å punktere noen av disse. Oppslutningen om høyre-radikale partier er for eksempel ikke vesentlig større i hverken lavinntektsgrupper, de yngste og de eldste aldersgruppene, blant sosialt isolerte eller blant velgere med ustabil tilknytning til arbeidslivet. Som påpekt innledningsvis forutsetter forståelsen av marginalisering at det ikke

er tilstrekkelig kun å være marginalisert på én arena for å være i en marginal posisjon. Det å være marginalisert på en arena vil imidlertid lettere kunne føre til at man marginaliseres også på andre arenaer. Videre oppstår marginaliseringsprosesser hyppigere i tider med raske sosiale og økonomiske endringer enn under mer stabile forhold.

Til tross for at høyre-radikale velgere ikke synes å være marginaliserte på de overnevnte arenaene, gis det likevel støtte til hypotesene om høyre-radikale velgeres klassebasis, utdanningsnivå og deres sosiale tillit, eller mer presist mangelen på sådan. Oppslutningen om høyre-radikale partier er lav i grupper med høy sosial status, høyere utdanning og høy sosial tillit. Det indikerer at høyre-radikale partier ikke er for *folk flest*. Det gis imidlertid ikke empirisk belegg for påstanden om at høyre-radikale partier får sterkest støtte fra og er uttrykk for marginaliserte grupper. Oppslutningen om høyre-radikale partier er mer sammensatt, og høyre-radikale velgere kan i liten grad sies å være sosialt og økonomisk marginaliserte. Mine funn tilsier at oppslutningen om høyre-radikale partier er sterkest i grupper som er utsatt for å havne i marginale posisjoner, og ikke i grupper som allerede er marginaliserte. Høyre-radikale velgere er med andre ord ikke de som blir stående igjen på perrongen etter at toget har kjørt, ei heller de som reiser førsteklasse.

Litteraturliste

- Aardal, Bernt (2003). "Avslutning", 241 – 248 i Bernt Aardal (red). *Velgere i villrede. En analyse av stortingsvalget 2001*. Oslo: N.W. Damm & Søn.
- Aardal, Bernt (2007). "Velgere på evig vandring? Hva skjedde ved stortingsvalget i 2005", 13 – 37 i Bernt Aardal (red). *Norske velgere. En studie av stortingsvalget 2005*. Oslo: N.W. Damm & Søn
- Aardal, Bernt og Hanne Marte Narud (2007). "Er kvinner naturlig venstrevridde?", 201-224 i Bernt Aardal (red). *Norske velgere. En studie av stortingsvalget 2005*. Oslo: N.W. Damm & Søn
- Adcock, Robert og David Collier (2001). "Measurement validity: A shared standard for qualitative and quantitative research", *American Political Science Review* 95(3): 529-546
- Andersen, Johannes (2000). "Dansk Folkeparti, demokratiet og de fremmede". Arbeidsnotat. Aalborg: Institutt for Økonomi, Politikk og Forvaltning, Aalborg Universitet
- Arendt, Hannah (1967). *The origins of totalitarianism*. London: George Allen and Unwin Ltd
- Arzheimer, Kai og Elisabeth Carter (2006). "Political opportunity structures and right-wing extremist party success", *European Journal of Political Research* 45: 419-443
- Berglund, Frode (2002). "Ungdom og partitilknytning", *Tidsskrift for ungdomsforskning*, 2 (1): 3-20.
- Berglund, Frode (2003) "Valget i 2001 – skillelinjemodellens endelikt?", s 107 – 135 i Bernt Aardal (red). *Velgere i villrede. En analyse av stortingsvalget 2001*. Oslo: N.W. Damm & Søn
- Betz, Hans-Georg (1994). *Radical right-wing populism in Western Europe*. Basingstoke: The Macmillian Press LTD
- Billet, Jaak og Hans De Witte (1995). "Attitudinal dispositions to vote for a `new` extreme right-wing party: The case of `Vlaams Blok`", *European Journal of Political Research* 27: 181-202
- Bjørklund, Tor (2003). "Fremskrittspartiet gjennom 30 år", *Norsk Statsvitenskapelig Tidsskrift* 2: 129-144
- Bjørklund, Tor (2008). "FrP i lys av en partitypologi", *Zoon Politikon* 2: 9-10
- Bjørklund, Tor (2009). "To mål på arbeiderklasse: Yrke og klassetilhørighet – Norske velgere og partier fra 1965-2005", *Norsk Statsvitenskapelig Tidsskrift* 1: 5-27

- Bjørklund, Tor og Jørgen Goul Andersen (1999). "Anti-immigration parties in Denmark and Norway: The progress parties and the Danish People's Party". Arbeidsnotat. Aalborg: Institutt for økonomi, politikk og forvaltning, Aalborg Universitet
- Christophersen, Knut-Andreas (2007). *Databehandling og statistisk analyse med SPSS*. Oslo: Unipub
- Christophersen, Knut-Andreas (2009a). *Databehandling og statistisk analyse med SPSS*. Oslo: Unipub
- Christophersen, Knut-Andreas (2009b). "Operasjonalisering og faktoranalyse", Forelesningsnotat Oslo: Universitet i Oslo
- Church, Clive H. (2008). "The Swiss elections of 2007: Consensus fighting back", *West European Politics* 31(3): 608-623
- Coffè, Hilde og Marieke Voorpostel (2010). "Young people, parents and radical right voting. The case of the Swiss People's Party", *Electoral studies* 29: 435-443
- Cohen, Jacob (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Hillsdale N.J.: Laurence Erlbaum
- Coleman, James S. (1988). "Social capital in the creation of human capital", *The American Journal of Sociology* 94: 95-120
- Crumley, Bruce (2011). "How Marine Le Pen is changing the face of France's far right" Time (Magasinet på nett) 03.02.2011
<http://www.time.com/time/world/article/0,8599,2040141,00.html>
 [Lesedato 05.02.2011]
- Dardanelli, Paolo (2003). "The parliamentary and executive elections in Switzerland, 2003", *Electoral Studies* 24: 123-160
- Delhey, Jan og Kenneth Newton (2003). "Who trusts: The origins of social trust in seven societies", *European Societies*, 5(2): 93-137
- De Winter, Lieven (2004). "The Vlaams Blok and the heritage of extreme-right Flemish nationalism". Paper presentert på konferansen The extreme right in Europe, a many faceted reality, Universitetet i Sabadell 5-6. juli 2004
- Epland, Jon, Harald Lunde og Eiliv Mørk (2005). "Større inntektsforskjeller", *Samfunnsspeilet* 4: 53-62
- Erikson, Robert og John Goldthorpe (1992). *The constant flux: A study of class mobility in industrial societies*. Oxford: Clarendon Press

- Erk, Jan (2005). "From Vlaams Blok to Vlaams Belang: The Belgian far-right renames itself", *West European Politics* 28(3): 493-502
- Esping-Andersen, Gøsta (1999). "Politics without class? Postindustrial cleavages in Europe and America", 293-316 i Kitschelt, Herbert, Peter Lange, Gary Marks og John D. Stephens. *Continuity and change in contemporary capitalism*. USA: Cambridge University Press
- ESS (2008). "Appendix A5: Income documentation". Rapport, European Social Survey
- Evans, Jocelyn (2005). "The dynamics of social change in radical right-wing populist party support", *Comparative European Politics* 3: 76-101
- Fallend, Franz (2004). "Are right-wing populism and government participation incompatible? The case of the Freedom Party of Austria", *Representation* 40(2): 115-130
- Fennema, Meindert og Jean Tillie (1998). "Social isolation: theoretical concept and empirical measurement", 229-242 i Fennema, Meindert, Cees Van Der Eijk og Huibert Schijf. *In search of structure. Essays in social science and methodology*. Amsterdam: Het Spinhuis
- Fitzgerald, Jennifer og Hilde Coffè (2008). "Political socialization in a dynamic partisan environment: Examining Swiss People's Party support among young persons". Paper presentert på konferansen Comparative Perspectives on Political Socialization International Conference, Brugge 3-4 juli 2008.
- Fontana, Marie-Christine, Andres Sidler og Sibylle Hardmeier (2006). "The 'new right' vote: An analysis of the gender gap in the vote choice for the SVP", *Swiss Political Science Review* 12(4): 243-271
- Flanagan, Scott og Aie-Rie Lee (2003). "The new politics, culture wars, and the authoritarian libertarian value change in advanced industrial democracies", *Comparative Political Studies* 36(3): 235-270
- Ganninger, Matthias (2007). "Weighting in the ESS cumulative data set". Rapport, European Social Survey
- Garson, David (2008). "Nominal by interval association eta, the correlation ratio". Notat. <http://faculty.chass.ncsu.edu/garson/PA765/eta.htm>
[Lesedato 31.03.2011]
- Givens, Terri (2005). *Voting radical right in Western Europe*. Cambridge: Cambridge University Press

- Givens, Terri E. (2000). "Gender differences in support for radical right, anti-immigrant political parties". Arbeidsnotat 6/2000, The Center for Comparative Immigration Studies
- Givens, Terri E. (2004). "The radical right gender gap", *Comparative Political Studies* 37: 30-54
- Goul Andersen, Jørgen og Tor Bjørklund (2008). "Scandinavia and the far-right", *The Far Right in Europe. Encyclopedia* 147-163
- Hainsworth, Paul og Paul Mitchell (2000). "France: The Front national from crossroads to crossroads?", *Parliamentary Affairs* 53: 443-456
- Hair, Joseph, Ronald L. Tatham, Rolph E. Anderson og William Black (1998). *Multivariate data analysis*. Upper Saddle River, N.J.: Prentice Hall
- Heggen, Kåre (2001). "Marginalisering av ungdom – skolen sin rolle?", 119-135 i Tormod Øia (red). *Ungdom, i spenninga mellom det lokale og det globale*. Oslo: Samlaget
- Hellevik, Ottar (2002). *Forskningsmetode i sosiologi og statsvitenskap*. Oslo: Universitetsforlaget
- Hellevik, Ottar (2009). "Linear versus logistic regression when the dependent variable is a dichotomy", *Qual Quant* 43: 59-74
- Inglehart, Ronald (1977). *The silent revolution: Changing values and political styles among Western publics*. Princeton: Princeton University Press
- Ivarsflaten, Elisabeth (2005). "The vulnerable populist right parties: No economic realignment fuelling their electoral success", *European Journal of Political Research* 44 (3): 465-492
- Jupskås, Anders Ravik (2009). "Høyrepopulisme på norsk. Historien om Anders Langes Parti og Fremskrittspartiet", 27-78 i Tor Espen Simonsen, Anders Granås Kjøstvedt og Katrine Randin (red). *Høyrepopulisme i Europa*. Oslo: Unipub
- Kenneth Newton og Jan Delhey (2005). "Predicting cross-national levels of social trust: Global pattern or Nordic exceptionalism", *European Sociological Review* 21(4): 311-327
- Kitschelt, Herbert og Anthony McGann (1995). *The radical right in Western Europe: A comparative analysis*. Ann Arbor: University of Michigan Press
- Kjøstvedt (2009) "Les Francais d'abord! Og Eigen volk eerst! Det franske Front National og det belgiske Vlaams Blok: gammel vin på nye flasker?", i Tor Espen Simonsen,

- Anders Granås Kjøstvedt og Katrine Randin (red). *Høyrepopulisme i Vest Europa*
Oslo: Unipub
- Kosiara-Pedersen, Karina (2008). "The 2007 danish general election: Generating a fragile majority", *West European Politics* 31(5): 1040-1048
- Klöti, Ulrich (2001). "Consensual government in a heterogeneous polity", *West European Politics* 24(2): 19-34
- Knutsen, Oddbjørn (2004). *Social structure and party choice in western europe: A comparative longitudinal study*. Great Britain: Palgrave Macmillan
- Knutsen, Oddbjørn (2006). *Class voting in Western Europe: A comparative longitudinal study*. Oxford: Lexington Books
- Knutsen, Oddbjørn (2009). "Sosiale klasse og velgeratferd", i Raino Malnes (red). *Prekær politikk* Polen: Gyldendal Norsk Forlag
- Knutsen, Oddbjørn (2010). "Religious and class voting in 24 european countries: A comparative study", Paper presentert på XVII International Sociological Association (ISA) World Congress of Sociology in Gothenburg 11-17. juli 2010.
- Knutsen, Oddbjørn og Staffan Kumlin (2005). "Value orientations and party choice", I Thomassen, Jacques (red). *The European voter. A comparative study of modern democracies*. Oxford: University Press
- Kriesi, Hanspeter (1999). "Movements of the left, movements of the right: Putting the mobilization of two new types of social movements into political context", 398-426 I Kitschelt, Herbert, Peter Lange, Gary Marks og John D. Stephens. *Continuity and change in contemporary capitalism*. USA: Cambridge University Press
- Kriesi, Hanspeter, Edgar Grande, Romain Lachat, Martin Dolezal, Simon Bornschier og Timotheos Frey (2008). *West European politics in the age of globalization*. Cambridge: Cambridge University Press
- Larring og Stjernø (2010). "Sosial kapital blant marginaliserte" Fagartikkel. *Fontene forskning* 1/10.
- Leiulfsrud, Håkon, Ivano Bison og Heidi Jensberg (2005). *Social class in Europe. European social survey 2002/03*. Trondheim: NTNU Samfunnsforskning
- Lipset, Seymour M. (1960). *The political man: The social bases of politics*. New York: Doubleday & Company, Inc
- Lipset, Seymour M. og Stein Rokkan (1967). *Party systems and voter alignment: Cross national perspectives*. New York: Free Press

- Lorenz, Einhart (2009). "Fra Boulanger til Poujade og Le Pen", i Tor Espen Simonsen, Anders Granås Kjøstvedt og Katrine Randin (red). *Høyrepopulisme i Vest Europa*. Oslo: Unipub
- Lorenz, Einart (2009). "Populisme i Østerrike", i Tor Espen Simonsen, Anders Granås Kjøstvedt og Katrine Randin (red). *Høyrepopulisme i Vest-Europa*. Oslo: Unipub
- Lubbers, Marcel, Mèrove Gijsberts og Peer Scheepers (2002). "Extreme right-wing voting in Western Europe", *European Journal of Political Research* 41: 345-378
- Lubbers, Marcel og Peer Scheepers (2000). "Individual and contextual characteristics of the German extreme right-wing vote in the 1990s. A test of complementary theories", *European Journal of Political Research* 38: 63-94
- Lund, Torleif (2002). *Innføring i forskningsmetodologi*. Oslo: Unipub
- Luther, Kurt Richard (2009). "The revival of radical right: The Austrian parliamentary election of 2008", *West European Politics* 32(5): 1049-1061
- Matsuo, Hideko, Jaak Billiet og Geert Loosveldt (2010). *Response-based quality assessment of ESS round 4: Results for 24 countries based on contact files*, Leuven: European Social Survey. University of Leuven
- Matsuo, Hideko, Katrien Symons, Koen Beullens og Jaak Billiet (2009). "Response-based quality assessment of ESS round 3: An update for 23 countries". Arbeidsnotat, Centre for sociological research
- Mayer, Nonna (1998). "The french National Front", i Hans-Georg Betz og Stefan Immerfall (red). *The new politics of the right*, London: Macmillan Press LTD
- Mayer, Nonna og Pascal Perrineau (1992). "Why do they vote for Le Pen?", *European Journal of Political Research* 22: 123-141
- McGann, Anthony og Herbert Kitschelt (2005). "The radical right in the Alps: Evolution of support for the Swiss SVP and the Austrian FPÖ", *Party Politics* 11: 147-171
- Miguet, Arnauld (2002). "The french elections of 2002: After the earthquake, the deluge", *West European Politics* 25(4): 207-220
- Minkenberg, Michael (2000). "The renewal of the radical right: Between modernity and anti modernity", *Government and Opposition: An International Journal of Comparative Politics* 35(2): 170-188
- Minkenberg, Michael (2008). *The radical right in Europe: An overview*. Gütersloh: Verlag Bertelsmann Stiftung

- Mudde, Cas (2007). *Populist radical right parties in Europe*. Cambridge: Cambridge University Press
- Müller, Wolfgang og Franz og Fallend (2004). "Changing patterns of party competition in Austria: From multipolar to bipolar system, *West European Politics* 27(5): 801-835
- Norris, Pippa (2005). *Radical right. Voters and parties in the electoral market*. Cambridge: Cambridge University Press
- Oesch, Daniel (2008). "Explaining workers' support for right-wing populist parties in Western Europe: Evidence from Austria, Belgium, France, Norway and Switzerland", *International Political Science Review* 29 (3): 349-373
- Pallant, Julie (2010). *SPSS Survival Manual*. Maidenhead: McGraw-Hill
- Pedersen, Willy (1996). "Marginalitet - arbeiderklassens sårbare sønner", 75-88 i Tormod Øia (red). *Ung på 90-tallet*. Oslo: Cappelen akademiske forla
- Putnam, Robert D. (2000). *Bowling alone: The collapse and revival of American Community*. New York: Simon & Schuster
- Reeskens, Tim og Marc Hooghe (2008). "Cross-cultural measurement equivalence of generalized trust. Evidence from the European Social Survey (2002 and 2004)", *Social Indicators Research* 85: 515-532
- Riedlsperger, Max (1998). "The Freedom Party of Austria: From protest to radical right populism", i Hans-Georg Betz og Stefan Immerhall (red). *The new politics of the radical right* London: Macmillan Press LTD
- Ringdal, Kristen (2007). *Enhet og mangfold. Samfunnsvitenskapelig forskning og kvantitativ metode*. Bergen: Fagbokforlaget Vigmostad og Bjørke
- Rydgren, Jens (2004). "Explaining the emergence of radical right-wing populist parties: The case of Denmark", *West European Politics* 27(3): 474-502
- Rydgren, Jens (2007). "The Sociology of the radical right", *Annual Review of Sociology* 33: 241-262
- Rydgren, Jens (2009). "Social isolation? Social capital and radical right-wing voting in Western Europe", *Journal of Civil Society* 5 (2): 129-150
- Sauger, Nicolas (2007). "The french legislative and presidential elections of 2007", *West European Politics* 30(5): 1166-1175
- Simonsen, Tor Espen og Anders Granås Kjølsvædt (2009). "Innledning" i Tor Espen Simonsen, Anders Granås Kjølsvædt og Katrine Randin (red). *Høyrepopulisme i Vest Europa*, Oslo: Unipub

- Skog, Ole-Jørgen (2004). *Å forklare sosiale fenomener. En regresjonsbasert tilnærming*. Oslo: Gyldendal Akademisk
- Statsoft, Inc (2001). "Electronic statistics textbook", Tulsa, OK: Statsoft.
<http://www.statsoft.com/textbook/>
- Svåsand, Lars (1998). "Scandinavian right-wing radicalism", 77-93 i Hans-Georg Betz og Stefan Immerfall (red). *The new politics of the right*. London: Macmillan Press LTD
- Swissinfo (2009). "Conservative Democratic party", Swiss info (nettside) 05.05.2009
http://www.swissinfo.ch/eng/politics/political_system/Conservative_Democratic_Party.html?cid=371964
- [Lesedato 13.01.2011]
- Swyngedouw, Marc (1998). "The extreme right in Belgium: Of a non-existent Front National and an omnipresent Vlaams Blok", i Hans-Georg Betz og Stefan Immerfall (red). *The new politics of the right*, London: Macmillan Press LTD
- Tufte, Per Arne (2000). "En intuitiv innføring i logistisk regresjon" Arbeidsnotat 8/2000 Oslo: Statens institutt for forbruksforskning
- Van Der Brug, Wouter og Meindert Fennema (2003). "Protest or mainstream? How the European anti-immigrant parties developed into two separate groups by 1999", *European Journal of Political Research* 42: 55-76
- Von Beyme, Klaus (1988). "Right-wing extremism in post-war Europe", *West European Politics* (11): 1-18
- Zmerli, Sonja og Ken Newton (2008). "Social trust and attitudes toward democracy", *Public Opinion Quarterly* 72(4): 706-724