

# **Effekten av offentlege reguleringar på innovasjon innan vind- og solkraft**

Sturla E. Knutsen

**Masteroppgåve**

Masteroppgåva er levert for å fullføre grada

**Master i samfunnsøkonomi**

Universitetet i Bergen, Institutt for økonomi

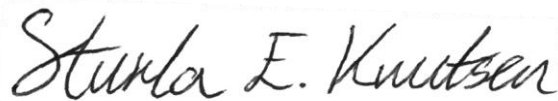
Juni 2018



UNIVERSITETET I BERGEN

## Forord

Arbeidet med masteroppgåva har vore både gjevande og utfordrande. Det er mange som har bidrege i prosessen som fortentar ei takk. Først og fremst vil eg takke mine rettleiarar, Eirik S. Amundsen og Julian V. Johnsen, for gode diskusjonar og innspel under oppgåveskrivinga. Eg vil og takke min tidlegare studiekamerat Simen R. Sæther for meir eller mindre fruktbare samtalar omkring temaet i oppgåva, og Sjur Haug for husly i vekene inn mot levering. Til slutt vil eg takke min kjærast og rettleiar i akademisk skriving, Lea K. Bjørgul, for kompetent rettleiing i skriveprosessen og tidvis pedantisk korrekturlesing.



---

*Sturla E. Knutsen, Bergen, 1. juni 2018*

## Samandrag

I denne oppgåva undersøkjast samanhengen mellom ei rekke offentlege reguleringar og teknologisk innovasjon innan vindkraft og fotovoltaisk solkraft. Analysen er gjennomført med utgangspunkt i et utval bestående av 26 OECD-land i perioden 1990 til 2014, der talet på patentsøknader blir nytta som ein proxy for innovasjon. For å undersøkje desse samanhengane nyttar eg ein fast effekt-modell. Funna i oppgåva visar at samanhengen mellom dei undersøkte reguleringane og den innovative aktiviteten innan både vind- og solkraft er tilsynelatande liten. For solkraft finn ein ingen signifikante samanhengar. Offentleg stønad til forskning og utvikling innan vindkraft viser derimot ein signifikant positiv samanheng med talet på patentsøknader. Dette funnet er robust for ei rekke ulike spesifikasjonar og metodiske tilnærmingar. Med bakgrunn i dette vil ei auke i dei offentlege budsjetta til forskning og utvikling tilsynelatande vere viktig for å auke innovasjon innan vindkraft.

STATA/IC 14 og Microsoft Excel 2016 har blitt brukt til estimering av resultat og databehandling.

## Innholdsliste

1.0 Innleiing.....	1
2.0 Litteratur.....	4
2.1 Marknads- og bedriftsfaktorar.....	4
2.2 Policyfaktorar.....	7
3.0 Metode.....	10
3.1 Datasett og innsamling av data.....	10
3.2 Patentdata som innovasjonsindikator.....	10
3.3 Avhengig variabel.....	12
3.4 Forklaringsvariablar.....	15
3.5 Kontrollvariablar.....	19
3.6 Forventa effektar.....	22
3.6.1 Teknologispesifikke reguleringar.....	22
3.6.2 Kvotesystem for CO2, grønne sertifikat og marknadsregulering.....	23
3.7 Paneldatanalyse.....	25
3.7.1 Paneldata.....	25
3.7.2 Fast effekt.....	26
3.7.3 Økonometriske utfordringar.....	27
4.0 Analyse og resultat.....	28
4.1 Spesifikasjon for fast effekt-modellen.....	28
4.2 Resultat.....	29
4.3 Robustheitsanalyse.....	33
4.3.1 Alternativ patentklassifisering.....	33
4.3.2 Alternativ lag-struktur.....	33
4.3.3 Vilkårslaus negativ binomisk regresjon.....	34
4.3.4 Vilkårslaus negativ binomisk regresjon.....	35
4.3.5 Utliggjarar i utvalet.....	36
5.0 Konklusjon.....	39
Litteraturliste.....	42
Appendiks A. Fullstendig regresjonsresultat for den estimerte FE-modellen.....	46
Appendiks B. Resultat for regresjonar med alternativ klassifisering av patent.....	47
Appendiks C. Resultat for regresjonar med lag på 2 og 3 år.....	48
Appendiks D. Regresjon med Japan og Sør-Korea ekskludert frå utvalet.....	49

## Tabellar

Tabell 1	Deskriptiv statistikk for avhengig variabel. ....	12
Tabell 2	Gjennomsnittleg tal på patentsøknader, og patentsøknadar innan vind- og solkraft som del av det totale talet på patentsøknadar innanfor eit land i perioden 1990-2014.....	14
Tabell 3	Nivåfrekvens for diskrete policyvariablar. ....	16
Tabell 4	Deskriptiv statistikk for variablane i modellen. ....	20
Tabell 5	Definisjon av variablar.....	21
Tabell 6	Estimerte koeffisientar for FE-modellane .....	30
Tabell 7	Estimerte koeffisientar for dei vilkårsbundne negativ-binomiske fast effekt-modellane .....	34
Tabell 8	Estimerte koeffisientar for dei vilkårsause negativ-binomiske fast effekt-modellane.....	36

## Figurliste

Figur 1	Talet på patentsøknadar for vindkraft (landbasert og offshore) og solkraft (fotovoltaisk).....	13
Figur 2	Gjennomsnittleg stønad til forskning og utvikling i millionar USD (2016-prisar, PPP).....	15
Figur 3	Introduksjon av reguleringar etter type og nivå for landa i utvalet. ....	17
Figur 4	Utvikling i grad av marknadsregulering. ....	18
Figur 5	Global LCOE for kraftverk-skala fornybare energiteknologiar. ....	23
Figur 6a	Fordelinga til dei standardiserte koeffisientane for vindkraft .....	37
Figur 6a	Fordelinga til dei standardiserte koeffisientane for solkraft .....	37

## 1.0 Innleiing

Måten vi produserer og distribuerer energi på har gjennomgått store strukturelle endringar dei siste tiåra. Global oppvarming og auka merksemd omkring klimaet har ført til auka etterspurnad etter fornybare energiteknologiar som vind- og solkraft i respons til dei negative eksternalitetane som følgjer av den utstrekte bruken av fossile brennstoff. Vidare har ein sidan 1990-talet sett omfattande liberalisering og deregulering av energimarknadar omkring i verda (Joskow, 2008; EU, 2012). Sidan fornybare energiteknologiar tradisjonelt sett vanskeleg har kunna konkurrert med meir tradisjonelle teknologiar på kostnad, har dei motteke stønad frå det offentlege gjennom ulike stønadsmekanismar og reguleringar. Reguleringar som feed-in-tariffar (FIT), teknologispesifikk stønad til forskning og utvikling (FoU) og kvotehandelsystem er blant reguleringane som har blitt tekne i bruk for å fremje utvikling og spreing av fornybare energiteknologiar, anten direkte eller gjennom å drive bedrifter til å adaptere og utvikle klimavennlege teknologiar som eit kostnadsreducerande tiltak.

Dei fleste av desse reguleringane blei introdusert på slutten av 1990-talet og utover 2000-talet ettersom utfordringane knytt til utslepp av klimagassar og global oppvarming sette preg på den politiske og vitskaplege diskursen. Fornybar energi som del av det totale energitilbodet har tilsynelatande som ein konsekvens av dette sett ei formidabel auke med over ei dobling av kapasiteten sidan 2005 (IRENAa, 2018, s.59), og fornybare energiteknologiar har blitt førstevalet når kapasitet skal utvidast og straumnett moderniserast rundt omkring i verda. For 2015 er det estimert at 23,5 prosent av den totale produserte straumen globalt kom frå fornybare kjelder. Vasskraft står for den største andelen av dette (17,2%), etterfølgt av vindkraft (3,5%) bioenergi (1,4%) og fotovoltaisk solkraft (1,0%)<sup>1</sup>. I perioden 2009-2014 vaks den årlege produksjonen av fornybar energi med ei gjennomsnittleg rate på 6,4 prosent, medan det i den samme perioden var ein årleg vekst for ikkje-fornybare kjelder for 2,6 prosent. (IRENA, 2017, s.19-20).

Bruken av reguleringar til å støtte innovasjon og spreing av fornybare energiteknologiar blir typisk rettferdiggjort av dei positive spillover-effektane til kunnskap og teknologi, og dei ovannemnde negative eksternalitetane knytt til produksjon av straum frå konvensjonelle kjelder. Grunna desse marknadssviktane vil den innovative aktiviteten vere under det samfunnsøkonom-

---

<sup>1</sup> Grunna avrunding vil ikkje desse tala summere til 23,5 prosent.

misk optimale nivået (Jaffe et al.2005). For å adressere dette vektlegg tidlegare empiriske studiar policyintervensjon (Johnstone et al., 2010; Constantini et al., 2015; Schelich et al., 2017), og marknadsliberalisering (Nesta et al., 2014; Nicolli & Vona, 2016) som viktige drivarar for innovasjon innanfor fornybare energiteknologiar. Forskinga innanfor dette feltet er imidlertid avgrensa, særleg i tilfellet for enkeltteknologiar spesielt heller enn for fornybare teknologiar generelt.

Formålet med denne oppgåva er å undersøkje samanhengen mellom offentlege reguleringar og innovasjon innan vindkraft (landbasert og offshore) og fotovoltaisk solkraft. Dette blir gjort med utgangspunkt i paneldata for eit utval på 26 OECD land i perioden 1990 til 2014. Oppgåva nyttar dermed eit meir oppdatert og rikare utval samanlikna med tidlegare studiar. Den avhengige variabelen i analysen er talet på patentsøknader, og blir på lik linje med tidlegare litteratur nytta som ein proxy for innovasjon. Reguleringane eg skal undersøkje er: offentlig stønad til forskning og utvikling, feed-in-tariffar, kvotehandelssystem for CO2 og grønne sertifikat. Patentdata og policyvariablane er henta frå OECD og IEA sine statistikkbankar. Oppgåva er etter min kunnskap den første som nyttar policyvariablane frå OECD til å undersøkje samanhengen mellom reguleringar og innovasjon innan fornybare energiteknologiar.

Analysen nyttar ein fast effekt-modell for å undersøkje samanhengen mellom policy og innovasjon innan vind- og solkraft. Dette er til forskjell frå tidlegare studiar som har nytta ein vilkårsbunden negativ-binomisk regresjon<sup>2</sup> med fast effekt. Det har blitt argumentert med bakgrunn i mellom anna fordelinga<sup>3</sup> til den avhengige variabelen (talet på patentsøknader) at «count data»-modellar som den negativ-binomiske bør nyttast (Hausman et al., 1984; Cameron & Trivedi, 1986). Den vilkårsbundne negativ-binomiske modellen er imidlertid ikkje ein fullgod fast effekt-modell då den ikkje tek høgde for alle kovariat, og ein står dermed i fare for å ikkje ta høgde for ikkje-observerbar heterogenitet (Allison & Waterman, 2002; Guimaraes 2008). Den estimerte FE-modellen i denne oppgåva gjer imidlertid dette, og tilfører i så måte til den eksisterande litteraturen.

Funna i oppgåva visar at samanhengen mellom reguleringar og den innovative aktiviteten innan både vind- og solkraft er tilsynelatande liten. For solkraft finn ein ingen signifikante samanhengar. Offentleg stønad til forskning og utvikling innan vindkraft har derimot ein signifikant positiv samanheng med talet på patentsøknader. Det er tydeleg at det er nokre utfordringar når

---

<sup>2</sup>Oversett frå «Conditional negative binomial regression».

<sup>3</sup> Fordelinga det refererast til er av typen negativ-binomisk fordeling. I ei negativ-binomisk fordeling har ein som regel at dei fleste utfall har verdien 0, deretter 1, 2, 3 osv.

det gjeld endogenitet, mellom anna som eit resultat av utelatne variablar, høg samvariasjon, og at den innovative aktiviteten mogleg påverkar policyvala som blir tekne. Dette blir drøfta vidare i metodekapitelet.

Det blir testa fleire alternative spesifikasjonar og metodiske tilnærmingar for å undersøkje robustheita til desse funna. Den vilkårsbundne negative-binomiske regresjonen gir resultat som i større grad samsvarar med tidlegare litteratur, men som nemnt tek ikkje denne høgde for faste tidskonstante effektar. Allison & Waterman (2002) foreslår ein vilkårslaus negativ-binomisk regresjon som ei løysing på dette, der ein nyttar dummyar for kvart land for å ta høgde for fast effektane. Den vilkårsause regresjonen gir resultat som i større grad er på linje med den estimerte FE-modellen.

Den vidare strukturen i oppgåva er som følgjande: I kapittel 2 gjer eg ein gjennomgang av relevant litteratur. I denne delen presenterast marknads-, bedrifts-, og policyfaktorar som den tidlegare litteraturen har identifisert som viktige drivvarar for innovativ aktivitet. Kapittel 3 tek for seg den metodiske tilnærminga. Først gjer eg greie for datamaterialet nytta i analysen, før eg går over til å diskutere bruken av patentdata som eit mål på innovasjon. Vidare presenterer eg forklarings- og kontrollvariablane i analysen og diskuterer dei forventede effektane av desse. Til slutt gjer eg ein kort gjennomgang av den økonometriske metoden som blir brukt i den empiriske analysen. I kapittel 4 presenterer eg først den estimerte fast effekt-modellen for høvesvis vind- og solkraft og resultatane av denne. Etter analyse og diskusjon av resultatane gjennomfører eg ei rekke robustheitstestar for å undersøkje validiteten til funna i modellen. I kapittel 5 oppsummerer eg hovudfunna i undersøkinga saman med forslag til vidare forskning.



## 2.0 Litteratur

Sidan oppgåva skal undersøkje moglege faktorar som påverkar grada av innovasjon innan vind- og solkraft, er det viktig å få ei forståing for kva som styrer innovasjon generelt, så vel som vind- og solkraft meir spesielt. I den følgjande delen diskuterast effekten av marknads- og bedriftsfaktorar på innovasjon i lys av relevant teori og empiri. Deretter vil eg presentere den eksisterande litteraturen omkring policyfaktorar. Kvar del byrjar med ei teoretisk kontekstualisering av tematikken. Deretter følgjer ei utgreiing av litteraturen omkring innovasjon og dei aktuelle faktorene på eit generelt plan, før eg avsluttar med litteraturen som omhandlar innovasjon i relasjon til fornybar energi spesielt.

### 2.1 Marknads- og bedriftsfaktorar

Spørsmålet om rolla til konkurranse og marknadsstruktur i relasjon til innovasjon er på ingen måte nytt. I *Capitalism, Socialism and Democracy* argumenterer Schumpeter (1947) for den sentrale rolla til monopolisten som innovatør, og at ein marknad med høg konsentrasjon og liten konkurranse gir dei beste forholda for innovativ aktivitet:

*«As soon as we go into details and inquire into the individual items in which progress was most conspicuous, the trail leads not to the doors of those firms that work under conditions of comparatively free competition but precisely to the doors of the large concerns . . . and a shocking suspicion dawns upon us that big business may have had more to do with creating that standard of life than with keeping it down»* (Schumpeter, 1947, s.82).

Ifølgje Schumpeter er ei av årsakane til dette at monopolistiske bedrifter har høgare profitt og påfølgjande romslegare budsjett til forskning og utvikling. Vidare møter dei mindre usikkerheit i marknaden, har større tilgang til finansiering, og evnar i større grad å appropriere avkastinga av sine innovasjonar. Dette vil ifølgje Schumpeter resultere i at bedrifter i større grad engasjerer seg i forskning og utvikling samanlikna med kva som er tilfellet i ein marknad med mykje konkurranse. Arrow (1962) argumenterer derimot for at ein marknad med perfekt, eller tilnærma perfekt konkurranse er det som fremjar innovasjon i størst grad:

*«The only ground for arguing that monopoly may create superior incentives to invent is that appropriability may be greater under monopoly than under competition. Whatever differences may exist in this direction must, of course, still be offset against the monopolist's disincentive created by his preinvention monopoly profits»* (Arrow, 1962, s.622).

Ifølgje Arrow vil monopolisten i fråværet av konkurranse ikkje ha tilstrekkelege insentiv til å innovere, då den monopolistiske bedrifta ikkje er avhengig av å bringe nyvinningar til marknaden for å dominere han.

Denne vitenskaplege diskursen er stilisert i mykje av den mangfaldige teoretiske og empiriske litteraturen som omhandlar Schumpeter og Arrow sine synspunkt i eit forsøk på å representere dei to motpolane i debatten. Det er likevel nokre som har forsøkt å finne eit felles rammeverk der dei to tilsynelatande motstridande tilnærmingane til innovasjonsspørsmålet kan eksistere. Shapiro (2011) er ein av desse. Han argumenterer for at Schumpeter og Arrow sine syn på den innovative prosessen er kompatible, og viser mellom anna til synet deira på kor viktig det er å kunne appropriere avkastninga av innovasjonar som ein viktig faktor for å fremje innovativ aktivitet.

Tirole (1988) og Motta (2004) argumenterer for at ei mellomløyising gir best grobotn for innovasjon. På den eine sida gir ei viss grad av konkurranse bedriftene som allereie er marknadsleiarar insentiv til å innovere for framleis å behalde posisjonen sin og appropriere avkastningane av investeringane sine. På den andre sida vil det framleis vere moglegheiter for å kapre marknadsandelar for nykommarar og mindre marknadsaktørar. Tirole (1988) og Motta (2004) får støtte i Aghion et al. (2005), som undersøker forholdet mellom konkurranse i produktmarknad og innovasjon. Funna til Aghion et al. (2005) indikerer at det er eit invertert U-forhold mellom konkurranse og innovasjon. Dette vil seie at det i ytterpunkta er dårlegast høve for innovasjon. Dei finn òg at den teknologiske avstanden mellom industrileiarar og bedriftene som følgjer etter aukar med konkurranse, og at det inverterte U-forholdet er brattare når bedrifter følgjer kvarandre tett.

Andre delar av innovasjonsteorien vektlegg viktigheita av rolla til små bedrifter (Winter, 1984; Klepper, 1996). I desse modellane er radikal innovasjon og produktinnovasjon generelt sett eit resultat av mindre aktørar sin innovative aktivitet. Desse utfordrar dei etablerte aktørane, som tenderer mot å fokusere på prosessinnovasjon framfor produktinnovasjon, og søker å bli meir kostnadseffektive og å unngå produktkannibalisering. Produksjon av fornybar energi som vind- og solkraft er ofte desentralisert i små og mellomstore einingar<sup>4</sup>, medan dei etablerte aktørane

---

<sup>4</sup> Til dømes utgjorde straumproduksjon frå småskala fotovoltaiske solkraft-systemer 37 prosent av den årlege produksjonen frå alle fotovoltaiske solkraft-system i USA i 2016 (EIA, 2017).

er knytte til storskala-anlegg som nyttar kol, gass osv. Innovasjonar innan fornybar energiteknologi er dermed særleg relevant i denne teoretiske konteksten, då desse går direkte på akkord med det etablerte energiregimet.

Ei rekke empiriske studiar har sett på samanhengen mellom marknadsliberalisering, konkurranse, og innovasjon innan energisektoren. I ein av fleire landstudiar undersøker Dooley (1998) dereguleringa av energisektoren i USA på 1990-talet. Dooley (1998) finn at den innovative aktiviteten og investeringar i forskning og utvikling er negativt korrelert med dereguleringa. Han observerte òg ei endring i forskingsaktiviteten, med ei dreining frå langsiktige prosjekt til prosjekt med ein kortare tidshorisont. Sanyal & Ghosh (2013) nyttar patentdata for å undersøkje innovasjonseffektane av dereguleringa. Dei finn ein negativ samanheng mellom dereguleringa og patentaktiviteten. Ein tilsvarande negativ samanheng mellom deregulering, FoU-input og patentaktivitet blei funne som eit resultat av deregulering av energisektoren i Storbritannia (Jamasb & Pollitt, 2011; 2015). I ein landstudie av straumsektoren i Japan fann dei ein tilsvarande negativ samanheng for FoU-input og ei endring i typen forskingsaktivitet som blir gjennomført, men ein positiv samanheng for patentaktiviteten (Wang & Mogi, 2017).

I tilfellet for innovasjon innan fornybare energiteknologiar, ser konkurranse og deregulering av energisektoren ut til å ha ein positiv samanheng med innovasjon. Nesta et al. (2014) undersøker samanhengen mellom ulike reguleringar og innovasjon innan det dei omtalar som «grøne teknologiar» under ulik grad av konkurranse. Studien tek utgangspunkt i eit utval på 26 land i perioden 1976 til 2007, og nyttar talet på patentsøknader som ein proxy for innovasjon. Dei finn at reguleringar som tek sikte på å fremje utviklinga og spreinga av grønne teknologiar er meir effektive i liberaliserte energimarknadar. Vidare finn dei at konkurranse fremjar patentaktiviteten hjå patent av låg kvalitet, medan reguleringar er effektive i å fremje det forfatarane omtalar som patent av høg kvalitet<sup>5</sup>. I ein annan paneldatastudie som nyttar seg av patentdata, undersøker Nicolli & Vona (2016) innverknaden til marknadsregulering innan straumsektoren og energipolicy på patentaktiviteten innan fornybare energiteknologiar. Dette gjer dei med utgangspunkt i eit utval beståande av 19 EU-land i perioden 1980 til 2007. Dei undersøker samanhengen mellom talet på patentsøknadar og grada av etableringsbarrierar, vertikal integrering og grada av offentleg eigarskap. Forfatarane finn at reduserte etableringsbarrierar er ein

---

<sup>5</sup> Innovasjonar det har blitt søkt om patentbeskyttelse fleire stadar blir antekt å ha eit større kommersielt potensiale, og blir derfor rekna for å vere av ein høgare kvalitet (Nesta et al., 2014).

signifikant drivar for innovasjon innan vindkraft. For vertikal integrering og grad av offentleg eigarskap fann dei derimot ingen signifikant samanheng.

Denne oppgåva skil seg frå den tidlegare litteraturen omkring marknadsregulering og innovasjon innan fornybare energikjelder på fleire måtar. Sett vekk ifrå ulikskapar i utval og val av metode, er det to ting som står fram som særleg interessante. Nesta et al. (2014) nyttar det dei klassifiserer som grønne patent som utfallsvariabel i si analyse, i motsetnad til talet på patent-søknader innan vind- og solkraft som i denne oppgåva. Målet på grad av marknadsregulering er samstundes dei same i denne oppgåva og hjå Nesta et al. (2014). Nicolli & Vona (2016) nyttar til forskjell tre ulike variablar for å fange effekten av marknadsreguleringar: etableringsbarrierar, vertikal integrering og grada av offentleg eigarskap. Problemet med å nytte enkeltvariablar framfor ein indeksvariabel som i denne oppgåva, er den store samvariasjonen desse variablane har.

## **2.2 Policyfaktorar**

Hicks (1932) observerte at endringar i produksjonsfaktorar sine relative prisar fører til at bedrifter kjem opp med nye produksjonsmetoder for å effektivisere bruken av faktoren som har blitt relativt dyrare. Denne ideen har seinare blitt kjend som hypotesen om induisert innovasjon. I konteksten av offentlege klimareguleringar impliserer dette at dersom det offentlege kan påverke dei relative prisane eller alternativkostnaden knytt til bruken av ressursar med negative klimaeffektar, vil bedrifter bli insentiverte til å finne meir klimavenlege produksjonsmetoder. Ettersom marknaden gjer ein dårleg jobb i å prise klimaressursar, blir prisane i stor grad forma av offentlege reguleringar. Avhengig av strengheita til reguleringane, vil endringane i alternativkostnadene knytt til forureining føre til auka relative kostnader for somme produksjonsfaktorar, og dermed gi insentiv til å innovere på ein slik måte som gir ein reduksjon i bruken av dei no relativt dyrare produksjonsfaktorane. Til dømes vil ein skatt på utslepp av CO<sub>2</sub> indusere innovasjon i retning teknologi som er mindre intensivt i utslepp av CO<sub>2</sub>. Teoretiske arbeid har vist at klima- og miljøreguleringar kan gi insentiv til å drive innovativ aktivitet (Downing & White, 1986; Milliman & Prince, 1989). Samstundes er den empiriske litteraturen omkring effektane av klima- og miljøreguleringar på det ein kan kalle grøn innovasjon avgrensa, både generelt, og særleg for effekten på innovasjon innan fornybare energiteknologiar spesielt.

Den innovative aktiviteten innan fornybare energiteknologiar er under påverknad av velkjende eksternalitetar, høvesvis knytt til forureining og «knowledge spillovers». «Knowledge spillovers» og utfordringar knytt til å appropriere avkastningane av innovasjonar disinsentiverar til

investeringar i FoU. Vidare vil innovasjon innan fornybare energikjelder vanskeleg kunne prisast om den sosiale kostnaden av CO<sub>2</sub>-utlasepp ikkje blir internalisert. I fråværet av effektive klimareguleringar vil dermed investeringar i FoU og spreining av fornybare energiteknologiar mest sannsynleg vere mindre enn kva som er sosialt optimalt (Jaffe et al., 2005). I denne konteksten føreslår teorien ei diversifisert policytilnærming der ein tek for seg desse eksterne kostnader kvar og ein. Dette vil vere den mest kostnadseffektive intervensjonen for å nærme seg eit sosialt optimalt nivå av investeringar i grønne teknologiar, og i forlenging fornybare energiteknologiar (Bovenberg & Smulders, 1995; Fischer & Newell, 2008; Acemoglu et al., 2012).

Dei få økonometriske studiane som undersøker samanhengen mellom offentlege reguleringar og innovasjon innan fornybare energiteknologiar nyttar paneldata aggregert på landnivå, og patentdata som proxy for innovasjon. I ein mykje sitert artikkel undersøker Johnstone et al. (2010) samanhengen mellom ei rekke reguleringar og innovasjon innan fem ulike fornybare energiteknologiar: vindkraft, solkraft, geotermisk kraft, havkraft, og biomasse. Paneldatastudien tek for seg 25 OECD-land i perioden 1978-2003. Forfattarane undersøker både teknologispesifikke reguleringar (t.d stønad til FoU, feed-in-tariffar) og breie reguleringar (t.d kvotesystem for CO<sub>2</sub> og omsettelege energisertifikat). Dei finn at breie reguleringar har høgare sannsyn for å fremje innovasjon innanfor teknologiar som er konkurransedyktige med fossile energiteknologiar. For meir kostbare teknologiar, som til dømes solkraft, finn forfattarane at det trengst meir målretta reguleringar, som til dømes feed-in-tariffar. Johnstone et al. (2010) kontrollerer for straumpris og veksten i konsumet av straum, og finn at straumprisen er ein signifikant drivar for solkraft. Bruns & Kalthaus (2017) fann i ein gjennomgang av denne studien ein manglande dummyvariabel for eit av landa i analysen. Ei re-estimering av modellen til Johnstone et al. (2010), der den manglande variabelen er inkludert, førte til at feed-in-tariffar og straumpris ikkje lenger hadde ein signifikant samanheng i tilfellet for solkraft (Johnstone et al., 2017).

Nesta et al. (2014) og Nicolli & Vona (2016) undersøker i likskap med Johnstone et al. (2010) samanhengen mellom reguleringar og innovasjon innan fornybar energi. Nesta et al. (2014) nyttar ein policy-indeks i staden for å inkludere enkeltreguleringar som eit grep for å takle moglege endogenitetsutfordringar. Dei finn at strengare klimareguleringar er positivt korrelert med patentaktivitet. Reguleringar hadde likevel berre ein positiv samanheng med patent av høg kvalitet. Forfattarane nyttar vidare Kyoto-avtalen som ein kontrollvariabel i analysen. Dei finn at avtalen har det dei beskriv som ein «overraskande positiv effekt» på patent av låg kvalitet. Ratifiseringa av Kyoto-avtalen ser ut til å ha utvida den forventede storleiken av den globale

marknaden for fornybar energi, og dermed endra kursen til den innovative innsatsen i retning fornybar energiteknologi. Nicolli & Vona (2016) nyttar seg av paneldata for 19 EU-land i perioden 1980 til 2007 i studien sin. Dei finn ein positiv korrelasjon mellom stønad til FoU og innovasjon innanfor vindkraft, og ingen samanheng i tilfellet for solkraft. For feed-in-tariffar finn dei ein positiv samanheng med patentaktiviteten innan solkraft, medan det for vindkraft var ein negativ samanheng. I likskap med Nesta et al. (2014) og Johnstone et al. (2010) nyttar dei Kyoto-avtalen som ein forklaringsvariabel i analysen, og finn at denne tilsynelatande forsterkar effekten av både reguleringar og den tidlegare omtalte liberaliseringa av energimarknadane.

Costantini et al. (2015) er ein annan relevant studie som tek for seg policyfaktorar sin innverknad på innovasjon innan fornybare energiteknologiar. Dei nyttar data frå 35 land i perioden 1990 til 2010 for undersøkje faktorane som driv patentaktiviteten innanfor biobrenselteknologiar. Dei finn at eit land sin innovative kapasitet og det offentlege sin stønad til FoU er positivt korrelert med patenteringa innanfor biobrensel-teknologiar. Vidare finn dei at patentaktiviteten innan meir modne teknologiar i hovudsak ser ut til å responderer på policyar på etterspurnadssida, medan patentaktiviteten for mindre modne teknologiar responderer på reguleringar som rettar seg mot både tilbods- og etterspurnadssida.

I ein nyare studie som ligg tett opp i mot Johnstone et al. (2010), undersøker Schleich et al. (2017) samanhengen mellom reguleringar og patentaktivitet innan vindkraft. Studien tek utgangspunkt i eit utval av 12 OECD-land i perioden 1991-2011, og finn at offentleg stønad til FoU og energimålsetjingar er positivt korrelert med patentaktiviteten innan vindkraft. I motsetnad til Johnstone et al. (2010) finn dei ingen samanhengar mellom feed-in-tariffar og innovasjon innan vindkraft. I studien kontrollerer dei for stabile reguleringsregimer og valtilslutning til grøne parti, og finn òg at desse er positivt korrelert med innovasjon. Dei kontrollerer også for effektane av policyendringar i utland på patentaktiviteten i heimland, men finn ingen signifikante samanhengar av dette. Dette motstrider funna til Dechezleprêtre & Glachant (2014), som i ein paneldatastudie av ei rekke OECD-land finn at patentaktiviteten innan vindkraft har ein positiv korrelasjon med reguleringar både i heim- og utland. Dei finn samstundes at margineffekten er 12 gongar høgare som følgje av nasjonale reguleringar enn av utanlandske.

Denne oppgåva skil seg frå dei ovannemnde studiane ved å nytte eit meir oppdatert utval som i større grad fangar utviklinga på policy og innovasjonsfronten dei siste ti åra. Vidare tek dei

utgangspunkt i til dels ulike variablar og nyttar som nemnt i innleiinga ei anna metodisk tilnærming til spørsmålet ved å nytte ein negativ-binomisk regresjon med fast effektar. Oppgåva skil seg vidare ut ved å nytte eit sett med relativt nye komparative policymål frå OECD i analysen.

### **3.0 Metode**

Eg vil i den følgjande delen gjere greie for det metodiske grunnlaget for oppgåva. Først presenterer eg kort datamaterialet som er nytta i analysen, før eg går vidare til å diskutere patentdata som proxy for innovasjon. Deretter gjer eg greie for forklarings- og kontrollvariablane som blir brukt i analysen og den forventede effekten av desse. Til slutt gjer eg ein kort gjennomgang av den metodiske tilnærminga for oppgåva og moglege økonometriske utfordringar.

#### **3.1 Datasett og innsamling av data**

Formålet med denne oppgåva er som nemnt innleiingsvis å undersøkje samanhengen mellom offentlege reguleringar og innovasjon innan vind- og solkraft. Data som er nytta for å undersøkje dette er henta frå to kjelder: OECD sin statistikkbank OECD.stat<sup>6</sup> og det internasjonale energibyrådet IEA sin statistikkbank<sup>7</sup>. Frå desse kjeldene har relevante indikatorar blitt vurdert og deretter sett inn i eit datasett for vidare bruk i analysen. Variablane som er inkludert i datasettet er tal på patentsøknader, offentlege utgifter til forskning og utvikling, offentlege reguleringar, straumpris, forbruksdata og tilbøyelegheit til patentering. Datasettet som blir nytta i analysen inneheld data frå perioden 1990-2014. Nokre av variablane har manglande observasjonar innanfor denne perioden.

#### **3.2 Patentdata som innovasjonsindikator**

Innovasjon er eit dynamisk og breitt omgrep som ikkje alltid så enkelt let seg definere, identifisere og kvantifisere. Det er likevel nokre mål som går igjen i litteraturen, der dei vanlegaste er utgifter og personell knytt til forskning og utvikling, og patentdata (Smith, 2006). Patentdata er i motsetnad til data omkring forskning og utvikling eit outputmål, og står dermed fram som eit meir attraktivt innovasjonsmål. Dette er fordi det reflekterer resultatet av den innovative aktiviteten framfor innsatsen (OECD, 2008).

Patent gir ein eksklusiv rett til eigaren av patentet til å utnytte (produsere, selje, eksportere osv.) ein innovasjon over ei gitt tid (vanlegvis 20 år etter innsendt søknad) innanfor landet eller området der søknaden har blitt innsendt. Patent blir innvilga til innovasjonar som er nyvinnande,

---

<sup>6</sup> *OECD.stat* URL: «<http://stats.oecd.org>».

<sup>7</sup> *IEA Data Services* URL: «<http://wds.iea.org>».

innovative og har ein industriell verdi (OECDa, 2009). Dei viktigaste patentorgana er EPO (European Patent Office), USPTO (United States Patent and Trademark Office) og JPO (Japan Patent Office). Hensikta med patentsystemet er å fremje innovasjon og teknologisk framgang ved å gi eksklusivitet i byte mot at nyvinninga vert gjort kjent. Ved å gi eksklusivitet er patent eit policyinstrument som har til hensikt å auke innovativ aktivitet og investeringar i forskning og utvikling (OECD, 2008).

I seinare tid har talet på patentsøknadar i aukande grad blitt nytta som eit mål på innovasjon. Denne utviklinga heng mellom anna saman med at fleire patentdatabasar har blitt utvikla (mellom anna av OECD, EPO og WIPO), i tillegg til ei auka interesse for innovasjon og teknologisk utvikling. I prosessen med å få tildelt eit patent er det ein heil del informasjon som blir delt med det gjeldande patentorganet. Denne informasjonen blir nedstraums i prosessen gjort tilgjengeleg for allmenta, og er nyttig til bruk i statistiske analysen. Tida mellom det søkast om eit patent og patentsøknaden publiserast, er som regel 18 månader (OECD, 2008). I patentsøknadane til dei fleste patentkontor er det store fellestrekk i informasjon som blir oppgitt. Følgjande informasjon som kan finnast i patentdokument er (OECDa, 2009):

- Talet på og type søknad, publikasjonsnummer osv.
- Namn og adresse til oppfinnar, namn og adresse til søkjar (vanlegvis bedrifta der oppfinnaren er tilsett).
- Tekniske detaljar rundt innovasjonen
- Ei rekke koder som korresponderer med andre innovasjonar innanfor ei teknologiklassifisering.
- Datoar for når patentsøknaden er komen inn, for når den skal gjelde frå og når den er innvilga osv.
- Ei liste med referansar til andre patent og vitenskaplege publikasjonar som ein ser på som relevante for å avgjere om innovasjonen let seg patentere.

I patentinformasjonen finn ein tekniske data og produktinformasjon om innovasjonen, som gjer at ein relativt lett kan undersøkje spesifikke teknologigrupper. I tillegg er patent basert på ein objektiv standard som er i sakte endring innanfor patentsystem som er relativt like over landegrensar, og ein har tilgjengeleg patentdata i ulike format i relativt lange tidsseriar. Dette er nokre av grunnane til at patent står fram som ein av dei betre indikatorane for innovasjon. Å nytte patent som statistisk indikator har likevel nokre avgrensingar. Av strategiske årsaker er det



mange innovasjonar som ikkje blir patenterte på grunn av eit ønske om å halde nyvinningar hemmelege for konkurrentar. Vidare tek mange selskap ut patent for å blokkere konkurrentar, utan naudsynleg å nyttegjere seg eller kommersialisere seg av ei nyvinning. For å appropriere avkastinga frå innovasjonar kviler òg somme selskap seg på rask produktutvikling og kommersialisering, komplekse produktdesign som ikkje lett let seg kopiere, og gjennom å kontrollere sentrale støttekapabilitetar til produksjonen. Eit aktuelt døme i denne samanhengen er Tesla. Selskapet var i 2017 nummer 2 på Forbes si liste over dei mest innovative selskapa i verda (Forbes, 2017). I 2014 gjorde selskapet patentane sine til allmenneige (Tesla, 2014). Det er nok fleire årsaker som ligg til grunn for dette, det vere seg idealisme eller profitt, men den unike posisjonen deira i front av marknaden er sannsynlegvis noko som har gjort dette valet mogleg.

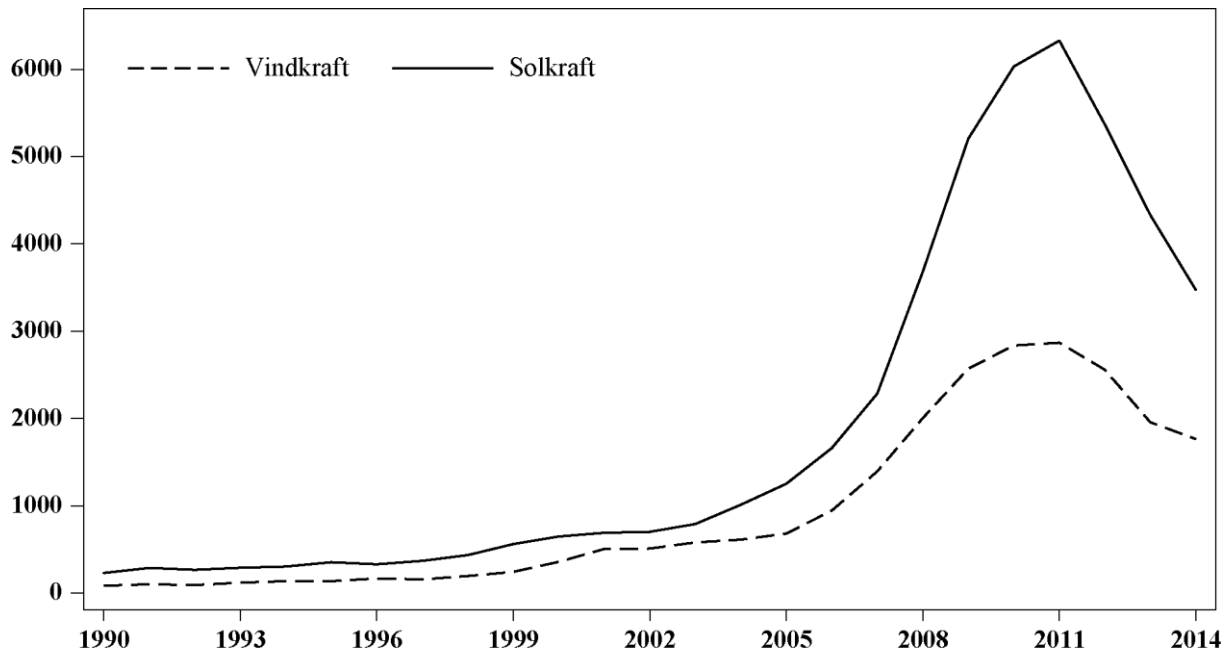
Patentsøknader er mellom anna grunna dei ovannemnde årsakane dermed ikkje ein direkte indikator for innovasjon. Ein kan likevel ta nokre grep for å rette opp nokre av feilkjeldene ved bruken av patentdata i analysen. Ved å berre inkludere patentsøknader der det har blitt søkt om eksklusivitet til både nasjonale og overnasjonale organ, vil ein i større grad inkludere patent av høgare kvalitet. Dette er fordi ein kan gå ut frå at søkjarane av desse patentane i større grad ser for seg å kommersialisere og nyttegjere innovasjonen enn dei som berre søker hos eit nasjonalt patentkontor. Dei fleste utfordringane som er knytt til bruken av patentdata er derimot ikkje problematiske i ei fast effekt-analyse ettersom desse problema ikkje endrar seg over tid.

### 3.3 Avhengig variabel

Den avhengige variabelen i denne analysen er som nemnt tidlegare talet på patentsøknader for høvesvis vindkraft (landbasert og off-shore samla) og solkraft (fotovoltaisk). Patentdata er henta frå OECD sin statistikkbank, OECD.stat. Patentstatistikken frå databasen er konstruert med grunnlag i data frå Worldwide Patent Statistical Database (PATSTAT) og Det europeiske patentkontoret (EPO). Patent i denne databasen er kategoriserte etter ulike teknologidomene. Denne kategoriseringa er gjort med utgangspunkt i relevante teknologikoder henta frå patentsøknader. Frå den deskriptive statistikken i tabell 1, ser ein at der blir i gjennomsnitt søkt om lag om dobbelt så mange patent innanfor solkraft som for vindkraft kvart år. Ein ser òg frå dei relativt store standardavvika at variasjonen innanfor utvalet er stor.

*Tabell 1.* Deskriptiv statistikk for avhengig variabel.

Variabel	Obs.	Gj.snitt	Std.Avvik	Min	Max
Vindkraft	650	35.74	91.53	0	652.03
Solkraft	650	71.49	245.02	0	2132.17



*Figur 1.* Talet på patentsøknadar for vindkraft (landbasert og offshore) og solkraft (fotovoltaisk).

I figur 1 ser ein utviklinga i det totale talet på patentsøknader for vindkraft og fotovoltaisk solkraft for utvalet i analyseperioden. Solkraft har i perioden hatt ein høgare patentaktivitet, med ein vekstrate som fekk ein tydeleg oppsving på midten av 00-talet, og eit påfølgjande fall i perioden etter 2011. Patentaktiviteten innanfor vindkraft har vist ein tilsvarende trend, men med utgangspunkt i ein lågare base.

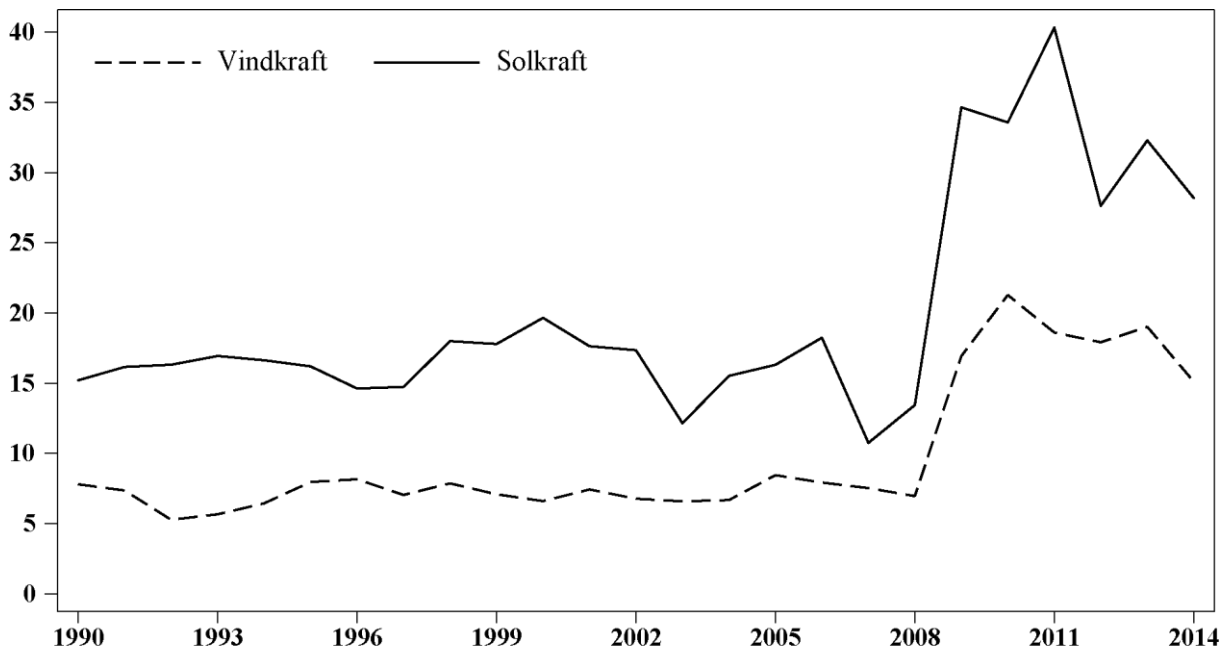
Tabell 2. viser gjennomsnittleg tal på patentar for dei ulike landa som inngår i analysen, og det ein kan kalle patenteringsintensitet innan vind- og solkraft. Patenteringsintensiteten er andelen talet patentsøknader for vind- og solkraft utgjør av det totale talet på patentsøknader innanfor eit land. Innan vindkraft har USA, etterfulgt av Tyskland, Sør-Korea, Danmark og Japan høgast patenteringsaktivitet. Danmark, som har vore ein leiande innovatør innan vindkraft dei siste åra, skil seg ut i denne samanhengen, med eit signifikant lågare folketal og BNP. Innan solkraft ser ein eit liknande bilete med USA, Sør-Korea, Japan, Tyskland og Frankrike i front. Om ein ser på patenteringsintensiteten innan dei to teknologiane er det ei rekke mindre europeiske land som skil seg ut, mellom anna Danmark, Spania, Belgia og Nederland. Innan vindkraft har Spania og Danmark den høgaste intensiteten. Patentsøknader innan vindkraft utgjør over 5 prosent av Danmark sin totale patenteringsaktivitet i perioden, medan det for Spania er 1,3 prosent. Til samanlikning utgjør patentsøknader for vindkraft berre om lag ein promille av USA sin totale patenteringsaktivitet. Innan solkraft har Belgia den høgaste intensiteten med om lag 1,6 prosent.

**Tabell 2.** Gjennomsnittleg tal på patentsøknader, og patentsøknadar innan vind- og solkraft som del av det totale talet på patentsøknadar innanfor eit land i perioden 1990-2014.

Land	Gj.snitt patent (%)		Del av totale patent (‰)	
	Vindkraft	Solkraft	Vindkraft	Solkraft
Australia	6.35	14.53	2.738	6.260
Austerrike	6.70	9.35	3.184	4.445
Belgia	5.35	10.31	8.262	5.933
Canada	21.43	21.54	5.370	5.399
Danmark	88.16	2.63	59.206	1.766
Finland	4.78	3.09	2.369	1.527
Frankrike	22.68	43.08	1.657	3.147
Hellas	3.45	2.63	8.075	6.160
Irland	2.08	1.70	2.678	2.185
Italia	13.27	21.42	1.633	2.636
Japan	60.73	456.65	0.182	1.371
Nederland	16.63	18.19	7.483	8.185
Norge	8.08	3.27	7.131	2.888
Polen	14.81	3.47	5.214	1.221
Portugal	1.94	1.32	8.018	5.446
Slovakia	0.96	0.52	4.436	2.419
Spania	36.70	13.42	13.378	4.891
Storbritannia	47.26	33.80	2.595	1.856
Sveits	6.36	18.71	2.827	8.965
Sverige	8.81	4.60	3.046	1.478
Sør-Korea	165.25	485.61	1.894	5.565
Tsjekkia	2.82	1.12	4.018	1.594
Tyrkia	2.25	1.41	1.688	1.058
Tyskland	187.21	199.92	4.206	4.491
Ungarn	3.74	0.87	4.003	0.931
USA	191.34	485.77	1.069	2.713

*Forklaring:* Gjennomsnittleg tal på patentsøknadar er gitt i prosent, medan patentsøknadar innan vind- og solkraft som del av totalen er gitt i promille.

### 3.4 Forklaringsvariablar



Figur 2. Gjennomsnittleg offentlig stønad til forskning og utvikling i millionar USD (2016-prisar, PPP).

For variabelen offentlig stønad til forskning og utvikling brukar eg nasjonale offentlege utgifter knytt til forskning og utvikling innan vindkraft (landbasert og offshore) og solkraft (fotovoltaisk). Data er henta frå IEA sin Energy Technology Research and Development Database.

Figur 2. viser utviklinga i den gjennomsnittlege stønaden til forskning og utvikling innan vindkraft og solkraft hjå landa som er inkludert i analysen. Ein ser eit relativt jamt nivå i storleiken på stønaden fram til finanskrisa i 2007. Oppsvingen er til dels eit resultat av det offentlege sin respons på finanskrisa i 2007 i eit forsøk på å stimulere til auka aktivitet ettersom bedrifter sjølve kutta investeringane sine i FoU (OECD, 2009). Det var ikkje ein gjennomgåande homogen respons hjå landa i utvalet, der nokre kutta budsjetta heilt, medan andre auka desse betrakteleg. Nedgangen i 2010-2011 kan tilskrivas ei rekke budsjettkutt og sparetiltak som blei implementert i eit forsøk på å rette opp i store budsjettunderskot i kjølvatnet av finanskrisa (Geels, 2013).

Dei resterande policyvariablane: feed-in-tariffar, kvotehandelsystem for CO<sub>2</sub>, grønne sertifikat og marknadsreguleringar innan straumsektoren er henta frå OECD sin statistikkbank. Desse variablane, utanom marknadsreguleringar i straumsektoren, inngår i OECD sin Environmental Policy Stringency Index, som består av ei rekke klima- og miljørelaterte policyvariablar.

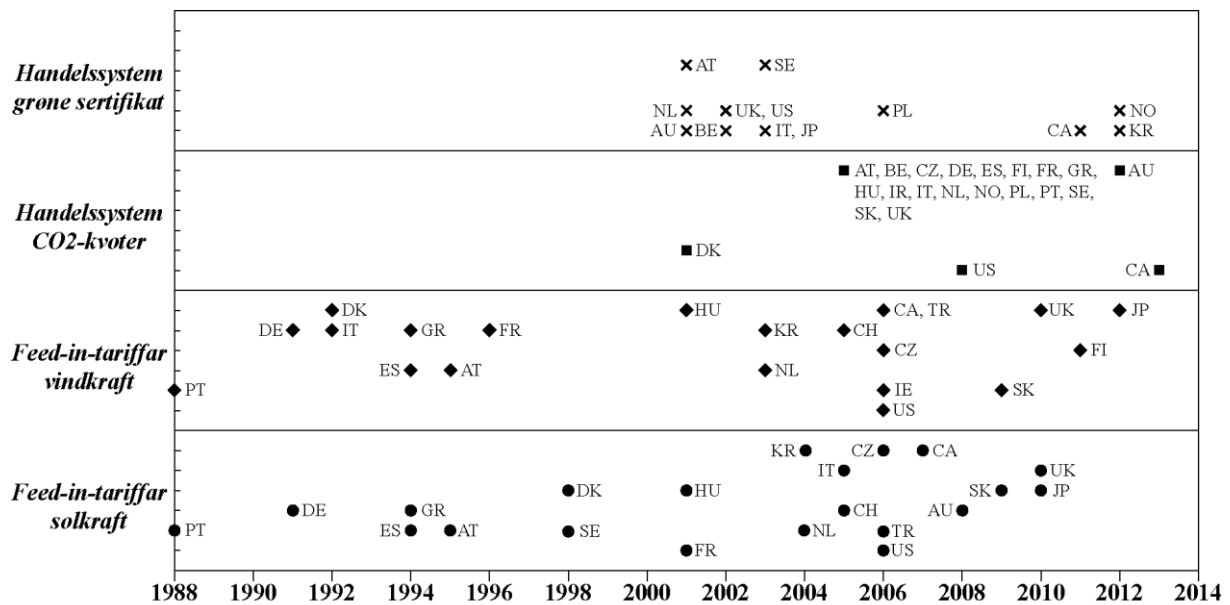
**Tabell 3.** Nivåfrekvens for diskrete policyvariablar.

Nivå	FIT Vindkraft	FIT Solkraft	Kvotesystem CO2	Grøne sertifikat
0	378	386	443	510
1	4	21	33	24
2	55	52	21	31
3	60	40	24	14
4	18	47	26	16
5	65	21	26	11
6	38	51	45	12

Variabelen feed-in-tariffar for høvesvis solkraft og vindkraft er diskrete variablar uttrykt på ein skala 0 til 6 med utgangspunkt i forholdet EUR/kWh. Om feed-in-tariffar ikkje er implementert i eit land eit gitt år, vil variabelen ta verdien 0, og om feed-in-tariffar er implementert vil variabelen ta verdien 1-6 avhengig av rausheita til ordninga. Dette er ein relativ skala basert på fordelinga til utvalet i datasettet frå OECD. Dette inneber at landet med den strengaste/rausaste reguleringa set den øvre terskelen 6, medan fråværet av den aktuelle reguleringa gir verdien 0. Dei resterande graderingane blir fordelt mellom desse to ytterpunkta. Dette er òg gjeldande for dei øvrige policyvariablane frå OECD som er inkludert i datasettet<sup>8</sup>. Feed-in-tariffar for vind- og solkraft som policyinstrument har blitt nytta av om lag alle landa som inngår i analysen i den relevante perioden, utanom i Noreg og Finland. Figur 3. viser året feed-in-tariffar for vind- og solkraft blei introdusert for første gong i landa som inngår i analysen. Portugal var det første landet som introduserte tariffar relatert til vind- og solkraft, allereie i 1988.

Variablane for handelssystem for CO2-kvoter og grønne sertifikat er på lik linje med feed-in-tariffar uttrykte på ein skala frå 0 til 6. For CO2-kvoter er graderinga gjort med utgangspunkt i prisen på ein CO2-kvot. Fråværet av eit kvotesystem er gitt ved 0, og dei dyraste kvotane gitt ved 6. Samanlikna med feed-in-tariffar er CO2-kvotar eit nyare policyinstrument som først fekk utstrekt bruk med introduksjonen av EU sitt kvotehandelssystem (EU ETS) i 2005. Dette systemet er i bruk i alle dei 28 medlemslanda i tillegg til Island, Noreg og Liechtenstein (EU, 2016). Noko som ikkje kjem fram i variabelen kvotesystem for CO2, er dei ulike

<sup>8</sup> For meir informasjon om korleis policyvariablane frå OECD er utarbeidde, sjå Botta & Koźluk (2014).



**Figur 3.** Introduksjon av reguleringar etter type og nivå for landa i utvalet.

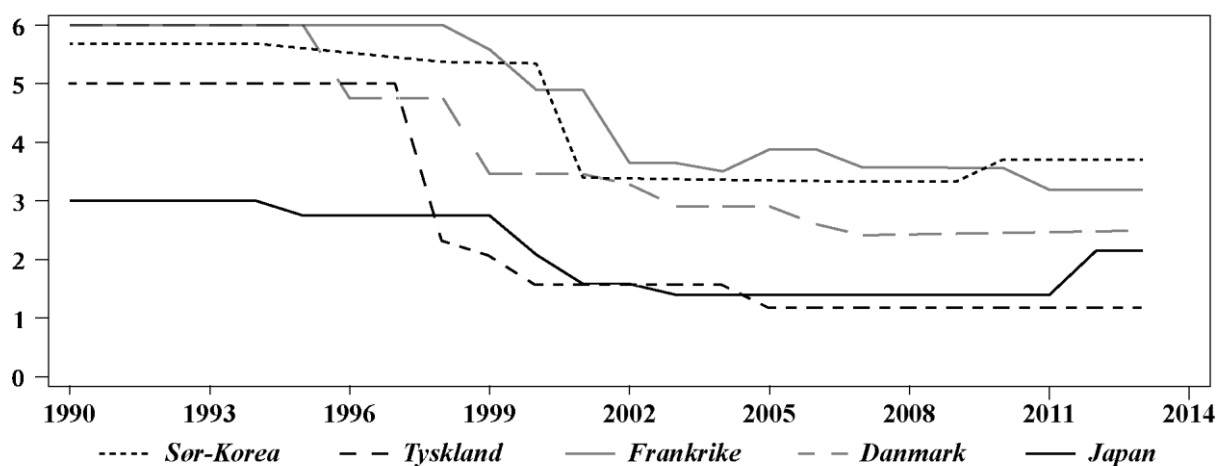
*Forklaring:* AU Australia, AT Austerrike, BE Belgia, CA Canada, CH Sveits, CZ Tsjekia, DE Tyskland, DK Danmark, ES Spania, FI Finland, FR Frankrike, GR Hellas, HU Ungarn, IR Irland, IT Italia, JP Japan, KR Sør-Korea, NL Nederland, NO Norge, PL Polen, PT Portugal, SE Sverige, SK Slovakia, TR Tyrkia, UK Storbritannia, US USA.

karaktistikkane til dei ulike kvotemarknadane, og potensielle effektar til dømes storleiken på marknaden vil kunne ha. Majoriteten av landa som inngår i analysen fell inn under EU sitt kvotesystem i den aktuelle perioden, medan land som USA, Japan, Korea og Australia<sup>9</sup> fell utanfor.

For grønne sertifikat er graderinga gjort med utgangspunkt i prosentandelen av fornybar elektrisitet som må produserast eller dekkast årleg av den som innehar sertifikatet. I tilfellet USA, der systema for grønne sertifikat blir forvalta av delstatane, og ikkje på eit føderalt nivå, er det nytta eit vekta snitt av dei ulike delstatane. Grønne sertifikat er ikkje like utstrekt i bruk som CO2-kvoter og feed-in-tariffar, og er på lik linje med andre reguleringar som tek sikte på å stogge klimaendringar eit ferskt tilskot til policymiksen.

Variabelen for marknadsreguleringar innan straumsektoren er ein metavariabel som byggjer på dei følgjande underliggjande variablane: etableringsbarrierer, delen offentleg eigarskap, vertikal integrering og marknadsstruktur. I likskap med dei øvrige policyvariablane er denne gradert på ein skala 0 til 6, der 6 reflekterer den høgaste grada av regulering og 0 den lågaste. Figur 4 viser utviklinga i grad av marknadsreguleringar for fem av landa med høgast patentaktivitet. På 1990-

<sup>9</sup> I dei seinare åra har fleire land, mellom anna Sveits og Australia, arbeidd for å bli inkludert i den europeiske kvotemarknaden, men dette er ikkje tilfellet i analyseperioden (EU, 2013; EU, 2017).



Figur 4. Utvikling i grad av marknadsregulering.

talet gjekk fleire land frå å ha ein stor del offentleg eigarskap av straumprodusentane til privatisering og deregulering. Denne utviklinga ser ein også i figuren. På byrjinga av 2000-talet flatar derimot denne utviklinga ut. Tilsvarende trendar ser ein òg for dei andre landa i utvalet.

Forklaringsvariablane som er inkludert i analysen er på ingen måte fullstendig dekkande for spennet av reguleringar som er implementert med formål om å auke bruken og spreininga av fornybare energiteknologiar. Det er fleire årsaker til at moglege relevante reguleringar er utelatne frå analysen. Dette er mellom anna på grunn av manglande komparative mål, betalingsmurar og manglande data. Til dømes ville private investeringar i forskning og utvikling i den aktuelle perioden vore eit interessant tilskot til analysen, då det er moglege at offentlege investeringar vil kunne ha ein «crowd out»-effekt på private investeringar. Litteraturen omkring «crowd out»-effektar av offentleg støtte til forskning og utvikling viser til ulike funn, og ein ser ulikskapar mellom teknologiområder (David et al., 2000; Görg & Strobl, 2006). Grunnen til at data på private investeringar til forskning og utvikling ikkje er inkludert i analysen, er at desse ikkje eksisterer for utvalet og perioden eg ønsker å undersøkje. Vidare ville det vore hensiktsmessig å inkludere ein variabel som fangar effekten av reguleringar i utlandet, ettersom ein har ein globalisert marknad der aktørar responderer på endringar utanfor sine egne landegrensar. Tidlegare studiar har til dømes nytta eksportvolum av vindkraftteknologiar som ein proxy for dette (Schleich, 2017).

Det finst også ei rekke andre reguleringar som tek sikte på å fremje bruken av, og investeringar i vind- og solkraft. Dette er reguleringar som omhandlar målsetjingar om delen av straum som skal kome frå fornybare kjelder, skattetiltak, investeringsinsentiv, frivillige ordningar osv. Felles for desse er ein stor heterogenitet i policyutforming og fråværet av tilgjengelege kvantitative data, noko som gjer det vanskeleg å inkludere desse i analysen på ein meningsfull måte.

### 3.5 Kontrollvariablar

For å undersøkje samanhengen mellom dei ulike offentlege reguleringane og patentaktiviteten innan vind- og solkraft, er det viktig å inkludere passende kontrollvariablar som mogleg vil kunne påverke grada av patentering utover policyvariablane som er inkluderte i analysen. Ved å inkludere passende kontrollvariablar aukar ein sannsynet for at regresjonsresultata viser kausalitet framfor spuriøsitet. Ein skal likevel vere var i valet av kva kontrollvariablar ein vel å inkludere. Fleire er ikkje betre, og upassande kontrollvariablar kan forpurre resultata og gje opphav til moglege endogenitetsutfordringar (Angrist & Pischke, 2008). Kontrollvariablane som er inkluderte i denne analysen ligg tett opp i mot tidlegare litteratur innanfor feltet (Johnstone et.al, 2010; Nesta et.al, 2014; Schleich et.al, 2017).

I tråd med litteraturen om induisert innovasjon (Popp, 2002) er straumpris inkludert som ein kontrollvariabel i analysen. Data på sluttbrukarprisen på straum er henta frå IEA sin Energy Prices and Taxes Database. Variabelen er eit vekta snitt av straumprisen i hushald og industri. Sidan kostnaden ved å produsere straum frå fornybare energikjelder historisk sett har vore høgare enn ved produksjon av straum frå fossile kjelder (enn så lenge)<sup>10</sup>, kan det tenkjast at ei auke i straumprisen fører til ei auke i patentaktiviteten som følgje av større kommersiell levedyktigheit. Sidan sluttbrukarprisen også inkluderer ulike skattar og pålegg, kan ein argumentere for at sluttbrukarprisen til dels fangar effekten av ulike klimareguleringar.

Å inkludere straumpris i analysen gjev samstundes opphav til eit mogleg endogenitetsproblem. Det er fornuftig å tru at nye innovasjonar som aukar effektiviteten til fornybare energiteknologiar fører til reduserte produksjonskostnader, noko som igjen vil kunne føre til endringar i straumprisen. Ein kan likevel argumentere for at dette ikkje stemmer, då straum frå fornybare energikjelder utgjer ein liten del av den totale straumproduksjonen i den aktuelle perioden, og at straumprisen då kan reknast som eksogent gitt.

Vidare er veksten i straumforbruket i hushald og industri inkludert som ein kontrollvariabel. Variabelen reflekterer veksten i den potensielle marknaden for innovasjonar innan dei ulike teknologiane. Det kan tenkjast at eit auka straumforbruk (marknadsvekst) vil gje insentiv til å auke den innovative aktiviteten. Data på straumforbruket er henta frå IEA sin World Energy Database.

---

<sup>10</sup> International Renewable Energy Agency (IRENA) har førespegla at kostnaden ved produksjon av straum frå fornybare energikjelder vil vere gjennomgåande lågare enn for straum frå fossile energikjelder innan 2020 (IRENA, 2018).



For å ta høgde for eit land sine vitskaplege og teknologiske føresetnadar blir ein variabel inkludert som reflekterer dette. Variabelen patenteringstilbøyelegheit gir det totale talet patentsøknader per millionar innbyggjar i kvart land og i kvart år uavhengig av teknologiområde. Patentdata er henta frå OECD.stat, medan folketalsdata er henta frå verdsbanken sin statistikkbank<sup>11</sup>.

**Tabell 4.** Deskriptiv statistikk for variablane i modellen.

Variabel	Obs.	Gj.Snitt	Std.Avvik	Min	Max
Teknologispesifikk stønad til forskning og utvikling					
Vindkraft	518	10.13	18.15	0	206.72
Solkraft	469	19.60	38.65	0	407.85
Teknologispesifikke feed-in-tariffar					
Vindkraft	618	1.48	2.08	0	6
Solkraft	618	1.36	2.03	0	6
Kvotesystem CO2	618	1.05	1.94	0	6
Grøne sertifikat	618	0.58	1.31	0	6
Marknadsregulering	614	3.62	1.63	0	6
Straumpris	612	126.13	57.95	32.87	303.22
Vekst straumforbruk	624	1.21	4.14	-20.3468	24.27
Patenteringstilbøyelegheit	628	359.16	613.41	2.56	3236.15

<sup>11</sup> World Bank Open Data URL: <<https://data.worldbank.org/>>.

**Tabell 5.** Definisjon av variablar.

Variabel	Forklaring
<i>Patent vindkraft</i>	Talet på patentsøknader innan vindkraft inkludert landbasert, off-shore og andre vindkraftteknologiar.
<i>Patent solkraft</i>	Talet på patentsøknader innan fotovoltaisk solkraft.
<i>FoU vindkraft</i>	Offentleg stønad til FoU innan vindkraft inkludert landbasert, off-shore og andre vindkraftteknologiar (millionar 2016 USD, PPP).
<i>FoU solkraft</i>	Offentleg stønad til FoU innan fotovoltaisk solkraft (millionar 2016 USD, PPP).
<i>Kvotesystem CO2</i>	Kvotehandelsystem for CO2, gradert på skala 0-6 med utgangspunkt i prisen på ein CO2-kvote.
<i>FIT vindkraft</i>	Feed-in-tariffar for vindkraft, gradert på ein skala 0-6 med utgangspunkt i forholdet EUR/kWh.
<i>FIT solkraft</i>	Feed-in-tariffar for solkraft, gradert på ein skala 0-6 med utgangspunkt i forholdet EUR/kWh.
<i>Grøne sertifikat</i>	Grøne sertifikat, gradert på ein skala 0-6 med utgangspunkt i prosentandelen fornybar elektrisitet som må produserast årleg.
<i>Marknadsregulering</i>	Grad av marknadsregulering i straumsektoren, gradert på ein skala 0-6 med bakgrunn i dei underliggjande faktorane etableringsbarrierer, vertikal integrasjon og marknadsstruktur.
<i>Straumpris</i>	Vekta gjennomsnitt av straumpris for hushaldingar og industri inkludert skatt (USD per MWh, PPP).
<i>Vekst straumforbruk</i>	Vekst i straumforbruket til hushaldingar og industri (%).
<i>Patenteringstilbøyelegheit</i>	Talet på patent innan alle teknologiar per million innbyggjarar.

### 3.6 Forventa effektar

I den følgjande delen vil eg gjere ei *a priori* fortolking av effektane av dei ulike reguleringane på talet patentsøknader innan vind- og solkraft. Først tek eg for meg dei teknologispesifikke reguleringane (feed-in-tariffar og offentleg stønad til forskning og utvikling), for deretter å gjere greie for dei forventa effektane av kvotesystem for CO<sub>2</sub>, grønne sertifikat og marknadsregulering.

#### 3.6.1 Teknologispesifikke reguleringar

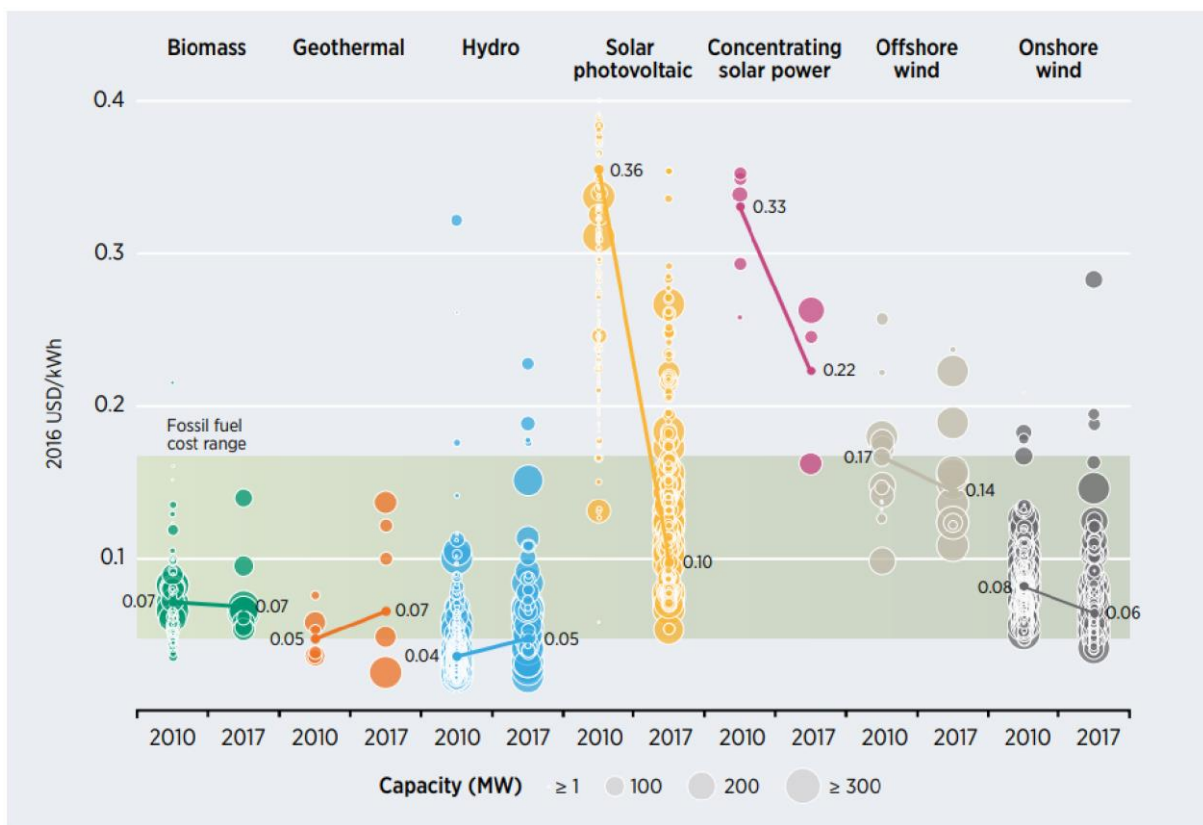
Gjennom stønad til FoU subsidierer det offentlege forskings- og utviklingsaktivitet hjå forskingsinstitusjonar, universitet, bedrifter osv. Som alle reguleringar, kviler subsidiar på ei formein om at ein har ei suboptimal tilpassing som ein ynskjer å rett opp, i dette tilfellet nivået investeringar av FoU. Frå eit teoretisk standpunkt vil offentleg stønad til FoU føre til eit auka tilbod av FoU. Om ein ser for seg ein kausalitet mellom mengda FoU og innovasjon, burde eit auka nivå av offentleg stønad til FoU til vind- og solkraft reflekterast i auka patentaktivitet. Som nemnt tidlegare er det ikkje klart i kva grad offentleg stønad kjem i tillegg til private investeringar eller om den fortrenger det. Det er dermed ikkje sikkert i kva grad dei totale FoU-budsjetta faktisk endrar seg. Vidare kan ein stille spørsmål omkring effektiviteten til det offentlege i å fordele desse ressursane, og om private investeringar i større grad går i retning aktivitet som har større kommersiell verdi. Desse spørsmåla kunne ein kanskje svart på om ein hadde data på private investeringar, men som nemnt tidlegare er ikkje dette tilgjengeleg. Tidlegare studiar har derimot vist at det er ein positiv korrelasjon i konteksten av fornybare energiteknologiar, og at effektane er sterkare hjå teknologiar som er mindre modne. Med bakgrunn i det ovannemnde, kan ein forvente at auka stønad til FoU vil ha ein positiv effekt på talet på patentsøknader innan vind- og solkraft.

Feed-in-tariffar gir produsentar av straum frå fornybare energikjelder ein fast pris for straumen dei produserer, anten i form av ein fastpris eller som eit pålegg på marknadsprisen på straum. Frå eit teoretisk perspektiv kan ein feed-in-tariff best sjåast på som ein kombinasjon av ein subsidie og ein tariff, der subsidien er finansiert av industrien i staden for det offentlege. Ein feed-in-tariff vil auke tilbodet av fornybar energi, slik ein subsidie ville gjort, medan den på same tid fører til eit fall i tilbodet av konvensjonell elektrisitet, i likskap med ein tariff. Avhengig av kva slags betalingsmekanismer feed-in-tariffar nyttar, kan det tenkjast å ha ulike effektar. På den eine sida vil ein fast pris gi føreseielegheit. På den andre sida vil ein fastpris ikkje respondere på marknadssignala som ei endring i straumprisen gir, noko som resulterer i dårleg marknadsintegrasjon. Eit pålegg på marknadsprisen vil derimot gjere at produsentar i større

grad vil respondere på marknadsendringar, men dette vil ikkje gi ei tilsvarende grad av føreseielegheit som hjå fastpris. Vidare er feed-in-tariffar sette for ein gitt periode. Dette skapar ei føreseielegheit for produsentar av fornybar energi, som gjer at dei kan drive langsiktig planlegging og tilpasse forsking- og utviklingsaktiviteten sin deretter. Føreseielegheit vil ikkje berre påverke produsentar sine eigne investeringar, men også gjere det meir attraktivt for eksterne aktørar å investere. Feed-in-tariffar er med bakgrunn i dette forventa å ha ein positiv effekt på patentaktiviteten innan vind- og solkraft.

### 3.6.2 Kvotesystem for CO<sub>2</sub>, grønne sertifikat og marknadsregulering

Kvotebaserte «cap and trade»-system er ei marknadsbasert regulering som ikkje direkte søker å fremje innovasjon og spreiding av vind- og solkraft, men som er meint å insentivere bedrifter til å drive mindre utsleppsintensiv aktivitet. Kvotesystem opnar for at bedrifter sjølve vel korleis dei skal nærme seg dette, og ein reknar med at bedrifter vil velje den minst kostbare vegen (Perman et al., 2011).



**Figur 5.** Global LCOE for kraftverk-skala fornybare energiteknologiar. Henta frå (IRENAb, 2018, s.17).

*Forklaring:* Diameteren til sirklane representerar storleiken til prosjektet, der midten av desse er sentrert rundt verdien av kostnaden for kvart prosjekt på Y-aksen. Dei tjukke linjene er den globale gjennomsnittsvakta LCOE-verdien for kraftverk som er planglagt bygd dette året. Det grøne bandet viser kostnaden for produksjon av energi frå fossile kjelder (IRENAb, 2018, s.17).

Figur 5 viser den forventede langsiktige marginalkostnaden (LCOE<sup>12</sup>) for fornybare energiteknologier i 2010 og 2017. LCOE er et mål på de gjennomsnittlige einingskostnadene av å produsere energi over et kraftverk si levetid, der årlege kostnader og produksjon diskonteres tilbake til notid. Dette målet gjør at en kan samanlikne kostnader mellom teknologier til tross for at de har ulike kostnadsstrukturer (Ueckerdt et al. 2013). Fra figuren ser en at kostnadsnivået i 2010 er vesentlig høgare for fotovoltaisk solkraft enn for vindkraft, samt andre fornybare og tradisjonelle fossile (gitt ved det grønne bandet) energikjelder. En kan dermed rekne med at et kvotesystem for CO<sub>2</sub> vil kunne ha en negativ effekt for den relativt dyrere fotovoltaiske solkrafta og en positiv effekt for den relativt rimelegare vindkrafta.

Det vil likevel kunne tenkjast at reguleringa har ei positiv signalkraft, i form av at reguleringar reflekterer eit langsiktig skifte mot ei røynd som i større grad favoriserer fornybare energikjelder. Dette vil kunne tenkjast å vere avhengig av legitimiteten til dei styrande institusjonane. Om ei regulering er venta å verken bli handheva eller gå ut ved neste regjeringsskifte, er det lite sannsynleg at aktørar gjer nokre langsiktige og drastiske tilpassingar. En kunne moglegvis inkludert ein variabel som fungerer som ein proxy for denne legitimiteten, og kontrollert for dette. Ein mogleg kandidat er talet på seter grøne parti innehar i nasjonalforsamlingar. For fotovoltaisk solkraft er det med bakgrunn i dei ovannemnde årsakane ikkje forventet nokon klar effekt av kvotesystem for CO<sub>2</sub>, ettersom dette er avhengig av kva som verkar sterkast av den positive signaleffekten og den negative effekten av at kvotesystemet favoriserer rimelegare energiteknologiar. For vindkraft, som er ein relativt rimelegare energiteknologi, er det forventet ein positiv effekt. Dette med bakgrunn i at vindkraft har vore konkurransedyktig med tradisjonelle energikjelder i ein større del av analyseperioden.

For grønne sertifikat er intuisjonen lik som hjå kvotesystem for CO<sub>2</sub>, ettersom desse ikkje dikterer val av teknologi, og ein vil moglegvis sjå ei dreining mot relativt rimelegare teknologiar. Den forventede effekten av grønne sertifikat på patentaktiviteten er dermed ikkje tydeleg for solkraft, medan den er forventet positiv for vindkraft.

Litteraturen som er presentert tidlegare i oppgåva peikar i retning av at deregulering og ei viss grad av konkurranse har ein positiv effekt på patentaktiviteten. I analyseperioden har det vore ei omfattande deregulering av straumsektoren i ei rekke land, der ein har gått frå offentleg ei-

---

<sup>12</sup> «Levelized Cost Of Energy»

garskap til ei større grad av privatisering og konkurranseutsetjing. Effekten av marknadsreguleringar er med bakgrunn i dette forventa å ha ein negativ effekt på patentaktiviteten innan vind- og solkraft.

Eit problem med policyvariablane som er nytta i denne analysen, er at dei ikkje reflekterer heterogeniteten hjå dei ulike reguleringane. Dette er ein gjennomgåande problematikk når ein forsøker å redusere komplekse reguleringar til tal. Dette vanskeleggjer prosessen med å identifisere effektane gjennom korleis reguleringane fungerer. Ei anna utfordring er at ein ikkje veit om den relative skalaen til dei diskrete policyvariablane endrar seg for kvart år, eller om denne skalaen blei sett i byrjinga basert på dei høgaste og lågaste verdiane for heile perioden. Følgjene av dette gjer at ein vanskeleg kan tolke kva det vil seie å gå frå eitt nivå til det neste, og det heile framstår som noko abstrakt. Dette kunne mogleg blitt løyst ved å nytte blanda metoder, som argumentert for av Kemp & Pontoglio (2011).

Om ein vidare ser på utviklinga av fornybare energiteknologiar frå eit produksyklusperspektiv, er det venta at ulike reguleringar vil ha ulike effektar etter når dei blir implementert i produkt-syklusen. I den tidlege fasen av produksyklusen seier teorien at fokuset til reguleringane bør ligge på mellom anna dynamiske FoU- og teknologisubsidiar, medan i den modne fasen bør ein rette seg mot statiske effesientorienterte reguleringar, som mellom anna konkurransepolitikk (Midttun & Gautesen, 2007). Ei utfordring er å identifisere kvar dei ulike teknologiane er på den teknologiske bana, men sidan vindkraft blir rekna som ein meir moden teknologi enn solkraft, kan det vere at ein vil sjå ulikskapar i effektane som følgje av dette.

### **3.7 Paneldataanalyse**

I den følgjande delen vil eg først gjere kort greie for kvifor paneldata kan vere eit hensiktsmessig utgangspunkt for økonometriske analyser. Deretter presenterer eg den økonometriske metoden som er nytta i oppgåvas analyse, samt moglege økonometriske utfordringar.

#### **3.7.1 Paneldata**

Paneldata er kjenneteikna av at ein har gjentekne observasjonar over tid og mellom fleire einingar (t.d. individ eller land) som ein ynskjer å analysere. Dette gjer det mogleg å estimere meir kompliserte og realistiske modellar enn kva som er mogleg i tversnitt- og reine tidsserie-analysar. Variasjonen over to dimensjonar gjer at ein kan kontrollere for individuell ikkje-observerbar heterogenitet og spuriøse samanhengar (Baltagi, 2008). Individuell ikkje-observerbar heterogenitet er som oftast eit resultat av at tidskonstante variablar som kan påverke resultat

er utelatne frå analysen. I konteksten av denne oppgåva kan dette vere faktorar som er relaterte til eit lands geografiske føresetnadar for å produsere vind- og solkraft.

### 3.7.2 Fast effekt

Som nemnd tidlegare nyttar eg ein fast effekt-modell for å undersøkje effekten av offentlege reguleringar på innovasjon innan vind- og solkraft. Ved å nytte ein fast effekt-modell (frå engelsk fixed effects, omtalast heretter som FE) kan ein gjere seg nytte av moglegheitene paneldata gir. FE-modellen tek utgangspunkt i at individuell ikkje-observert heterogenitet for alle land er konstant i perioden som blir analysert. Dette vil seie at ein ved å nytte FE tek høgde for ikkje-observert heterogenitet ved å berre ta utgangspunkt i variasjonen over tid for den relevante eininga. Ei bakside ved å nytte FE-modellar er at dei ikkje kan nyttast til å undersøkje observerbare tidskonstante effektar på den avhengige variabelen. Dette er ikkje noko problem om ein berre er interessert i å undersøkje variablar som varierer over tid, og ein kan sjå vekk frå tidskonstante faktorar som ikkje er av direkte interesse eller som ein vanskeleg kan måle. Ein kan vise at FE-modellen tek høgde for den ikkje-observerte endogeniteten matematisk. Eg tek først utgangspunkt i ein lineær modell med ikkje-observerbare effektar for T periodar som presentert i Wooldridge (2010):

$$y_{it} = \beta x_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

Der  $\alpha_i$  ( $i = 1, \dots, n$ ) er parameteren som fangar opp den einingsspesifikke ikkje-observerbare heterogeniteteten, og det stokastiske feilledet er gitt ved  $\varepsilon_{i,t}$ . FE-transformasjonen får ein ved å først ta snittet av dei ulike variablane over tid  $\bar{y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it}$ ,  $\bar{x}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it}$  og  $\bar{\varepsilon}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it}$ . Sidan den ikkje-observerbare effekten er tidskonstant, vil snittet over tid vere  $\bar{\alpha}_i = \alpha_i$ . Dette gir likninga

$$\bar{y}_i = \beta \bar{x}_i + \alpha_i + \bar{\varepsilon}_i \quad (2)$$

FE-transformasjonen får ein ved å subtrahere likning (2) frå likning (1) for kvar  $t$

$$y_{it} - \bar{y}_i = \beta(x_{it} - \bar{x}_i) + \alpha_i - \alpha_i + \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i \quad (3)$$

Ein ser her at den ikkje-observerbare tidskonstante effekten fell bort og ein endar opp med uttrykket

$$y_{it} - \bar{y}_i = \beta(x_{it} - \bar{x}_i) + -\bar{\varepsilon}_{i,t} \quad (4)$$

FE-estimatoren er vidare gitt ved følgjande:

$$\hat{\beta}_{FE} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)' (y_{it} - \bar{y}_i)}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)' (x_{it} - \bar{x}_i)} \quad (5)$$

For at estimering av FE-estimatoren skal gi konsistente og effisiente estimat må ei rekke føresetnadar vere oppfylte.

$$E(\varepsilon_{it} | x_i, \alpha_i) = 0 \quad (6)$$

$$Var(\varepsilon_{it} | x_i, \alpha_i) = \sigma_\varepsilon^2, \text{ for alle } t = 1, \dots, T. \quad (7)$$

$$Cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is} | x_i, \alpha_i) = 0, \text{ for alle } t \neq s \quad (8)$$

$$\varepsilon_{it} \sim IID(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (9)$$

Vi går ut frå at modellen gitt ved (1) er gjeldande for alle  $i$ , og at vi har eit tilfeldig utval frå tverrsnittet. Vidare går vi ut frå at kvar forklaringsvariabel endrar seg over tid (i alle fall for nokre  $i$ ), samt at det er ingen perfekte lineære forhold mellom forklaringsvariablane. Føresetnaden (7) seier at for kvar periode  $t$  er den forventa effekten av feilleddet gitt forklaringsvariablane i alle periodar og den ikkje-observerte individuelle effekten lik null<sup>13</sup>. Desse føresetnadane er tilstrekkelege for at FE-estimatoren er forventningsrett, og konsistent gitt ein fast  $T$  ettersom  $N$  går mot uendeleg.

For at FE-estimatoren skal vere BLUE, må ein inkludere føresetnadane (7) og (8). Under føresetnad (7) antek ein homoskedastisitet i feilledda gitt forklaringsvariablane og den ikkje-observerbare heterogeniteten. I (8) føreset ein at det ikkje er seriekorrelasjon i feilledda. Om ein i tillegg antek at feilleddet har ei forventning lik null, har konstant variant og er normalfordelt, vil FE-estimatoren vere normalfordelt. Den siste føresetnaden er ikkje naudsynt då ein kan omgå denne med alternative spesifikasjonar, men dette krev spesielle føresetnadar, stort utval og få periodar (Woolridge, 2010; 2016).

### 3.7.3 Økonometriske utfordringar

Det er ei tvilsam godtaking at feilleddet i regresjonsmodellen ikkje er korrelert med ein eller fleire av forklaringsvariablane. Eit brot på føresetnaden  $E(\varepsilon_{it} | x_i, \alpha_i) = 0$  medfører at forklaringsvariablane ikkje lenger er eksogene, og ein vil ikkje lenger ha forventningsrette og konsistente estimat. Dei vanlegaste problema i relasjon til endogenitet er utelatne variablar, målefeil og simultane likningar. For oppgåva sitt formål er mellom anna dei utelatne variablane;

<sup>13</sup> Ein kan i mange tilfelle nytte dei svakare føresetnadane  $E(\varepsilon_{it} | x_i) = 0$  og  $Var(\varepsilon_{it} | x_i) = \sigma_\varepsilon^2$  (Arrelano, 2003).



private investeringar i forskning og utvikling, reguleringar i utland, energimålsetjingar og skatteinsentiv klare kandidatar. Det gjeld særleg private investeringar i forskning og utvikling, ettersom ein kan gå ut frå dette driv mykje av patentaktiviteten. Vidare presenterer samvariasjonen som dei ulike reguleringane, og det korte tidsrommet innanfor der dei har blitt innført, moglege utfordringar med tanke på å skulle lokke ut faktiske effektar. Til slutt er det også høgst reelt at talet på patentsøknader i tidlegare periodar påverkar framtidige policyavgjersler.

## 4.0 Analyse og resultat

I den følgjande delen av oppgåva presenterer eg først den økonometriske modellen som er spesifisert med formål om å undersøkje effekten av offentlege reguleringar på innovasjon innan vind- og solkraft. Deretter vil eg ta for meg analysen og diskusjonen omkring resultatata frå den estimerte modellen. Til slutt gjennomfører eg ei rekke robustheitstestar for å undersøkje om funna i modellen er robuste for ei alternativ klassifisering av patent, andre lagstrukturar og ulike metodiske tilnærmingar.

### 4.1 Spesifikasjon for fast effekt-modellen

For å undersøkje effektane av offentlege reguleringar på innovasjon innan vind- og solkraft har følgjande fast effekt-modell blitt spesifisert:

$$\begin{aligned}
 patentar_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 FoU_{i,t-1} + \beta_2 dummyFIT_{i,t-1} + \beta_3 FIT_{i,t-1} \\
 & + \beta_4 dummy_kvotestystem\_CO2_{i,t-1} + \beta_5 kvotestystem\_CO2_{i,t-1} \\
 & + \beta_6 dummy\_grøne\_sertifikat_{i,t-1} + \beta_7 grønne\_sertifikat_{i,t-1} \\
 & + \beta_8 marknadsregulering_{i,t-1} + \beta_9 straumpris_{i,t-1} \\
 & + \beta_{10} vekst\_straumforbruk_{i,t-1} + \beta_{11} patenteringstilbøyelegheit_{i,t} \\
 & + \beta_{12} lineær\_tidstrend_i + \beta_{13} kvadrert\_tidstrend_i + \alpha_i + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned}$$

der  $i = 1, \dots, 26$  indekserer landa i analysen,  $t = 1990, \dots, 2014$  indekserer tid, fast-effekten  $\alpha_i$  er introdusert for å fange ikkje-observerbare landsspesifikke effektar, medan  $\varepsilon_{i,t}$  er feilledet som fangar den residuale variasjonen som ikkje er forklart av variablane i modellen. Vidare er både ein lineær og kvadratisk tidstrend inkludert. Ideelt sett ville ein inkludert ein tidstrend på forma  $land * \text{år}$  med dummyar for kvart år, for å kontrollere for om det er eventuelle sjokk som driv utviklinga. Grunnen til at dette ikkje er inkludert i den gjeldande spesifikasjonen, er at dette fører til overspesifikasjon av modellen. Dei diskrete policyvariablane er introdusert i modellen både med ein dummy-variabel og ein lineær variabel. Dette er eit forsøk på å skilje ut moglege

positive effektar som følgje av introduksjonen av reguleringa (signaleffektar), og sjå om strengare/rausare reguleringar slår positivt ut i patentaktiviteten.

Variablane i modellen og val av lag følgjer til dels mellom anna Nesta et al., (2014) Constantini et al. (2015) og Schleich et. al (2017). I den estimerte modellen inngår dei fleste forklaringsvariablane med ein lag på ein periode. Forklaringsvariablar med lag er ofte brukt i respons til mogleg endogenitet i dei observerte data. Vidare kan det seiast å vere fornuftig å nytte ein lag i konteksten av policyvariablar på det enkle grunnlag av kausalitet: X må kome før Y i tid. Det tek tid for bedrifter å omstille aktiviteten sin i respons på endringar i reguleringar og marknadsfaktorar. Talet på periodar lag ein skal nytte er ikkje nødvendigvis openbert, og det er overraskande få formelle analyser og teoretiske resultat som tek for seg dette (Bellemare et al., 2017). Ei utfordring med å avgjere høveleg lag til offentleg stønad til FoU, er at denne storleiken viser til det året midla har blitt innvilga og budsjettført som ei utgift. Det er dermed ikkje gitt at dette er det faktiske året desse har gått inn i forskning- og utviklingsaktiviteten. Hall et al. (1984) viser likevel til at ein lag på eit år i konteksten av FoU og patentar er høveleg. Vidare reflekterer som tidlegare nemnt, ikkje policyvariablane dei ulike nyansane og mekanismane som er bygd inn i reguleringane omkring i landa i utvalet. Sjølv om reguleringane er grunnleggande like omkring i landa i utvalet, er det forhold som moglegvis kunne rettferdiggjort val av lag om desse var kjende.

Vidare er variabelen straumpris uttrykt på logaritmisk form, noko som gjer at ein kan tolke dette som ein elastisitet. Ettersom variabelen for veksten i straumforbruket er uttrykt i årleg vekst i prosent, er tilsvarande tolking gjeldande også for denne.

## **4.2 Resultat**

Tabell 6 viser resultatata for den estimerte modellen for høvesvis vind- og solkraft. Ein ser at funna i den føretrekte spesifikasjonen (3) til dels samsvarer med dei forventade effektane for vindkraft, medan det for solkraft er ingen signifikante funn. Som føreset har stønad til FoU for vindkraft ein signifikant positiv korrelasjon med talet på patentsøknader innan vindkraft. Signifikansen er robust ettersom ein kontrollerer for straumpris, vekst i straumforbruk, patenteringstilbøyelegheit og tidstrendar. Den føretrekte spesifikasjonen viser at ei auke på 1 million USD i stønaden til FoU det førre året, er korrelert med ei auke på om lag to patent det neste året. Tilsvarande positiv samanheng blei òg funne av Johnstone et al (2010), Nicolli & Vona (2016), og Schleich et al. (2017).

**Tabell 6.** Estimerte koeffisientar for FE-modellane<sup>14</sup>.

	Vindkraft			Solkraft		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Teknologispesifikk offentleg stønad til FoU (t-1)	2.702** (0.997)	2.453*** (0.793)	1.934*** (0.575)	0.121 (0.702)	-0.052 (0.599)	-0.413 (0.628)
Teknologispesifikk FIT (dummy) (t-1)	82.182* (41.305)	70.613 (47.516)	66.972 (43.325)	10.522 (36.559)	-34.354 (39.679)	-53.559 (39.823)
Teknologispesifikk FIT (lineær) (t-1)	-18.608** (7.928)	-15.983* (8.709)	-18.747** (8.148)	9.921* (5.409)	16.119* (8.428)	12.853 (7.858)
Kvotesystem CO2 (dummy) (t-1)	23.821 (16.387)	-3.425 (20.440)	-15.324 (19.186)	35.582 (46.242)	-24.031 (47.748)	-35.469 (47.606)
Kvotesystem CO2 (lineær) (t-1)	-3.121 (2.973)	-0.901 (3.395)	-0.812 (3.013)	-3.525 (4.818)	-2.359 (5.289)	-3.338 (5.072)
Grøne sertifikat (dummy) (t-1)	18.035 (21.776)	11.125 (36.575)	-9.444 (33.435)	151.494 (123.876)	182.925 (122.257)	159.965 (110.249)
Grøne sertifikat (li- neær) (t-1)	-4.637 (4.834)	-3.803 (9.698)	-1.105 (8.722)	-30.879 (24.396)	-57.088 (34.736)	-56.724 (33.294)
Marknadsreguleringar (t-1)	-8.614 (5.417)	-7.941* (4.591)	8.395 (6.802)	-0.029 (6.385)	0.7638 (8.235)	28.854 (17.822)
Kontrollvariablar	⊗	✓	✓	⊗	✓	✓
Tidstrend	⊗	⊗	✓	⊗	⊗	✓
N	462	396	396	426	362	362

Robuste standardfeil i parentes med cluster rundt land.

\*  $p < 0.10$ ; \*\*  $p < 0.05$ ; \*\*\*  $p < 0.01$ .

For offentlig stønad til FoU innan solkraft finn ein ingen signifikante samanhengar, og ein har både positive og negative forteikn ettersom ein inkluderer kontrollvariablar og tidstrendar. Tidlegare studiar finn høvesvis ein positiv samanheng (Johnstone et al., 2010; 2017) og ingen samanheng (Nicolli & Vona, 2016). Dette kan vere eit resultat av potensielle «crowd out»-effektar av offentlig stønad på private investeringar innan solkraft. Om ein kunne inkludert private investeringar i FoU i analysen, ville dette kanskje gitt ei klarare tolking. Vidare kan det vere at etterspurnaden frå marknaden for solkraft og trua på teknologien er av ein slik storleik i perioden at bruken av reguleringar har lite å seie for patentaktiviteten. Dette er òg eit aspekt som potensielt ville vore reflektert i dei private investeringane.

Dummyvariablen for feed-in-tariffar for vindkraft er utan kontrollvariablar og tidstrendar positiv signifikant på eit 90 prosents signifikansnivå. Introduksjonen av feed-in-tariffar er i dette

<sup>14</sup> Fullstendig regresjonsresultat finst vedlagt i appendiks A.

tilfellet korrelert med ei auke på 82 i talet patentsøknader det påfølgjande året. Denne samanhengen forsvinn etter som ein introduserer kontrollvariablar og tidstrendar, men koeffisienten endrar derimot ikkje forteikn. Den positive koeffisienten for dummyvariabelen kan peike i retning av at innføringa av reguleringa har hatt positive signaleffektar. Schleich et al. (2017) nytta også ein dummy for feed-in-tariffar og fann heller ingen signifikant korrelasjon.

Den lineære variabelen for feed-in-tariffar for vindkraft viser at ei auke i forholdet EUR/kWh (som uttrykt på ein skala 1-6) er negativt korrelert med patentaktiviteten i den føretrekte spesifikasjonen. Denne negative samanhengen er overraskande, ettersom eg forventa at feed-in-tariffar ville ha ein positiv effekt på innovasjon. Ei mogleg tolking er at innføringa av feed-in-tariffar har hatt ein positiv signaleffekt som reflektert i dummyvariabelen, men at eit høgare nivå har moglege «crowd out»-effektar på private investeringar sidan feed-in-tariffar til dels kan sjåast på som ein subsidie. Johnstone et al. (2010) finn som her ein negativ korrelasjon mellom feed-in-tariffar og patentaktiviteten, men stiller spørsmål ved validiteten til dette funnet. Forfattarane meiner at den negative korrelasjonen sannsynlegvis er eit resultat av samvariasjon med dei andre policyvariablane, og dei reknar dermed med at dette ikkje er eit robust funn. Nicolli & Vona (2016) finn ingen korrelasjon, i motsetnad til den føretrekte spesifikasjonen og Johnstone et al. (2010).

For dummyen til feed-in-tariffar for solkraft finn ein ingen signifikante resultat. For den lineære variabelen finn ein derimot ein positiv signifikant korrelasjon for to av spesifikasjonane, men ingen i den føretrekte. Dette funnet er til dels på linje med resultatet til Nicolli og Vona (2016) som viser til ein positiv samanheng mellom feed-in-tariffar og patentaktiviteten innan fotovoltaisk solkraft. Johnstone et al. (2010) viste i utgangspunktet til tilsvarande samanheng, men denne forsvann i den re-estimerte modellen (Johnstone et al., 2017). Om ein går ut frå at modellen held, kan ulikskap i respons hjå dei ulike teknologiane kanskje forklarast ut i frå grunnleggjande ulikskapar i reguleringane som ikkje er reflektert i modellen. Eit anna alternativ er at responsen er sterkt avhengig av når på den teknologiske bana til teknologien reguleringa blir nytta.

For kvotesystem for CO<sub>2</sub> har ein ingen signifikante resultat for verken dummyvariabelen eller den lineære variabelen for dei to teknologiane i den føretrekte spesifikasjonen. Til trass for at koeffisientane til dummyen ikkje er signifikante, hadde positive forteikn kanskje kunne lånt validitet til predikasjonen om ein positiv signaleffekt av reguleringa. Det negative forteiknet til

koeffisienten for den lineære variabelen i tilfellet for solkraft kan likevel gi validitet til føreseiinga om at kvotesystemet for CO<sub>2</sub> ville ha ein negativ effekt på patentaktiviteten. I tilfellet for vindkraft hadde eg føresett å sjå eit positivt forteikn for den lineære variabelen.

For grønne sertifikat er det heller ingen signifikante resultat for verken vind- og solkraft. For solkraft har ein samstundes ein positiv koeffisient for dummyvariablen og ein negativ for den lineære, som samsvarar med føreseiinga gjort tidlegare i oppgåva. Dette er ikkje tilfellet for vindkraft. Johnstone et al.(2010) og Nicolli & Vona (2016) finn derimot ein positiv samanheng mellom grønne sertifikat og patentaktiviteten innan vindkraft, medan for solkraft finn dei ingen.

For marknadsreguleringar finn ein tilsynelatande ingen korrelasjon anna enn hjå vindkraft i tilfellet utan tidstrender. Føreseiinga var at marknadsregulering ville ha ein negativ samanheng med talet på patentsøknader. Dette var ikkje tilfellet. Til forskjell finn Nesta et al. (2014) og Nicolli & Vona (2016) begge negative samanhengar mellom marknadsregulering og patentaktiviteten, høvesvis innanfor grønne teknologiar og bio-drivstoff. Marknadsregulering er negativt korrelert med patentaktiviteten innan vindkraft om ein ikkje kontrollerer for tidstrender. Dette kan implisere at innovasjon innan vindkraft går føre seg i meir konkurranseutsette marknader. Den negative koeffisienten viser at ei auke på grad av marknadsregulering med 1, er korrelert med ein reduksjon i talet på patentsøknader med 5,5 det påfølgjande året. For solkraft er det ingen signifikant samanheng.

Kontrollvariablane i analysen viser signifikante negative og positive samanhengar under dei ulike spesifikasjonane, tilsvarande Johnstone et al. (2010) og Schleich et al. (2017). Det er tydeleg at forventningane om framtidig etterspurnad, gitt ved veksten i konsumet av straum, straumprisen og tilbøyelegheita til patentering moglegvis er viktige drivande faktorar for patentaktiviteten. Desse faktorane vil derimot ikkje bli vigde noko vidare merksemd ettersom fokuset for denne oppgåva ligg i retning reguleringar.

Det er fleire ting som kan bidra til å forklare ulikskapen mellom resultatata, føreseiingane og den tidlegare litteraturen. Dei estimerte modellane for vind- og solkraft nyttar eit rikare og meir oppdatert utval. Tidlegare studiar som har undersøkt samanhengen mellom reguleringar og innovasjon vind- og/eller solkraft spesielt, gjer dette i periodar som ikkje fangar dei siste åra si omfattande utvikling. Johnstone et al.(2010) nyttar eit utval i perioden 1978 til 2003, og Nicolli & Vona (2016) 1980 til 2007. Schleich et al.(2017) undersøkkjer derimot policyeffektar på vindkraft for perioden 1991 til 2011, og er særleg relevant for samanlikning. Hjå forklaringsvariab-

lar som er felles for den estimerte modellen og Schleich et al. (2017), ser ein til dels like samanhengar. Stønad til forskning og utvikling er positivt signifikant, medan dummyen for feed-in-tariffar ikkje er signifikant og har positivt forteikn. Schleich et al. (2017) kontrollerer også for patenteringstilbøyelegheit og straumpris, og finn at patenteringstilbøyelegheita er positivt korrelert med patentaktiviteten. Straumprisen viser derimot ingen signifikans, tilsvarande den føretrekte spesifikasjonen. Eit problem som melder seg i konteksten av funna til Schleich et al. (2017) er storleiken på utvalet, ettersom dei berre undersøker 12 land over 21 år. Storleiken på utvalet er òg ei utfordring i denne oppgåva, men ikkje i same omfang. Schleich et al. (2017) har derimot utelukkande selektert land med høg patentaktivitet og høg policyvariasjon samanlikna med andre land. Denne seleksjonen gir opphav til skeivheit i resultatata.

### **4.3 Robustheitsanalyse**

For å undersøkje robustheita til funna i tabell 6 har ei rekke ulike spesifikasjonar blitt testa. I første omgang nyttar eg ei alternativ klassifisering av patent. Deretter ser eg på effekten av ulike lagstrukturar. Vidare gjennomfører eg høvesvis ein vilkårsbunden og vilkårslaus negativ-binomisk regresjon i likskap med tidlegare litteratur, for å undersøkje i kva grad resultatata er metodeavhengige. Til slutt undersøker eg om enkeltland driv resultatata i modellen.

#### ***4.3.1 Alternativ patentklassifisering***

I den første alternative spesifikasjonen nyttar eg ei alternativ klassifisering av patent<sup>15</sup>. I staden for å nytte alle patentsøknader innan dei to respektive teknologiane er det her berre patentsøknader der det har blitt søkt om patentbeskyttelse hjå to eller fleire patentorgan. Generelt sett samsvarar funna med resultatata i FE-modellen. Den einaste forskjellen er at kontrollert for tidstrendar og straumpris osb. er den lineære variabelen for feed-in-tariffar og grøne sertifikat no signifikante med ein p-verdi  $< 0.10$ .

#### ***4.3.2 Alternativ lag-struktur***

Vidare undersøker eg effekten av forskjellige lagstrukturar for forklarings- og kontrollvariablar, med høvesvis to og tre års lag<sup>16</sup>. I tilfellet vindkraft med 2 år lag, er framleis den teknologispesifikke stønaden til FoU signifikant på eit 99 prosent nivå, medan den lineære variabelen for feed-in-tariffar har gått frå å vere signifikant på eit 95 til 99 prosents nivå. Dette kan vere ein indikasjon på at ein lag på 2 år kanskje er meir høveleg for feed-in-tariffar. Med ein lag på 3 år er ikkje lenger stønad til FoU signifikant, i motsetnad til den lineære FIT-variabelen som

---

<sup>15</sup> Fullstendige regresjonsresultat finst vedlagt i appendiks B.

<sup>16</sup> Fullstendige regresjonsresultat finst vedlagt i appendiks C.

framleis er signifikant. Ein har også med ein lag på 3 år, at den lineære variabelen for kvotesystem for CO2 er svakt signifikant. I tilfellet solkraft med 2 år lag er no fleire av policyvariablane signifikante. Stønad til FoU, dummyvariabelen for feed-in-tariffar, og den lineære variabelen for grønne sertifikat viser til negative signifikante korrelasjonar, medan den lineære FIT-variabelen og dummyen for grønne sertifikat viser til ein positiv. Nyttar ein lag på 3 år, er ikkje feed-in-tariffar lenger signifikant, medan patenteringstilbøyelegheita no har ein signifikant negativ korrelasjon på eit 99 prosents signifikansnivå. Det er ei moglegheit at ein ikkje klarar å fange opp effektane innanfor dei ulike lagstrukturane ettersom ein mister nokre fridomsgrader i eit allereie avgrensa utval, noko som kan resultere i oppblåste p-verdiar.

### 4.3.3 Vilkårshunden negativ binomisk regresjon

Tidlegare litteratur som har undersøkt samanhengen mellom offentlege reguleringar og talet på patentsøknader har nytta vilkårshundene negativ-binomiske regresjonar med fast effekt (Johnstone et al., 2010; Nesta et al., 2014; Constantini et al., 2015; Nicolli & Vona, 2016; Schleich et al., 2017). Eg undersøker difor om resultatane er robuste for tilsvarande modellering.

**Tabell 7.** Estimerte koeffisientar for dei vilkårshundene negativ-binomiske fast effekt-modellane.

	Vindkraft			Solkraft		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Teknologispesifikk offentlig stønad til FoU (t-1)	0.0089*** (0.0019)	0.0067*** (0.0019)	0.0032 (0.0022)	-0.0003 (0.0014)	-0.0004 (0.0016)	-0.0025* (.0014)
Teknologispesifikk FIT (dummy) (t-1)	0.5118*** (0.1927)	0.7287*** (0.2123)	0.4562*** (0.2146)	0.3573*** (0.1287)	0.1838 (0.1514)	-0.2418 (0.1645)
Teknologispesifikk FIT (lineær) (t-1)	-0.0549 (0.0354)	-0.1222*** (0.0382)	-0.1074*** (0.0379)	0.0325 (0.0264)	0.0632*** (0.0279)	0.0907*** (0.0279)
Kvotesystem CO2 (dummy) (t-1)	0.7618*** (0.1200)	0.4940*** (0.0202)	0.1833 (0.1562)	1.0410*** (0.1155)	0.5840*** (0.1547)	0.3220*** (0.1483)
Kvotesystem CO2 (lineær) (t-1)	-0.0050 (0.0200)	-0.0031 (0.0202)	-0.0274 (0.0215)	-0.0322 (0.0199)	0.0142 (0.0221)	0.0246 (0.0227)
Grønne sertifikat (dummy) (t-1)	0.4186*** (0.1477)	0.2567 (0.1589)	-0.1061 (0.1630)	0.2459 (0.1503)	0.3007** (0.1568)	-0.0213 (0.1536)
Grønne sertifikat (lineær) (t-1)	-0.0321 (-0.3892)	0.0907** (0.0463)	-0.0736 (0.0464)	-0.0635 (0.0440)	-0.06663 (0.0505)	-0.0618 (0.0503)
Marknadsreguleringar (t-1)	-0.3892*** (0.0349)	-0.4393*** (0.0356)	-0.2159*** (0.0519)	-0.3948*** (0.0382)	-0.3840*** (0.0405)	-0.1798*** (0.0490)
Kontrollvariablar	⊙	✓	✓	⊙	✓	✓
Tidstrend	⊙	⊙	✓	⊙	⊙	✓
N	462	396	396	426	362	362

\*  $p < 0.10$ ; \*\*  $p < 0.05$ ; \*\*\*  $p < 0.01$

Tabell 7 viser resultatene frå den vilkårsbundne negativ binomiske regresjonen med fast effektar, og ein ser til dels store endringar både i forteikn og signifikans. Resultata verkar dermed å vere metodeavhengige. Mest interessant er no at marknadsregulering har ein robust signifikant negativ korrelasjon med patentaktiviteten innan både vind- og solkraft. Eit funn på linje med Nesta et al. (2014) og Niccoli & Vona (2016). Ein ser òg mellom anna at kvotesystem for CO<sub>2</sub> har ein robust positiv signifikant samanheng med patentaktiviteten innanfor solkraft. Ettersom den vilkårsbundne regresjonen ikkje er ein ekte fast effekt og ikkje kontrollerer for alle kovariat (Allison & Waterman, 2002; Guimaraes, 2008), kan dei no signifikante resultatene kome av at policyvariablane fangar opp den ikkje-observerbare heterogeniteten. Vidare vil det faktum at det ikkje er mogleg å nytte standardfeil med cluster rundt land i den vilkårsbundne regresjonen påverke resultatene.

#### **4.3.4 Vilkårslaus negativ binomisk regresjon**

Allison & Waterman (2002) foreslår eit alternativ for å adressere at den vilkårsbundne regresjonen ikkje tek høgde for alle kovariat i det som kallast ein vilkårslaus negativ-binomisk regresjon<sup>17</sup>. Der inkluderer ein dummyar for kvart land for å fange den ikkje-observerbare heterogeniteten, og ein har moglegheit til å nytte cluster omkring land. Eg gjennomfører difor ein regresjon av denne typen for å undersøkje om desse resultatene ligg nærare den føretrekte spesifikasjonen.

Resultatene i tabell 8. viser i likskap med den estimerte FE-modellen at for vindkraft har stønad til FoU ein signifikant positiv korrelasjon med talet på patentsøknader, og den lineære variabelen for feed-in-tariffar har ein signifikant negativ korrelasjon. Dummyen for feed-in-tariffar har derimot i den vilkårsause regresjonen ein positiv signifikant samanheng med talet på patentsøknadar. For solkraft har den lineære variabelen for feed-in-tariffar ein positiv signifikant samanheng, eit resultat på linje med føreseingane. Det kan mogleg vere at denne modelleringa er meir høveleg enn den spesifiserte FE-modellen. Den er likevel som den vilkårsbundne negativ-binomiske modellen ikkje utan feilskjær og kviler på sterke føresetnadar. Mellom anna som følge av problemet med tilfeldige parameter (incidental parameters problem) vil den vilkårsause negativ binomiske modellen produsere inkonsistente resultat (Baltagi, 2008; Greene, 2012).

---

<sup>17</sup> Oversett frå «Unconditional negative binomial regression».



**Tabell 8.** Estimerte koeffisientar for dei vilkårslause negativ-binomiske fast effekt-modellane.

	Vindkraft	Solkraft
Teknologispesifikk offentlig stønad til FoU (t-1)	0.0061* (0.0033)	-0.0021 (0.0029)
Teknologispesifikk FIT (dummy) (t-1)	0.4485** (0.1928)	0.1343 (0.1960)
Teknologispesifikk FIT (lineær) (t-1)	-0.1400*** (0.0406)	0.0674** (0.0282)
Kvotesystem CO2 (dummy) (t-1)	0.2337 (0.1983)	0.5184 (0.3221)
Kvotesystem CO2 (lineær) (t-1)	-0.0011 (0.0212)	0.0052 (0.0235)
Grøne sertifikat (dummy) (t-1)	-0.0827 (0.2990)	-0.0004 (0.2597)
Grøne sertifikat (lineær) (t-1)	-0.0792 (0.0754)	-0.0344 (0.0658)
Marknadsreguleringar (t-1)	-0.0438 (0.0703)	-0.0791 (0.0658)
Kontrollvariablar	✓	✓
Tidstrend	✓	✓
N	396	362

Robuste standardfeil i parentes med cluster rundt land.

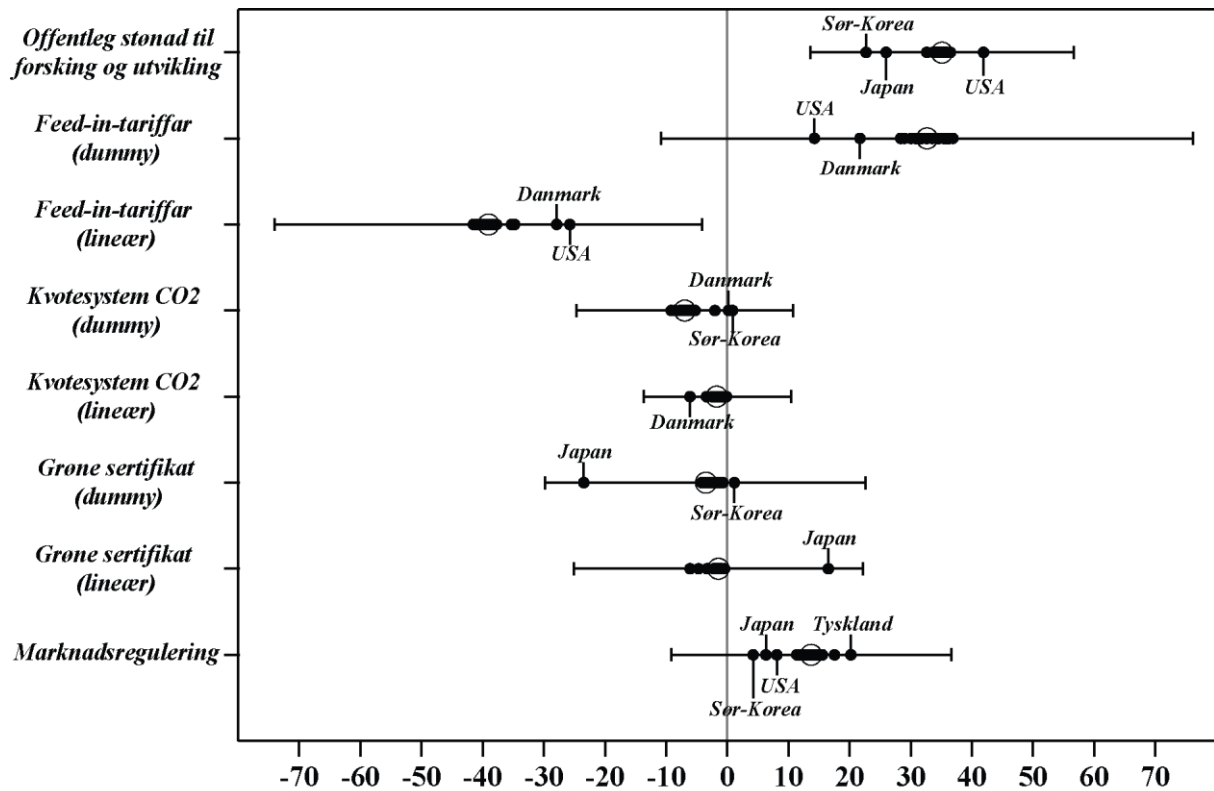
\*  $p < 0.10$ ; \*\*  $p < 0.05$ ; \*\*\*  $p < 0.01$

#### 4.3.5 Utliggarar i utvalet

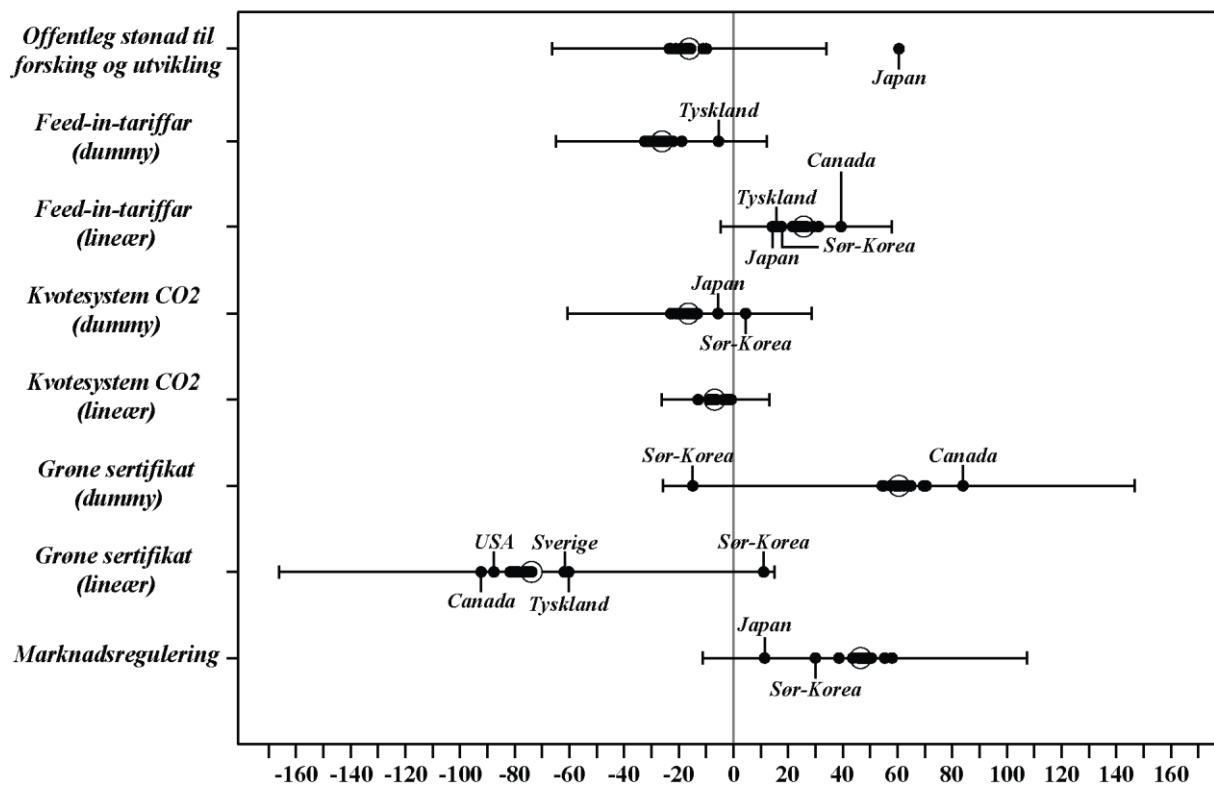
Med bakgrunn i heterogeniteten til landa i utvalet er det hensiktsmessig å undersøkje om det er moglege utliggarar som driv resultatane. For å gjere dette har eg gjennomført eit sett regresjonar der eg utelet eit og eit land frå utvalet. I figur 6a og 6b ser ein fordelingane til dei standardiserte koeffisientane<sup>18</sup> frå desse regresjonane i tilfellet for høvesvis vind- og solkraft, der utliggarane i fordelinga er gitt ved namna til landa som er utelatne frå regresjonen.

I tilfellet for vindkraft verkar resultatane tydeleg å vere sensitive til ekskluderinga av særleg eit knippe land; Japan, Sør-Korea, USA og Danmark. Dette er i og for seg ikkje overraskande, ettersom desse er blant dei fem landa med høgast patentaktivitet innan vindkraft. Ein ser samstundes at ingen av dei standardiserte koeffisientane ligg utanfor konfidensintervallet til den

<sup>18</sup> Forklaringsvariablane har blitt standardiserte for å lettgjere samanlikning.



Figur 6a. Fordelinga til dei standardiserte koeffisientane for vindkraft.



Figur 6b. Fordelinga til dei standardiserte koeffisientane for solkraft.

Forklaring: Punkttestimata og konfidensintervalla (95%) til den føretrekte spesifikasjonen er gitt ved hovesvis dei kvite sirklane og svarte linjene. Dei svarte prikkane er punkttestimata for dei ulike regresjonane der eit og eit land har blitt ekskludert frå utvalet. Landsnamna indikerar landet som er utelatt frå utvalet. Y-aksen gir endringa i talet på patentsøknadar som følgje av ei endring på eit standardavvik forklaringsvariablane.

føretrekte spesifikasjonen. Det er likevel interessant at dummyvariabelen for kvotesystem for CO<sub>2</sub>, og både den lineære og dummyvariabelen for grønne sertifikat, skiftar forteikn ved ekskluderinga av somme land. For kvotesystem for CO<sub>2</sub> ser ein at ved å utelate Danmark og Sør-Korea frå utvalet, får ein eit positivt forteikn for punkttestimatet. For dummyen og den lineære variabelen til grønne sertifikat ser ein at ekskluderinga av høvesvis Sør-Korea og Japan gir omvendte forteikn samanlikna med den føretrekte spesifikasjonen. Ettergår ein desse regresjonane, ser ein imidlertid at desse koeffisientane ikkje er signifikante.

I tilfellet for solkraft ser ein derimot større ulikskapar, og det er igjen nokre land som skil seg ut. Resultata ser ut til å vere særleg sensitive for ekskluderinga av Japan og Sør-Korea. Punkttestimatet for offentlig stønad til FoU ligg utanfor kofidensintervallet til den føretrekte spesifikasjonen i regresjonen der Japan er ekskludert frå utvalet. Dette resultatet er dermed signifikant forskjellig frå den føretrekte spesifikasjonen. Vidare ser ein at ekskluderinga av Sør-Korea fører til ei skifte i forteikn for punkttestimata for dummyen til kvotesystem for CO<sub>2</sub> og dummyen og den lineære variabelen for grønne sertifikat. Ved å gjere ein regresjon der ein ekskluderer både Japan og Sør-Korea, får ein at offentlig stønad til FoU no har ein positiv signifikant korrelasjon med patentaktiviteten, og at dummyvariabelen til grønne sertifikat har ein signifikant negativ korrelasjon<sup>19</sup>.

Det er dermed tydeleg at resultata er avhengige av utvalet eit nyttar, særleg i tilfellet for solkraft. Resultata verkar å vere spesielt sensitive for ekskluderinga av Japan og Sør-Korea frå utvalet. Av tidlegare studiar inngår både Japan og Sør-Korea berre i utvalet til Johnstone et al. (2010) og Constantini et al. (2015). Schleich et al. (2017) og Nesta et al. (2014) inkluderer berre Japan, medan Nicolli & Vona (2016) korkje har Japan eller Sør-Korea. Det er derimot ikkje alle dei ovannemnde som undersøker vind- og solkraft spesielt, og alle ulikskapar i resultat skal sjølv-sagt ikkje tilskrivas dette. Det er likevel tydeleg at resultata er sensitive til ekskluderinga av enkeltland frå analysen.

---

<sup>19</sup> Regresjonsresultata finst vedlagt i appendiks D.

## 5.0 Konklusjon

Formålet med denne oppgåva var å undersøkje samanhengen mellom offentlege reguleringar og innovasjon innan vind- og fotovoltaisk solkraft, med utgangspunkt i paneldata for 26 OECD-land i perioden 1990 til 2014. Datamaterialet som er nytta er henta frå høvesvis OECD og IEA sine statistikkbankar. Talet på patentsøknader blei nytta som ein proxy for innovasjon i den økonometriske analysen, og innverknaden av ei rekke ulike reguleringar er vurdert. Funna i oppgåva viser at samanhengen mellom reguleringar og den innovative aktiviteten innan både vind- og solkraft er tilsynelatande liten. For solkraft finn ein ingen signifikante samanhengar. Offentleg stønad til forskning og utvikling innan vindkraft har derimot ein signifikant positiv samanheng med talet på patentsøknader.

Som vist i dei deskriptive dataene, har det vore ein formidabel vekst i talet på patentsøknader sidan byrjinga på 2000-talet innan begge teknologiar, og særleg innan solkraft. Denne veksten toppa seg i 2011, med eit substansielt fall i patentaktivitet i etterkant av finanskrisa. Ei tilsvarende utvikling har ein òg sett hjå den teknologispesifikke stønaden til forskning og utvikling. I analyseperioden har det vore store endringar i det regulatoriske rammeverket med omsyn til fornybare energiteknologiar og energisektoren som heilskap. Offentleg stønad til FoU har innan dei respektive teknologiane vore ein del av policymiksen sidan 1970-talet (Johnstone et al., 2010), medan dei andre undersøkte reguleringane blei først implementerte innanfor analyseperioden.

Dei empiriske resultatata gir i hovudsak ingen klare indikasjonar på samanhengen mellom dei undersøkte offentlege reguleringane og innovasjon innan vind- og solkraft. Funna står fram som lite robuste for dei ulike spesifikasjonane som er testa. Dei ser ut til å vere sterkt avhengige av både metode og utval, særleg i tilfellet solkraft. Ein finn like fullt i likskap med Johnstone et al. (2010), Nicolli & Vona (2016) og Schleich et al. (2017) at offentleg stønad til forskning og utvikling innan vindkraft konsistent visar ein signifikant positiv samanheng med den innovative aktiviteten over ulike spesifikasjonar, og ser dermed ut til å vere eit robust funn. Med bakgrunn i dette vil ei auke i dei offentlege budsjetta til forskning og utvikling tilsynelatande vere viktig for å auke innovasjon innan vindkraft.

Vidare fann eg at feed-in-tariffar for vindkraft viste ein signifikant negativ samanheng med patentaktiviteten. Ein kan stille spørsmål ved robustheita til dette funnet, mellom anna med bakgrunn i høg samvariasjon mellom policyvariablane. Overraskande nok ser ein ingen signifikante ulikskapar i resultatata til feed-in-tariffar samanlikna med kvotesystem for CO<sub>2</sub> og grønne

sertifikat. Ettersom dette var ein av dei teknologispesifikke reguleringane, var det venta at denne ville vise til ein ulik samanheng med den innovative aktiviteten. Vidare viste resultatane i den estimerte FE-modellen ingen signifikant korrelasjon for marknadsregulering. Dette til forskjell frå Nesta et al. (2014) og Nicolli & Vona (2016) som viser til ein negativ korrelasjon mellom marknadsregulering og patentaktiviteten.

Det kan vere fleire årsaker til at dei empiriske funna i denne oppgåva ikkje samsvarar med føreseiingane og den tidlegare litteraturen. For det første er det i modellen eit avgrensa utval policyvariablar, og viktige faktorar som påverkar innovasjon innan vind- og solkraft er mest sannsynleg ikkje inkludert i FE-modellen. Ved å inkludere eit rikare utval av relevante reguleringar ville ein moglegvis kunna forklare meir av variasjonen i talet patentsøknader. Ei utfordring i forhold til dette som er nemnt tidlegare er tilgangen på gode komparative policymål som reflekterer heterogeniteten hjå ulike reguleringar. For det andre er det stor samvariasjon mellom reguleringane, og dei har blitt innført med relativ stor tettleik innanfor ein kort tidsperiode. Dette fører til inflaterte p-verdiar og utfordringar med å dra ut effektane av dei enkelte variablane. Om ein hadde nytta eit anna utgangspunkt enn policyvariablane frå OECD med meir variasjon ville ein kanskje sett andre samanhengar. For det tredje legg storleiken på utvalet avgrensingar på evna til å kontrollere for moglege sjokk som driv patentaktiviteten.

Ettersom resultatane i denne oppgåva viser til få signifikante samanhengar er det vanskeleg å kommentere implikasjonane av funna utover at det vil vere hensiktsmessig for det offentlege å auke stønaden til forskning og utvikling innanfor vindkraft. Det kan tenkjast at ein for desse teknologiane no har passert ein terskel der marknaden sjølv skapar nok etterspurnad til at reguleringar har lite å seie for den vidare utviklinga. Framtidig forskning vil mogleg kunne identifisere dei drivande faktorane for innovasjon innan vind- og solkraft i større grad, ettersom dei får tilgang til meir data og lenger tidsseriar. Det har dei siste åra vore stor utvikling innan dei to teknologiane, både på innovasjons- og policyfronten, og om lag kvar dag blir nye milepålar nådde når det gjeld kapasitet og prisar. Som nemnt tidlegare er det ifølgje IRENA venta at i 2020 vil kostnaden ved produksjon av straum frå fornybare energikjelder vere gjennomgåande lågare enn for straum frå fossile energikjelder (IRENA, 2018). Dette steget i utviklinga gir utspring til mange interessante moglegheiter for vidare forskning, men ein må smøre seg med tilmot ettersom det tek nokre år før data blir tilgjengeleg.

Av konkrete forslag til vidare forskning ville det vore interessant å undersøkje effekten av private investeringar i forskning og utvikling i samspel med offentlege stønader på bedriftene sin innovative aktivitet. Det er samstundes ikkje sannsynleg at aggregerte data på landsnivå omkring

private investeringar i forskning og utvikling blir tilgjengelege for analyse i overskodelig framtid. Ei mogleg tilnærming vil vere å nytte blanda metoder som føreslått av Kemp & Potoglio (2011), der ein mellom anna baserer seg på surveydata og casestudiar i tillegg til dei kvantitative undersøkingane.

Vidare vil analyser som tek for seg land utanfor OECD vere interessante. Land som Kina, India og Brasil er blant dei landa der dei negative eksternalitetane som følgje av tradisjonell energi-produksjon har vore særleg tydelege. Kina framstår som eit spesielt interessant forskingsobjekt. Kina sitt tidlegare fokus på tung industri, utvikling av infrastruktur og eksport av produserte goder førte til at dei blei svært avhengige av kol, noko som har ført til om lag 2 millionar menneskjer døyrr prematurt kvart år som følgje av dårleg luftkvalitet (IEA, 2017). I respons til dette har energipolicyen dreia over til å kvile tungt på fornybare energiteknologiar, og dei har blitt ein leiande nasjon når det kjem både til policy og innovasjon (The Economist, 2018). Kina sin framtidige klima- og energipolitikk vil spele ei viktig rolle i å avgjere dei globale trendane, og kan dermed framskande skiftet til grønar energiteknologiar. Det vil dermed vere viktig å bidra med forskning som kan leggje til rette for dette. Eit vedvarande problem for landa som er nemnde ovanfor, har vore tilgangen på gode kvantitative data og lengre tids-seriar. Eittersom dette har blitt betre dei seinare åra, vil forskarar i framtida ha moglegheit til å analysere desse landa på ein meningsfull måte.

## Litteraturliste

- Acemoglu, D., Aghion, P., Bursztyn, L., & Hémous, D. (2012). The environment and directed technical change. *American economic review*, 102(1), 131-66.
- Aghion, P., Bloom, N., Blundell, R., Griffith, R., & Howitt, P. (2005). Competition and innovation: An inverted-U relationship. *The Quarterly Journal of Economics*, 120(2), 701-728.
- Allison, P. D., & Waterman, R. P. (2002). 7. Fixed-Effects Negative Binomial Regression Models. *Sociological methodology*, 32(1), 247-265.
- Angrist, J. D., & Pischke, J. S. (2008). *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton: Princeton university press.
- Arellano, M. (2003). *Panel data econometrics*. Oxford: Oxford university press.
- Arrow, K. (1962). Economic welfare and the allocation of resources for invention. I *The rate and direction of inventive activity: Economic and social factors*, (s.609-626). Princeton: Princeton University Press.
- Baltagi, B. (2008). *Econometric analysis of panel data*. Chichester: John Wiley & Sons.
- Bellemare, M. F., Masaki, T., & Pepinsky, T. B. (2017). Lagged explanatory variables and the estimation of causal effect. *The Journal of Politics*, 79(3), 949-963.
- Botta, E., & T. Koźluk (2014), Measuring Environmental Policy Stringency in OECD Countries: A Composite Index Approach. *OECD Economics Department Working Papers*, No. 1177. Paris: OECD Publishing.
- Bovenberg, A. L., & Smulders, S. (1995). Environmental quality and pollution-augmenting technological change in a two-sector endogenous growth model. *Journal of Public Economics*, 57(3), 369-391.
- Bruns, S. B., & Kalthaus, M. (2017). *Flexibility in the selection of patent counts: implications for (p\)-hacking and policy recommendations*. Mimeo. Henta 02.05.2018 frå [http://www.stephanbbruns.de/fileadmin/user\\_upload/Bruns\\_Kalthaus\\_2017.pdf](http://www.stephanbbruns.de/fileadmin/user_upload/Bruns_Kalthaus_2017.pdf)
- Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (1986). Econometric models based on count data. Comparisons and applications of some estimators and tests. *Journal of applied econometrics*, 1(1), 29-53.
- Costantini, V., Crespi, F., Martini, C., & Pennacchio, L. (2015). Demand-pull and technology-push public support for eco-innovation: The case of the biofuels sector. *Research Policy*, 44(3), 577-595.
- David, P. A., Hall, B. H., & Toole, A. A. (2000). Is public R&D a complement or substitute for private R&D? A review of the econometric evidence. *Research policy*, 29(4-5), 497-529.
- Dechezleprêtre, A., & Glachant, M. (2014). Does foreign environmental policy influence domestic innovation? Evidence from the wind industry. *Environmental and Resource Economics*, 58(3), 391-413.
- Downing, P. B., & White, L. J. (1986). Innovation in pollution control. *Journal of environmental economics and management*, 13(1), 18-29.
- Dooley, J. J. (1998). Unintended consequences: energy R&D in a deregulated energy market. *Energy Policy*, 26(7), 547-555.

- EIA (2017). More than half of small-scale photovoltaic generation comes from residential rooftops. Henta 03.05.2018 frå <https://www.eia.gov/todayinenergy/detail.php?id=31452>
- EU (2012) Energy and Environment, Overview. Henta 17.05.2018 frå [http://ec.europa.eu/competition/sectors/energy/overview\\_en.html](http://ec.europa.eu/competition/sectors/energy/overview_en.html)
- EU (2013) Linking EU ETS with Australia: Commission recommends opening formal negotiations. Henta frå [https://ec.europa.eu/clima/news/articles/news\\_2013012401\\_en](https://ec.europa.eu/clima/news/articles/news_2013012401_en)
- EU (2016) The EU Emissions Trading System (EU ETS). Henta frå [https://ec.europa.eu/clima/sites/clima/files/factsheet\\_ets\\_en.pdf](https://ec.europa.eu/clima/sites/clima/files/factsheet_ets_en.pdf).
- EU (2017) EU and Switzerland sign agreement to link emissions trading systems. Henta frå [https://ec.europa.eu/clima/news/eu-and-switzerland-sign-agreement-link-emissions-trading-systems\\_en](https://ec.europa.eu/clima/news/eu-and-switzerland-sign-agreement-link-emissions-trading-systems_en)
- Fischer, C., & Newell, R. G. (2008). Environmental and technology policies for climate mitigation. *Journal of environmental economics and management*, 55(2), 142-162.
- Forbes (2017) The World's Most Innovative Companies. Henta frå <https://www.forbes.com/innovative-companies/list/#tab:rank>
- Geels, F. W. (2013). The impact of the financial-economic crisis on sustainability transitions: Financial investment, governance and public discourse. *Environmental Innovation and Societal Transitions*, 6, 67-95.
- Greene, W. (2012). *Econometric analysis* (2. utg.). Boston: Pearson Educational Ltd.
- Guimaraes, P. (2008). The fixed effects negative binomial model revisited. *Economics Letters*, 99(1), 63-66.
- Görg, H., & Strobl, E. (2007). The effect of R&D subsidies on private R&D. *Economica*, 74(294), 215-234.
- Hall, B. H., Griliches, Z., & Hausman, J. A. (1984). Patents and R&D: Is there a lag?. *International Economic Review*, 27(2), 265-283.
- Hausman, J. A., Hall, B. H., & Griliches, Z. (1984). Econometric models for count data with an application to the patents-R&D relationship. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 52(4), 909-938.
- Hicks, J. (1932). *The theory of wages*. London: Macmillan.
- IEA (2017). World Energy Outlook 2017, Executive Summary. Henta frå <https://webstore.iea.org/download/summary/196?fileName=English-WEO-2017-ES.pdf>
- IRENA (2017) Rethinking Energy 2017. Henta frå [http://www.irena.org/documentdownloads/publications/irena\\_rethinking\\_energy\\_2017.pdf](http://www.irena.org/documentdownloads/publications/irena_rethinking_energy_2017.pdf)
- IRENAa (2018) Renewable Energy Policies in a Time of Transition. Henta frå [http://www.irena.org/-/media/Files/IRENA/Agency/Publication/2018/Apr/IRENA\\_IEA\\_REN21\\_Policies\\_2018.pdf](http://www.irena.org/-/media/Files/IRENA/Agency/Publication/2018/Apr/IRENA_IEA_REN21_Policies_2018.pdf)
- IRENAb (2018) Renewable Power Generation Costs in 2017. Henta frå [https://www.irena.org/-/media/Files/IRENA/Agency/Publication/2018/Jan/IRENA\\_2017\\_Power\\_Costs\\_2018.pdf](https://www.irena.org/-/media/Files/IRENA/Agency/Publication/2018/Jan/IRENA_2017_Power_Costs_2018.pdf)
- Jaffe, A. B., Newell, R. G., & Stavins, R. N. (2005). A tale of two market failures: Technology and environmental policy. *Ecological economics*, 54(2-3), 164-174.
- Jamasb, T., & Pollitt, M. G. (2011). Electricity sector liberalisation and innovation: An analysis of the UK's patenting activities. *Research Policy*, 40(2), 309-324.



- Jamasb, T., & Pollitt, M. G. (2015). Why and how to subsidise energy R+ D: Lessons from the collapse and recovery of electricity innovation in the UK. *Energy Policy*, 83, 197-205
- Johnstone, N., Haščič, I., & Popp, D. (2010). Renewable energy policies and technological innovation: evidence based on patent counts. *Environmental and resource economics*, 45(1), 133-155.
- Johnstone, N., Haščič, I., & Popp, D. (2017). Erratum to: Renewable Energy Policies and Technological Innovation: Evidence Based on Patent Counts. *Environmental and Resource Economics*, 68(2), 441-444.
- Joskow, P. L. (2008). *Lessons learned from the electricity market liberalization*. Massachusetts Institute of Technology, Center for Energy and Environmental Policy Research.
- Kemp, R., & Pontoglio, S. (2011). The innovation effects of environmental policy instruments—A typical case of the blind men and the elephant?. *Ecological Economics*, 72, 28-36.
- Klepper, S. (1996). Entry, exit, growth, and innovation over the product life cycle. *The American economic review*, 562-583.
- Midttun, A., & Gautesen, K. (2007). Feed in or certificates, competition or complementarity? Combining a static efficiency and a dynamic innovation perspective on the greening of the energy industry. *Energy Policy*, 35(3), 1419-1422.
- Milliman, S. R., & Prince, R. (1989). Firm incentives to promote technological change in pollution control. *Journal of Environmental economics and Management*, 17(3), 247-265.
- Motta, M. (2004). *Competition policy: theory and practice*. New York: Cambridge University Press.
- Nesta, L., Vona, F., & Nicolli, F. (2014). Environmental policies, competition and innovation in renewable energy. *Journal of Environmental Economics and Management*, 67(3), 396-411.
- Nicolli, F., & Vona, F. (2016). Heterogeneous policies, heterogeneous technologies: The case of renewable energy. *Energy Economics*, 56, 190-204.
- OECD (2008). *Environmental Policy, Technological Innovation and Patents*. Henta frå <http://www.oecd.org/env/consumption-innovation/environmentalpolicytechnologicalinnovationandpatents2008.htm>
- OECDa (2009). *OECD Patent Statistics Manual*. Henta frå <http://www.oecd.org/sti/inno/oecdpatentstatisticsmanual.htm>
- OECDb (2009). *Policy Responses to the Economic Crisis: Investing in Innovation for Long-Term Growth*. Henta frå <https://www.oecd.org/sti/42983414.pdf>
- Perman, R., Ma, Yue., Common, M., Maddison, D. & McGilvray, J. (2011). *Natural resource and environmental economics* (4. utg.). Harlow: Pearson Education Ltd.
- Popp, D. (2002). Induced innovation and energy prices. *American economic review*, 92(1), 160-180.
- Sanyal, P., & Ghosh, S. (2013). Product market competition and upstream innovation: evidence from the US electricity market deregulation. *Review of Economics and Statistics*, 95(1), 237-254.
- Schleich, J., Walz, R., & Ragwitz, M. (2017). Effects of policies on patenting in wind-power technologies. *Energy Policy*, 108, 684-695.
- Schumpeter, J. A. (1947). *Capitalism, socialism and democracy* (2. utg.). New York: Harper & Brothers.
- Shapiro, C. (2011). Competition and innovation: Did Arrow hit the bull's eye?. I: *The rate and direction of inventive activity revisited*(s. 361-404). Chicago: University of Chicago Press.

- Smith, K. (2006). Measuring Innovation. J. Fagerberg & D.C. Mowery, R.R. Nelson (Red.), *The Oxford handbook of innovation* (s. 148-177). Oxford: Oxford University Press.
- Tesla (2014). All Our Patent Are Belong To You. Henta 08.03.2018 frå <https://www.tesla.com/blog/all-our-patent-are-belong-you>
- The Economist (2018). China is rapidly developing its clean-energy technology. Henta 28.05.2018 frå <https://www.economist.com/special-report/2018/03/15/china-is-rapidly-developing-its-clean-energy-technology>
- Tirole, J. (1988). *The Theory of Industrial Organization*. Cambridge: MIT Press.
- Ueckerdt, F., Hirth, L., Luderer, G., & Edenhofer, O. (2013). System LCOE: What are the costs of variable renewables?. *Energy*, 63, 61-75.
- Wang, N., & Mogi, G. (2017). Deregulation, market competition, and innovation of utilities: Evidence from Japanese electric sector. *Energy Policy*, 111, 403-413.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data* (2. utg.). Cambridge: MIT press.
- Wooldridge, J. M. (2016). *Introductory econometrics: A modern approach* (6. utg.). Boston: Cengage Learning.
- Winter, S. G. (1984). Schumpeterian competition in alternative technological regimes. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 5(3-4), 287-320.

## Appendiks A. Fullstendig regresjonsresultat for den estimerte FE-modellen

Fullstendige regresjonsresultat for dei estimerte FE-modellane.

	Vindkraft			Solkraft		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Teknologispesifikk of-fentleg stønad til FoU (t-1)	2.702** (0.997)	2.453*** (0.793)	1.934*** (0.575)	0.121 (0.702)	-0.052 (0.599)	-0.413 (0.628)
Teknologispesifikk FIT (dummy) (t-1)	82.182* (41.305)	70.613 (47.516)	66.972 (43.325)	10.522 (36.559)	-34.354 (39.679)	-53.559 (39.823)
Teknologispesifikk FIT (lineær) (t-1)	-18.608** (7.928)	-15.983* (8.709)	-18.747** 8.148	9.921* (5.409)	16.119* (8.428)	12.853 (7.858)
Kvotesystem CO2 (dummy) (t-1)	23.821 (16.387)	-3.425 (20.440)	-15.324 19.186	35.582 (46.242)	-24.031 (47.748)	-35.469 (47.606)
Kvotesystem CO2 (lineær) (t-1)	-3.121 (2.973)	-0.901 (3.395)	-0.812 (3.013)	-3.525 (4.818)	-2.359 (5.289)	-3.338 (5.072)
Grøne sertifikat (dummy) (t-1)	18.035 (21.776)	11.125 (36.575)	-9.444 (33.435)	151.494 (123.876)	182.925 (122.257)	159.965 (110.249)
Grøne sertifikat (lineær) (t-1)	-4.637 (4.834)	-3.803 (9.698)	-1.105 (8.722)	-30.879 (24.396)	-57.088 (34.736)	-56.724 (33.294)
Marknadsreguleringar (t-1)	-8.614 (5.417)	-7.941* (4.591)	8.395 (6.802)	-0.029 (6.385)	0.763 (8.235)	28.854 (17.822)
Straumpris (t-1)	⊖	59.998 (35.919)	2.539 (44.4)	⊖	189.825* (106.41)	86.069 (91.667)
Vekst forbruk (t-1)	⊖	-0.546 (0.729)	-0.441 (0.718)	⊖	-0.276 (1.410)	-0.088 (1.317)
Patenteringstilbøyelegheit	⊖	0.127 (0.112)	0.138 (0.095)	⊖	-0.479 (0.373)	-0.403 (0.353)
Lineær tidstrend	⊖	⊖	-211.034 (415.010)	⊖	⊖	-431.443 (1029.71)
Kvadratisk tidstrend	⊖	⊖	0.054 (0.103)	⊖	⊖	0.110 (0.257)
N	462	396	396	426	362	362

Robuste standardfeil i parentes med cluster rundt land.

\*  $p < 0.10$ ; \*\*  $p < 0.05$ ; \*\*\*  $p < 0.01$ .

## Appendiks B. Resultat for regresjonar med alternativ klassifisering av patent.

Resultat for regresjon med patent av høg kvalitet.		
	Vindkraft	Solkraft
Teknologispesifikk offentlig stønad til FoU (t-1)	0.903*** (0.209)	-0.513 (0.391)
Teknologispesifikk FIT (dummy) (t-1)	40.951 (29.008)	-42.746 (28.996)
Teknologispesifikk FIT (lineær) (t-1)	-12.095* (6.338)	9.487* (5.380)
Kvotesystem CO2 (dummy) (t-1)	-4.546 (15.831)	-25.276 (31.967)
Kvotesystem CO2 (lineær) (t-1)	-0.053 (2.278)	-2.159 (3.105)
Grøne sertifikat (dummy) (t-1)	-1.045 (15.064)	137.687 (84.708)
Grøne sertifikat (lineær) (t-1)	-3.317 (5.861)	-48.662* (24.668)
Marknadsreguleringar (t-1)	-0.068 (4.041)	19.005 (13.116)
Straumpris (t-1)	23.934 29.609	68.026 (59.654)
Vekst forbruk (t-1)	-0.281 (0.487)	-0.326 (0.950)
Patenteringstilbøyelegheit	-0.028 (0.029)	-0.405* (0.222)
Lineær tidstrend	254.633 (251.866)	127.773 (691.36)
Kvadratisk tidstrend	-0.062 (0.063)	-0.029 (0.172)
N	396	362

Robuste standardfeil i parentes med cluster rundt land.

\*  $p < 0.10$ ; \*\*  $p < 0.05$ ; \*\*\*  $p < 0.01$ .

## Appendiks C. Resultat for regresjonar med lag på 2 og 3 år.

Resultat for FE-modell med 2 og 3 år lag

	Vindkraft		Solkraft	
	Lag 2 år	Lag 3 år	Lag 2 år	Lag 3 år
Teknologispesifikk offentlig stønad til FoU (t-1)	1.515*** (0.650)	0.888 (0.765)	-1.596** (0.702)	-1.452* (0.835)
Teknologispesifikk FIT (dummy) (t-1)	51.840 (37.352)	27.651 (34.650)	-81.472* (47.397)	-89.966 (54.725)
Teknologispesifikk FIT (lineær) (t-1)	-17.063*** (6.996)	-13.688** (6.576)	17.129* (8.935)	17.967 (10.655)
Kvotesystem CO2 (dummy) (t-1)	-1.868 (20.118)	27.273* (21.992)	-10.916 (45.589)	6.100 (38.357)
Kvotesystem CO2 (lineær) (t-1)	-1.145 (3.101)	-5.549* (2.897)	-2.568 (3.144)	-3.956 (2.788)
Grøne sertifikat (dummy) (t-1)	5.135 (29.304)	28.708 (26.194)	227.735* (121.669)	252.127* (122.531)
Grøne sertifikat (lineær) (t-1)	-4.738 (9.860)	-11.422 (8.569)	-81.574** (35.906)	-87.801** (33.136)
Marknadsreguleringar (t-1)	7.485 (7.340)	6.749 (6.753)	24.896 (18.388)	25.742 (18.036)
Straumpris (t-1)	-9.032 (46.803)	-26.652 43.903	99.671 (85.583)	53.521 (76.708)
Vekst forbruk (t-1)	-0.671 (0.689)	-0.738 (1.004)	-0.621 (0.953)	-0.185 (1.094)
Patenteringstilbøyelegheit	0.097 (0.104)	0.057 (0.083)	-0.574 (0.250)	-0.633*** (0.144)
Lineær tidstrend	-37.190 (445.859)	-274.834 (512.664)	689.824 (1192.157)	426.643 (1487.234)
Kvadratisk tidstrend	0.010 (0.111)	0.070 (0.128)	-0.169 (0.297)	-0.103 (0.371)
N	390	369	358	344

Robuste standardfeil i parentes med cluster rundt land.

\*  $p < 0.10$ ; \*\*  $p < 0.05$ ; \*\*\*  $p < 0.01$

## Appendiks D. Regresjon med Japan og Sør-Korea ekskludert frå utvalet.

Estimerte koeffisientar for FE-modellen utan Japan og Sør-Korea.

	Solkraft
Teknologispesifikk offentlig stønad til FoU (t-1)	1.481*** (0.541)
Teknologispesifikk FIT (dummy) (t-1)	-37.256 (34.542)
Teknologispesifikk FIT (lineær) (t-1)	7.827 (5.211)
Kvotesystem CO2 (dummy) (t-1)	-5.724 (12.300)
Kvotesystem CO2 (lineær) (t-1)	-1.240 (1.947)
Grøne sertifikat (dummy) (t-1)	-39.018** (21.085)
Grøne sertifikat (lineær) (t-1)	8.368 (11.121)
Marknadsreguleringar (t-1)	6.517 (3.875)
Kontrollvariablar	✓
Tidstrend	✓
N	333

Robuste standardfeil i parentes med cluster rundt land.

\*  $p < 0.10$ ; \*\*  $p < 0.05$ ; \*\*\*  $p < 0.01$