



Hva betyr skattefradraget for oppslutningen om fagforeninger?

How does tax deduction affect union membership?

Erling Barth

Forsker I, Institutt for samfunnsforskning

eba@samfunnsforskning.no

Alex Bryson

Professor, University College London og NIESR

a.bryson@ucl.ac.uk

Harald Dale-Olsen

Forsker I, Institutt for samfunnsforskning

hdo@samfunnsforskning.no

Sammendrag

Vi benytter endringer i satsene for fagforeningsfradrag i Norge mellom 2001 og 2012 og administrative registerdata til å identifisere hvordan skattefradraget og nettoprisen for medlemskap påvirker sannsynligheten for å være medlem i en fagforening. Vi finner at økt subsidiering bidrar til økt medlemskapssannsynlighet, mens økte priser for medlemskap reduserer sannsynligheten for fagforeningsmedlemskap. Hvis fagforeningsfradraget ikke hadde endret seg siden 2001, ville den aggregerte organiseringsgraden i privat sektor ha vært 5 prosentpoeng lavere enn den faktisk er. Betydningen av fradraget er imidlertid vesentlig større for noen næringer, og da særlig for industrien og for varehandelen.

Nøkkelord

fagforeninger, fagforeningsmedlemskap, prislefølsomhet, offentlig subsidiering

Abstract

We exploit changes in tax subsidies for union membership in Norway between 2001 and 2012 and administratively linked employer-employee data to identify the effects of changes in the net price of union membership on the propensity to become a union member. We confirm that increased subsidisation of union membership increases union uptake, while an increased union fee reduces the demand for membership. In the absence of the hikes in tax subsidies, aggregate private sector union membership density, while keeping the job composition fixed, would have fallen by 5 percentage points since 2001. However, the effect is heterogeneous across industries, with a much larger impact in the manufacturing industries and in trade.

Key-words

trade unions, union membership, subsidization

Innledning

Oppslutning om fagforeninger er og har vært avtakende i mange land de siste 10-årene, til og med i de nordiske landene hvor fagforeningene tradisjonelt har stått sterkt (Schnabel 2013; OECD, 2017).¹ OECD (2017) rapporterer at den gjennomsnittlige aggregerte organiseringsgraden blant ansatte i OECDs medlemsland har blitt halvert, fra rundt 33 prosent på midten av 1980-tallet til 17 prosent i 2017. Barth og Nergaard (2015) finner også en svekkelse av sterke partsforhold i Norge, mens både Nergaard, Dale-Olsen og Barth (2015) og Nergaard (2018) finner at organisasjonsgraden blir lavere over tid. Gitt fagforeningenes betydning som part i lønnsfastsettelsen i mange land, herunder Norge, kan dette vekke bekymring. OECD (2018:16) argumenterer også for at fagforeninger og kollektive forhandlinger kan være viktige for å skape flere og bedre jobber, samt øke inkludering og styrke evnen til tilpasning. Samtidig er det mange som ser på fagforeningene i hovedsak som en bremsekloss som skaper uheldige lønnsforskjeller som svekker sysselsettingen og motarbeider nødvendige omstillinger (se for eksempel Oswald 1985 for en tidlig gjennomgang av argumentene).

Vi tar i vårt arbeid imidlertid ikke stilling til om organisering er viktig eller ei. Vårt formål er å finne ut i hvilken grad den prisen arbeidstakere betaler for medlemskap er viktig for deres beslutning om å være medlem av en fagforening, og i hvor stor grad myndighetene kan påvirke denne beslutningen gjennom skattepolitikken. I flere land, herunder Norge, Tyskland og USA, mottar arbeidstakerne implisitt subsidiering av deres medlemskap. Det kan være mange grunner til å gi skattefradrag for fagforeningsmedlemskap. En grunn kan være knyttet til rettferdighetsbetraktninger; når næringsdrivende kan trekke fra utgifter til «inntekts ervervelse» kan det være rimelig at ansatte kan gjøre det samme. En annen grunn kan være at myndighetene ønsker å støtte opp om det organiserte arbeidslivet. I det tilfellet vil prisfølsomheten til mulige fagforeningsmedlemmer være viktig. I den empiriske litteraturen om hvilke faktorer som bestemmer fagforeningsmedlemskap, er prisfølsomheten til fagforeningsmedlemskap ikke tidligere belyst. Vårt bidrag kan fylle litt av dette kunnskapshullet.

Hva bestemmer fagforeningsmedlemskap?

Litteraturen om hva som bestemmer fagforeningsmedlemskap er rik, og mange forklaringer på hvorfor oppslutningen om fagforeninger har falt i flere land har blitt introdusert i internasjonal litteratur.² Allerede på 1970-tallet argumenterte Bain og Elsheim (1976) for at sysselsettingsnedgangen i næringer tradisjonelt dominert av fagforeninger samtidig med en fremvekst av næringer som i mindre grad pleier å være organisert, vil medføre at den aggregerte organiseringsgraden vil falle. Så en generell trendutvikling og sammensetningsendringer i økonomien kan åpenbart være en forklaring. Både i Norge og i Storbritannia har for eksempel økningen av kvinner i arbeidslivet medført at kvinner og kvinnedominerte næringer dominerer fagforeningene (Bryson, Dale-Olsen & Nergaard 2019). Også konjunktursyklus-variasjoner har forekommet som forklaring. I enkelte land, for eksempel Storbritannia, har det også forekommet endringer i arbeidslivets lover, som har påvirket oppslutningen om fagforeninger (Millward, Bryson & Forth 2000). Endringer i holdninger blant unge til fagforeninger har også forekommet som forklaring (Gomez, Meltz & Gundersen 2002), selv om Nergaard mfl. (2015) avviser at det er nykommere i arbeidsmarkedet

1. Dette arbeidet har mottatt støtte fra Norges forskningsråd over prosjektene 255595 og 295914.

2. Se for eksempel Aschenfelter & Pencavel (1969), Mason & Bain (1969), Ebbinghaus & Visser (2000), Bennet & Kaufman (2007) og Schnabel (2013).

(unge, innvandrere) som er avgjørende for reduksjonen i oppslutningen om norske fagforeninger. Betydningen av sosiale nettverk kan imidlertid ikke avvises, og flere vil hevde at fagforeninger kan oppfattes som et erfaringsgode, noe som forsterker en nedgangstendens når det gjelder utbredelsen av fagforeninger (Visser 2002; Bryson & Gomez 2005; Bryson & Davis 2015). Poenget er at rekruttering til fagforeninger skjer gjennom venner, familie, det å møte andre fagorganiserte eller gjennom det å oppleve fagforeninger på arbeidsplassen. Når da organiseringen faller og flere virksomheter overhodet ikke er organisert, ja da faller også muligheten til å erfare det godet som en fagforening er.

Selv om ingen direkte har analysert prisfølsomheten for fagforeningsmedlemskap, så har for eksempel Abowd og Farber (1982) anvendt et rammeverk bestående av tilbud og etterpørsel, og hvor likevekt implisitt er gitt ved en pris, men denne prisen er i praksis ikke observert. I vår studie baserer vi oss på en enkel teoretisk modell for fagforeningsmedlemskap. Vi antar at en arbeidstaker har preferanser over konsum og et forsikringsgode. Fagforeningen kan tilby forsikringsgodet billigere enn i markedet. Medlemskapskontingenten til fagforeningen, dvs. prisen for medlemskap, kan styrke fagforeningen i lønnsforhandlinger, og bidrar til lønnspremien som organiserte har i forhold til ikke-organiserte. I tillegg vil arbeidstakere kunne like eller mislike fagforeninger ut i fra et mer prinsipielt ståsted. Myndighetene subsidierer medlemskapsprisen med en fast sum. Med utgangspunkt i en vanlig nyttefunksjon for arbeidstakeren, så viser Barth, Bryson og Dale-Olsen (2017, 2019) at beslutningen om fagforeningsmedlemskap følger som en lineær funksjon av den inverse til nettoprisen (kontingent minus subsidie) og hva som kan kalles subsidieratio, subsidien relativt til nettoprisen. I denne modellen vil økt kontingent redusere sannsynligheten for fagforeningsmedlemskap, mens økt subsidie vil øke sannsynligheten for fagforeningsmedlemskap.

Data

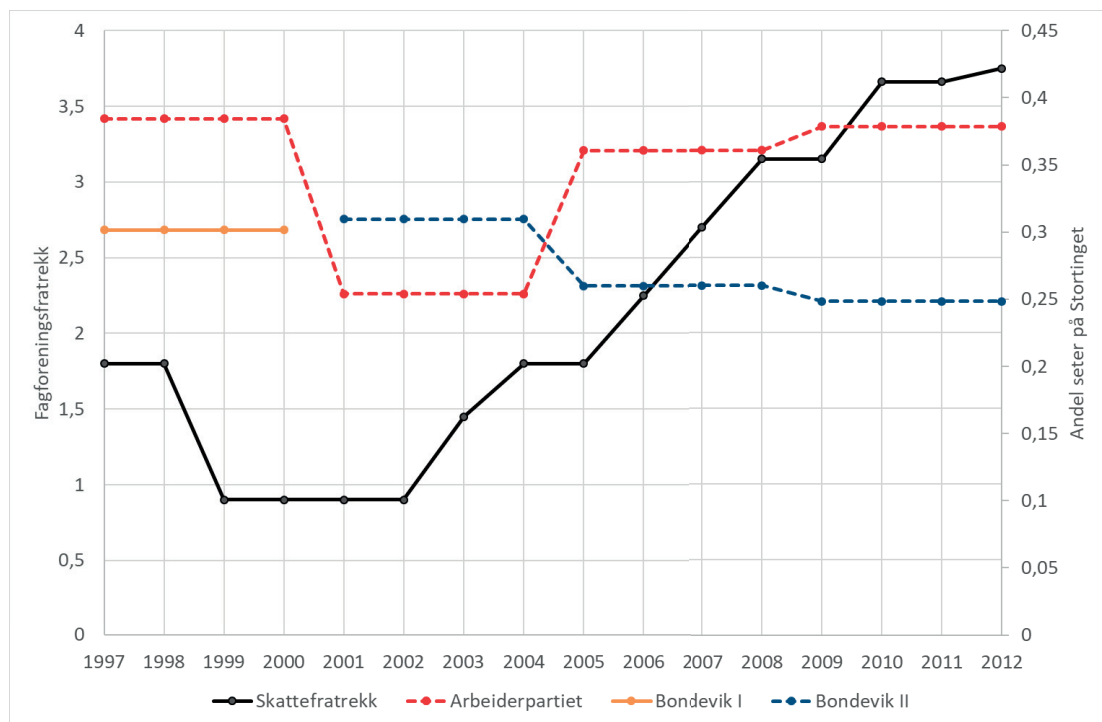
Vi anvender i denne studien offentlige administrative registerdata for perioden 2001 til 2012, og da primært en sammenkopling av Arbeidstaker- og arbeidsgiverregisteret (AA) med Lønns- og trekkoppgaverregisteret (LTO), utført av Statistisk sentralbyrå. I AA-registeret er det arbeidsgivere som rapporterer om ansatte. Alle ansettelsesforhold utover en uke og med en ukentlig avtalt arbeidstid på minst 4 timer skal rapporteres. AA dekker ikke alle sysselsatte. De viktigste unntakene er i) selvstendige/familiearbeidere, ii) lønnstakere uten vanlig ansettelsesforhold (styremedlemmer, politiske stillinger, personer på omsorgslønn), iii) ansatte som jobber mindre enn 4 timer i uken og iv) arbeidstakerforhold kortere enn en uke. Data omfatter opplysninger om alle arbeidstakere, alle virksomheter og foretak, og alle jobber (definert som et arbeidsforhold for en person hos et og samme foretak) i Norge i denne perioden. Vi har informasjon om lønnssummer, avtalt arbeidstid i uka, start- og eventuelle stoppdatoer for jobben, yrke og utdanning. Vi kjenner i tillegg til virksomhetens næring og sektortilknytning. Opplysninger om betalt fagforeningskontingent er hentet fra LTO-registeret, som i våre data ikke er begrenset til det maksimale trekkbeløpet. Vi begrenser analysen til å omfatte arbeidstakere, mellom 20 og 60 år, som har en jobb 15. oktober hvert år.

Skattesubsidiering av fagforeningsmedlemskapet over tid

I det norske inntektsskattesystemet har fagforeningsmedlemskap vært subsidiert i mange år, gjennom fratrekk fra inntekten. I 1999 reduserte Bondevik I-regjeringen dette fratrekket fra 1800 til 900 kroner. Dette kuttet ble naturlig nok debattert. Bondevik II-regjeringen økte

fratrekket, først noe i 2003, og deretter opp til det opprinnelige nivået (altså nivået før 1999) i 2004. I stortingsvalget i 2005 mistet Bondevik II-regjeringen makten til Arbeiderpartiet, som økte fratrekket (nesten) årlig frem til og med 2012, hvor det nådde verdien 3750 kroner. Figur 1 viser utviklingen i fratrekket.

Hvordan øker fratrekket relativt til gjennomsnittlig fagforeningskontingent? I tabell 1 viser vi utviklingen til fratrekk, subsidiering og til gjennomsnittlig fagforeningskontingent betalt av fagforeningsmedlemmer (se dataavsnitt for nærmere beskrivelse). Siden marginalskatt på alminnelig inntekt i vår periode generelt er 28 prosent, innebærer fratrekket at kontingenten subsidieres med 28 prosent av fratrekket. Vi ser at fratrekket og subsidieringen av medlemskap øker med 4 ganger i løpet av perioden 2001–2012, mens gjennomsnittlig kontingent øker med kun 50 prosent. Dette betyr at økningen i subsidiering er langt større en prisøkningen.



Figur 1. Politisk opplutning og skattefratrekk for fagforeningsmedlemskap over tid

Note: Skattefratrekk angitt i 1000 kroner på venstre akse. Andel seter på Stortinget angitt på høyre akse. Mindretallsregjeringen Bondevik I bestod av partiene Kristelig folkeparti, Venstre og Senterpartiet, men hadde støtte fra Høyre og Fremskrittspartiet. Mindretallsregjeringen Bondevik II bestod av partiene Kristelig folkeparti, Høyre og Venstre, men hadde støtte fra Fremskrittspartiet. Etter stortingsvalget i 2005 mistet Bondevik II makten til Arbeiderpartiet og ble oppløst, mens figuren over viser andel seter de tidligere regjeringspartnerne hadde frem til og med 2012.

Tabell 1. Subsidiert av fagforeningsmedlemskap. Kroner

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Fratrekk	900	900	1450	1800	1800	2250	2700	3150	3150	3660	3660	3750
Subsidie	250	250	410	500	500	630	760	880	880	1020	1020	1050
«Pris» for medlemskap	3430	3580	3740	3860	3990	4060	4240	4360	4510	4640	4820	4980

Note: Fratrekk uttrykker det maksimale fratrekke i skattbar inntekt. Subsidiert er 28 % av fratrekke i inntekt, grunnet 28 prosent marginalsatt på generell alminnelig inntekt. «Pris» for medlemskap uttrykker den gjennomsnittlige betalte fagforeningsavgiften innrapportert til skattemyndighetene for fagforeningsmedlemmer (se teksten).

Sentrale variabler i vår analyse

Analysen baserer seg på enkelte sentrale variabler som bør defineres nærmere.

Fagforeningsmedlem: La U_{it} betegne en dummy som tar verdien 1 hvis i -te person er fagforeningsmedlem i år t . Dette måles direkte fra LTO-oppgaven til personen.

Fagforeningskontingenten: Den viktigste variabelen i vår analyse er fagforeningsprisen, eller kontingenten, en ansatt står ovenfor. Vi kjenner nemlig kun fagforeningskontingenten slik den er innrapportert til skattemyndighetene av arbeidstakere som er medlemmer. Vi må derfor avlede fra disse summene, kontingenten en ikke-medlem står ovenfor. Vi kjenner heller ikke den enkeltes fagforening. Vår tilnærming til dette problemet er som følger: Vi definerer først en jobbcelle basert på kombinasjonen av 3-siffer yrkeskode og 2-siffer næringskode.³⁴ Deretter beregnet vi gjennomsnittlig årlig fagforeningskontingent for alle medlemmer innen samme jobbcelle, og tilordner denne verdien også til alle ikke-medlemmer i samme jobbcelle.⁵ La fagforeningsprisen i jobbcelle c i år t bli betegnet med $\overline{f_{ct}}$. Nettopris for fagforeningsmedlemskap blir da $\overline{f_{ct}} - s_t$ når man trekker fra skattesubsidien.

Subsidieratio: $sr_{ct} = s_t / (\overline{f_{ct}} - s_t)$ sier hvor stor subsidien er som andel av den nettoprisen medlemmene må betale.

Fulltid: Vi definerer fulltid som å ha forventet arbeidstid på minst 30 timer i uka.

Aldersdummyvektor: Vi definerer 20 intervaller mellom 20–60 år og lager en dummy for hvert aldersintervall.

Metode

Analysen baserer på seg estimering av lineære sannsynlighetsmodeller, hvor vi modellerer sannsynligheten for å være fagforeningsmedlem som en funksjon av nettoprisen og subsidieratioen. Observasjonsenheten er ansatte. Fagforeningskontingenten er beregnet som gjennomsnittlig kontingent rapportert til skattemyndighetene for medlemmer i grupper

3. Detaljerte yrkeskoder kom først i bruk i 2003. For 2001 og 2002 har vi derfor tilordnet yrke etter det yrket de hadde hos samme arbeidsgiver i 2003. For enkelte arbeidstakere som fortsatt var uten yrke, definerte vi jobbcellene på bakgrunn av kombinasjoner mellom utdanningskoder og 2-siffer næring.
4. Kombinasjonen av 3-siffer yrkeskode og 2-siffer næringskode er valgt for blant annet å skille yrker, næringer og institusjonell sektor på en stringent måte. Fagforeningene varierer mellom sektorer og yrker, og med dette også kontingentfastsetting. Mens en mer aggregert definisjon vil blande sammen kontingenter fra ulike fagforeninger og redusere variasjonen mellom jobber over tid, noe som vil gi mindre presise estimater, vil en mer disaggregert definisjon gi mer tilfeldig variasjon relatert til arbeidsforhold og arbeidstid, noe som vil gi et mer upresist estimat på kontingenten for de som ikke er organisert. Modellene våre inneholder kontroll for faste jobbeffekter, og dermed også for jobbcelle.
5. For alle medlemmene tilordnes i prinsippet det samme gjennomsnittet, men hvor man i gjennomsnittet for i -te medlem har ekskludert i -medlems egen kontingent (såkalt «leave-out-mean» (LOM)).

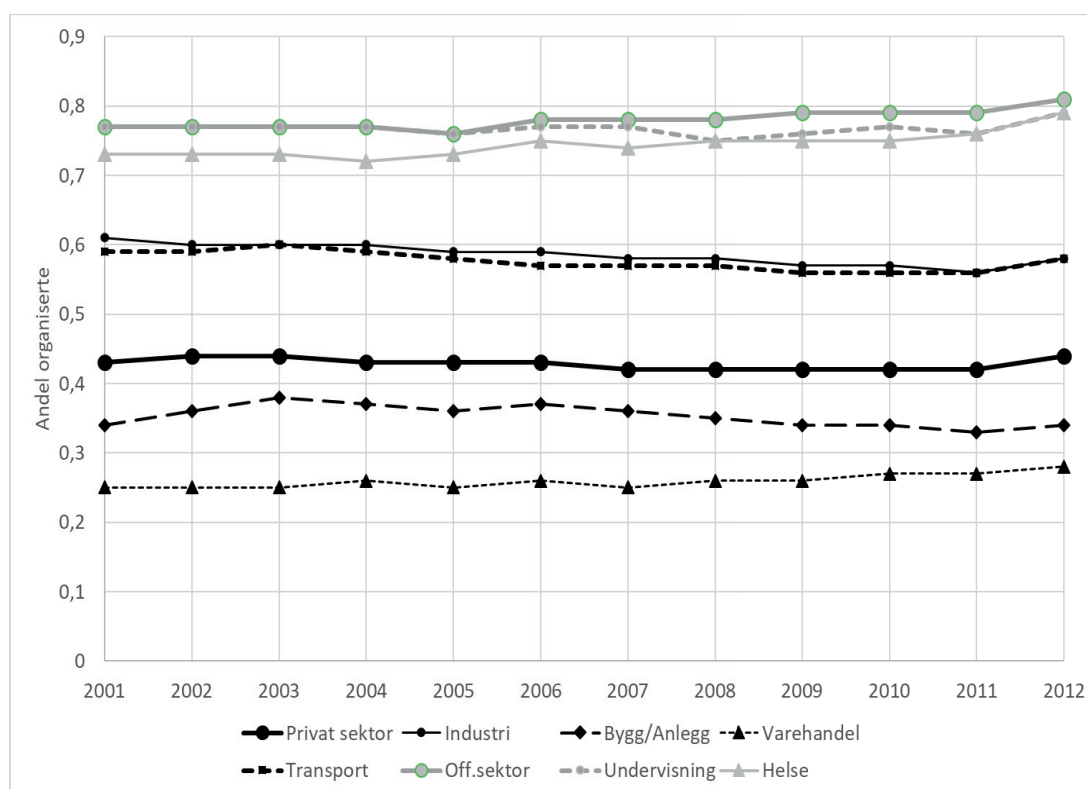
definert ved detaljert utdanningskode og næring, og blir deretter brukt som potensiell kontingent også for ikke medlemmer. Modellen, som er beskrevet i detalj i appendiks 1, estimerer sannsynligheten for medlemskap som funksjon av subsidieraten, altså fratrukket i skatt dividert på netto medlemskapskontingent, og som en funksjon av den inverse av netto medlemskapskontingent. Modellen kontrollerer for faste jobbeffekter, dvs. vi tar hensyn til eller kontrollerer bort alle faste kjennetegn ved kombinasjonen av foretak og personer, som for eksempel kjønn, næring, og andre faste foretakskjennetegn. På bakgrunn av disse estimatene kan vi beregne de marginale effektene av både fagforeningsprisen og av subsidien på sannsynligheten for fagforeningsmedlemskap. Marginaleffektene gir svaret på spørsmålet om hvor mye organiseringsgraden endres hvis vi endrer pris/subsidie med et visst beløp eller andel.

Legg merke til at det er variasjon av subsidieratioen over tid som gir identifikasjon av modellen (skattefratrekket er jo lik for alle innen samme år) når den inverse nettoprisen er inkludert i modellen, mens effekten av subsidien varierer mellom personer som står overfor ulik fagforeningskontingent. Dette kan betraktes som varierende «treatment»-intensitet over tid.

Vi estimerer modellene separat for privat sektor og offentlig sektor, og separat for enkelte utvalgte næringer og for grader av sentralitet.

Resultater

Vi starter vår analyse med å gi et bilde av hvordan fagforeningsoppslutningen har variert over tid fra 2001 til 2012. Vi tar for oss 20–60 åringene i vårt datamateriale. Vi ser i figur 2 at det har vært små endringer både i privat sektor (heltrukken svart linje) og i offentlig sektor (heltrukken grå linje). Offentlig sektor har hatt en svak vekst, mens privat sektor totalt ligger stabilt, eventuelt med en svak nedgang over tid. Det er imidlertid store forskjeller mellom viktige næringer, både i nivå og i utvikling. Offentlig sektor og de to offentlige næringene (undervisning og helse) er kjennetegnet av høy grad av organisering; opp mot 80 prosent oppslutning i slutten av perioden. Privat sektor har en oppslutning om fagforeningene i overkant av 40 prosent. Industrien og transportsektoren er også kjennetegnet av høy grad av organisering, med rundt 60 prosent i begynnelsen av perioden, men her faller organiseringen med 5 prosentpoeng over perioden. I bygg og anlegg varierer andelen fagorganiserte rundt 35 prosent, mens varehandelen er relativt lite organisert, men her stiger organiseringen faktisk med noen prosentpoeng over perioden, fra 25 til nærmere 28 prosent.



Figur 2. Fagforeningsmedlemskap etter sektor og utvalgte næringer over tid

Note: Populasjon: Arbeidstakere med alder 20–60 år som er sysselsatt 15. oktober hvert år.

Som vi så i figur 1 økte skattefradraget for fagforeningskontingenten betraktelig over den samme perioden. I tabell 2 viser vi hvor mye en økning av subsidien har å si for oppslutningen i de forskjellige bransjene. Vi har også beregnet effektene av endring i medlemskontingenten. Effektene er beregnet ut fra regresjonsmodellene som er beskrevet i metodeavsnittet ovenfor⁶. Vi har beregnet effekter for privat sektor, herunder industri, transport og varehandel fordi det var her effektene av subsidieratene var statistisk signifikante (se appendiks tabell A2). Vi har i tillegg beregnet dette separat for kvinner og menn i privat sektor. Vi har valgt å beregne marginaleffektene basert på 2012-tall, når det gjelder skattefratrekk og fagforeningskontingent. Tabell 2 viser derfor beregninger for hva som skjer med sannsynligheten for å være fagorganisert hvis vi hypotetisk øker skattesubsidien med 10 prosent, og tilsvarende, hva som skjer hvis vi øker fagforeningsprisen med 10 prosent?

6. Appendiks-tabell A2 presenterer resultatene fra regresjonsmodellene, mens tabell A1 presenterer deskriptiv statistikk for vårt datamateriale.

Tabell 2. Hva skjer med andelen fagorganiserte i privat sektor hvis medlemskapskontingenten øker eller hvis fagforeningsmedlemskapet subsidieres?

	Privat sektor	Menn	Kvinner	Industri	Varehandel	Transport
Økning av subsidien med 10 %						
2012	0,007** (0,001)	0,004** (0,001)	0,010** (0,001)	0,007** (0,001)	0,008** (0,001)	0,006** (0,001)
Økning av medlemskapskontingent med 10 %						
2012	-0,007** (0,001)	-0,005** (0,001)	-0,011** (0,001)	-0,007** (0,001)	-0,009** (0,001)	-0,007** (0,001)

Note: Tabellen rapporterer marginaleffekter på sannsynligheten for fagforeningsmedlemskap av å øke fagforeningsprisen og av å øke subsidien av medlemskap. I begge tilfellene øker vi prisen/subsidien med 10 prosent. Marginaleffektene er estimert basert på regresjonene rapportert i tabell A2. Vi har valgt å beregne effekten for 2012-verdiene av subsidien og prisen. Klyngejusterte (på jobbcelle) standardfeil er rapportert i parentes. ** og * angir 1 og 5 prosents signifikansnivå.

Vi ser av tabellen at uansett om vi betrakter privat sektor totalt, eller de enkelte utvalgte næringene, så er effektene overraskende like. Effektene for menn er svakere enn dem vi finner for kvinner. Økes subsidiene med 10 prosent, så øker tilstrømningen til fagforeningene med 0,7–0,8 prosentpoeng. Varehandelen er marginalt mer sensitiv, mens transport er marginalt mindre sensitiv for subsidiene. For menn vil 10 prosent subsidie-økning kun gi 0,4 prosentpoeng større tilstrømning, mens den for kvinner gir 1 prosentpoeng økning. Økes derimot fagforeningskontingenten med 10 prosent, så faller organiseringsgraden med 0,7–0,9 prosentpoeng, både i privat sektor totalt og i de enkelte næringene. En tilsvarende økning i fagforeningskontingent gir 0,4 og 1,1 prosent redusert tilstrømning for hhv. menn og kvinner. Subsidien og fagforeningskontingenten virker dermed å ha sterkere effekt på kvinners beslutning om fagforeningsmedlemskap enn menn.

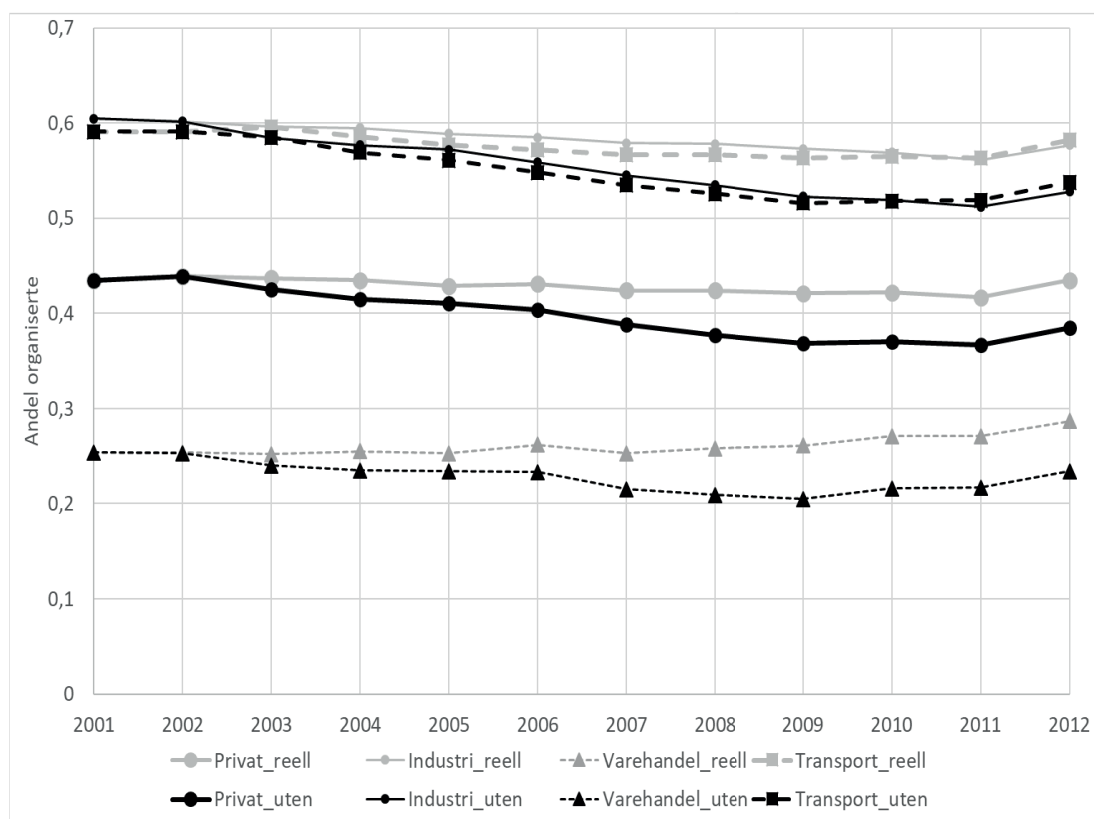
Resultatene for offentlig sektor og for de offentlige næringene gav ingen estimerer signifikant forskjellig fra null (se appendiks tabell A2). Dette betyr antakelig at når oppslutningen om fagforeningene allerede er veldig høy, er det lite å hente ved prispolitikk. Eller sagt på en annen måte, når de fleste allerede er medlem, må det mere til enn noen hundrelapper ekstra for å lokke til seg de siste potensielle medlemmene. Vi ser også at analysene for bygg og anlegg gir lite. Dette kan ha sin forklaring i at bygg og anlegg opplevde en veldig sterk vekst i årene mellom 2007–2012, med over 40 prosents økning, slik at en stor del av observasjonene har liten variasjon i subsidieratioen over tid, men kan også ha andre årsaker.

Hva har økningen i fratrekket hatt å si for oppslutningen?

Fra 2001 til 2012 økte myndighetene satsene for fradrag knyttet til fagforeningsmedlemskap. Hva har denne politikken medført når det gjelder organiseringsgrad? Vi så over at marginaleffekten knyttet til subsidien var positiv, i hvert fall i privat sektor; desto mer subsidie, desto større oppslutning om fagforeningene. Dette betyr åpenbart at vi vil finne at den økte subsidieringen av medlemskap har gitt en økning i medlemskapsraten, eller sagt på en annen måte, hvis myndighetene ikke hadde økt subsidieringen, så ville organiseringsgraden vært lavere, men hvor mye lavere?

Figur 3 viser utviklingen i faktisk fagforeningsoppslutning, altså med den implementerte politikken (kalt «faktisk» i figuren) og en beregnet oppslutning, beregnet for en konstant politikk med fradrag på 2001-nivå i hele perioden (kalt «uten» i figuren). Dette betyr at det

eneste vi lar variere, er subsidiepolitikken. Simuleringen, eller mer presist prediksjonen, av utviklingen i de to tilfellene baserer seg på estimatene i tabell A2.



Figur 3. Kontrafaktisk analyse av fagforeningsmedlemskap og subsidiepolitikk. Privat sektor

Note: Populasjon: Arbeidstakere mellom 20 og 60 år i privat sektor. Simulering er basert på Tabell A1, for privat sektor totalt og andre næringer hvor parameter-estimatene er signifikant forskjellig fra null. *Reell* angir den observerte politikken, det vil den til enhver tid gjeldende skattefratrekksregler. *Uten* angir situasjonen hvor fratrekksreglene ikke er blitt endret siden 2001.

Vi ser i figur 3 at for både privat sektor totalt og for de enkelte utvalgte næringene ville organiseringsgraden falt med rundt 5 prosentpoeng over hele vår observasjonsperiode uten de økte subsidiene. 5 prosentpoeng betyr relativt sett mer i en næring med lav organisering enn i en næring med høy organisering. Politikken betyr derfor mindre i næringer som industri og transport (hvor 5 prosentpoeng er mindre enn 10 prosent), hvor det allerede er en høy organiseringsgrad, mens politikken betyr tilsvarende mer i for eksempel varehandelen (mer enn 20 prosent) hvor oppslutningen i utgangspunktet er lavere. I sistnevnte næring forklarer faktisk endringene i skattefratrekksatsene hele den svake økningen i organiseringsgrad vi observerer i vårt datamateriale.

Denne kontrafaktiske analysen tyder altså på at vi ville hatt en betydelig større nedgang i fagforeningsandelen i Norge uten økningen i skattefradrag for fagforeningskontingenten. Effektene ser ut til å ha vært størst der oppslutningen i utgangspunktet er lav.

Regionale forskjeller

I den siste delen av artikkelen ser vi nærmere på hvordan våre resultater for privat sektor varierer med sentralitet.⁷ Vi vil vente at det er forskjeller i fagforeningsoppslutning mellom kommuner fordi næringsstrukturen er forskjellig, men også når vi kontrollerer for næringsstruktur finner vi regionale forskjeller etter kommunens sentralitet.

Vi definerer sentralitet etter arbeidsstedenes sentralitet, definert ved Statistisk sentralbyrås nye sentralitetsindeks (Høydahl 2017).⁸ Denne indeksen, som varierer mellom 250 og 1000, deler de norske kommunene inn i 6 grupper, hvorav 1 er de mest sentrale kommunene og 6 de minst sentrale kommunene. Bare Oslo, Drammen og noen omkringliggende kommuner er med i gruppe 1, mens gruppe 2 inkluderer de øvrige store byene.

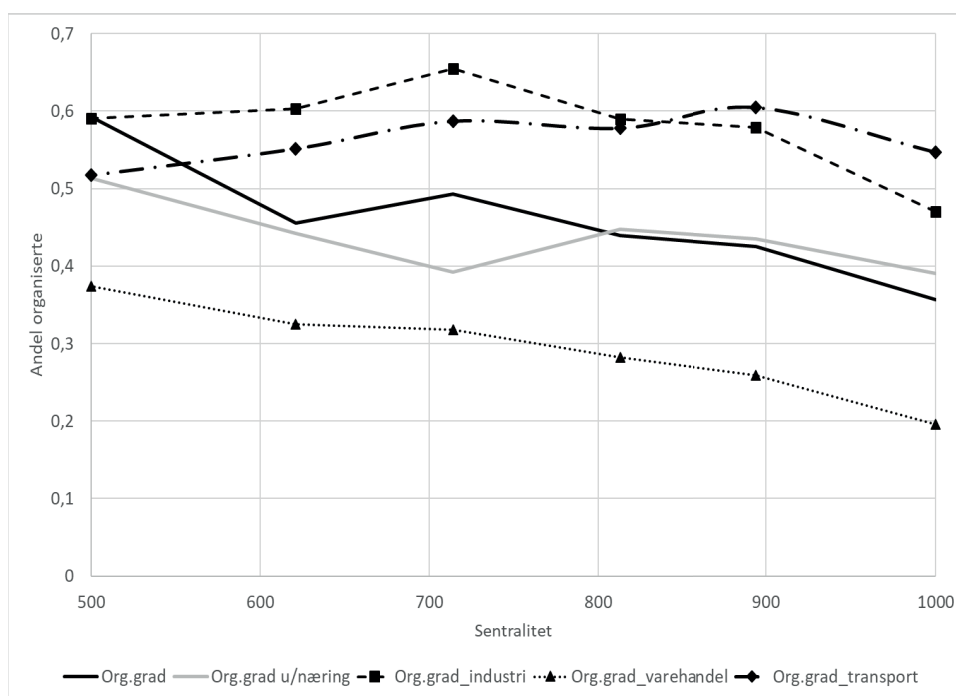
Vi ser først i figur 4 hvordan organiseringsgraden i hele privat sektor, målt langs y-aksen, varierer med sentralitetsindeksen langs x-aksen. Den svarte heltrukne linjen viser sammenhengen mellom sentralitet og fagforeningsoppslutning. Det er høyest oppslutning i spredtbygde strøk, og klart lavest i Oslo-området. Den grå heltrukne linjen viser sammenhengen når vi kontrollerer for nærings sammensetning på 2-siffer nivå. Vi ser at sammenhengen blir litt slakere, slik at noe av sammenhengen kan forklares av næringsstruktur på dette nivået, men ikke hele. Dessuten er toppen på midten blitt en liten dump. Toppeskyldtes altså antakelig en del industrikommuner i mindre tettsteder, noe som blir borte når vi kontrollerer for nærings sammensetning.

Vi viser også resultater for noen enkelte næringer. Det aggregerte mønsteret med fallende oppslutning etter sentralitet er tydelig bare i varehandelen, mens oppslutningen i industrien og transportnæringen er høyest på midten. Oslo-området skiller seg ut med lavere oppslutning i alle næringene.

I figur 5 gjentar vi den kontrafaktiske analysen av effekten av skattefradraget for oppslutningen, men denne gang etter arbeidsstedenes sentralitet, definert ved de 6 sentralitetsgruppene. Vi lar også her beholdningen av jobber være lik den observerte utviklingen i jobber i hver av sentralitetsgruppene, både for den observerte utviklingen og for den beregnede kontrafaktiske utviklingen med konstant politikk. Det eneste som dermed varierer er subsidiepolitikken.⁹

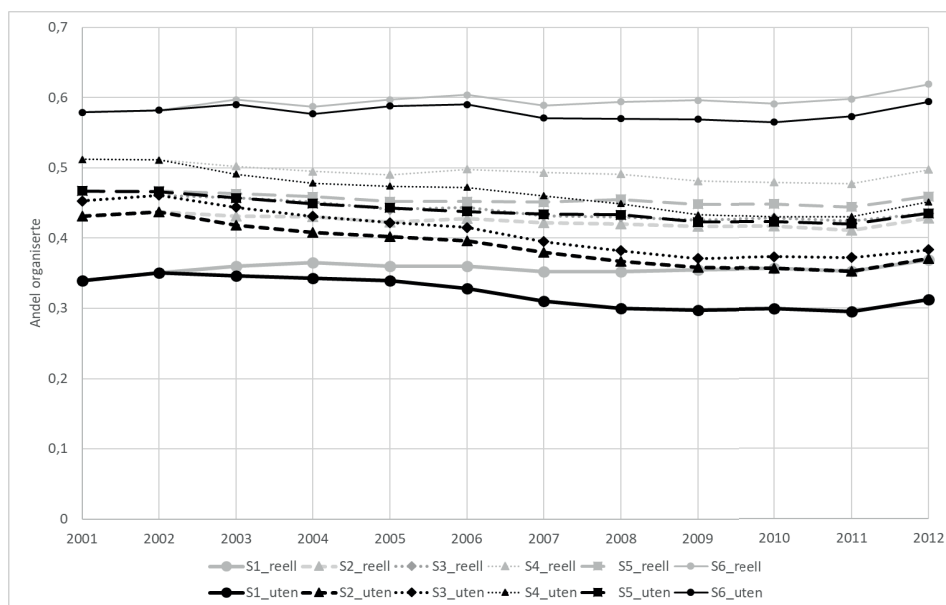
Figuren viser at skattefradraget har mest å si i de mest sentrale strøkene i Norge, hvor betydningen av økningen i fradraget i perioden utgjør en forskjell i organisering i privat sektor på nesten 6 prosentpoeng.

-
7. I disse analysene har vi valgt å kun se på ansatte i fastlandsbedrifter. Sentralitetsmålet vårt er tilknyttet kommuner, og omfatter ikke offshore-virksomhet.
 8. SSBs nye indeks tar utgangspunkt i følgende to «spørsmål»: 1) Hvor mange arbeidsplasser kan de som bor i hver enkelt grunnkrets nå (med bil) i løpet av 90 minutter? og 2) Hvor mange servicefunksjoner kan de som bor i hver enkelt grunnkrets nå (med bil) i løpet av 90 minutter?
 9. Estimatene som ligger til grunn for simuleringen, eller mer presist prediksjonen, av utviklingen i de to tilfellene, er tilgjengelig fra forfatterne ved forespørsel.



Figur 4. Organiseringsgrad og sentralitet. Privat sektor

Note: Populasjon: Arbeidstakere i privat sektor mellom 20 og 60 år i perioden 2001–2012 (i fastlands-Norge). Se tekst. Privat sektor uten næring angir sammenhengen når 2-siffer-næringsforskjeller i organiseringsgrad er kontrollert bort.



Figur 5. Kontrafaktisk analyse av fagforeningsmedlemskap og subsidiepolitikk etter sentralitet. Privat sektor

Note: Populasjon: Arbeidstakere i privat sektor mellom 20 og 60 år (i fastlands-Norge). De norske kommunene er inndelt i 6 grupper (S1-S6), hvorav S1 er den mest sentrale og S6 den minst sentrale kommunen. *Reell* angir den observerte politikken, det vil den til enhver tid gjeldende skattefratrekksregler. *Uten* angir situasjonen hvor fratrekksreglene er uendret siden 2001.

Konklusjon og oppsummering

I denne artikkelen har vi tatt utgangspunkt i at organiseringsgraden i mange land ser ut til å falle, noe som har vakt bekymring mange steder. I Norge og i flere andre land subsidierer myndighetene fagforeningene gjennom fratrekksmuligheter i skattesystemet. I Norge endret skattefradraget seg vesentlig mellom 2001 og 2012. Hva har dette hatt å si for organiseringsgraden i Norge?

For å svare på disse spørsmålene, må vi også utforske betydningen av medlemskapskontingenten for etterspørselen etter fagforeningsmedlemskap. Dette er ikke blitt studert tidligere i den empiriske litteraturen om fagforeninger. Vi finner at fagforeningsmedlemskap på mange måter har samme egenskaper som andre goder: økes prisen så faller etterspørselen, mens faller prisen så øker etterspørselen. Dette betyr at subsidiering av medlemskap vil øke organiseringsgraden, mens en økning av prisen eller kontingenten vil redusere organiseringsgraden.

I perioden 2001 til 2012 har økningen i fagforeningsfratrekket hatt betydning for organiseringsgraden i Norge. Vi finner en klar effekt av skattefradraget for fagforeningsmedlemskap i privat sektor, med unntak av bygg og anlegg. Effekten av pris og subsidier speiler hverandre; økes subsidien med 10 prosent, så øker organiseringsgraden med 0,7 prosentpoeng, og omvendt for en 10 prosents prisøkning. Våre beregninger tyder på at organiseringsgraden i privat sektor i 2012 ville vært rundt 5 prosentpoeng lavere enn den faktisk er, dersom fratrekket ikke var økt, men opprettholdt på 2001-nivå gjennom hele perioden. For enkelte næringer ville dette fallet i organisering vært betydelig. Vi finner samtidig ingen effekt på organiseringsgraden i offentlig sektor som helhet, hvor oppslutningen uansett hele tiden har vært veldig høy. Siden kvinner i større grad enn menn jobber i offentlig sektor, kunne en tro at dette var relatert til kjønnsforskjeller. Vi finner imidlertid i privat sektor at subsidiering har hatt mer å si for organiseringen blant kvinner enn blant menn.

Uten fradraget ville oppslutningen om fagforeningene ha falt mer over tid enn det som har vært tilfellet. Dette tyder på at de underliggende mekanismene som bidrar til redusert fagforeningsoppslutning i privat sektor i andre land, også har betydning i Norge, og at skattefratrekket kan ha vært avgjørende for å holde denne utviklingen i sjakk.

Referanser

- Abowd, J. & Farber, H. (1982). Job queues and union status of workers. *Industrial and Labor Relations Review*, 35, 354–367. <https://doi.org/10.2307/2522815>
- Addison, J. T., Bryson, A., Teixeira, P. & Pahnke, A. (2011). Slip sliding away: Further union decline in Germany and Britain. *Scottish Journal of Political Economy*, 58, 490–518. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9485.2011.00556.x>
- Ashenfelter, O. & Pencavel, J. H. (1969). American Trade Union growth: 1900 – 1969. *Quarterly Journal of Economics*, 83, 434–448. <https://doi.org/10.2307/1880530>
- Bain, G. S. & Elsheikh, F. (1976). *Union Growth and the Business Cycle*. Oxford, England: Blackwell.
- Bjørnhaug, I., Bjørnsen, Ø., Halvorsen, T. & Ågotnes, H.-J. (2000). *I rettferdighetens navn – LO 100 år*. Oslo: Akribe forlag.
- Barth, E., Moene, K. & Willumsen, F. (2014). The Scandinavian model – an interpretation. *Journal of Public Economics*, 117, 60–72. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2014.04.001>
- Barth, E. & Nergaard, K. (2015). Kollektive partsforhold: Status quo eller endring?. I H. Dale-Olsen (red.) *Norsk arbeidsliv etter turbulente tider* (s. 83 – 104). Oslo: Gyldendal akademisk.

- Barth, E., Bryson, A. & Dale-Olsen, H. (2017). Union density, productivity and wages. IZA DP. No. 11111.
- Barth, E., Bryson, A. & Dale-Olsen, H. (2019). *Do Public Subsidies to Union Membership Increase Union Membership Rates?* Paper presentert ved EEA 2019 i Manchester.
- Bennet, J. T. & Kaufman, B. E. (2007). *What Do Unions Do? A Twenty-Year Perspective*. New Brunswick USA and London UK: Transaction Publishers.
- Bryson, A. & Davies, R. (2018). Family, place and the intergenerational transmission of union membership. *British Journal of Industrial Relations*, 57, 624–650. <https://doi.org/10.1111/bjir.12435>
- Bryson, A. & Gomez, R. (2005). Why have workers stopped joining unions? The rise in never-membership in Britain. *British Journal of Industrial Relations*, 43, 67–92. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8543.2005.00345.x>
- Ebbinghaus, B. & Visser, J. (2000). *The Societies of Europe: Trade Unions in Western Europe since 1945*. Basingstoke and Oxford: Macmillan Reference.
- Gomez, R., Meltz, N. & Gunderson, M. (2002). Comparing youth and adult desire for unionization in Canada. *British Journal of Industrial Relations*, 40, 519–542. <https://doi.org/10.1111/1467-8543.00245>
- Mason, B. & Bain, P. (1993). The determinants of trade union membership in Britain: A survey of the literature. *Industrial and Labor Relations Review*, 46, 332–351. <https://doi.org/10.1177/001979399304600208>
- Millward, N., Bryson, A. & Forth, J. (2000). *All Change at Work?* London: Routledge.
- Nergaard, K., Dale-Olsen, H. & Barth, E. (2015). Lavere organisasjonsgrad, et spørsmål om nykommere? *Søkelys på arbeidslivet*, 32, 91–110.
- OECD (2017). Ch.4. Collective bargaining in a changing world of work. *Employment Outlook 2017*, 125–186.
- OECD (2018). Ch.3. The role of collective bargaining systems for good labour market performance. *Employment Outlook 2017*, 73 – 122.
- Schnabel, C. (2013). Union membership and density: Some (not so) stylized facts and challenges. *European Journal of Industrial Relations*, 19, 255–72. <https://doi.org/10.1177/0959680113493373>
- Visser, J. (2002). Why fewer European workers join unions: A social custom explanation of membership trends. *British Journal of Industrial Relations*, 40, 403–430. <https://doi.org/10.1111/1467-8543.00241>

Appendiks

Tabell A1. Deskriptiv statistikk

	Privat sektor			Industri	Bygg og anlegg	Handel	Transport	Off-sektor	Under-visning	Helse
	Alle	Menn	Kvinner							
Organiseringsgrad	0,429 (0,494)	0,440 (0,496)	0,408 (0,491)	0,585 (0,493)	0,353 (0,478)	0,261 (0,439)	0,574 (0,494)	0,780 (0,414)	0,811 (0,391)	0,803 (0,397)
Subsidieratio	0,217 (0,101)	0,205 (0,098)	0,241 (0,105)	0,182 (0,084)	0,161 (0,072)	0,231 (0,100)	0,202 (0,090)	0,197 (0,081)	0,195 (0,085)	0,183 (0,075)
1/nettoppris (X1000)	3,182 (1,141)	2,996 (1,111)	3,547 (1,110)	2,687 (1,313)	2,229 (0,652)	3,333 (0,703)	2,975 (0,749)	2,862 (1,134)	2,796 (2,692)	2,739 (0,398)
Deltid	0,160 (0,367)	0,083 (0,275)	0,312 (0,463)	0,068 (0,251)	0,052 (0,223)	0,251 (0,434)	0,161 (0,367)	0,320 (0,466)	0,360 (0,479)	0,370 (0,483)
Observasjoner	12138912	8028988	4110210	2418166	1187546	2791466	1360749	7870632	1031258	2873405

Note: Populasjon angitt av kolonnehode, og for arbeidstakere mellom 20 og 60 år. Tabellelementene uttrykker gjennomsnitt og standard avvik (i parentes).

Estimert regresjonsmodell og resultater

Vi estimerer sannsynligheten for å være fagforeningsmedlem som en funksjon av subsidieraten og den inverse av netto medlemskontingent. Alle regresjonsmodellene inkluderer kontroller for år (i form av årsummier), fulltid, og faste jobbeffekter. La \bar{f}_{ct} være gjennomsnittlig brutto fagforeningskontingent for fagforeningsmedlemmer i gruppe c på tidspunkt t, som rapportert i selvangivelsen, og s_t være fradraget i skatt i år t. Nettoprisen som en potensiell medlem i gruppe c står overfor er da gitt ved $(\bar{f}_{ct} - s_t)$, og modellen som er estimert ser slik ut:

$$P(U_{ijt}=1) = a_1[1/(\bar{f}_{ct} - s_t)] + a_2[s_t/(\bar{f}_{ct} - s_t)] + a_3 \text{Fulltid}_{ijt} + a_4 \text{Aldersvektor}_{jt} + t_t + \theta_j + \varepsilon_{ijt},$$

hvor j, i, og t betegner person i i jobb j på år t. θ_j er en fast uobserverbar jobbeffekt (person x bedrift), mens ε_{ijt} er et restledd med vanlige egenskaper. På bakgrunn av estimatene på a_1 og a_2 kan vi beregne de marginale effektene av både fagforeningsprisen og av subsidien på sannsynligheten for fagforeningsmedlemskap.¹⁰ Disse beregningene er presentert i Tabell 2 i teksten for utvalgte næringer, mens tabell A2 her gir de underliggende estimatene for a_1 og a_2 for alle næringer.

10. Gitt denne funksjonelle formen, vil marginaleffektene knyttet til subsidie og fagforeningspris være gitt ved:

$$\frac{\partial U}{\partial s_t} = \left[\frac{1}{\bar{f}_{ct} - s_t} \right]^2 [\alpha + \beta \bar{f}_{ct}] > 0 \text{ and } \frac{\partial U}{\partial \bar{f}_{ct}} = - \left[\frac{1}{\bar{f}_{ct} - s_t} \right]^2 [\alpha + \beta s_t] < 0, \text{ hvor } \bar{f}_{ct} > s_t.$$

Tabell A2. Betydningen av subsidieraten for sannsynligheten for fagforeningsmedlemskap. Estimerte koeffisienter og standardavvik

	Privat sektor			Industri	Bygg og anlegg	Handel	Transport	Off-sektor	Under-visning	Helse
	Alle	Menn	Kvinne							
Subsidie- ratio	0,211** (0,031)	0,154** (0,022)	0,241** (0,044)	0,241** (0,034)	-0,140 (0,076)	0,204* (0,104)	0,194** (0,033)	-0,210 (0,287)	0,196 (0,119)	-0,505 (0,697)
1/nettoppris	9,762** (3,364)	9,327** (3,812)	15,376** (5,693)	6,187** (2,414)	34,451 (38,933)	18,467 (12,639)	19,892* (2,264)	-2,228 (4,434)	-0,934 (1,164)	-47,324 (164,110)
J (jobb)	2551849	1647372	904476	450222	241180	599295	288772	1472872	189759	502990
N (observ.)	12138912	8028988	4110210	2418166	1187546	2791466	1360749	7870632	1031258	2873405

Note: Populasjon angitt av kolonnehode, og for arbeidstakere mellom 20 og 60 år. Fasteffekts-lineære regresjoner. Panelenhet: jobb (arbeidstakerXforetak). Avhengig variabel: Dummy som tar verdien 1 hvis arbeidstaker er medlem av fagforening. All modellene kontrollerer for: år, alders-dummier (20). Jobbcelle-klyngejusterte standardfeil. ** og * betegner 1 og 5 prosent signifikansnivå.