

SAMFUNNSØKONOMEN

- Ragnar Nymoen
FRAMSKRIVNINGER AV COVID-19
- Bjørn Hansen
DYRE MOBILTJENESTER I NORGE?
- Thomas Lange
Anne May Melsom
ETTERLEVELSE HOS UTENLANDSKE
ARBEIDSTAKERE
- Eirik Hansen
Bjørn Sandvik
FORMUESSKATT OG SKATTEGRUNNLAG
FOR AKSJER



- REDAKTØRER

Lars-Erik Borge • NTNU
Rune Jansen Hagen • UiB
Jan Yngve Sand • OsloMet

Manus, annonsebestilling og generell korrespondanse til Samfunnsøkonomens redaksjon kan sendes til: tidsskrift@samfunnsokonomene.no

- PROSJEKTLEDER

Marianne Rustand
marianne.rustand@samfunnsokonomene.no

- UTGIVER

Samfunnsøkonomene
Leder: Jan Inge Eidem
Generalsekretær: Sigurd Løkholm

- ADRESSE

Samfunnsøkonomene
Kristian Augusts gate 9
0164 Oslo
Telefon: 90 86 75 20
tidsskrift@samfunnsokonomene.no

www.samfunnsokonomene.no

Bankgiro: 8101 48 08221

Mediaplan 2022

	MANUS	PUBLISERINGSDATO	ANNONSEFRIST
Nr. 2	22. MAR.	22. APR.	4. APR.
Nr. 3	23. MAI	17. JUN.	7. JUN.
Nr. 4	23. AUG.	15. SEP.	5. SEP.
Nr. 5	1. NOV.	24. NOV.	14. NOV.
Nr. 6	22. NOV.	15. DES.	5. DES.

Abonentene i Norge må beregne 1-3 dager ekstra til postgang

- PRISER

Abonnement	kr.	1100.-
Enkeltnr. inkl. porto	kr.	195.-

- ANNONSEPRISER (ekskl. moms)

1/1 side	kr.	6690.-
3/4 side	kr.	6040.-
1/2 side	kr.	5390.-

Opplag: 3200
Trykk: 07 Media
ISSN 1890-5250



Innhold

NR. 1 • 2022 • 136. ÅRG.

- LEDER 3
- AKTUELL ANALYSE
 - Dynamisk modellering og framskrivning av nye smittede og innlagte med Covid-19 i Norge 5
Ragnar Nyrao
 - Bidrar norsk teleregulering til høye priser på mobiltjenester? 14
Bjørn Hansen
- ARTIKKEL
 - Påvirker oppholdstid i Norge etterlevelse hos utenlandske arbeidstakere? 28
Thomas Lange
Anne May Melsom
 - Formueskatt med redusert skattegrunnlag for aksjer 40
Eirik Hansen
Bjørn Sandvik
- DEBATT
 - Svak analyse av Skagens suksess 45
Jacob Danbolt Ajer
 - Lite konstruktiv kritikk 47
Martin Gjelsvik
Harald Haukås

Fylkesinndeling i revers

Organiseringen av offentlig sektor er i endring. Kommune-reformen har redusert antall kommuner fra 422 til 356 og regionreformen har redusert antall fylkeskommuner fra 19 til 11. Også staten har valgt å regionalisere sin virksomhet, og de fleste statlige etater er organisert i færre regionale enheter enn de 11 nye fylkeskommunene. Sykehusene som ble overført fra fylkeskommunene til staten i 2002 som nå er organisert i fire regionale helseforetak, er bare ett av flere eksempler. Videre sammenfaller ikke den regionale inndelingen på statlig nivå med de nye fylkesgrensene. Statsforvalteren i Oslo og Viken, som har viktige beredskapsoppgaver, må for eksempel forholde seg til i alt fire politidistrikter (Øst, Oslo, Sør-Øst og Innlandet).

Formålet med regionreformen var å styrke fylkeskommunen som forvaltningsnivå ved å gi mellomnivået ansvar for nye oppgaver. Den politiske oppmerksomheten ville øke dersom oppgavene reflekterer sentrale politiske konfliktdimensjoner. Et ekspertutvalg ledet av Terje Hagen foreslo å styrke fylkeskommunenes ansvar innen blant annet næring, samferdsel, klima, kultur og helse ved i hovedsak å overføre oppgaver fra staten. De argumenterte med at dette ville gi gevinster ved å bryte opp sektoriseringen på statlig nivå og gi bedre samordning i offentlig forvaltning. Partiet Venstre var en pådriver for regionreformen, og det framstår derfor som et paradoks at det var kulturminister Abid Raja fra Venstre som ikke ønsket å gi det nye mellomnivået økt ansvar på kulturfeltet.

Tidligere forsøk på å styrke mellomnivået ved å overføre oppgaver fra staten har vært lite vellykkede, både fordi fylkeskommunene har vært for små og på grunn av sterk motstand fra statlig ansatte og andre som har interesse av status quo. At fylkeskommunene i liten grad fikk tilført nye oppgaver i forbindelse med regionreformen, benyttes nå som et

argument for reversering. Troms og Finnmark splittes og Viken ser ut til å ende opp i de tre tidligere fylkeskommunene Akershus, Buskerud og Østfold. I Innlandet skal det avholdes folkeavstemning om Hedmark og Oppland skal gjenoppstå. I Vestfold og Telemark kan det se ut som det går mot skilsmisse. I stedet for å gjenopprette den tidligere fylkesstrukturen, burde nasjonale politikere sørge for større samordning mellom fylkesnivået og den regionale stat, og derigjennom legge til rette for at fylkeskommunen kan overta statlige oppgaver.

Kommunereformen kan i beste fall betraktes som en god start, men fortsatt har over halvparten av kommunene under 5000 innbyggere. Et ekspertutvalg ledet av Signy Vabo, hvor undertegnede var medlem, anbefalte en minstestørrelse på 15.000–20.000 innbyggere i tillegg til sammenslåinger i flerkommunale byområder. Begrunnelsen for minstestørrelsen var mangel på kapasitet og kompetanse i de minste kommunene, mens argumentet for sammenslåing i flerkommunale byområder var behovet for å se hele bo- og arbeidsmarkedsområder i sammenheng. Kommunereformen bidro i liten grad til å løse disse utfordringene.

Generalistkommuneutvalget utreder for tiden mulig oppgavedifferensiering mellom kommuner. Mandatet sier at utvalget kan drøfte forholdet til og grenseflater mot fylkeskommunen. Opprinnelig var fylkeskommunen først og fremst en sekundærkommune hvor fylkestinget besto av kommunenes ordførere. Sekundærkommunens viktigste funksjon var å ivareta oppgaver den enkelte kommune ikke var i stand til å løse på egen hånd. I stedet for at fylkeskommunen får nye oppgaver fra staten, kan et alternativ være at den overtar oppgaver som de minste kommunene ikke har tilstrekkelig kapasitet og kompetanse til å løse. En annen fordel ved en slik løsning er at bykommunene dersom de i

større grad nærmer seg funksjonelle bo- og arbeidsmarkedsregioner, kan overta de fleste av dagens fylkeskommunale oppgaver som videregående opplæring, næring og kollektivtrafikk.

Hva som er fornuftig organisering av mellomnivået avhenger av hvilke ambisjoner nasjonale politikere har. Hvis målsettingen er å overføre oppgaver fra staten, bør fylkesinndelingen og de ulike regionale inndelingene på statlig

nivå nærme seg hverandre. I så fall bør antall regioner være i størrelsesorden 6–8. Hvis målsettingen derimot er å avlaste de minste kommunene for oppgaver de ikke greier å løse selv, kan fylkesinndelingen reverseres. Ringen vil da være sluttet ved at det fylkeskommunale nivået gjenoppstår med sin tidligere funksjon. Det er på tide at nasjonale politikere blir enige om hva de vil med mellomnivået.

Lars-Erik Borge



Vil du jobbe med samfunnspolitikk i LO?

For å søke på stillingen, se lo.no/stilling-ledig

Søknadsfrist:
27. februar

Vi søker nå etter to nye kollegaer for LOs samfunnspolitiske avdeling. En samfunnsøkonom med kunnskap om og erfaring med pensjonssystemet, tariffavtaleverket, lønnsutvikling og arbeidsmarkedet, eller med ønske om å sette seg nærmere inn i og arbeide med disse saksområdene. Dessuten søker vi en samfunnsøkonom eller annen relevant samfunnsvitenskapelig utdannelse med kjennskap til arbeidsmarkedet og likestillingsutfordringer.

For mer informasjon kan du besøke oss på www.lo.no

 **LO Norge**

LO Norge er landets største og mest innflytelsesrike organisasjon for arbeidstakere. Vi har mer enn 950 000 medlemmer fordelt på 25 fagforbund.



RAGNAR NYMOEN
Universitetet i Oslo, Økonomisk institutt.

Dynamisk modellering og framskrivning av nye smittede og innlagte med Covid-19 i Norge¹

I denne analysen presenteres det modellbaserte prognoser for daglige antall nye smittede og for antallet personer som er innlagte på sykehus med påvist Covid-19. Modellen, CovidMod, er komplementær til framskrivningsmetodene som FHI har benyttet til å lage prognoser på nasjonalt nivå under pandemien. Framskrivningene med CovidMod i 2021 har resultert i en database med daglige prognoser og prognosefeil. En sammenligning med FHIs tre ukers prognoser viser at CovidMod har hatt lavere RMSFE («Root Mean Squared Forecast Error») for både nye smittetilfeller og for antallet pasienter som er innlagt på sykehus. Den store smittebølgen i november og desember 2021 utgjør en interessant «case». I modellen forklares denne bølgen av Deltavarianten av viruset, og av gjenåpningen av samfunnet som hadde funnet sted tidligere på høsten. Til sammen bidro disse faktorene til at modellens kritiske parameter ble større enn +1, som ga en eksplosiv utvikling i prognosene. I modellen skjedde dette på tross av at det er estimert signifikante effekter av vaksinasjonsgraden.

INNLEDNING

Under pandemien har det vært stor interesse for data og prognoser om hvordan Covid-19 spres seg i Norge. Sammenhengen mellom nye smittede og antallet pasienter som blir innlagt på sykehus med Covid-19 inngår i vurde-

ringen av den belastningen som helsevesenet står overfor under pandemien. Data og prognoser for nye smittede og antallet pasienter blir dermed også viktige for de politiske prosessene som tar sikte på å begrense alvorlig sykdom, og for å bevare et godt helsetjenestetilbud under pandemien.

¹ E-post: ragnar.nymoen@econ.uio.no. Beregningene i dette notatet er utført i OxMetrics 8.0/PcGive 15.0 og Eviews 12. Filer med data, estimeringsresultater og prognoser er tilgjengelig på <https://normetrics.no/>. Under arbeidet med denne artikkelen har jeg hatt nytte av både kritiske og konstruktive kommentarer fra Samfunnsøkonomens anonyme konsulent og fra Lars-Erik Borge. Jeg vil også takke for kommentarer og innspill fra Kåre Bævre, Gunnar Bårdsen, Vegard Lindquist Nymoen, Olav Slettebø og Victoria Sparrman. Norges Forskningsråd prosjektnummer 324472.

En term som allmenheten har blitt godt kjent med er reproduksjonstallet, R . Begrepsmessig viser R hvor mange personer én person med koronasmitte smitter videre. Hvis $R = 1$ vil hver smittede person smitte én annen person. Et høyere R -tall kan varsle en kraftigere spredning av viruset, som på noe sikt kan overvelde helsevesenet. Om tallet ligger under $+1$, er det derimot mindre smittespredning, og man kan si at man har viss kontroll over utviklingen. I Norge er estimering og kalibrering av R en integrert del av FHI's modellering og simulering av pandemien. Reproduksjonstallet er en nøkkelparameter i den prognosemodellen som FHI bruker i sine framskrivninger med tre ukers horisont.²

FHI's prognoser er basert på epidemiologisk ekspertise i kombinasjon med presis matematisk modellering. Matematisk presisjon er imidlertid ikke en tilstrekkelig betingelse for treffsikre framskrivninger, noe som er velkjent fra evaluering av makroøkonomiske prognoser. Forklaring på store prognosefeil er som regel at det skjedde et regimeskifte i økonomien under prognoseperioden, på en måte som ikke var blitt innarbeidet i modellen på opprinnelsesdatoen til prognosen. Dermed kan vi ofte observere at prognosene blir upresise, og at de noen ganger sporer helt av, fordi prognosen styrer mot en likevekt som ikke lenger finnes i data etter at regimeskiftet har inntruffet.

Selv om alle modellbaserte prognoser er sårbare overfor strukturelle brudd kan det være forskjeller i graden av utsatthet. Det samme kan sies om hvor adaptive de forskjellige framskrivningsmetodene er overfor et regimeskifte som har inntruffet før opprinnelsesdatoen til prognosen, Nymoen (2019, kap. 12). Tilnærminger som er komplementære til epidemiologiske strukturmodeller omfatter logistiske vekstkurver, dynamiske trendmodeller, autoregressive modeller og robuste prognosemetoder, jf. Harvey og Kattuman (2021), Castle mfl. (2020) blant andre.

I denne artikkelen presenteres resultater fra et prosjekt der idéen har vært at nye smittede og antallet Covid-19 pasienter utgjør et dynamisk system. Med andre ord, en tilnærming som ikke er så forskjellig fra det vi kjenner fra makroøkonometrisk modellering. Modelleringsopplegget tilhører kategorien autoregressive modeller. Med et slik utgangspunkt blir ikke R -tallet en tidsuavhengig parameter. R -tallet er i stedet en tidsavhengig variabel i en modell

som allerede framskriver nettopp antallet nye smittede og innlagte på sykehus med Covid-19.

I modellen er det andre parametere enn R -tallet som styrer prognosene på tre ukers sikt. Spesielt viktig er den lavfrekvente roten i den karakteristiske ligningen som er tilordnet prosessen for antallet nye tilfeller. Denne kritiske parameteren kan estimeres fra tidsrekke-dataene. Stabiliteten (over tid) i den kritiske parameteren kan undersøkes på daglig basis. Graden av invarians i parameteren kan testes. Indikatorer for ikke-farmasøytiske tiltak som kan påvirke den kritiske parameteren kan bli innarbeidet i modellen. Det samme gjelder effekter av nye virusvarianter og av vaksinasjonsgraden i befolkningen. Artikkelen inneholder sammenligninger mellom modellprognoser og prognoser fra FHI. Prognosene for november og desember 2021 sammenlignes grafisk. For den lengre perioden, fra mars til november 2021 skjer sammenligningen ved hjelp av standardmålet RMSFE («Root Mean Squared Forecast Error»).

MODELLBESKRIVELSE

Framskrivninger som var basert på autoregressiv modellering av nye smittede og innlagte ble publisert på nettstedet Normetrics under den første bølgen, vinteren 2020. I mai 2020 var imidlertid tallene for nye smittede og sykehusinnleggelses blitt så lave at det ikke var noe poeng å fortsette med framskrivningene, før et eventuelt nytt utbrudd.³ I mars 2021 befant vi oss imidlertid i en tredje bølge, med smittetall som var langt høyere enn under den første bølgen, og med stigende antall sykehusinnleggelses. Det var derfor interessant å ta fram modellen fra første bølge, og re-spesifisere de empiriske relasjonene på de lengre tidsseriene. Med oppstart 17. mars 2021 har opplegget, som vi heretter referer til som CovidMod, blitt brukt til å lage prognoser hver virkedag. Horisonten for prognosene har hele tiden vært 21 dager.

Det er fire endogene variable i modellen:

- NS_t , nye smittede med Covid-19, dag t .
- SS_t , akkumulert antall nye smittede, dag t .
- $NINL_t$, nye innlagte med Covid-19, dag t .
- INL_t , antall innlagte med Covid-19, dag t .

Alle variable har antall personer som enhet, og gjelder landet som helhet. Datakilden for NS_t er FHI, «Meldingssystem

² Se <https://www.fhi.no/sv/smittsomme-sykdommer/corona/koronavirus-modellering/>

³ <https://normetrics.no/covid-19-and-norwegian-jobs-crisis/> innlegget 5-16 May Covid-19 forecast evaluation fra 18. mai 2020.

for smittsomme sykdommer» (MSIS).⁴ Tallene er ordnet etter datoen på avlagt test. Dette betyr at det vil være noe avvik mellom disse tallene og tallene i VG, som er antallet nye smittede etter registreringsdato. Det er enda tydeligere sesongmønster i tidsserien NS_t enn i VGs tall (lavest tall i helgene). Men trendene i de to seriene er like, de er bare litt forskjellige målinger av samme fenomen.

Kilden for antall innlagte, INL_t , er Helsedirektoratets statistikk over antall innlagte med påvist Covid-19.⁵ Data for nye innlagte er lastet ned fra FHIs nettsider.⁶

Sammenhengen mellom nye smittede og akkumulert antall smittede ivaretas av definisjonsligningen:

$$SS_t = NS_t + SS_{t-1} \quad (1)$$

Det er også en enkel «law of motion» for antall innlagte:

$$INL_t - INL_{t-1} = NINL_t - 0,1 INL_{t-1} \quad (2)$$

der depresieringsraten er estimert til 0,1 ved bruk av vanlig MKM og en forholdsvis kort estimeringsperiode.

Med (1) og (2) på plass, er det bare NS_t og $NINL_t$ som trenger å bli modellert økonometrisk. I resten av dette avsnittet ser vi nærmere på modelleringene for disse to variablene.

Fra begynnelsen av prosjektet ble det benyttet lineære funksjonsformer. Andre tilnæringsmåter, som kunne omfatte logistiske vekstkurver, dynamiske trendmodeller eller såkalt robuste prognosemetoder, kan være av interesse og ha stor potensiell nytteverdi, jf. Castle mfl. (2021) og referansene der.

På forenklet form er modelleringen for NS_t :

$$\begin{aligned} NS_t &= \{0,073 + 0,019 ALPHA_t - 0,013 MIDMAR21_t \\ &+ 0,014 DELTA_t + 0,016 OPENUPOCT21_t \\ &- 0,041 VAKS_t\}(SS_{t-1} - SS_{t-14}) \end{aligned} \quad (3)$$

Koeffisientene i (3) blir re-estimert på hver prognosedato, etter at datasettet er blitt oppdatert. Estimeringsperioden som ble benyttet til (3) var fra 22. februar 2021 til 20. novem-

⁴ <https://statistikk.fhi.no/msis>

⁵ <https://www.helsedirektoratet.no/statistikk/antall-innlagte-med-pavist-covid-19-for-nedlasting>

⁶ <https://www.fhi.no/sv/smittsomme-sykdommer/corona/dags-og-uke-rapporter>

ber 2021. Estimeringsmetoden var vanlig MKM. I den operasjonelle modellen inngår det også «lagget» egendynamikk, og impulsdummier. Detaljerte estimeringsresultatene er tilgjengelig på Normetrics.no.

For å tolke modelleringen ser vi på leddet som står rett til høyre for likhetstegnet, og kommenterer deretter de øvrige leddene i (3). Antall nye smittede vil avhenge av den smitten som allerede er i befolkningen, som imidlertid er en uobserverbar variabel. I ligning (3) er $(SS_{t-1} - SS_{t-14})$ brukt i rollen som indikator for smitten i befolkningen.

På grunn av definisjonsligningen (1) er imidlertid $(SS_{t-1} - SS_{t-14})$ identisk med summen av nye smittede over 14 dager:

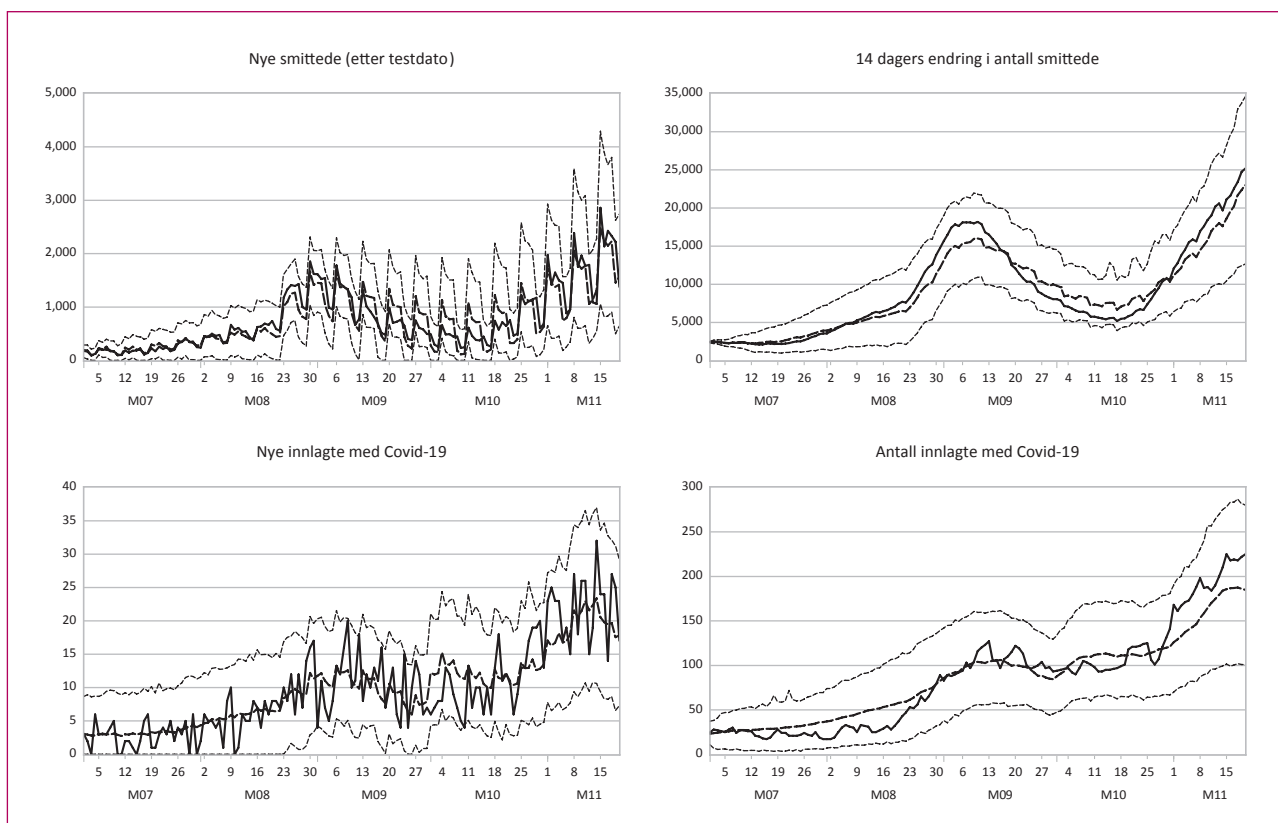
$$(SS_{t-1} - SS_{t-14}) = \sum_{j=1}^{14} NS_{t-j} \quad (4)$$

Modelligning (3) er derfor en autoregressiv modell. Dermed kan vi multiplisere den første koeffisienten i (3) med 13 og tolke produktet som et estimat på den karakteristiske roten tilordnet den lavfrekvente delen av NS -prosessen, Bårdsen og Nymoen (2014, kapittel 7.4). Dette blir en kritisk parameter i modellen, som vi kan kalle k , og som det vil være interessant å følge med på. Isolert sett innebærer $k > 1$ at modellprognosen vil være preget av eksponentiell vekst. Vi ser at k er estimert til 0,95 i (3), som imidlertid er betinget på faktorer som fanger opp at den kritiske parameteren har variert i løpet av pandemien på grunn av ikke-farmasøytiske tiltak, virusmutanter og økende vaksinasjonsgrad i befolkningen. Disse faktorene er representert ved de multiplikative leddene i (3). De nye variablene som inngår i de leddene er:

- *MIDMAR21*, en trinn-dummy for ikke-farmasøytiske tiltak vinteren 2021.
- *OPENUPOCT21*, en trinn-dummy for gjenåpningen høsten 2021.
- *ALPHA* og *DELTA* er trinn-dummier for «UK» virusvariant og for Deltavarianten.
- *VAKS* representerer vaksinasjonsgraden i den voksne befolkningen. Den stiger monotont med start 16.12.2020.⁷

Ifølge modellen økte k da den såkalte engelske varianten (representert ved *ALPHA*) kom til landet. De ikke-farmasøytiske tiltakene vinteren 2021 (*MIDMAR21*) virket i

⁷ Det har variert litt i statistikken om 16.12.2020 eller 17.12.2020 var første dag man satte vaksiner.



Figur 1: Eksempel på dynamisk simulering av CovidMod. Simuleringstart 1. juli 2021. Simuleringslutt 20. november 2021. Heltrukne grafer er for faktiske tall, stiplede grafer er for modellsimulerte tall. Avstanden mellom de prikkede grafene angir 90 prosents usikkerhetsintervall.

motsatt retning. Trinn-dummiene for Delta-varianten bidrar derimot i retning av eksponentiell vekst. Det samme gjelder dummiene for den nasjonale gjenåpningen høsten 2021.

Det kan nevnes at koeffisienten til dummiene er åpen for ytterligere tolkning. For eksempel er *DELTA*-dummi satt til 1 fra midten av juli 2021. Da var samfunnet allerede åpnere enn tidligere under pandemien, og den estimerte koeffisienten kan i noen grad reflektere økt smitte på grunn av økte reiseaktivitet og et mer vanlig sosialt liv.

Alt i alt, med de verdiene som høyresidevariablene i (3) hadde ved slutten av estimeringsperioden, var implikasjonen at $k > 1$ ved slutten av november. Konkret, med vaksineindikator lik 0,75, blir anslaget $k = 1,07$. Dermed predikerte ligningen høyere tall for *NS* utover i desember, slik det blir vist i avsnittet om framskrivninger under smittebølgen i november og desember 2021.

Den andre modellerte relasjonen bestemmer nyinnleggelser på dag t . På forenklet form, og med samme sluttdato for estimeringsperioden som for *NS*, i (3):

$$NINL_t = 0,34NINL_{t-1} + \{0,0034 + 0,004ALPHA_t + 0,0036OPENUPOCT21_t - 0,007VAKS_t\}(SS_{t-3} - SS_{t-19}) \quad (5)$$

I følge denne modelleringen vil høyere smitte i befolkningen, gjennom økt $(SS_{t-3} - SS_{t-19})$ etterhvert føre til at flere personer vil bli lagt inn på sykehus med påvist Covid-19. Imidlertid påvirkes denne viktige sammenhengen av endringer i viruset (det er estimert en effekt av Alphavarianten), vaksinasjon og ikke-farmasøytiske tiltak.⁸

Med unntak av identiteten (1) er det tilfeldige restledd i ligningene i CovidMod. De datagenererende prosessene til

⁸ CovidMod er i skrivende stund fortsatt en operativ modell. Med nyere data fra pandemien er det estimert effekter av omicron varianten, og av tiltakene fra desember 2021.

nye smittede og innlagte er ukjente og komplekse, mens forklaringsmodellene er relativt enkle. Det er derfor mange faktorer som inngår i restleddene. Ikke minst har importert smitte vært viktig under pandemien. Denne driveren får vi imidlertid hverken tatt hensyn til, eller får kontrollert for i CovidMod.

Restleddene bidrar til at det vil være betydelig spredning av observasjoner over og under banene som viser simulerte verdier for *INL* (nye smittede), *SS* (akkumulert antall smittede), *NINL* (nyinnleggelser) og *INL* (innlagte). Dette er illustrert i Figur 1 som viser hvordan modellen simulerte utviklingen fra 1.7.2021 til 20.11.2021.

Simuleringene er basert på faktiske tall for vaksineindikatoren VAKS, og betinger også på trinn-dummiene for mutasjoner og på ikke-farmasøytiske tiltak.

I praktisk prognosearbeid vil vi ikke kunne betinge på nye mutasjoner som inntreffer i prognoseperioden, etter opprinnelsesdatoene for prognosene. Utviklingen i vaksinasjonsgraden vil også være usikker på prognostidspunktet. Figur 1 antyder derfor en bedre treffsikkerhet enn det man kan regne med i praktisk prognosearbeid med denne modellen. I et eget avsnitt ser vi nærmere på hvordan prognosene som ble laget i sanntid traff utviklingen under den store bølgen i november og desember 2021. I et annet avsnitt presenteres det resultater for et standardmål for prognosenøyaktighet over en lengre periode, fra mars til desember i 2021.

TIDSVARIERENDE R-TALL

I Norge beregnes reproduksjonstallet R av FHI som en integrert del av deres epidemiologiske modellering. Reproduksjonstallet er også en nøkkelparameter i modellen som brukes til FHIs prognoser med 21 dagers horisont. Dette omtaler FHI som beskrivelser av sykdomsbildet de nærmeste tre ukene fram i tid dersom den nåværende utviklingen fortsetter uendret. FHI kalibrerer modellen og estimerer reproduksjonstallet slik at modellen tilpasses sykehusinnleggelser og testdata både på nasjonalt nivå og på fylkesnivå.

Imidlertid er ikke den norske metoden for å tallfeste R -tallet helt representativt for det som gjøres i andre land. I for eksempel Tyskland er det nasjonale R -tallet gjennomsnittet av nye tilfeller de siste fire dager, delt på gjennomsnittet de foregående fire dagene, jf. Harvey og Kattuman (2021).

Mer generelt:

$$R_{t,r,p} = \frac{\sum_{j=0}^{p-1} NS_{t-j}}{\sum_{j=r}^{p+r-1} NS_{t-j}} = \frac{\sum_{j=0}^{p-1} NS_{t-j}}{\sum_{j=0}^{p-1} NS_{t-r-j}} \quad (6)$$

hvor summen i nevneren begynner på lag r og summene i teller og nevner kan overlappe hverandre. Etter litt algebra kan $R_{t,r,p}$ skrives som:

$$R_{t,r,p} = 1 + r \hat{g}_{NS,t} \quad (7)$$

der $\hat{g}_{NS,t}$ er en implisitt estimator på vekstraten til NS_t . Den er gitt ved:

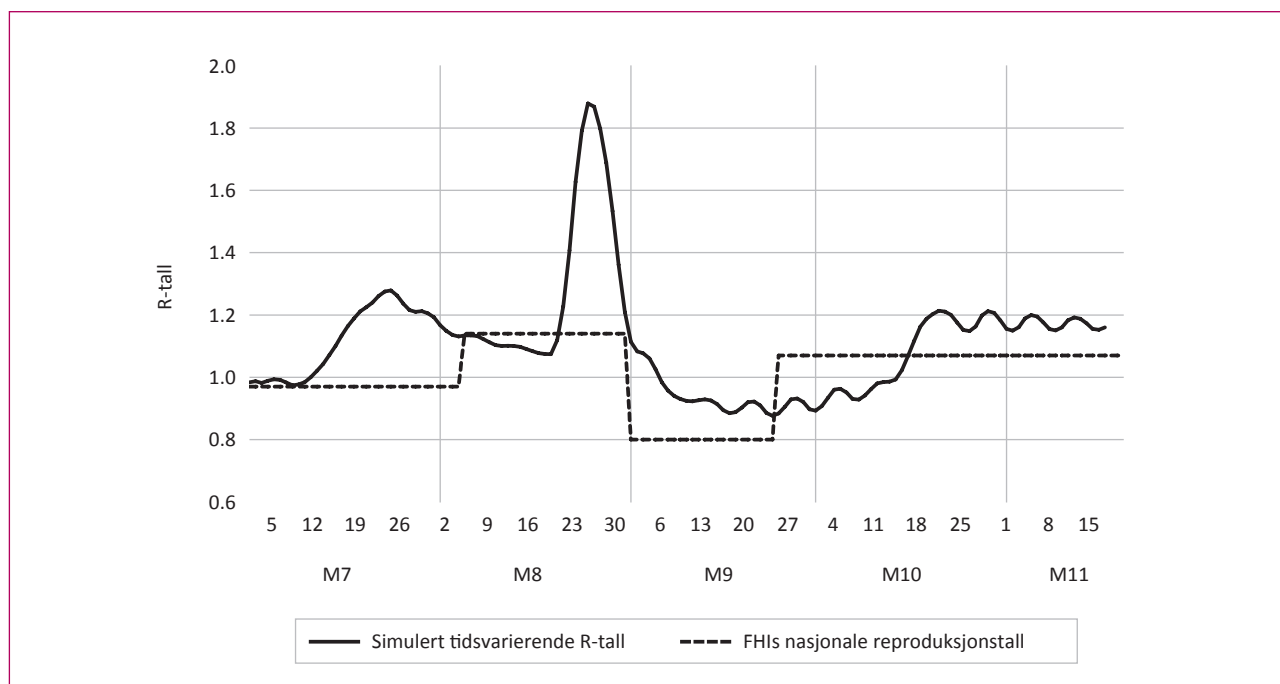
$$\hat{g}_{NS,t} = \frac{1}{r} \sum_{j=0}^{r-1} \frac{\sum_{i=0}^{p-1} \Delta NS_{t-i}}{\sum_{i=r}^{p+r-1} NS_{t-i}} \quad (8)$$

hvor $\Delta NS_t = NS_t - NS_{t-1}$. Parameteren r representerer periodene det tar før en smittet person kan bringe sykdommen videre. For Covid-19 har $r = 4$ vært ansett som et fornuftig valg. p bestemmer hvor mange «lags» som tas med i estimeringen av vekstraten. Det er vanlig å velge $p = 4$. Denne operasjonaliseringen referer vi til som R_{44} i Figur 2. Ved å betrakte uttrykkene ovenfor ser vi at R -tallet vil være nær $+1$ når den målte smitteøkningen er nær null. Når det har vært stor vekst i NS vil R -tallet være høyere enn $+1$. Negativ endring i antall nye smittede vil gjøre at R -tallet blir mindre enn $+1$. Dermed vil det beregnede R -tallet variere, nærmest fra dag til dag, så lenge pandemien varer.

Det finnes en litteratur om estimering av $R_{t,r,p}$ ved hjelp av tidsrekkeметoder, se Harvey og Kattuman (2021) og referansene der. Et R -tall som beregnes ved å bruke en større p , for eksempel $p = 7$ vil bidra til å stabilisere estimatet på vekstraten. Ytterligere glatting, i form av glidende gjennomsnitt av $R_{4,4}$ vil stabilisere R -tallet enda mer.

Det kan også beregnes R -tall basert på nye sykehusinnleggelser og det kan da være gode grunner til å sette (r, p) i (6) til andre tall enn (4, 4). På norske data er det praktiske problemer med å anvende (6) på $NINL_t$ i stedet for på NS_t . Tallene har i perioder vært så lave at beregningen blir temmelig vilkårlig og kan være vanskelig å tolke. For å utnytte den informasjon som ligger data for nye innleggelser, er det nok andre metoder som er bedre egnet. FHI nevner nettopp antallet nye pasienter som én faktor som har stor betydning for det estimerte R -tallet for Norge.

Grafen for det simulerte tidsvarierende R -tallet (R_{44}) i Figur 2 ligger nær 1 i starten av simuleringperioden, og stiger utover i juli. Mot slutten av august viser grafen en markant,



Figur 2: Simulert tidsvarierende R_{44} fra samme simulering av CovidMod som i Figur 1. Sentrert sju dagers gjennomsnitt. Det nasjonale R -tallet som er estimert av FHI er tatt med som referanse.

Kilde: FHI, Tabell 1 (side 2) i «Situational awareness and forecasting for Norway» datert 5. januar 2022.

men forholdsvis kortvarig økning i det tidsvarierende R -tallet. I september sank det simulerte tidsvarierende R -tallet til litt under 1, før det kom et nytt oppsving mot slutten av oktober som holdt seg i første halvdel av november. Den nasjonale R -tallet som er blitt publisert av FHI er plottet i den stiplede grafen. Vi ser at FHIs estimerte R -tall er konstant i relativt lange perioder. R -tallet ble estimert til å ha vært 0,97 til og med 4. august, og til å ha vært 1,14 resten av den måneden. Det laveste estimatet, 0,8, gjelder for perioden 1. september til 24. september. Fra og med 25. september er det nasjonale R -tallet estimert til 1,07. Det framkommer ikke i Figur 2, men den neste endringen i det nasjonale R -tallet skjedde 13. desember 2021. R -tallet ble da estimert til 0,79.⁹

FRAMSKRIVNINGER UNDER SMITTEBØLGEN I NOVEMBER OG DESEMBER 2021

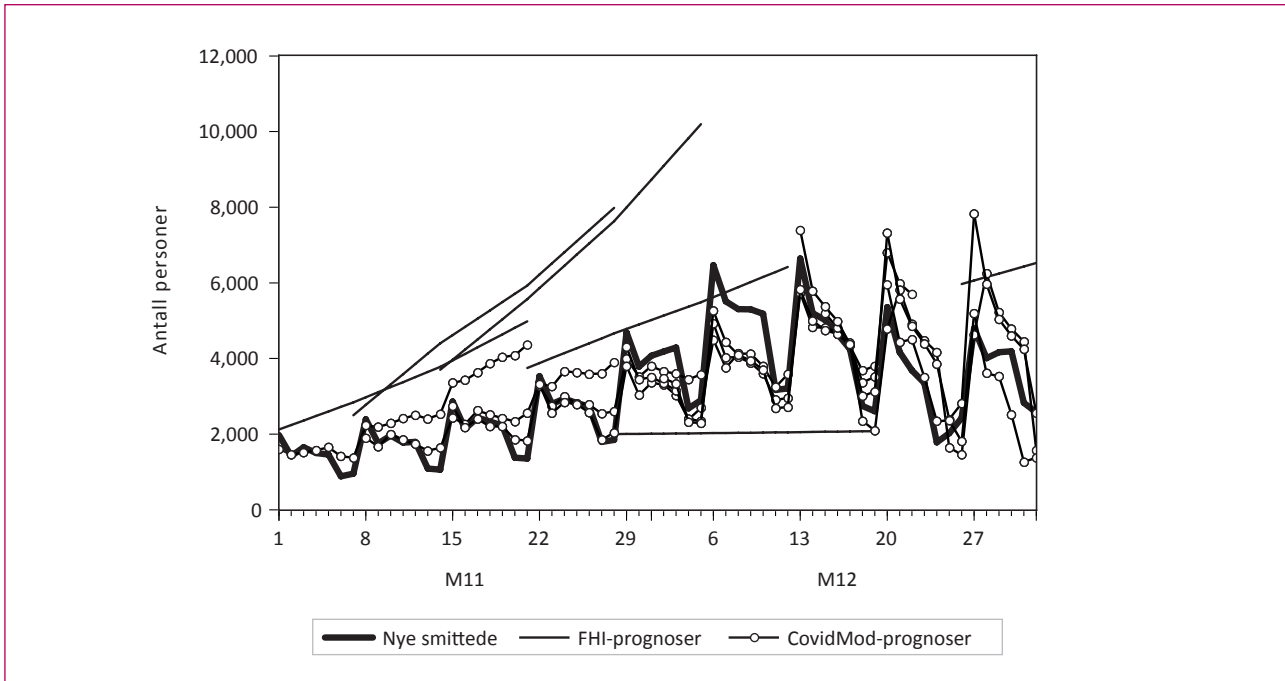
Etter den kortvarige økning i smitten i august 2021 startet en sterkere og mer varig økning på slutten av oktober, som for øvrig ble reflektert i det tidsvarierende R -tallet i Figur

2. Dette betyr at denne perioden er en interessant «case» for sammenligning av prognosene fra CovidMod med den faktiske utviklingen, slik den ble, og for å sammenligne med FHIs prognoser.

I Figur 3 er grafen for faktiske tall for nye smittede tegnet med tykkeste strek. Grafene som er tegnet med tynnere strek angir FHIs prognoser. De viser prognosene i de seks «Situational awareness and forecasting for Norway» rapportene som er datert 3. november, 10. november, 17. november, 24. november, 1. desember og 29. desember. Fordi det er sju dagers mellomrom mellom punktprognosene er det benyttet lineær interpolering for å kunne tegne grafene. Rapportene datert 8.12.21 og 15.12.21 inneholdt imidlertid ikke 21 dagers prognoser for insidens (nye smittede). Dette forklarer hvorfor det er et brudd i sekvensen av grafer med FHI-prognoser. Figuren viser også det settet med CovidMod prognoser som best matcher FHI-prognoser med hensyn til opprinnelsesdato. Disse grafene er merket med symbolet \circ .

Prognosegrafene for CovidMod traff nivået på den faktiske smitten forholdsvis godt i den første uken av november. For andre uke blir det tydeligere at data for antall nye smit-

⁹ Tabell 1 (side 2) i «Situational awareness and forecasting for Norway» datert 5. januar 2022.



Figur 3: Nye smittede i november og desember 2021, og prognoser fra CovidMod og FHI's National Regional Model.

Kilde: Normetrics, FHI.

tede ble liggende under tallene i de CovidMod-prognosene som ble laget i starten av måneden.

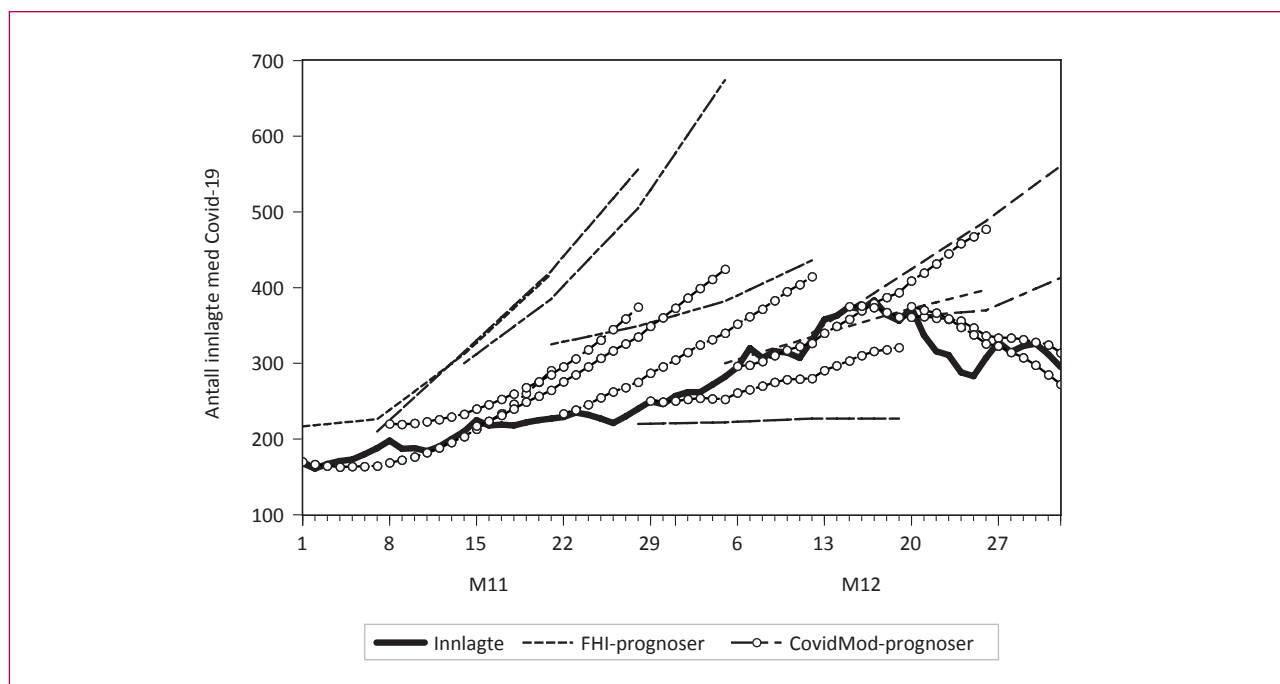
Prognosene som stammer fra midten av november viser en avmating av smitteveksten i andre halvdel av måneden. Et hovedtrekk er dermed at både CovidMod prognosene, og den faktiske utviklingen, endret seg en god del i løpet av de to første ukene i november. Figur 3 viser at det i starten av desember skjedde en raskere spredning av den registrerte smitten enn det prognosene indikerte ville skje. I den siste perioden som dekkes av figuren, fra 13. desember 2021 til 1. januar 2022, er imidlertid prognosefeilene fra CovidMod igjen noe mindre.

Figur 3 viser at de tre første FHI prognosene indikerte altfor høy smittespredning. Den fjerde FHI-grafen viser at prognosebanen ble betydelig nedjustert fra den forrige prognoserunden. Den femte FHI-grafen er enda mer nedjustert og viser at FHI's prognose i 15. november rapporten var at antall nye smittede ville ligge konstant på omtrent 2000 personer. Dette var ikke noen spesielt god prognose, selv når vi ser bort fra all kortsiktig variasjon i tallene for nye smittede.

Mot slutten av 2021 ble vurderingen av alvorligheten i pandemien i enda større grad enn tidligere knyttet til antallet pasienter innlagte på sykehus med Covid-19. Figur 4 viser at prognosene for antall innlagte tilsa en økning i behovet for sykesenger. Først fram til slutten av november og siden inn i desember. Antall faktiske innlagte økte mindre enn i prognosene fra midten av november.

De tre første grafene med FHI prognoser ligger vesentlig høyere enn grafene som viser CovidMod prognosene, og dermed også langt over det som ble faktiske tall for innlagte i november. Bemerk den nedjusterte prognosen fra 24. november og ikke minst den lave og flate prognosebanen fra 1. desember (200 innlagte).

Utviklingen i slutten av desember er interessant. Den trendmessige veksten i antall innlagte stoppet opp, og i jula ble det til og med en nedgang i antall innlagte på sykehus med påvist Covid-19. Figur 3 viser at CovidMod traff både trenden og toppunktet bra. De siste tre prognosene fra FHI traff også nivået ganske presist i første del av sine respektive prognoseperioder. Men FHI predikerte ikke den nedgangen i antall innlagte som fant sted i jula.



Figur 4: Innlagte på sykehus i november og desember 2021, og prognoser fra CovidMod og FHIs National Regional Model.

Kilde: Normetrics, FHI.

RMSFE FOR COVIDMOD OG FHI

I dette avsnittet ser vi på prognosefeilene over en lengre periode: Fra midten av mars 2021 til 19. desember 2021. Over en så lang periode er det upraktisk å basere seg på figurer. Vi ser i stedet på RMSFE («Root Mean Squared Forecast Errors»), som er et standard mål som benyttes ved sammenligning av prognosenøyaktighet. Dette målet legger lik vekt på kvadrert gjennomsnittlig skjevhet i prognosefeilene og variansen til prognosefeilene.

Ved en sammenligning av to prognoser er den prognosen som har lavest RMSFE den optimale prognosemetoden, under visse forutsetninger. En av forutsetningene er at kostnadsfunksjonen av prognosefeil er symmetrisk. Når det gjelder Covid-19 er det imidlertid lett å se for seg at underprediksjon av spredningen av Covid-19 i Norge kan gi spesielt store samlede kostnader hvis pandemien senere slår til for fullt. På den annen side vil det også være kostnader forbundet med å innføre tiltak som senere viser seg å være uforholdsmessige, eller med å vente for lenge med å trappe ned slike ikke-farmasøytiske tiltak. Dette tilsier at det bør knyttes kostnader til både over- og underprediksjoner. Dermed vil sammenligning av RMSFE ha relevans også når det gjelder prognoser av pandemiens utvikling.

Tabell 1 viser RMSFE for nye smittede og for antallet pasienter innlagt på sykehus med Covid-19 diagnose. Den første CovidMod-prognosen stammer fra 19. mars 2021. Den siste som inngår i beregningen er fra 1. november 2021.

FHIs prognoser har som nevnt tre ukers horisont og gjelder incidens (som vi tolker som nye registrert smittede tilfeller) og innlagte, 7, 14 og 21 dager framover i tid fra opprinnelsesdagen til prognosen. Tallene er hentet fra utgaver av «Situational awareness and forecasting for Norway». Det er tallene for gjennomsnitt som er benyttet fordi det gir best sammenligning med prognosene fra CovidMod, som er gjennomsnitt av 1000 stokastiske simuleringer. I tillegg har det vært mulig å avlese hva prognosen for første dag i prognoseperioden er, fra de tilhørende figurene med prognosebaner og usikkerhetsvifter. Dette gir én dag fram prognosene, slik at prognosefeil for $h = 1$ kan beregnes.

Fordi FHI har publisert nye prognoser ukentlig, og ikke alle virkedager, er det færre observasjoner av FHI-prognosefeil, $n = 33$, enn for CovidMod-prognosefeil, $n = 178$. Det er derfor knyttet større usikkerhet til RMSFE tallene for FHIs prognoser, enn for CovidMod-prognosene.

Tabell 1: RMSFE for CovidMod prognosene, med opprinnelsesdato fra 19.3.2021 til 1.12.2021 (CovidMod i tabellen) og FHIs prognoser publisert i de ukentlige modelleringrapportene i løpet av samme tidsperiode, FHI i tabellen.

horisont	Nye smittede		Innlagte	
	CovidMod (n = 178)	FHI (n = 33)	CovidMod (n = 178)	FHI (n = 33)
h = 1	162, 8	897, 15	5, 8	40, 2
h = 7	428, 6	1398, 0	24, 9	52, 6
h = 14	629, 9	1835, 6	46, 1	78, 3
h = 21	851, 9	2400, 6	69, 4	79, 7

Når det gjelder nye smittede viser Tabell 1 at det er markert forskjell mellom RMSFE tallene for CovidMod og FHI. Noe av dette kan nok forklares ved at det ikke er sesongvariasjon i FHI-prognosene, mens det er stor og ganske systematisk variasjon mellom ukedagene i dataene for nye smittede. Det kan selvsagt være god grunn til å se bort fra den helt kortsiktige endringene i smittetallene, siden det er den lokale trenden som sier mer om hvordan smitten brer seg. Men spørsmålet blir da hvilke tall som prognosen egentlig prøver å treffe, hvis det ikke er tallene slik de faktisk ble på framskrivningsdatoen. Forskjellene mellom RMSFE for CovidMod og FHI synes å være større for de korte horisontene enn for de lengre, men også for $h = 21$ er RMSFE 2,8 ganger høyere for FHI enn for CovidMod.

FHI-prognosene for innlagte har også høyere RMSFE enn CovidMod. Når det gjelder innlagte er det ikke et tydelig sesongmønster, og dermed bidrar ikke dette fenomenet til å forklare forskjellen i prognosenøyaktighet. Bortsett fra den korteste prognosehorisonten er imidlertid de relative forskjellene mellom prognosene mindre for innlagte enn for nye tilfeller.

AVSLUTNING

Når vi arbeider med makroøkonomiske framskrivinger er vi vant til å regne med at strukturelle brudd i økonomien er den viktigste kilden til at store prognosefeil opptrer oftere enn vi skulle ønske. Siden brudd i framskrivningsperioden er uforutsigbare, er det beste man kan håpe på i praksis at de strukturelle bruddene bringes inn i informasjonssettet til prognosemodellene så raskt som mulig etter at de har manifestert seg i data. Prognosemodeller som svikter på dette punktet vil reprodusere framskrivningsfeil, også etter at et strukturelt brudd har funnet sted.

Innenfor samfunnsøkonomi er dette forklaringen på at enkle prognosemodeller, som for eksempel «tilfeldig-gang», ofte kan gjøre det bra sammenlignet med prognoser fra struktu-

relle modeller. De enkle modellene er ganske riktig naive og de kan bare gi enkle projeksjoner av datatrender. Paradoksalt nok er de likevel mer responsive overfor strukturelle brudd enn det de strukturelle modellene vil være. Dermed vil også prognoser fra strukturelle modeller, som blir korrigert med faktorer fra enklere modeller, kunne gi raskere tilpasning til brudd som har skjedd tett opp mot opprinnelsesdatoen for prognosen. Dette kan tolkes som et eksempel på at det kan være bedre å kombinere prognoser, enn å stole på framskrivningene fra én enkelt prognosemodell.

Det er grunn til å tro at fenomenet strukturelle brudd har vært relevant for Covid-19 prognoser. Det kan samtidig virke som FHI prognosemetoder i stor grad har vært basert på modellering med forholdsvis snevert innslag av empiri i form av anvendte analyser av tidsrekke-data. Dette kan ha gjort prognosene mer utsatt for strukturelle brudd enn de hadde behøvd være. En mer tidsrekkebasert og empirisk modell vil være komplementær til FHIs foretrukne prognosemodell, og ville kunne ha en viss vekt i en litt mer utvidet modellportefølje til overvåking og framskrivning av epidemien.

REFERANSER

- Bårdsen, G. og R. Nymoen (2014). *Videregående emner i økonometri*. Fagbokforlaget, Bergen.
- Castle, J. L., M. P. Clements og D. F. Hendry (2021). The value of robust statistical forecasts in the Covid-19 pandemic. 11th European Central Bank Conference on Forecasting techniques – Macroeconomic forecasting in abnormal times. 15.–16. juni 2021.
- Castle, J. L., J. A. Doornik og D. F. Hendry (2020). Short-term forecasting of the coronavirus pandemic. Antatt for publisering i *International Journal of Forecasting*.
- Harvey, A. C. og P. Kattuman (2021). A Farewell to R: Time series models for tracking and forecasting epidemics. *Journal of the Royal Society Interface* 18 (182), 20210179. <https://doi.org/10.1098/rsif.2021.0179>
- Nymoen, R. (2019). *Dynamic Econometrics for Empirical Macroeconomic Modelling*. World Scientific, Boston.



BJØRN HANSEN
Universitetet i Sørøst-Norge

Bidrar norsk teleregulering til høye priser på mobiltjenester?¹

Prisnivået på mobiltjenester er høyere i Norge enn i nabolandene. Markedsaktørene begrunner prisnivået med at det er bedre dekning og høyere hastighet i Norge. Myndighetene og forbrukerorganisasjoner peker på markedsrett. Det er imidlertid flere særtrekk ved det norske mobilmarkedet som kan bidra til å forklare prisforskjellene. I denne artikkelen fokuseres det på effekter av norsk tilgangsregulering. Telenor er forpliktet til å levere nettilgang til aktører uten eget landsdekkende nett. Tilgangsprisen er regulert gjennom en marginskvistest som begrenser differansen mellom sluttmarkedspriser og tilgangspriser. En konsekvens av marginskvisregulering er at den regulerte bedriften kan binde seg til å sette en høy sluttmarkedspris ved å sette en høy tilgangspris. Siden priser er strategiske komplementer bidrar det til å heve likevektsprisene i markedet. Implikasjonen er at marginskvisregulering leder til høyere sluttmarkedspriser enn det som ville vært tilfelle hvis reguleringen ble fjernet. En direkte regulering av tilgangspriser kan imidlertid gi enda lavere sluttmarkedspriser.

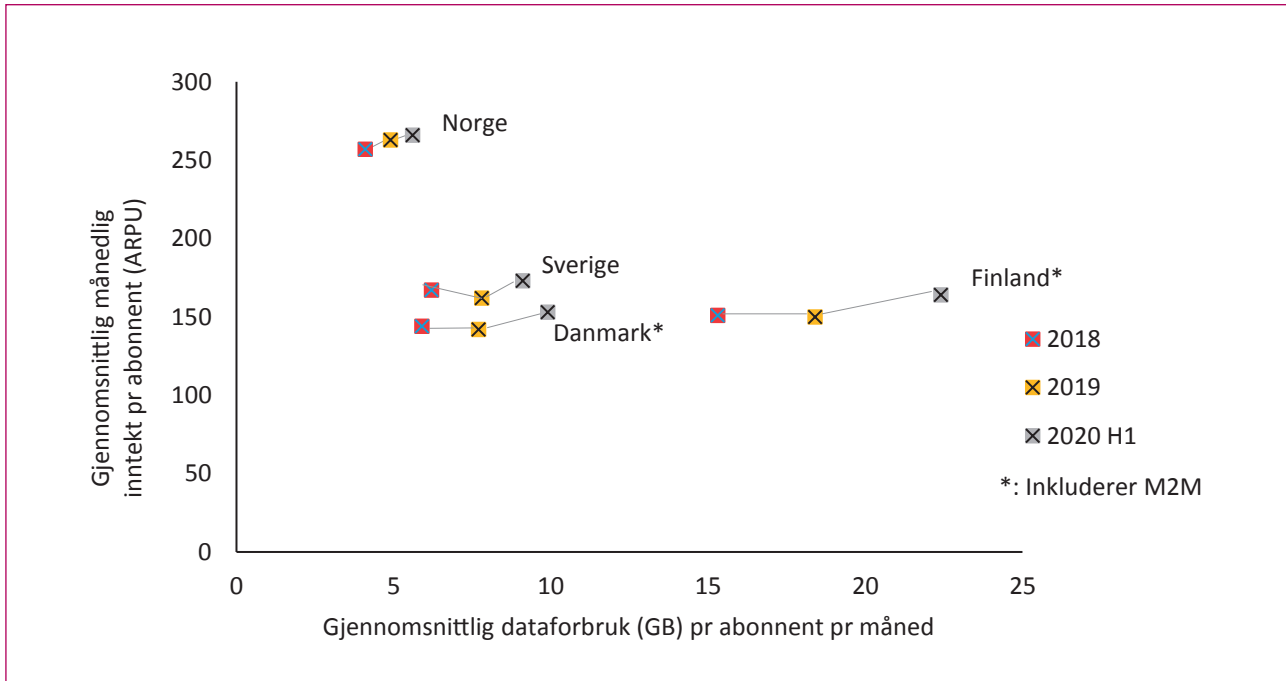
INNLEDNING

Det rapporteres jevnlig om at prisene på mobiltjenester i Norge er betydelig høyere enn i våre naboland. I en stortingsmelding våren 2021 (Kommunal- og moderniserings-

departementet, 2021) fremheves det at mobiltjenester er dyre i Norge. Prisforskjellene er illustrert i Figur 1. Det fremgår av figuren at norske mobilkunder betaler om lag 60 prosent mer for mobiltjenester enn det som er gjennomsnittet for mobilkunder i Norden, og at de for denne betalingen får om lag 60 prosent lavere datavolum.

Gitt at nettverkshastighet og dekning er sammenlignbar i de nordiske landene, vil det norske prisnivået lede til et lavere konsumentoverskudd enn det kunne ha vært.

¹ Artikkelforfatteren er assosiert partner i Oslo Economics og han har tidligere jobbet i Telenors forskningsavdeling. Det foreligger ingen kommersielle egeninteresser eller andre interessekonflikter knyttet til denne artikkelen. Takk til redaktør, Øystein Foros og en anonym konsulent for kommentarer til en tidligere versjon av artikkelen. Ansvar for gjenværende feil og mangler er forfatterens. Epost: bjorn.hansen@usn.no



Figur 1: Forbruksutgift og dataforbruk i Norden.

Kilde: Tefficient, 2020.

Det er følgelig gode grunner til å forsøke å forstå hvorfor det norske prisnivået er høyere enn i nabolandene, og drøfte hvilke tiltak myndighetene eventuelt kan sette i verk for å bidra til et lavere prisnivå.

Det er flere faktorer som skiller Norge fra nabolandene, og som potensielt kan forklare forskjellene i sluttmarkedsprisene:

- ulike kostnader (på grunn av ulik topografi, befolkningstetthet, nettverksdekning og/eller nettverkskvalitet)
- ulik markedsstruktur
- ulik regulering

I en rapport utarbeidet på oppdrag for Kommunal- og moderniseringsdepartementet (Tefficient, 2020) konkluderes det med at kostnadsforskjeller på grunn av topografi, befolkningstetthet, nettverksdekning og kvalitet ikke kan forklare prisforskjellene vi observerer mellom Norge og de andre nordiske landene. Tefficient baserer denne konklusjonen på en relativt detaljert kartlegging av nettverkene i Norden, og denne mulige forklaring på prisforskjeller følges derfor ikke videre i denne artikkelen. Vi vil i det

følgende diskutere hvorvidt forskjeller i markedsstruktur og forskjeller i regulering kan bidra til å forklare de høye norske sluttbrukerprisene for mobiltjenester.

Basert på en modell som fanger opp viktige særtrekk ved det norske mobilmarkedet argumenterer vi for at prisene på mobiltjenester i Norge er høyere enn det som ville vært tilfelle hvis reguleringen ble fjernet. Siden det norske markedet er konsentrert er det imidlertid ikke opplagt at prisnivået ville kommet ned på samme nivå som i våre naboland. Et alternativ til å fjerne regulering er derfor å gjøre reguleringen «strengere» ved at tilgangsprisene underlegges direkte regulering.

Resten av denne artikkelen er organisert som følger: I avsnitt 2 drøftes markedsstruktur, i avsnitt 3 drøftes tilgangsreguleringen og i avsnitt 4 konkluderes det.

MARKEDSSTRUKTUR

Det norske mobilmarkedet er betydelig mer konsentrert enn i nabolandene. I tabellen nedenfor har vi angitt markedsandeler i 2019, målt i omsetning:

Tabell 1: *Markedsandeler basert på omsetning i 2019.*

	Norge	Sverige	Danmark	Finland
Nummer 1 aktør (størst)	56 %	36 %	39 %	36 %
Nummer 2 aktør (nest størst)	33 %	24 %	20 %	35 %
Nummer 3 aktør (tredje størst)	7 %	21 %	19 %	26 %
Nummer 4 aktør		15 %	17 %	
Andre	4 %	4 %	6 %	2 %

Kilde: Tefficient, 2020.

Siden det norske mobilmarkedet er kjennetegnet ved både betydelig høyere konsentrasjon og betydelig høyere priser, er det nærliggende å konkludere med at den høye markeds-konsentrasjonen er årsaken til de høye prisene.² Dersom det er en slik årsakssammenheng, vil fusjoner etterfølges av en prisoppgang.

Fusjonseffekter

Det er gjennomført to studier av fusjonseffekter i det norske mobilmarkedet, og det kan argumenteres for at resultatene fra disse studiene svekker hypotesen om at høye norske priser kan forklares med markeds-konsentrasjon.

Telia og Tele2 fusjonerte i 2015. Før fusjonen hadde Telia og Tele2 henholdsvis 24 og 18 prosent markedsandel målt etter antall mobilabonnemeter (Nkom, 2015). Flere varemerker inngikk i fusjonen. Brauenfels mfl. (2019) har undersøkt fusjonseffekter, og de finner at prisene gikk opp for noen varemerker og ned for andre varemerker. Deres konklusjon er at fusjonen i gjennomsnitt ikke medførte økte sluttbrukerpriser.³

Telia (den gang NetCom) fusjonerte med Chess i 2005. Før fusjonen var Telias markedsandel 27 prosent, og Chess hadde en markedsandel på 8 prosent. Preiseffektene av denne fusjonen er undersøkt av Maier mfl. (2019). Heller ikke denne studien konkluderer med at fusjonen medførte økte priser.

Ex-post-analyser av mobilfusjoner i andre land har gitt motsatte konklusjoner. Genakos mfl. (2018) analyserer et

² I et marked med kvantumskonkurranse og homogene produkter er det en direkte sammenheng mellom grad av konsentrasjon og prisnivået (Se f.eks. Hjelmeng og Sjørgard, 2014, s. 210). Mobilmarkedet er imidlertid kjennetegnet ved priskonkurranse, og da er det ikke nødvendigvis en slik sammenheng.

³ Brauenfels mfl. (2019) finner at prisene på mobiltjenester med varemerkene NetCom og Tele2 økte som følge av fusjonen, og at prisene for OneCall og Tele2 falt som følge av fusjonen.

paneldatasett som inkluderer 33 land i perioden 2002–2014. De finner at en fusjon fra 4 til 3 konkurrerende aktører, i et ellers symmetrisk marked, i gjennomsnitt leder til 16 prosent prisøkning.

Det er nærliggende å konkludere med at fraværet av fusjonseffekter i Norge skyldes særegne forhold i det norske markedet. Både Brauenfels mfl. (2019) og Maier mfl. (2019) peker på det faktum at en av fusjonspartene er tilgangskjøper, og at fusjonene derfor delvis leder til reduserte marginalkostnader, som potensielt kan nøytralisere effekten av økt markeds-makt. Dette kan peke i retning av at markedsstruktur på nettverksnivå har større betydning for prisnivået enn markedsandeler i sluttmarkedet, og at tilgangsreguleringen generelt og tilgangsprisingen spesielt kan være en viktig faktor for å forklare det norske prisnivået.

Markedsstruktur på nettverksnivå

I avsnittet over ble det pekt på at det norske markedet fremstår som vesentlig mer konsentrert enn mobilmarkedene i de andre nordiske landene. I en viss forstand er imidlertid de nordiske markedene mindre forskjellige på nettverksnivå. Norge har, i likhet med sine nordiske naboer, tre konkurrerende mobilnett.⁴ Telenor og Telia har landsdekkende nett i Norge, og i tillegg har Ice et nett med 94 prosent befolkningsdekning (Kommunal- og moderniseringsdepartementet, 2021). I Danmark er det fire aktører som konkurrerer i sluttmarkedet, men to av disse, Telenor og Telia, deler nett. Antallet mobilnett i Sverige og Finland er ikke helt entydig. I Sverige er det ulike delingsavtaler på 3G og 4G (Tele2 deler for eksempel 3G-nett med Telia og 4G-nett med Telenor). I Finland er det ulikt opplegg for nettverksdeling avhengig av geografi.

⁴ Angivelsen av 3 uavhengige nett er basert på Tefficient (2020). I Berec (2019) er det en oversikt over nettverksdeling i alle EU/EØS-land.

Avtaler om nettverksdeling kan potensielt lede til koordinert adferd siden sentrale handlingsvariable, særlig dekning og kapasitet, nødvendigvis må finnes i fellesskap. Avtaler om nettverksdeling blir derfor vurdert av konkurransemyndighetene, og de stiller typisk vilkår for å godkjenne samarbeidet.⁵

Eventuelle gunstige priseffekter av nettverksdeling er knyttet til at aktører som ellers ville være tilgangskjøpere, kan oppnå lavere marginalkostnader. I tillegg vil avtaler om nettverksdeling typisk medføre at sluttmarkedstjenester blir mindre differensiert ved at forskjeller i nettverkskvalitet elimineres. Det vil isolert sett bidra til skjerpet konkurranse.⁶

Motta og Tarantino (2017) studerer effekten av nettverksdeling som alternativ til fusjoner. I deres modell leder nettverksdeling til både økte investeringer og lavere priser sammenlignet med en situasjon med uavhengige aktører. Foros mfl. (2020) studerer nettverksdeling i en duopolmodell der investeringer påvirker merkevarelojalitet (etterspørselastisiteten) og finner at deling typisk leder til økt konsumentoverskudd fordi en positiv effekt av økt nettverkskvalitet dominerer en negativ effekt som skyldes at sluttmarkedspriser i denne modellen øker. I forbindelse med en pågående vurdering av mobilkonkurranse i Tsjekia⁷ har både Maier-Rigaud mfl. (2020) og Cojoc mfl. (2020) foretatt empiriske studier. De finner at nettverksdeling har gunstige priseffekter.

Det er følgelig både teoretiske og empiriske arbeider som antyder at fraværet av nettverksdeling i Norge kan bidra til å forklare at vi har et høyere prisnivå. Eventuelle gunstige effekter av nettverksdeling forutsetter imidlertid at konkurransemyndighetene fører tilsyn med utformingen av delingsavtaler slik at åpenbare konkurransedempende effekter unngås.

TILGANGSREGULERING

Det felleseuropeiske rammeverket for regulering av mobilsektoren angir at dersom markedskonsentrasjonen er høy,

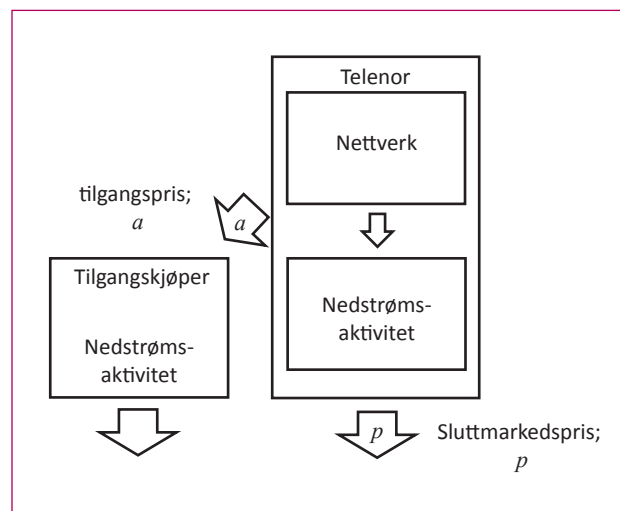
⁵ Se f.eks. beslutningen fra det danske konkurransetilsynet (Konkurrence- og Forbrugerstyrelsen, 2012). I BEREC (2019) beskrives en felles europeisk tilnærming til vurdering av nettverksdeling utarbeidet av de sektorspesifikke regulatørene.

⁶ Nettverksdekning er en viktig kvalitetsdimensjon. I Norge kjøper den tredje største aktør, Ice, tilgang fra Telia i de områdene der de selv ikke har dekning. Det betyr at kunder av Ice og Telia, opplever identisk dekning.

⁷ Se EU-kommisjonen 2019.

skal markedet reguleres. Derfor er nettverkstilgang regulert i Norge i motsetning til i Danmark, Finland og Sverige, som er kjennetegnet ved lavere konsentrasjon og følgelig ikke har tilgangsregulering.⁸ Regulering i Norge pålegger Telenor, den dominerende aktøren, å imøtekomme enhver rimelig anmodning om tilgang til mobilnettet. Telenor må videre oppfylle krav om ikke-diskriminering⁹ og utarbeide standardtilbud, de er pålagt regnskapsmessig skille, og de er underlagt prisregulering. (Nkom, 2020).

Prisreguleringen er implementert ved at Telenor må bestå en marginskvistest.



Figur 2: Markedsstruktur.

Marginskvistesten innebærer at Telenors tilgangspris a ikke kan overstige Telenors sluttbrukerpris p fratrukket en regulatorisk fastlagt margin, m .

$$a \leq p - m \quad 1)$$

⁸ I perioden 2003 til 2007 ble det gjennomført nasjonale markedsanalyser av mobilmarkedene i alle EU/EØS-land. I Norden var det bare i Norge at det ble konkludert med at den største aktøren var dominerende («SMP-aktør»), og at det følgelig var behov for regulering (ERG, 2006; EU-kommisjonen, 2007).

⁹ Kravet om ikke-diskriminering er beskrevet på følgende måte i Nkom sitt vedtak av 14. mai 2020 (Nkom, 2020, avsnitt 323): «Telenor har som vertikalt integrert aktør med eget mobilnett full fleksibilitet til å utforme sine sluttbrukerprodukter med hensyn på pris, prisstruktur og andre forhold. Kravet til ikke-diskriminering mellom egen virksomhet og eksterne virksomheter innebærer at tilgangen Telenor tilbyr til tilgangskjøpere, så langt som mulig, skal gi samme mulighet og fleksibilitet som Telenors egen sluttbrukervirksomhet til å utforme sluttbrukerprodukter. Telenors grossisttilbud skal derfor ha slike egenskaper at tilgangskjøper teknisk, kvalitetsmessig og prismessig skal ha samme muligheter til å tilby produkter i sluttbrukermarkedet som Telenor.»

Marginen m skal reflektere enhetskostnader i nedstrømsaktiviteten og inkluderer et påslag for faste kostnader.¹⁰ Det betyr at den regulerte margin ikke nødvendigvis er lik marginalkostnader i nedstrømsaktiviteten slik det ofte antas i litteraturen (se for eksempel Krämer og Schnurr, 2018). Ved implementering av reguleringen er nettopp fastsettelse av marginen kontroversiell.

I litteraturen identifiseres to ulike skadeteorier som leder frem til at regulerende myndigheter benytter marginskvis-tester (Jullien mfl., 2014). Den ene skadeteorien er knyttet til utestengelse og predasjon¹¹ (exclusionary abuse), den andre skadeteorien er knyttet til utnyttende misbruk (exploitative abuse). Formålet med regulering av tilgang til mobilnett i Norge er generelt å avbøte begge typer konkurranseproblemer (Nkom, 2020). Dersom marginsskvisregulering hindrer utnyttende misbruk, vil typisk også problemer knyttet til utestengelse og predasjon være eliminert.¹² I det følgende fokuseres det derfor på utnyttende misbruk.

Optimale tilgangspriser

Mobilnett er kjennetegnet ved betydelige faste kostnader, og derfor vil samfunnsøkonomisk optimum, pris lik marginalkostnad, lede til at den regulerte bedriften går med underskudd. Nest beste tilgangspriser kan da beregnes ved å maksimere samfunnsøkonomisk overskudd pålagt en bibetingelse om at den regulerte bedriften ikke går med underskudd (Ramseypriser). Dette er beskrevet i Laffont og Tirole (2000). Optimal regulering innebærer at både tilgangspris og sluttmarkedspris reguleres, og beregning av slike priser forutsetter detaljert kjennskap til etterspørselstetisiteter.

Det er to grunner til at denne type regulering ikke benyttes. For det første så har ikke regulatør nødvendig informasjon om elastisiteter. For det andre forutsetter en optimal regulering at både tilgangspris og sluttmarkedspris er regulert. Regulering av sluttmarkedspriser anses typisk som «uforholdsmessig», og i lov om elektronisk kommunikasjon (Ekomloven, 2003) § 4-10 fremgår det eksplisitt at slutt-

markedsregulering kun skal benyttes i de tilfeller der regulering av tilgang ikke er tilstrekkelig.

ECPR

En tidligere variant av marginskvisregulering for å forhindre utnyttende misbruk er den såkalte ECPR-regelen¹³, som ble introdusert rundt 1980 som prinsipp for tilgangsregulering i USA. Denne regelen gir typisk opphav til identisk regulering som et bindende marginskviskrav.

På nittitallet kom det flere artikler der sterke og svake sider ved ECPR ble drøftet (se for eksempel Laffont og Tirole, 1996; Economides og White, 1995; Armstrong mfl., 1996). I en oppsummerende artikkel (Baumol mfl., 1998) redegjøres det for nødvendige betingelser for at ECPR skal være en samfunnsøkonomisk optimal tilgangspris. Den kanskje mest kritiske betingelsen er at sluttmarkedsprisen må være satt på det optimale nivået. Det kan skje gjennom regulering eller konkurranse. På den ene siden kan det derfor argumenteres for at regulering basert på ECPR er overflødig siden sluttmarkedsprisingen per forutsetning må være optimal for at ECPR skal lede til riktig tilgangspris.¹⁴ På den annen side, dersom formålet med tilgangsregulering er å gi etableringsincentiver for mer effektive eller innovative nedstrømsaktører, kan tilgangspriser basert på ECPR være optimale gitt at alternativkostnaden beregnes korrekt (Armstrong mfl., 1996).

Marginskvisregulering ved monopol på nettverksleddet

For å klargjøre effekten av marginskvisregulering kan det være nyttig først å diskutere et stilisert tilfelle med homogene produkter, symmetrisk kostnadsstruktur og monopol på nettverksnivå.

Betrakt et marked med struktur som illustrert i *Figur 2* med én regulert vertikalt integrert bedrift (bedrift 1) og én eller flere tilgangskjøpere. Tilgangskjøpere må kjøpe en enhet tilgang per enhet de selger i sluttmarkedet. Anta at tilgangskjøpere har konstant marginalkostnad c , og at den vertikalt integrerte bedriften har den samme marginalkostnaden i sin nedstrømsvirksomhet. Den regulerte bedriften setter sluttmarkedspris p_1 og tilgangspris a . Marginskvisregulering innebærer at $a \leq p_1 - m$, der m er den tillatte marginen, fastsatt av regulatør.

¹⁰ Telenor er pålagt å levere flere ulike varianter av tilgang, og reguleringen er ikke identisk for de ulike tilgangsformene. Her beskrives reguleringen som gjelder for «MVNO-tilgang».

¹¹ Rey og Tirole (2006) gir en oversikt over teori om predasjon og utestengelse.

¹² Nkom (2020, avsnitt 421): *Ekonomloven § 4-9 gir hjemmel til å pålegge tilbyder med sterk markedsstilling prisforpliktelser, herunder regulerte priser for tilgang. Slikt pålegg kan gis dersom tilbyder kan utnytte sin markedsstilling til skade for sluttbrukere i markedet ved å opprettholde et uforholdsmessig høyt prisnivå eller ved å etablere prisklemmer (marginskvis) for konkurrerende tilbydere.*

¹³ ECPR: «The Efficient Component Pricing Rule», er beskrevet i Baumol mfl. (1998).

¹⁴ Economides og White (1995) skriver: «If the conditions under which the ECPR would be efficient are present, its application is redundant; if they are absent, its application would be a mistake (as compared with a more optimal Ramsey rule)».

Anta at den regulerte bedriften og tilgangskjøperen selger et homogent produkt, og at det er priskonkurranse. Da vil all etterspørsel rette seg mot den bedriften som setter den laveste prisen. Den laveste prisen tilgangskjøperen kan sette uten å gå med underskudd er $\tilde{p}_n = a + c$. Gitt at marginskvisreguleringen binder, så kan vi skrive $\tilde{p}_n = p_1 - m + c$. Dersom den regulerte marginen m er lik marginalkostnaden i nedstrømsvirksomheten, ser vi direkte at den regulerte bedriften kan sette monopolprisen i sluttmarkedet, p^M , og sette tilgangspris $a = p^M - m$. Da vil tilgangskjøperen oppnå et nullresultat, og den vertikalt integrerte bedriften kan høste monopolrenten til tross for at bedriften er underlagt regulering.

Betrakt det samme marked som i avsnittet over, men anta nå at regulerende myndigheter ønsker å stimulere til nyetablering ved å sette en regulert margin som overstiger de marginale kostnadene i nedstrømsvirksomheten. Da vil den regulerte bedriften uansett ikke være konkurransedyktig i nedstrømsmarkedet siden $m > c$ impliserer $\tilde{p}_n < p_1$. Optimal tilpasning for den regulerte bedriften avhenger da av om det er én eller flere konkurrerende tilgangskjøperer.

Dersom det er flere enn én tilgangskjøper, vil disse uansett konkurrere sluttmarkedsprisen ned til $\tilde{p}_n = a + c$. Da kan den regulerte bedriften sette tilgangspris $a = p^M - c$. For å oppfylle marginreguleringskravet setter den regulerte bedriften sluttmarkedspris $p_1 = a + m > p^M$. Konsumentene foretrekker selvfølgelig å handle hos tilgangskjøperer siden disse har satt en lavere pris. Det betyr at den regulerte bedriften fortsatt tjener monopolprofitt, konsumentene betaler monopolpris, og den eneste effekten av å øke den regulerte marginen er at salgsvolumet flyttes over til tilgangskjøperne.

Dersom det bare er én tilgangskjøper, vil markedet kjenne- tegnes ved dobbelt marginalisering. Tilgangsselgeren er – ad regulering – ikke konkurransedyktig i nedstrømsmarkedet. Fortjenesten for tilgangsselgeren er derfor basert på å legge margin på tilgangsproduktet. Tilgangsprisen inngår samtidig i tilgangskjøperens marginalkostnader, og tilgangskjøperen tilpasser sin sluttmarkedspris for å maksimere egen profitt. Da legges margin på marginen. Det medfører at sluttmarkedsprisen blir høyere enn den ordinære monopolprisen. Marginen som tilgangskjøperen kan høste, er imidlertid begrenset oppad fordi den regulerte bedriften kan tilby sluttmarksproduktet til prisen $p_1 = a + m$. Det betyr at jo høyere den regulerte marginen er, det vil si strengere regulering, dess høyere blir sluttmarkedsprisen.

Resultatene over er utledet med stiliserte forutsetninger. Bouckaert og Verboven (2004) studerer effektene av mar-

ginskvisregulering når kostnadene ikke er symmetriske. Det endrer ikke konklusjonene kvalitativt. Når man letter på forutsetningen om homogene produkter og/eller forutsetning om at tilgangskjøperen er avhengig av å kjøpe en enhet tilgang per enhet de selger i sluttmarkedet, kan imidlertid konklusjonene bli modifisert. Jullien mfl. (2014) viser at effektene av marginskvisregulering i disse mer generelle tilfellene allikevel har fellestrekk med det vi utledet over. Det gjelder særlig at marginskvisregulering typisk medfører at tilgangsprisen settes lik eller høyere enn det som ville vært tilfelle i fravær av marginregulering.

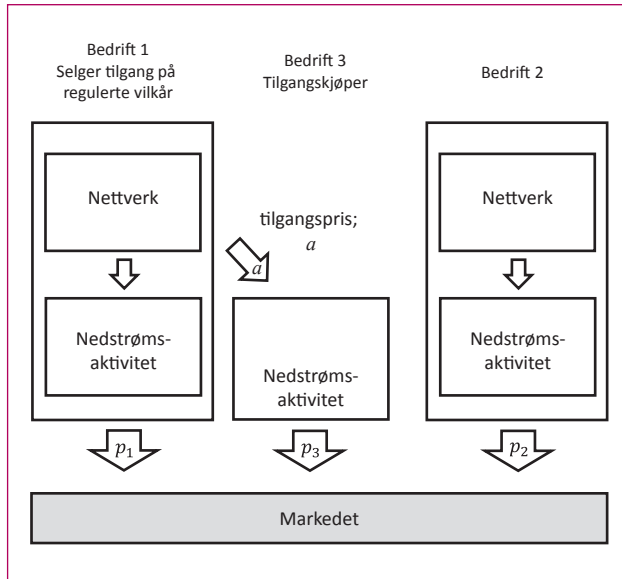
Marginskvisbasert tilgangsregulering er følgelig lite effektiv i å begrense utnyttende misbruk (exploitative abuse) når det er monopol på infrastrukturleddet. Dette er også konklusjonen fra debatten om ECPR, som vi diskuterte over. En konsekvens er for eksempel at når EU-kommisjonen anbefaler marginskvisbasert regulering av fiberbredbånd (EU-kommisjonen, 2013), er det en forutsetning at det er konkurranse på infrastrukturleddet.¹⁵ Regulering er imidlertid overflødig dersom det er perfekt konkurranse på infrastrukturleddet. Det er følgelig åpenbart i tilfeller med imperfekt konkurranse at marginskvisbasert tilgangsregulering er relevant.

Marginskvisregulering når det er infrastrukturkonkurranse
Med infrastrukturkonkurranse menes det at det er to eller flere bedrifter som har eget nettverk og følgelig er aktive i oppstrømsmarkedet. I litteraturen er det få eksempler på analyser av hvordan marginskvisregulering fungerer når det er infrastrukturkonkurranse. Krämer og Schnurr (2018) analyserer imidlertid et slikt marked. De sammenligner markedsutfallet med og uten marginskvisregulering.¹⁶ De finner at marginskvisregulering leder til høyere sluttmarkedspriser og redusert konsumentoverskudd.

I det følgende vil vi betrakte et marked med tre konkurrerende aktører. Bedrift 1 og 2 er vertikalt integrert. Bedrift 3 er bare aktiv i nedstrømsaktiviteten og kjøper tilgang på regulerte vilkår fra bedrift 1. Markedet er illustrert nedenfor:

¹⁵ For å være presis: I de tilfellene et sett forutsetninger er oppfylt, anbefaler EU-kommisjonen (2013) at man ikke innfører direkte prisregulering av grossisttilgang til fiberbredbånd. Blant disse forutsetninger er at 1) prisen på grossisttilgang består en marginskvistest og 2) det er tilstrekkelig infrastrukturkonkurranse (i dansk språkdrakt: *der er en påvist begrensning af detailpriserne som resultat af infrastrukturkonkurrencen eller et prisanker, der stammer fra omkostningsorienterede engrospriser for adgang til kobber*)

¹⁶ I situasjonen uten marginskvisregulering er den regulerte bedriften pålagt å levere tilgang, men det er ikke ytterligere regulatoriske krav.



Figur 3: Et marked med infrastrukturkonkurranse.

De tre bedriftene leverer horisontalt differensierte produkter. Vi antar følgende trekkrekkefølge:

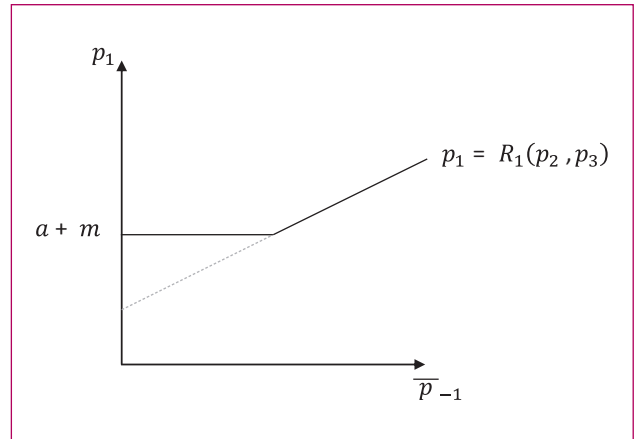
- Trinn 1: Regulatør setter den regulerte marginen m og pålegger at den regulerte bedrift (bedrift 1) må bestå en margintest; $a \leq p_1 - m$.
- Trinn 2: Den regulerte bedriften setter tilgangspris a .
- Trinn 3: De konkurrerende bedriftene setter sluttmarkedspriser simultant. Den regulerte bedriften er beskrænket i sin prissetting siden $p_1 \geq a - m$.

Rekkefølgen på trinn 2 og 3 er ikke opplagt, men i vedtakene fra Nkom synes det som om de legger til grunn den indikerte rekkefølgen.¹⁷

I det følgende vil vi først grafisk drøfte den regulerte bedrifts incentiver til å sette tilgangspris for deretter å sette opp en eksplisitt modell og karakterisere likevekten.

På spilllets trinn 3 setter bedriftene sluttmarkedspriser og konkurrerer om å tiltrekke seg slutt kunder. Betrakt beste respons-funksjonen for bedrift 1:

¹⁷ Nkom (2020, avsnitt 244): *For at ulike tilgangskjøpere skal ha mulighet til å konkurrere effektivt i sluttbrukermarkedet og på likeverdige vilkår som Telenors egen sluttbrukervirksomhet, mener Nkom det er viktig at tilgangskjøpere kan oppnå forutsigbarhet for tilgang og tilgangsvilkår en viss periode fremover i tid. Tilgangskjøper har således en berettiget interesse i å kunne oppnå en tilgangsavtale med en viss varighet.*



Figur 4: Beste respons-funksjon for den regulerte bedriften.

Denne funksjonen indikerer optimal prissetting for bedrift 1 for ulike nivåer av prissetting fra de konkurrerende bedrifter.¹⁸ Denne funksjonen er stigende siden priser typisk er strategiske komplementer. Marginreguleringen innebærer imidlertid at bedrift 1 ikke kan sette lavere pris enn $a + m$. Derfor er det et horisontalt segment på beste respons-funksjonen. Den prikkede linjen indikerer hva beste respons ville vært i fravær av marginreguleringen. Legg merke til at marginreguleringen ikke har effekt på markedsutslaget dersom tilpasningen er på den stigende del av beste-respons-funksjonen. I så fall binder ikke reguleringen.

Vi vil i det følgende anta at reguleringen binder. Da er likevekten ett eller annet sted på den horisontale delen av beste respons-funksjonen. Fra figuren ser vi at den regulerte bedriften setter høyere sluttmarkedspris enn hvis det ikke hadde vært regulering. Siden priser er strategiske komplementer, vil også konkurrentene kreve en høyere pris enn de ville ha gjort hvis reguleringen ikke var bindende.

Det betyr at den regulerte bedriften kan bruke tilgangspris som en troverdig binding. Ved å sette en høy tilgangspris binder bedriften seg til å sette høy sluttmarkedspris. De konkurrerende bedriftene er kjent med dette, og de setter følgelig en høyere sluttmarkedspris enn de ellers ville gjort. Marginregulering medfører derfor at den regulerte bedriften oppnår en form for Stackelberglederskap.

På spilllets trinn 2 kan følgelig den regulerte bedriften sette en tilgangspris som gir høye sluttmarkedspriser. Ved å øke tilgangsprisen vil den regulerte bedriften både oppnå høy-

¹⁸ Siden vi studerer et marked med tre bedrifter måles et passende veid snitt at konkurrentenes priser, \bar{p}_{-1} , langs den horisontaleaksen.

ere fortjeneste på tilgangsproduktet og høyere sluttmarkedspriser. En økt tilgangspris vil imidlertid også medføre redusert salg. Den regulerte bedriften må derfor gjøre en avveining. Økt tilgangspris gir høyere fortjeneste per solgte enhet, men samtidig færre solgte enheter.

For å kunne karakterisere denne avveiningen nærmere og således avdekke om marginskvisregulering leder til lavere eller høyere sluttmarkedspriser må vi sette opp en eksplisitt modell. I appendikset til artikkelen utledes en slik modell. Denne modellen er identisk med modellen hos Krämer og Schnurr (2018) med ett unntak: Modellen i appendikset åpner for at den regulerte marginen, m , er forskjellig fra de underliggende marginalkostnadene.

Etterspørselssiden av markedet modelleres ved å anta en representativ konsument med en Shubik-Levitan-nyttefunksjon.¹⁹ La p_i være sluttmarkedsprisen satt av bedrift i og la γ være en parameter som måler grad av produkt-differensiering i markedet. Da er etterspørselen rettet mot bedrift i gitt ved:

$$D_i(p_i, p_j, p_k) = \frac{1}{3} \left(1 - p_i - \gamma \left(p_i - \frac{p_i + p_j + p_k}{3} \right) \right)$$

2)

$i, j, k = 1, 2, 3$ og $i \neq j \neq k$

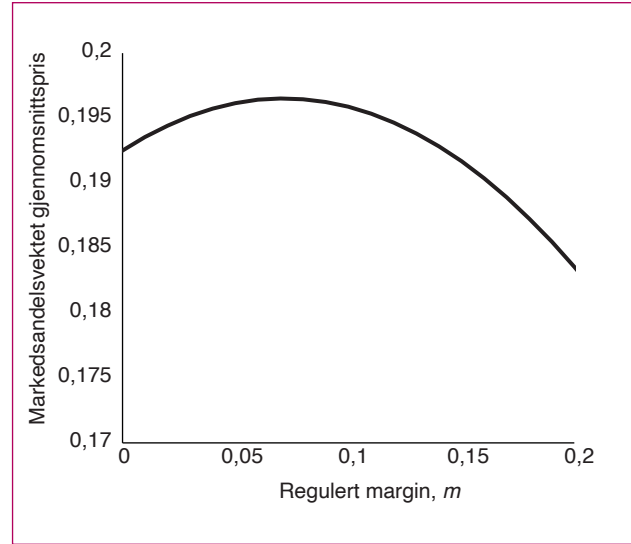
Vi ser at dersom parameteren γ er lik null, er etterspørsel uavhengig. I så fall betjener de tre bedriftene hvert sitt separate marked. Jo høyere verdi på denne parameter, dess mer homogene er produktene. I det følgende antas det at $\gamma > 3$.

Spillet løses med baklengs induksjon; det vil si at vi utleder optimale priser på trinn 3 som funksjon av tilgangs- prisen a og den regulerte marginen, m . Deretter beregnes optimal tilgangspris på trinn 2, der vi tar hensyn til hvordan dette påvirker likevekten på trinn 3. Modellen løses i appendikset.

I likevekt blir prisene funksjoner av den regulerte marginen, m , og i figuren under har vi plottet gjennomsnittlig sluttmarkedspris som funksjon av marginen:²⁰

¹⁹ Dette er en kvadratisk nyttefunksjon. I Choné og Linnemer (2020) drøftes Shubik Levitan-nyttefunksjoner.

²⁰ Det kan vises at dersom marginen overstiger et visst nivå, blir sluttmarkedsandel for den regulerte bedriften null, og følgelig at forutsetningen om at alle tre bedrifter er aktive i sluttmarkedet ikke lenger er oppfylt. Med parameterverdier brukt i plottet over er denne kritiske grensen: $m \leq 0,243$.



Figur 5: Markedspris som funksjon av den regulerte marginen, gitt parameterverdien: $\gamma = 10$. Marginalkostnader er normalisert lik null.

Lengst til venstre i figuren er den regulerte marginen lik marginalkostnader i nedstrømsvirksomheten. For moderate verdier på den regulerte marginen, i talleksempel overfor $m \in [0, 0,0715]$, øker gjennomsnittlig sluttmarkedspris dersom den regulerte marginen stiger. For høyere verdier av den regulerte marginen, er effekten motsatt.

Det kan vises at kurven for gjennomsnittspris i markedet er voksende i punktet $m = 0$ for alle $\gamma > 3$. Videre, dersom produktene i markedet blir nærere substitutter, det vil si et positivt skift i γ , skifter toppunktet mot venstre i figuren.

I 2020 (Nkom, 2020) ble reguleringen skjerpet ved at den regulerte marginen, m , økte.²¹ Modelldrøftingen over indikerer at en slik «skjerping» av reguleringen leder til økte markedspriser dersom den regulerte marginen i utgangspunktet er nær nedstrøms marginalkostnad, og at for høyere verdier på den regulerte marginen er effekten usikker – det avhenger av om man i utgangspunktet er til høyre eller venstre for toppunktet av kurven i Figur 5.

For å vurdere hvorvidt marginreguleringen leder til et høyt eller lavt prisnivå, må man spesifisere alternativsituasjoner. I det følgende vurderes fire alternativer:

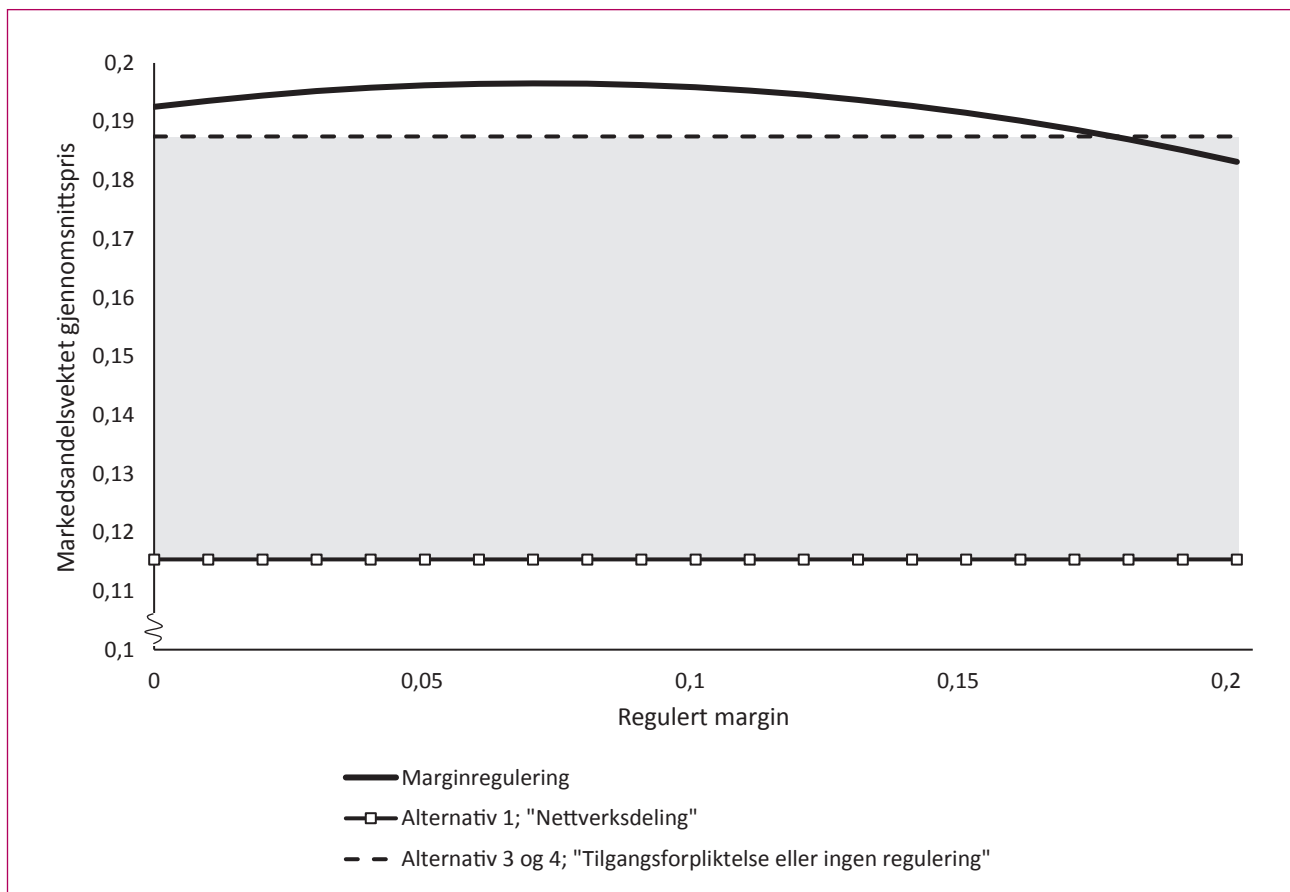
²¹ Den kritiske markedsandelen for at tilgangskjøperen ikke skulle settes i marginskvis, ble redusert fra 5 prosent til 3 prosent. Det betyr at gjennomsnittskostnaden for tilgangskjøperen økte, og følgelig at den nødvendige marginen for at tilgangskjøperen ikke skulle settes i marginskvis, økte tilsvarende.

1. Bedrift 3 har eget nett og er ikke avhengig av å kjøpe tilgang.
2. «Strengere regulering»: Regulatør bestemmer tilgangs- prisen.
3. «Mildere regulering»: Den regulerte bedriften er for- pliktet til å levere tilgang, men reguleringen setter ikke krav til prisingen av tilgang.
4. «Regulering fjernes», noe som potensielt leder til at bedrift 3 stenges ute fra markedet

Alternativ 1 vil selvfølgelig realiseres dersom bedrift 3 bygger sitt eget nettverk, men alternativet kan også oppstå dersom bedrift 3 inngår nettverksdeling med en av de vertikalt integrerte aktørene. Siden det da ikke er tilgangskjø- pere i markedet, og følgelig heller ikke tilgangsregulering, får vi et ett-trinnspill. Da blir likevektsprisene betydelig lavere enn i tilfellet med marginregulering. Gitt at etter- spørselssiden er lik, kostnadsstrukturen er symmetrisk og parametervdiene de samme som i Figur 5, er markeds- prisen om lag 40 prosent lavere dersom bedrift 1 har eget nett sammenlignet med et referansetilfelle der bedrift 1 er

underlagt marginregulering, og marginen er satt lik ned- strøms marginalkostnader ($m = 0$).

Alternativ 2, strengere regulering, vil for eksempel realise- res dersom man gikk over til såkalt kostnadsbasert regule- ring, altså at regulatøren setter tilgangsprisen basert på et kostnadsanslag. Den viktige forskjellen, sammenlignet med marginregulering, er at bedrift 1 ikke er begrenset på samme måte ved fastsetting av egen sluttmarkedspris og derfor konkurrerer mer aggressivt om markedsandeler. Da får vi et totrinns-spill. På trinn 1 setter regulatøren en til- gangspris, på trinn 2 konkurrerer de tre aktørene i marke- det. I appendikset beregnes likevektspriser. Dersom den regulerte tilgangsprisen er satt til marginalkostnaden i nett- virksomheten (det vil si $a = 0$), får tilgangskjøper en kost- nadsstruktur som er identisk med de to andre bedriftene. Da blir likevekten som under alternativ 1. Dersom den regulerte marginen settes høyere enn marginalkostnaden i nettvirksomheten, blir også gjennomsnittlige markedspriser høyere. Dersom den regulerte tilgangsprisen settes til- strekkelig høyt, vil ikke reguleringen binde. Da får vi en likevekt identisk med alternativ 3, tilgangsforpliktelse.



Figur 6: Gjennomsnittlige sluttmarkedspriser når produktene er relativt differensierte.

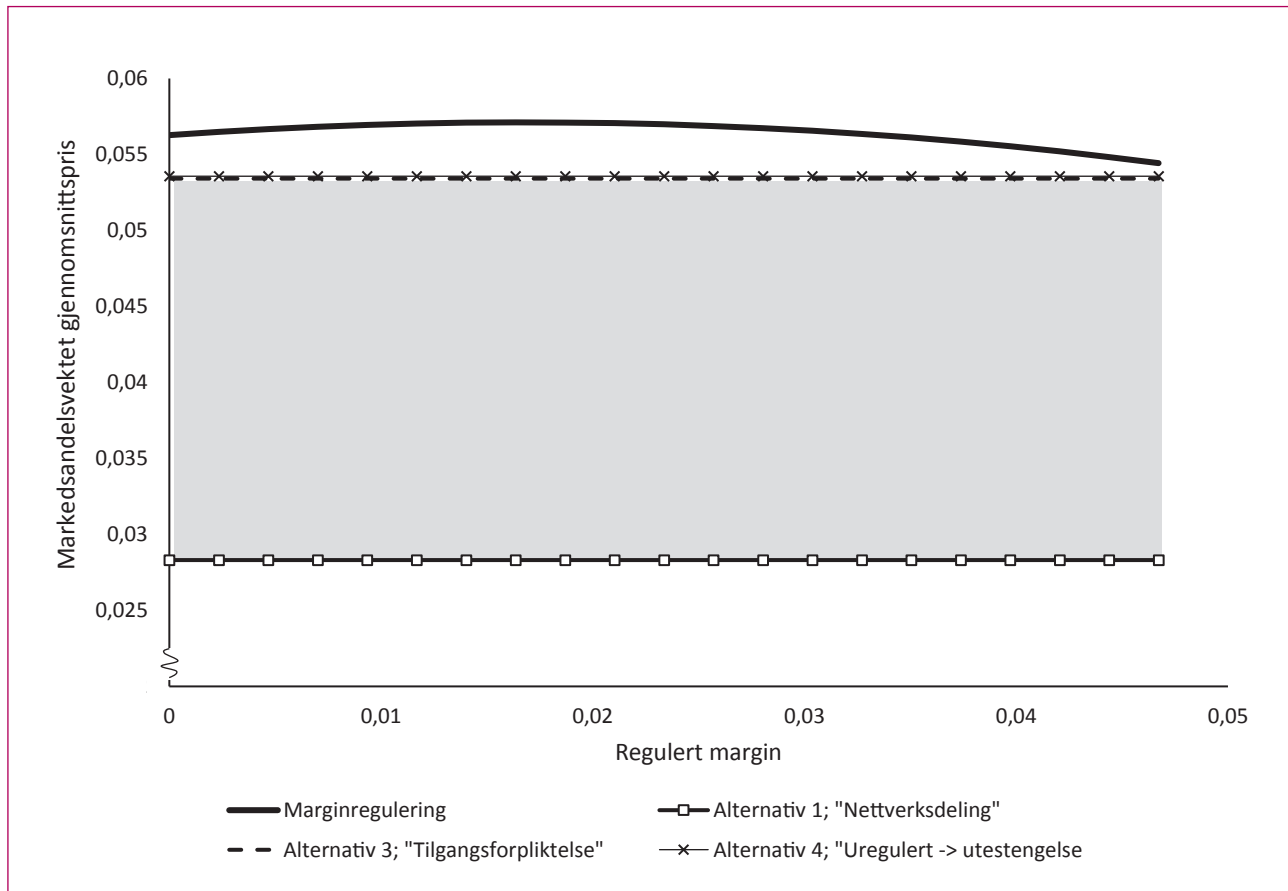
Alternativ 3 innebærer at den regulerte bedriften er pålagt å betjene tilgangskjøpere og ellers står fritt til å fastsette både tilgangsprisen og sluttmarkedsprisen. Dette spillet har liknende trekkrekkefølge som under marginregulering. På siste trinn dannes likevektspriser i markedet, på trinnet før dette fastsetter bedrift 1 tilgangsprisen. Likevekt på trinn 3 er følgelig identisk med den vi fant når regulatøren setter tilgangspris (alternativ 2). På trinnet før velger bedrift 1 den tilgangsprisen som maksimerer egen profitt. Løsningen er kjennetegnet ved at gjennomsnittspris i markedet blir lavere med tilgangsforpliktelse enn med marginregulering gitt realistiske verdier på den regulerte marginen. Alternativ 2, direkte regulering av tilgangspris, gir imidlertid enda lavere sluttmarkedspriser.

Alternativ 4 medfører at all regulering fjernes fullstendig. Dersom nedstrømsproduktene er tilstrekkelig differensiert, vil allikevel bedrift 1 være tjent med å selge tilgang. I vår modell er det tilfellet dersom $\gamma < 27$. I så fall blir prisingen identisk med alternativ 3. For høyere verdier på γ er bedrift 1 tjent med å utestenge bedrift 3. Det kan vises at også med utestengelse vil sluttmarkedsprisene bli lavere enn med marginregulering.

Resultatene av modelldrøftingen er oppsummert i Figur 6 og 7.²² I det første eksemplet er produktene relativt differensiert ($\gamma = 10$). Da er bedrift 1 tjent med å betjene tilgangskjøperen, også i fravær av tilgangsregulering, slik at alternativ 3 og 4 faller sammen.

Dersom tilgangsprisen er direkte regulert (alternativ 2), vil sluttmarkedsprisene avhenge av tilgangsprisen. Utfallsrommet er skravert i grått i Figur 6. Den laveste sluttmarkedsprisen realiseres dersom den regulerte tilgangsprisen settes til marginalkostnad. Da vil tilgangskjøper konkurrere på likefot med de andre aktørene, og markedsutfallet blir identisk med alternativ 1; nettverksdeling. Den høyeste sluttmarkedsprisen realiseres dersom tilgangsprisen settes tilstrekkelig høyt slik at reguleringen ikke binder og utfallet faller sammen med det uregulerte tilfellet. I tall-eksemplet illustrert i Figur 6 leder marginregulering til høyere sluttmarkedspriser enn alternativene. Unntaket fra dette er dersom den regulerte marginen settes svært høyt.

²² I likhet med Figur 5 så er marginalkostnader normalisert til null i Figur 6 og 7.



Figur 7: Gjennomsnittlige sluttmarkedspriser når produktene er relativt nære substitutter.

Da er imidlertid den regulerte marginen omtrent på samme nivå som de gjennomsnittlige sluttmarkedsprisene. Det kan argumenteres for at regulert margin på dette nivået neppe er praktisk gjennomførbart.²³ Vi kan følgelig konkludere med at marginskvisregulering leder til høyere priser enn dersom myndighetene hadde valgt ett av de alternative reguleringsopplegg.

I vårt neste eksempel er produktene relativt nære substitutter. ($\gamma = 50$). Da vil bedrift 1, i fravær av regulering, ha incentiv til å stenge ute bedrift 3. Konkurransen vil allikevel være relativt velfungerende nettopp fordi differensieringen er lav. Gjennomsnittlige sluttmarkedspriser er illustrert i Figur 7.

Det gråskraverte området i figuren markerer utfallsrommet under alternativ 2; direkte tilgangsprisregulering. Fra Figur 7 ser vi at marginregulering alltid gir høyere sluttmarkedspris enn de alternative regimene.²⁴

Det kan ikke utelukkes at en utvidet modell, der en også åpner for grossistkonkurranse, det vil si at de to infrastrukturbedriftene konkurrerer om å betjene tilgangskjøperen, kan lede til at konklusjonene fra analysen over modifiseres. Foros og Hansen (2021) viser imidlertid at for en gitt modellspesifikasjon med grossistkonkurranse kan marginskvisregulering lede til at det ikke eksisterer likevekter i rene strategier, og for andre parameterverdier kan det være likevekter der både tilgangsprisen og sluttmarkedsprisene blir relativt høye.

Et annet forhold som potensielt kan endre konklusjonene over er dersom marginregulering bidrar til nyetablering av tilgangskjøpere som man ellers ikke ville fått, og at disse aktørene bidrar til å presse prisene nedover. Analysene av fusjoner i det norske markedet referert over, gir imidlertid ikke grunnlag for å forvente slike prisseffekter.

AVSLUTTENDE MERKNADER

Det er flere særtrekk ved det norske mobilmarked som potensielt kan forklare at mobiltjenester er dyrere i Norge enn i nabolandene. Fokuset i analysen i denne artikkel har vært på regulatoriske forhold.

²³ I Figur 6 er den høyeste marginen, m , lik 0,2. Dersom den regulerte marginen er høyere enn dette, vil bedrift 1 være tjent med å avstå fra å betjene sluttkunder og reguleringsopplegget kollapse.

²⁴ I likhet med Figur 6 er den øvre grense for regulert margin definert som det nivået der bedrift 1 er tjent med å avstå fra å betjene sluttkunder, slik at reguleringsopplegget kollapse. Denne øvre grensen er en fallende funksjon av γ .

Telenor er gjennom regulering forpliktet til å etterkomme enhver rimelig anmodning om nettilgang. Vilåårene for nettilgang skal være ikke-diskriminerende, og prisen på tilgang må være slik at tilgangskjøper ikke settes i marginskvis. Gjennom en analyse av en modell som forsøksvis fanger opp viktige særtrekk ved det norske mobilmarkedet, har vi vist at marginskvisregulering fører til at sluttmarkedsprisene blir høyere enn de ville vært under alternative reguleringsopplegg. Sluttmarkedsprisene blir lavere både hvis man går over til strengere regulering (regulert tilgangspris) og hvis man går over til mildere regulering (tilgangsforpliktelse eller fjerner reguleringen).

Modellresultatene indikerer at det gunstigste utfallet, sett fra konsumentenes ståsted, er en streng, direkte, regulering av tilgangsprisen. Dersom myndighetene skulle ønske å unngå slik direkte regulering, for eksempel på grunn av informasjonsasymmetrier, vil alternativet med mildere regulering også lede til lavere priser enn under marginskvisregulering.

Det kan innvendes mot den analyserte modellen at den ikke fanger opp alle særtrekk i det norske markedet. Det strategiske poenget, at Telenor gjennom å sette høy tilgangspris demper konkurransen i sluttmarkedet, vil imidlertid neppe endres siden dette er en direkte følge av reguleringen. Det kan imidlertid ikke utelukkes at konklusjonene modifiseres dersom man modellerer at Ice både er tilgangskjøper og har betydelig egen dekning. Tilgangsprisen har derfor ikke like stor betydning for deres marginalkostnader. En analyse av dette forutsetter imidlertid en modell med flere typer tilgangskjøpere der en må modellere eventuelle ikke-diskrimineringskrav mellom ulike tilgangsformer.

En mulig løsning for det norske markedet kan være en todelt politikk som tar hensyn de ulike tilgangskjøperne; Ice med betydelig egen dekning på den ene siden og tilgangskjøpere uten egen dekning på den andre siden. Hvis «nasjonal roaming», der Ice er eneste kjøper, underlegges streng tilgangsprisregulering, mens reguleringen av andre tilgangsformer blir mildere, ville dette kunne sikre at konkurransekraften for Ice ikke svekkes, samtidig som man unngår marginskvisreguleringens konkurranse dempende effekt. Reguleringen av nasjonal roaming kunne for eksempel ta sikte på å replikere vilkår ved nettverksdeling slik at det norske markedet ble mer likt våre naboland med tre fullverdige konkurrerende nett.

REFERANSER

- Armstrong, M., C. Doyle og J. Vickers (1996). The Access Pricing Problem: A Synthesis. *The Journal of Industrial Economics* 44 (2), 131-150.
- Baumol, W. J., J. A. Ordover og R. D. Willig (1997). Parity Pricing and its Critics: A Necessary Condition for Efficiency in the Provision of Bottleneck Services to Competitors. *The Yale Journal of Regulation* 14, 145-163.
- BEREC (2019). BEREC Common Position on Mobile Infrastructure Sharing. BoR (19) 110. https://berec.europa.eu/eng/document_register/subject_matter/berec/regulatory_best_practices/common_approaches_positions/8605-berec-common-position-on-infrastructure-sharing
- Bouckaert J. og F. Verboven (2004). Price squeeze in a regulatory environment. *Journal of Regulatory Economics* 26 (3), 321-351.
- Braunfels, E., A. R. Gramstad og J. Skaar (2019). Efficiency Gains vs. Internalization of Rivalry: Brand-Level Evidence from a Merger in the Mobile Telecom Market. Rapport 3/2019, Konkurransetilsynet.
- Choné, P. og L. Linnemer (2020). Linear demand systems for differentiated goods: Overview and user's guide. *International Journal of Industrial Organization* 73, 102663.
- Cojoc, A., M. Ivaldi, F. P. Maier-Rigaud og O. März (2020). Horizontal cooperation on investment: Evidence from mobile network sharing. Working paper. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3593732>
- Economides, N. og L. J. White (1995). Access and interconnect pricing: how efficient is the «efficient component pricing rule». *The Antitrust Bulletin* 40 (3), 557-579.
- Ekomloven (2003). Lov om elektronisk kommunikasjon. LOV-2003-07-04-83. <https://lovdata.no/lov/2003-07-04-83>
- EU-kommisjonen (2007). Commission Recommendation on relevant product and service markets within the electronic communications sector susceptible to ex ante regulation. 2007/879/EC, Official Journal of the European Union L 344/65.
- EU-kommisjonen (2013). Kommissionens henstilling om sammenhengende forpliktelse vedrørende ikke-diskriminering og metoder til beregning af omkostninger for at fremme konkurransen og forbedre investeringsmiljøet for bredbånd. 2013/466/EU, Den Europæiske Unions Tidende L 251/13.
- EU-kommisjonen (2019). Antitrust: Commission sends Statement of Objections to O2 CZ, CETIN and T-Mobile CZ for their network sharing agreement. Pressemelding 7. august. https://ec.europa.eu/commission/presscorner/detail/en/IP_19_5110
- ERG (2006). Mobile access and competition effects. ERG (06) 45. https://www.berec.europa.eu/doc/publications/erg_06_45_report_on_mobile_access_market_competition.pdf
- Foros, Ø. og B. Hansen (2021). Margin squeeze regulation – some unintended consequences. Mimeo, Universitetet i Sørøst-Norge.
- Foros, Ø., B. Hansen og T. Vergé (2020). Product quality investment co-operation and sharing among downstream rivals: An application to mobile telecommunications. Rapport 7/2020, Konkurransetilsynet.
- Genakos, C., T. Valletti og F. Verboven (2018). Evaluating market consolidation in mobile communications. *Economic Policy* 33 (93), 45-100.
- Hjelmeng, E. og L. Sørgard (2014). *Konkurransopolitikk – Rettslig og økonomisk analyse*. Fagbokforlaget, Bergen.
- Jullien, B., P. Rey og C. V. Saavedra (2014). The Economics of Margin Squeeze. CEPR Discussion Paper No. DP9905. <https://ssrn.com/abstract=2444927>
- Konkurrence- og Forbrugerstyrelsen (2012). Anmeldelse af netdelingssamarbejde mellem Telia og Telenor. Afgørelse nummer 4/0120-0402-0057. <https://www.kfst.dk/afgoerelser-ruling/konkurrenceomraadet/afgoerelser/2012/20120229-anmeldelse-af-netdelingssamarbejde-mellem-telia-og-telenor/>
- Krämer, J. og D. Schnurr (2018). Margin squeeze regulation and infrastructure competition. *Information Economics and Policy* 45, 30-46.
- Laffont, J. J. og J. Tirole (1996). Creating Competition Through Interconnection: Theory and Practice. *Journal of Regulatory Economics* 10 (3), 227-256.
- Laffont, J. J. og J. Tirole (2000). *Competition in Telecommunications*. The MIT press, Cambridge, Massachusetts.
- Maier, N., J. Jørgensen, A. Lunde og O. Toivanen (2019). Ex-post analysis of the Teliasonera-Chess 2005 merger. Rapport 2/2019, Konkurransetilsynet.
- Maier-Rigaud, F. P., M. Ivaldi og C. P. Heller (2020). Cooperation among competitors: Network sharing can increase consumer welfare. Working paper. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3571354>
- Meld. St. 28 (2020-2021). Vår felles digitale grunnmur: Mobil-, bredbånds- og internettjenester.
- Motta, M. og E. Tarantino (2017). The Effect of Horizontal Mergers, When Firms Compete in Prices and Investments. University of Mannheim. Working paper 17-01. https://madoc.bib.uni-mannheim.de/42805/1/17-01_Motta%2C%20Tarantino.pdf
- Nkom (2015). Det norske markedet for elektroniske kommunikasjonstjenester 2014. 20. mai, revidert 2. september. <https://ekomstatistikken.nkom.no/files/ekomportal2/2014/Det%20norske%20ekommarkedet%202014.pdf>
- Nkom (2020). Vedtak om utpeking av tilbyder med sterk markedsstilling og pålegg om særskilte forpliktelser i markedet for tilgang til og samtaleoriginering i offentlige mobilkommunikasjonsnett. Nkom sak 1804194, 14. mai.
- Rey, P. og J. Tirole (2006). A Primer on Foreclosure. I M. Armstrong og R. Porter (red.), *Handbook of Industrial Organization III*. North-Holland, Amsterdam.
- Tefficien (2020). Assessment of Norwegian mobile revenues in a Nordic context. <https://www.regjeringen.no/contentassets/6f57f46db5724f118e0274c6ffc08dac/analysis-of-norwegian-mobile-revenue-data-usage-and-pricing-by-tefficien...pdf>

APPENDIKS

Etterspørselssiden av markedet modelleres ved å anta en representativ konsument med en Shubik-Levitan-nyttefunksjon. La p_i og γ være henholdsvis sluttmarkedspris bedrift i og en parameter som måler grad av produktendifferensiering. Etterspørsel rettet mot bedrift i gitt ved:

$$D_i(p_i, p_j, p_k) = \frac{1}{3} \left(1 - p_i - \gamma \left(p_i - \frac{p_i + p_j + p_k}{3} \right) \right) \quad i, j, k = 1, 2, 3 \text{ og } i \neq j \neq k, \quad \gamma \geq 3$$

Det forutsettes null i marginalkostnad, både oppstrøms og nedstrøms, og at den regulerte marginen minst dekker marginalkostnader, det vil si $m \geq 0$.

Spillet løses med baklengs induksjon.

Reguleringen binder på spillets trinn 3 når $m > 0$ og $\gamma > 3$. Det betyr at bedrift 1 setter sluttmarkedspris $p_1 = a + m$. Bedrift 2 og 3 setter sine respektive sluttmarkedspriser for å maksimere profitt slik at systemet av beste responsfunksjoner er gitt ved:

$$\begin{aligned} p_1 &= a + m \\ p_2 &= \operatorname{argmax} [p_2 * D_2(p_2, p_1, p_3)] \\ p_3 &= \operatorname{argmax} [(p_3 - a) * D_3(p_3, p_1, p_2)] \end{aligned}$$

Likevektspriser på trinn 3 blir:

$$\begin{aligned} p_1 &= a + m \\ p_2 &= \frac{1}{3(\gamma + 2)} \left(3 + \gamma m + \frac{\gamma(9 + 7\gamma)a}{5\gamma + 6} \right) \\ p_3 &= \frac{1}{3(\gamma + 2)} \left(3 + \gamma m + \frac{(18 + 30\gamma + 13\gamma^2)a}{5\gamma + 6} \right) \end{aligned}$$

På spillets trinn 2 løser bedrift 1 følgende problem: $\max [p_1 * D_1(p_1, p_2, p_3) + a * D_3(p_3, p_1, p_2)]$. Ved å sette inn for likevektspriser i de respektive leddene og deretter løse optimeringsproblemet finner vi:

$$\begin{aligned} a &= \frac{3(5\gamma + 6)}{4(\gamma^2 + 9\gamma + 9)} - \frac{5\gamma + 6}{7\gamma + 9} m \\ p_1 &= \frac{3(5\gamma + 6)}{4(\gamma^2 + 9\gamma + 9)} + \frac{2\gamma + 3}{7\gamma + 9} m \\ p_2 &= \frac{(11\gamma + 12)(\gamma + 3)}{4(\gamma + 2)(\gamma^2 + 9\gamma + 9)} \\ p_3 &= \frac{17\gamma^2 + 66\gamma + 54}{4(\gamma + 2)(\gamma^2 + 9\gamma + 9)} - \frac{2\gamma + 3}{7\gamma + 9} m \end{aligned}$$

Alternativsituasjoner til at bedrift 1 er underlagt marginregulering er:

- 1) Bedrift 3 har eget nett og er ikke avhengig av å kjøpe tilgang
- 2) «Strengere regulering»: En regulatør bestemmer den maksimale tilgangsprisen bedrift 1 kan kreve
- 3) «Mildere regulering»: Bedrift 1 er forpliktet til å levere tilgang, men reguleringen setter ikke krav til prisingen av tilgang
- 4) «Regulering fjernes», noe som potensielt leder til at bedrift 3 stenges ute fra markedet

Alternativ 1: Dersom bedrift 3 har eget nett og vi antar en symmetrisk kostnadsstruktur, maksimerer bedriftene: $p_i * D_i$. Det gir likevektspriser $p_i = \frac{3}{2\gamma + 6}$

Alternativ 2: Bedrift 2 og bedrift 3 har de samme beste responsfunksjonene som over. Bedrift 1 har beste responsfunksjon:

$$p_1 = \operatorname{argmax} [(p_1) * D_1(p_1, p_2, p_3) + a * D_3(p_3, p_1, p_2)]$$

Likevektsprisene blir:

$$\begin{aligned} p_1 &= \frac{3}{2\gamma + 6} + \frac{\gamma(5\gamma + 9)}{2(5\gamma^2 + 21\gamma + 18)} a \\ p_2 &= \frac{3}{2\gamma + 6} + \frac{3\gamma(\gamma + 1)}{2(5\gamma^2 + 21\gamma + 18)} a \\ p_3 &= \frac{3}{2\gamma + 6} + \frac{7\gamma^2 + 21\gamma + 18}{2(5\gamma^2 + 21\gamma + 18)} a \end{aligned}$$

Dersom reguleringen binder så karakteriserer dette likevekten. Vi ser direkte at dersom regulatør setter tilgangspris til marginalkostnad, $a = 0$ så blir prisnivået i sluttmarkedet identisk med tilfellet der bedrift 3 har eget nettverk. Dersom reguleringen ikke binder, er likevektene i alternativ 2 og alternativ 3 identiske.

Alternativ 3: Likevekt på spillets siste trinn, for gitt a , er identisk med alternativ 2. På trinnet før dette løser bedrift 1 følgende problem: $\max_a [p_1 * D_1(p_1, p_2, p_3) + a * D_3(p_3, p_1, p_2)]$. Tilgangsprisen som maksimerer profitt er:

$$a = \frac{3(5\gamma + 6)(18\gamma + 5\gamma^2 + 18)}{20\gamma^4 + 249\gamma^3 + 909\gamma^2 + 1296\gamma + 648}$$

Denne tilgangsprisen kan settes inn i uttrykkene for sluttmarkedspriser.

Alternativ 4: Reguleringen fjernes. Bedrift 1 er tjent med å selge tilgang dersom $\gamma < 27$. I så fall blir prisingen identisk med alternativ 3. For høyere verdier på γ er bedrift 1 tjent med å utestenge bedrift 3. De to gjenværende bedriftene står da overfor følgende etterspørselsfunksjon:

$$\tilde{D}_{i(p_i, p_j)} = \frac{1+\gamma}{3} \left(1 - p_i - \frac{1+\gamma}{3+2\gamma} (2 - (p_i + p_j)) \right) \quad i, j = 1, 2 \text{ og } i \neq j, \quad \gamma \geq 27$$

Den symmetriske likevekten er kjennetegnet ved priser:

$$p_i = \frac{3}{\gamma+6}$$



SAMFUNNSØKONOMENE

For raske oppdateringer og nyheter, følg oss på facebook, twitter og instagram!



twitter.com/Samfunnsokonom



facebook.com/samfunnsokonomene



instagram.com/samfunnsokonomene

THOMAS LANGE

*Doktorgradskandidat, Norges Handelshøyskole
og Seniorrådgiver, Skatteetaten*

ANNE MAY MELSOM

Phd, Seniorrådgiver, Skatteetaten

Påvirker oppholdstid i Norge etterlevelse hos utenlandske arbeidstakere?¹

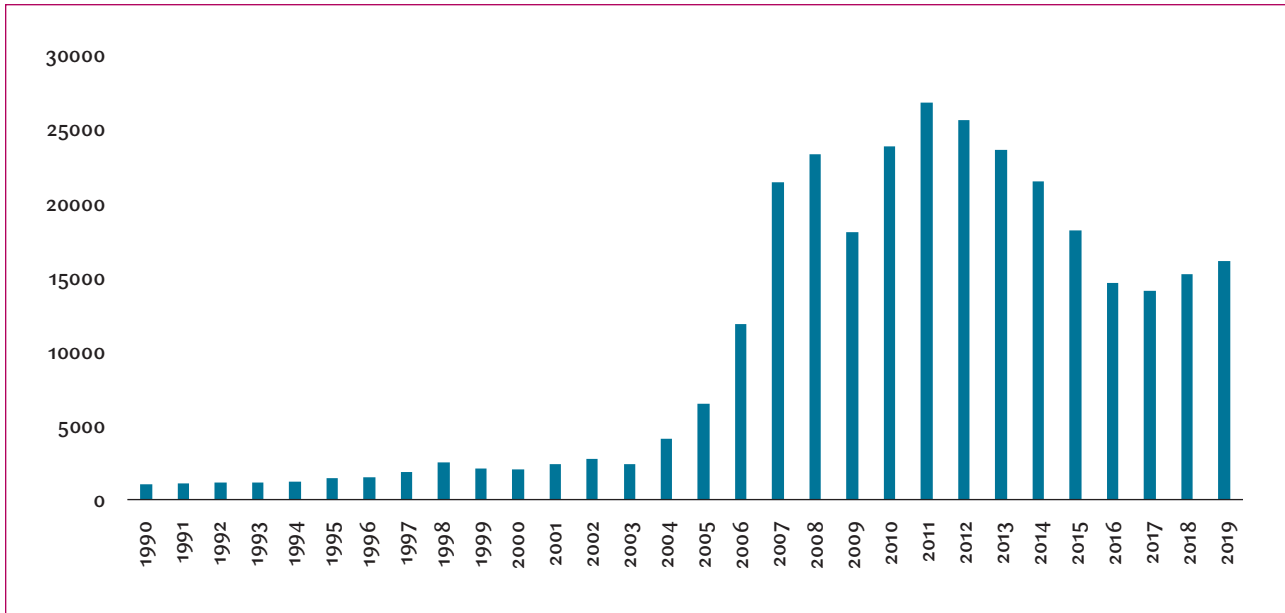
Økt arbeidsinnvandring de siste 15 årene fra land der tilliten til et moderne skattesystem ikke nødvendigvis er like høy som i Norge, gjør det relevant å se på om noen kulturelle faktorer kan påvirke etterlevelsen av skatteregelveverket, og om oppholdstid i Norge endrer denne i noen retning. I denne artikkelen bruker vi data fra randomiserte kontroller i Skatteetaten til å belyse forskjeller og likheter i etterlevelse mellom norske og utenlandske skatteyttere.

INNLEDNING

En rådende oppfatning i forskningslitteraturen er at etterlevelsen i samfunnet øker når individet over tid eksponeres for de normer og lover som gjør seg gjeldende i møte med ulike deler av statsforvaltningen (Torgler, 2014; Alm, 2019). Skatteetaten er opptatt av å få kunnskap om hva som øker etterlevelsen hos skattepliktige generelt, og hos utenlandske arbeidstakere spesielt. Fordi vi har hatt en sterk økning i arbeidsinnvandringen til Norge, særlig etter utvidelsen av EU mot Øst-Europa i 2004, har dette spørsmålet også betydning for statens finanser: For å sikre skatteprovenyet over tid må også etterlevelsen i skattesystemet være noenlunde stabil, alt annet likt. Med avtagende inntekter fra petroleumssektoren offshore, både gjennom statens eierskap og gjennom petroleumsbeskatningen, får øvrige skatteinntekter større betydning i finansieringen av de offentlige velferdsgodene.

Med bakgrunn i randomiserte data fra Skatteetatens kunnskapskontroller, ser vi på om etterlevelsen øker med oppholdstid i Norge for arbeidsinnvandrere i typisk arbeidsintensive bransjer, korrigert for korrupsjons- og konflikteksponering i hjemlandet. Vi bruker skriftlig arbeidskontrakt som mål på etterlevelse; altså en dummyvariabel som spesifiserer hvorvidt de ansatte har eller mangler en slik kontrakt med arbeidsgiver. En systematisk innføring av ulike kontrollvariabler med støtte i tilgrensende faglitteratur, gir noen overraskende svar. Vi finner for eksempel en statistisk signifikant effekt av egen konflikteksponering, men ingen betydning av hjemlandets korrupsjonsnivå. Vi finner høyere etterlevelse blant de som har bodd i landet 5–10 år i forhold til de med oppholdstid over 10 år. Trolig er det også andre elementer i arbeidsmarkedet som har stor betydning for etterlevelse enn disse antatte, «kulturelle» faktorene som er hyppig brukt som forklaringer på variasjon i etterlevelse i andre områder av faglitteraturen (Damania mfl., 2004; Baum og Gupta, 2017).

¹ Vi takker Evelina Gavrilova-Zoutman, Knut Løyland, Steinar Strøm og Floris Zoutman for innspill og kommentarer.



Figur 1: Arbeidsinnvandring til Norge, 1990–2019.

Kilde: SSB.

TIDLIGERE STUDIER

Studier av korrupsjonsnormer og skattemoral har fått økt oppmerksomhet den siste tiden (Jahnke og Weisser, 2019). Kunnskap fra slike studier blir stadig viktigere for moderne skatteadministrasjoner i en tid med globalisering og internasjonal utveksling i arbeidsstyrken. Siden utvidelsen av EU har Norge sett en betydelig økning i antall og mobilitet av utenlandske arbeidstakere. Siden 1990 har litt over 300 000 arbeidsinnvandrere kommet til Norge, jf. Figur 1.

Siden det sentrale, teoretiske bidraget om skatteunndragelse fra Allingham og Sandmo (1972), har den empiriske litteraturen om tema stort sett fulgt to metodiske retninger: indirekte estimater, ved bruk av forskjellige Proxy-variabler for skjult eller underslått inntekt (Pissarides og Weber, 1989), og makroøkonomiske estimater som tar sikte på å beregne hele den uformelle delen av et lands økonomi (Medina og Schneider, 2017). En ganske omfattende gjennomgang av forskningslitteraturen om skatteunndragelse er gitt av Slemrod (2007) og Slemrod (2016). Tradisjonelt har det norske skattesystemet vært basert på at tillit og plikt, i kombinasjon med en stabil tilførsel av offentlige goder, vil opprettholde etterlevelse (Brautigam mfl., 2008; Holte, 2020). Det kan imidlertid se ut til at økende etnisk fraksjonering reduserer frivillig etterlevelse (Lassen, 2007).

I metoder for å måle omfanget av skatteunndragelse, står en alltid overfor spørsmålet om definisjonsavgrensning av skatteunndragelse (Gerxhani, 2004; Schneider og Enste, 2000; Alm mfl., 2004; Feld og Schneider, 2010). Schneider (2012) forsøker å definere svart økonomi gjennom ulike typer av uformell økonomisk aktivitet, unndratt beskatning. Vår definisjon er smalere: Vi ønsker ikke å si noe om motivasjonen bak manglende etterlevelse. Våre data gir ikke et godt nok grunnlag for å skille mellom bevisst unndragelse og ubeviste feil. De ulike bidragene fra Schneider mfl. bruker en tilpasset makromodell for å estimere uformell økonomisk aktivitet i forskjellige land (f.eks. Schneider og Buehn, 2018; Medina og Schneider, 2017). For kritiske vurderinger av modellen, se Breusch, 2005; Feige, 2016). I stedet for å kvantifisere effektene av skatteunndragelser og uformell økonomisk aktivitet på makronivå, ønsker vi i denne artikkelen å måle hvordan oppholdstid påvirker etterlevelse, når en kontrollerer for «institusjonelle» variabler som korrupsjon og konflikt-eksponering.

Endringer i etterlevelse på grunn av midlertidige eller permanente, demografiske endringer har etter vår kunnskap ikke blitt tilstrekkelig belyst i forskningslitteraturen. Det kan være flere grunner til dette. Raske demografiske endringer i en befolkning er ofte forårsaket av innvandring. Forskning som søker å belyse forskjeller i etterlevelse mellom forskjellige kulturer, har ofte blitt sett på som kontro-

versieil. Noen studier ser på effekter av skatteinntekter fra migrasjon. De fokuserer imidlertid enten på makroinntektseffekter av innvandring (Harding og Mutascu, 2016) eller effekten av migrasjon på skattesatser til høyinntektsindivider (Young og Varner, 2011; Kleven mfl., 2014). Ingen av disse studiene diskuterer etterlevelseeffekter fra migrasjon eller demografiske endringer.

Siden Torgler (2007) og Torgler mfl. (2008) studerte flerkulturelle forskjeller i tilpasninger til skattesystemet, er forskning på skattemoral vanligvis opptatt av både den underliggende kultur som en årsak til skatteunndragelse (Cummings mfl., 2009), og, litt motsatt, hvorfor skattemoral i vestlige land er så høy, gitt den lave sannsynligheten for kontroll og sanksjoner (Frey og Torgler, 2007). DeBacker mfl. (2012) finner at amerikanske selskaper med eiere fra mer korrupte land unngår mer skatt i USA. Felles for disse empiriske tilnærmingene er enten bruk av spørreundersøkelser eller bruk av risikobaserte kontrolldata, hvor sistnevnte alltid involverer en slags skjevhet.

Ved bruk av et tilfeldig utvalg på 15 000 individuelle skattemeldinger, beregner Bott mfl. (2017) effekter av ulike typer av intervensjon. De beregner effekten på egenrapportert, utenlandsk inntekt av forskjellige moralske formuleringer i brev sendt ut til en test- og en kontrollgruppe før levert skattemelding, og finner at inkludering av en moralsk appell eller en setning i et brev fra skatteetaten, nesten doblet den gjennomsnittlige, egenrapporterte utenlandske inntekten. Deres funn sammenfaller med resultatene til Luttmer og Singhal (2014). Selv om sistnevnte ikke har ambisjon om å gi en fullstendig litteraturgjennomgang av feltet, er deres bekymring den økende avstanden mellom tradisjonen etter den rasjonelle, agentbaserte teorien fra Allingham og Sandmo (1972), og skatteadministrasjonens interesse for å forbedre frivillig etterlevelse, eller «skattemoral.» Bekymringen er ikke uten begrunnelse. Det voksende feltet av atferdsøkonomisk forskning siden Tversky og Kahneman (1979) viser tydelig et avvik mellom klassisk, rasjonell nytteteori og atferdsmessig innflytelse på skatteyteres tilpasninger.

Den eneste studien vi har funnet som tar opp spørsmålet om sammenhengen mellom migrasjon, oppholdstid og etterlevelse er Bastani mfl. (2020). De ser på bruken av pendlerfradrag blant ulike innvandreregrupper i Sverige og finner at bruken av pendlerfradrag blant arbeidsinnvandrere øker med oppholdstid. Studien avdekker imidlertid

ikke nødvendigvis feil bruk av fradrag, snarere mangel på fradragsføring som i seg selv ikke er å betrakte som et regelverksbrudd. I den økonomiske faglitteraturen er det med andre ord få bidrag om sammenhengen mellom migrasjon, demografiske endringer og etterlevelse. En systematisk tilnærming til problemstillingen er å se på effekten av kjente variabler fra tilgrensende faglitteratur. Det er dette som er utgangspunktet for analysene i denne artikkelen.

SKATTEETATENS KUNNSKAPSKONTROLLER

Skatteetaten gjennomførte i 2018 i samarbeid med de kommunale skatteoppkreverne randomiserte kontroller på lønnsområdet. Analysene i denne artikkelen bygger på data fra disse kontrollene. De er en del av en større omprioritering der Skatteetaten søker å innrette deler av kontrollvirksomheten for mer systematisk kunnskapsbygging om økonomisk kriminalitet og generell etterlevelse i samfunnet. Som en del av denne omleggingen har Skatteetaten i større omfang enn tidligere innført randomiserte kontroller som en integrert del av sin virksomhet. Randomiserte kontroller innebærer at kontrollkandidatene skal trekkes tilfeldig fra en definert målgruppe slik at en kan generalisere funn fra kontrollene til hele målgruppen kontrollkandidatene er trukket fra. Gjennom forholdsvis få kontroller får Skatteetaten kunnskap om mange skatteytere, ikke bare de som er kontrollert

Formålet med de randomiserte kontrollene er å lære mer om områder og skattepliktige der risikobaserte kontroller som retter seg mot forhåndsdefinerte risikoområder ikke kan generere systematisk kunnskap. Innretningen på randomiserte og risikobaserte kontroller er imidlertid forskjellig. Risikobaserte kontroller er ofte mer omfattende og kontrollhandlingene tilpasses i stor grad den enkelte virksomhet for å best mulig kunne avdekke skatteunndragelser. Randomiserte kontroller må i motsetning til de risikobaserte kontrollene følge samme kontrollhandlinger og gjennomføres i større skala for å kunne gi generaliserbar kunnskap. De blir derfor gjerne mindre omfattende og egner seg bedre til å si noe om enklere feil og avvik.

POPULASJON OG UTVALG

Målpopulasjon for kontrollene ble definert med utgangspunkt i virksomheter som har rapporter arbeidsforhold og andre opplysninger i a-meldingene for 2017. Den består av virksomheter som:

- har mer enn 100 000 kr i omsetning, samlede driftsinntekter på 200 000 kr eller mer og/eller samlede
- lønnskostnader på 500 000 eller mer
- har mellom 5 og 20 ansatte med ytelse i gjennomsnitt pr. måned
- har mer enn 100 000 kr på post 4500 (Underentreprise) og 6700 (Fremmedtjenester) i 2016
- er i arbeidsintensive næringer
- har enhetstypene Aksjeselskap (AS), Enkeltmannsforetak (ENK) og Norskregistrert utenlandsk foretak (NUF)
- er i NACE-koder der mer enn halvparten av virksomhetene har utenlandske arbeidstakere

Målpopulasjonen består av totalt 30 961 virksomheter. Et tilfeldig og stratifisert utvalg fra denne målpopulasjonen har blitt trukket til kontroll. Utvalget er stratifisert etter bransje for å sikre at alle bransjer i målpopulasjonen blir representert i utvalget, og for også å kunne trekke flere virksomheter fra bransjer med høy risiko for manglende etterlevelse. Totalt 1974 virksomheter har blitt kontrollert. Se Appendiks 1 for en oversikt over bransjene som er med i målgruppen.

Kontrollopplegget omfatter en rekke temaer med mange spørsmål, sjekkpunkter og kontrollhandlinger. De fleste av disse gjelder overordnet for *virksomheten* (ført regnskap, ført lønnsregnskap, dokumentert timeforbruk, skattekutt, ført personalliste mm). I tillegg er det innhentet dokumentasjon (arbeidskontrakter, timelister, lønnslipper, overtidsbetaling, feriepengene mm) for opptil fem tilfeldige *ansatte* pr. virksomhet. De ansatte er trukket basert på registrerte arbeidsforhold i a-meldingen i 2017 med utgangspunkt i den måneden i løpet av 2017 der virksomheten har flest registrerte arbeidsforhold. For virksomheter med flere enn fem registrerte arbeidsforhold er inntil 10 trukket tilfeldig og utførende revisor i Skatteetaten (heretter revisor) skulle kontrollere de fem første fra en liste med tilfeldig orden. For virksomheter med fem eller færre registrerte arbeidsforhold er alle tatt ut til kontroll.

Det er disse ansatte som utgjør utvalget i denne analysen. Vi bruker opplysninger om dem som fremgår av kontrollen. I tillegg har vi hentet opplysninger fra Skatteetatens datavarehus på øvrige ansatte innenfor hver virksomhet, og koblet på korrupsjonsindeks (Transparency International, 2019) og informasjon om de kommer fra land der det har vært væpnet konflikt (Gleditsch mfl., 2002).

VALG AV METODE

Fordi randomiserte kontroller innebærer tilfeldig utplukk av kontrollobjekter, gir denne datainnsamlingen et representativt utvalg. Det er derfor ikke nødvendig å korrigere resultatene for skjevheter i utvalget. Dataene er samlet inn for ett år (2017). Vi gjør ingen analyse av etterlevelse før og etter en intervensjon (for eksempel før og etter kontrollen) og har følgelig heller ikke delt datasettet i en forsøksgruppe og en kontrollgruppe. Valget av metode består i å finne og spesifisere den regresjonsmodellen som passer best til å studere våre data og sammenhengene vi er interesserte i. Vi ønsker å belyse sammenhengen mellom oppholdstid og etterlevelse kontrollert for egenskaper ved virksomhetene de ansatte jobber i og egenskaper ved revisoren i Skatteetaten som har gjennomført kontrollen. For dette formålet mener vi at en lineær regresjonsmodell er best egnet selv om den avhengige variabelen er binær.

Som en robusthetstest har vi kjørt en Probit-modell med de samme forklaringsvariablene. Slike modeller gir imidlertid andre resultater enn lineære modeller først når snittet av den avhengige variabelen ligger over 0,95 eller under 0,05. Det er ikke tilfelle med våre data. Det er videre ikke like enkelt å inkludere kontroll for virksomhet og revisor (som har svært mange verdier) i Probit-modeller. Vi bruker derfor lineære regresjoner som hovedmodeller. Resultatene fra Probit-modellen er gjengitt i Appendiks 2.

HVORDAN MÅLER VI ETTERLEVELSE HOS ANSATTE?

Vi er opptatt av den delen av et arbeidsforhold mellom arbeidsgiver og arbeidstaker der sistnevnte «velger» å etterleve eller ikke. Bjørneby mfl. (2018) argumenterer for at manglende etterlevelse i Norge på poster i skattemeldingen der det foreligger tredjepartsinformasjon, skyldes bevisst unndragelse fordi forhåndsutfylte opplysninger gir Skatteetaten et effektivt verktøy for automatisk kontroll ved å sammenholde informasjon fra skattemelding med A-meldingen til respektive skatteytters arbeidsgiver. Denne tankegangen er i tråd med andre bidrag, f.eks. Abraham mfl. (2015), Nygard mfl. (2016) og Kolm og Larsen (2019). Derfor vil det være lite sannsynlig at noen arbeidstakere vil be arbeidsgiveren om å unndra skattbar inntekt og be om differansen, siden skattekutt i et tredjepartsrapporteringsregime er arbeidsgivers ansvar. Dette gir opphav til spørsmålet: Hvordan måler vi etterlevelse hos den ansatte?

Vi argumenterer med at en arbeidsrelasjon krever noen forhåndsbestemte holdninger formet av erfaring fra andre arbeidsrelasjoner. Fra de ansattes synspunkt vil en formalisering av lønnsnivået, oppdragets varighet og innholdet i arbeidet vanligvis kreve en skriftlig kontrakt. Det bør være i den ansattes interesse å ha skriftlig arbeidskontrakt uavhengig av hvilken motivasjon arbeidsgiveren måtte ha for ikke å tilby det, siden manglende skriftlig kontrakt vil sette arbeidstakeren i en svakere posisjon. Manglende arbeidskontrakt kan enten skyldes manglende kunnskap om at dette kreves i Norge, eller være en indikasjon på ulovlig skatteunndragelse i samarbeid med arbeidsgiveren (Bjørneby mfl., 2018). Det kan også tenkes at arbeidstakere som får arbeidskontrakt velger å bli lenger, men vi er i hovedsak opptatt av om etterlevelse og oppholdstid korrelerer, snarere enn årsakssammenhengen. Vi måler etterlevelse gjennom en dikotom utfallsvariabel som får verdien 1 hvis den ansatte holder kontrakt med arbeidsgiver, og 0 ellers.

MODELLER OG VARIABLER

Den mest sentrale forklaringsvariabelen i analysene våre er oppholdstid i Norge. Vi ønsker altså å belyse sammenhengen mellom oppholdstid og sannsynligheten for å ha skriftlig arbeidskontrakt. Vi måler netto oppholdstid i Norge gjennom livet basert på tilflyttings- og fraflyttingsdatoer i folkeregisteret. For norske statsborgere som ikke har bodd utenlands på noe tidspunkt vil oppholdstiden tilsvare den ansattes alder.

Videre antar vi ikke en lineær sammenheng mellom oppholdstid og etterlevelse, men deler utvalget i tre ulike oppholdstidsgrupper 0–5 år, 5–10 år og over 10 år. Dette er den samme inndelingen som Bastani mfl. (2020).

Vi inkluderer videre to sentrale, institusjonelle variabler fra «hjemlandet.» Korrupsjonsindeksen (CPI) scorer og rangerer land basert på hvor korrupt et lands offentlige sektor oppfattes å være av eksperter og forretningsledere (Transparency International, 2019). Det er en sammensatt indeks av 13 undersøkelser og vurderinger av korrupsjon, samlet av en rekke anerkjente institusjoner. CPI er en omfattende brukt indikator for korrupsjon i faglitteraturen (Lambsdorff, 1999).

Den andre variabelen er konstruert fra et datasett som beskriver væpnede konflikter i land og områder siden 1946 (Gleditsch mfl., 2002). Terskelen for konflikt i dette datasettet er satt til 25 døde i stridshandlinger per år. I tråd med

for eksempel Miguel mfl. (2011) definerer vi konflikt-eksponering til hvorvidt arbeidstakeren kommer fra et land som har vært i væpnet konflikt de siste 25 år før tilflytning til Norge. Et krigstraume kan ha individuelle langtidsvirkninger gjennom et helt liv, og den tilliten man hadde til noen grunnleggende funksjoner ved sentraladministrasjonen før krigsutbruddet, tar typisk lang tid å bygge opp igjen. Med dette sier vi altså at konflikteksponering tidligere enn 25 år før ankomst til Norge ikke har noen effekt på etterlevelsen. I de tilfeller vil det kun være korrupsjonsnivået som påvirker eventuell manglende etterlevelse.

Med andre ord antar vi at korrupsjonsindeksen representerer en (langsiktig) «kulturell» standard, mens væpnet konflikt typisk representerer et «traume» som på mellomlang sikt ødelegger institusjoner som naturlig binder individet til statsforvaltningen (herunder skatteadministrasjonen).

Vi kjører tre modeller. Én lineær OLS (1) og to modellvarianter der vi kontrollerer for utførende skatterevisor og virksomhet (organisasjonsnummer) (2), alle med standardfeil gruppert på NACE-kode (nivå 2):

$$Y_i = \alpha + \beta_1 T_i + \beta_2 CPI_i + \beta_3 Krig_i + \beta_4 X'_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$Y_i = \beta_1 T_i + \beta_2 CPI_i + \beta_3 Krig_i + \beta_4 X'_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

Den avhengige variabelen (Y) er etterlevelse hos ansatt i. Denne variabelen tar verdien 1 hvis den ansatte har en skriftlig kontrakt, og 0 hvis han eller hun ikke har det.

CPI-verdiene er i utgangspunktet en skala fra 0–100 der land med høyt korrupsjonsnivå har lave verdier. I modellene våre er CPI_i invertert CPI-score for den ansatte i det året han eller hun migrerte til Norge. Inverteringen er gjort for å gi mer intuitive resultater der høyere tall representerer høyere korrupsjonsnivå. Norske ansatte har fått CPI-score for kontrollåret 2018 som er verdien 16.

$Krig_i$ er en væpnet konflikt-dummy for den ansatte i, som tar verdien 1 om det har vært en konflikt de siste 25 år før ankomst til Norge, og 0 hvis ikke. T er hans eller hennes oppholdstid i Norge som spesifisert over. X er for begge modeller en vektor av følgende kontrollvariabler:

1. Kjønn der kvinner har verdien 1 og menn har verdien 0.
2. Gjennomsnittlig invertert CPI-score for alle ansatte i samme firma
3. Andel ansatte i samme firma med konfliktbakgrunn
4. Stillingskategorier

Tabell 1: *Deskriptiv statistikk.*

Variabel	N	Snitt	SD	Min	Max
Skriftlig Kontrakt	4937	0.83	0.38	0.00	1.00
Oppholdstid	5007	26.76	19.52	0.00	71.00
Kvinne	5007	0.36	0.48	0.00	1.00
Konflikt	5007	0.08	0.28	0.00	1.00
Konfliktandel Ansatte	5007	0.08	0.17	0.00	1.00
CPI Ansatt	5004	27.96	19.79	0.00	92.00
Snitt CPI Ansatte	5007	28.02	14.20	5.00	86.38
Utenlandsk	5007	0.38	0.49	0.00	1.00
Faglært	4864	0.24	0.43	0.00	1.00
Leder	4864	0.16	0.37	0.00	1.00
Ufaglært	4864	0.38	0.48	0.00	1.00
Andre	4864	0.21	0.41	0.00	1.00

Vi har også kjørt modellene med såkalte interaksjonsledd mellom oppholdstid og invertert CPI-score, og mellom oppholdstid og konflikt for å undersøke eventuelle samspillseffekter mellom den ansattes bakgrunn og oppholdstid i Norge, men finner ingen slike samspillseffekter. De effektene vi finner av korrupsjon og konflikt er med andre ord uavhengige av oppholdstid.

DESKRIPTIV STATISTIKK

Hovedtrekkene til de ulike variablene i modellene er oppsummert i Tabell 1.

Vi ser at 83 pst. av arbeidstakerne holder skriftlig kontrakt, som er vårt mål på etterlevelse. Gjennomsnittlig oppholdstid er 26,8 år og gjennomsnittlig CPI-score for de ansatte i utvalget er 28. Det er også gjennomsnittsverdien når vi ser på gjennomsnittlig CPI-score for alle ansatte i virksomheten. For øvrige dummyvariabler viser «snitt» andelen av variabelen som tar verdien 1, altså er 36 pst av utvalget kvinner, 8 pst eksponert for konflikt, 38 pst av utenlandsk opprinnelse etc. Til tross for en relativt høy andel arbeidstakere med utenlandsk opprinnelse, ser vi at svært få av det totale utvalget kommer fra et land i konflikt mindre enn 25 år før ankomst til Norge.

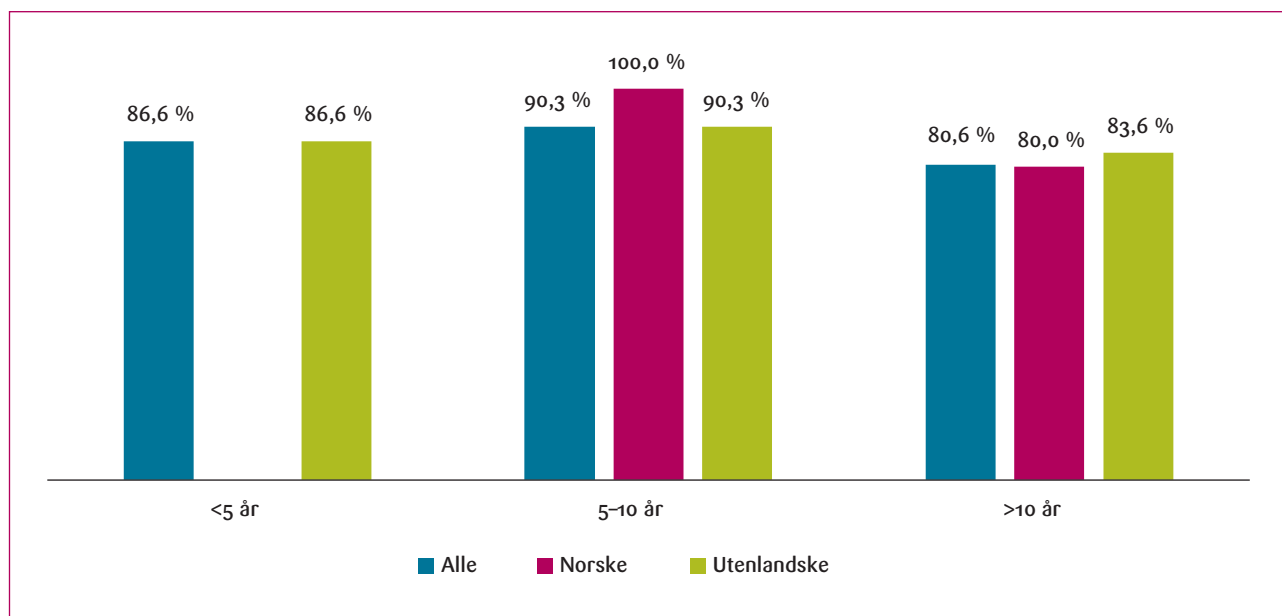
Bastani mfl. (2020) analyserer forskjeller i føring av reise- fradrag på skattemeldingen i Sverige i perioden 2002–2013, mellom svenskfødte og innvandrere. I tråd med deres studie, har vi også delt in populasjonen i oppholdstidsgrupper (<5 år; 5–10 år; >10 år) basert på samme resonnement: Utenlandske arbeidstakere blir mer og mer assimilert i

arbeidsmarkedet over tid, men det er ikke en lineær sammenheng mellom oppholdstid og føring av fradrag. Tendensen er likevel klar i deres studie; etterhvert fører de utenlandske skatteyterne fradrag mer og mer likt som arbeidsstyrken for øvrig.

Dersom vi bryter ned etterlevelse, altså skriftlig arbeidskontrakt, på de ulike oppholdstidsgruppene, ser vi ingen klar trend. Det er ikke slik at etterlevelsen øker jevnt med antall år i Norge, jf. Figur 1.

Den første oppholdstidsgruppen består utelukkende av utenlandske arbeidstakere, og det er også svært få norske i den neste gruppen. Vi ser at sannsynligheten for å ha skriftlig arbeidskontrakt øker fra den første til den andre oppholdstidsgruppen, for deretter å avta. En mulig forklaring til dette kan være at man etter en viss tid tar lettere på formaliseringen av arbeidsforholdet, at man «lærer» kulturen med uformelle avtaler i disse sektorene, eller at man etterhvert antar at sannsynligheten for sanksjoner er lavere enn man tidligere trodde.

Dersom vi begrenser utvalget til kun utenlandske arbeidstakere er det kun i den siste oppholdstidsgruppen vi naturlig nok, på grunn av manglende norske arbeidstakere i de første gruppene, observerer forskjeller mellom utenlandske og norske arbeidstakere. I denne oppholdstidsgruppen har utenlandske arbeidstakere en noe høyere sannsynlighet for skriftlig kontrakt enn norske arbeidstakere. Denne forskjellen i etterlevelse bekrefter en tendens i Bastani mfl. (2020). I deres studie er utfallsvariabelen imidlertid ikke etterlevelse som sådan, men hvor mye fradrag som kreves i



Figur 2: Etterlevelse etter oppholdstid i Norge (år).

skattemeldingen. Innvanderne krever mindre fradrag enn sine svenske medborgere i de første oppholdstidsgruppene, for så å kreve mer enn svenskene i siste gruppe, når de har bodd lenger i Sverige og formodentlig lært og tilpasset seg skattesystemet ytterligere. Det kan med andre ord være en læringsmekanisme bak begge disse resultatene.

Tendensene vi ser for andeler med kontrakt i ulike oppholdstidsgrupper kan imidlertid skyldes andre egenskaper ved de ansatte enn oppholdstid. Resultatene blir mer interessante når vi kontrollerer for andre, relevante egenskaper, og i tillegg egenskaper som er konstante på tvers av virksomheter og revisor i Skatteetaten.

RESULTATER

Hovedfunnene fra regresjonsmodellene er gjengitt i Tabell 2.

I den første modellen er etterlevelsen blant de med oppholdstid på mellom fem og 10 år signifikant høyere enn de med oppholdstid på mer enn 10 år (referansekategori). Dette resultatet holder seg når vi kontrollerer for hvem som har utført kontrollen og virksomheten den ansatte tilhører. Eksponering for konflikt forut for ankomst til Norge medfører 9,9 prosent redusert sannsynlighet for etterlevelse, men effekten avtar noe når vi kontrollerer for hvilken revisor i Skatteetaten som har gjennomført kontrollen (9,0 prosent) og virksomhet (8,0 prosent). Vi finner ingen tydelig

effekt av korrupsjonsnivå, bortsett fra en helt marginal, men statistisk signifikant effekt av det gjennomsnittlige korrupsjonsnivået til ansatte i virksomheten. Denne variabelen er konstant for alle ansatte i samme virksomhet, og er derfor ikke estimert for den siste modellvarianten som inkluderer kontroll for virksomhet. Det er ingen statistisk signifikant effekt av «korrupsjonsnivå» til den enkelte ansatte i noen av modellene.

Videre er det en statistisk signifikant høyere etterlevelse for ansatte med utenlandsk bakgrunn, men denne effekten avtar når vi kontrollerer for revisor og virksomhet. Usikkerheten rundt de siste estimatene øker også noe. Kvinnelige ansatte har 3,1 prosent høyere sannsynlighet for å holde arbeidskontrakt, men denne effekten forsvinner når vi kontrollerer for virksomhet.

Det mest overraskende funnet, som imidlertid ikke holder seg uavhengig av revisor er at konfliktandelen blant ansatte i virksomheten (hvor stor andel av de ansatte som kommer fra konfliktland), resulterer i en høyere sannsynlighet for etterlevelse hos den ansatte. Når andelen ansatte med konfliktbakgrunn stiger med 10 prosentpoeng, øker sannsynligheten for etterlevelse med 1,39 prosent. Resultatet er statistisk signifikant innenfor en feilmargen på fem prosent og virker kontraintuitivt sammenliknet med det motsatte fortegnet på konfliktdummyen som altså er et uttrykk for den ansattes egen konflikteksponering.

Tabell 2: *Hovedfunn.*

Variabel	OLS	Revisor	Virksomhet
Oppholdstid <5 år	0.004 (0.024)	0.020 (0.024)	0.015 (0.024)
Oppholdstid 5–10 år	0.042* (0.023)	0.054** (0.024)	0.048** (0.024)
Konflikt	-0.099*** (0.030)	-0.090*** (0.029)	-0.080*** (0.030)
Utenlandsk	0.072*** (0.026)	0.043* (0.025)	0.046* (0.027)
Kvinne	0.031** (0.013)	0.025** (0.013)	-0.022 (0.014)
CPI Ansatt	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)
Snitt CPI Ansatte	-0.002* (0.001)	-0.002** (0.001)	
Konfliktandel Ansatte	0.139** (0.067)	0.107 (0.067)	
Faglært	0.149*** (0.020)	0.149*** (0.020)	0.133*** (0.025)
Leder	-0.028 (0.024)	-0.031 (0.024)	-0.046* (0.027)
Ufaglært	0.077*** (0.020)	0.085*** (0.021)	0.109*** (0.026)
Konstant	0.759*** (0.027)		
N	4836	4794	4478
R ²	0.043	0.131	0.591
F	17.568	17.071	14.200
Standardfeil i parentes	* p<0.10	** p<0.05	*** p<0.01

Sammenholder vi disse resultatene, fremstår situasjonen slik at den ansattes konflikteksponering påvirker hans eller hennes etterlevelse negativt, mens kollegers konflikteksponering påvirker hans eller hennes etterlevelse positivt. Men fordi resultatet ikke står seg når vi kontrollerer for revisor som har kontrollert virksomheten, kan dette altså skyldes egenskaper ved revisoren.

Ser vi på stillingskategoriene, kan mye av variasjonen i etterlevelse forklares med hvilken stillingstype man har. Faglærte arbeidstakere har 14,9 prosent høyere sannsynlighet for å ha skriftlig arbeidskontrakt enn arbeidstakere i

øvrigte stillingstyper, også når vi tar høyde for revisor. Effekten holder seg når vi kontrollerer for bedrift, men er noe svakere (13,3 prosent). Det er lav usikkerhet rundt disse estimatene (feilmargin på én prosent). Tilsvarende har ufaglærte 8,5 prosent høyere sannsynlighet for å etterleve enn arbeidstakere i øvrige stillingstyper, når vi tar høyde for revisor, og effekten er enda sterkere når vi kontrollerer for bedriften (10,9 prosent). Ledere har litt lavere sannsynlighet for å ha kontrakt når vi kontrollerer for bedriftsspesifikke egenskaper. Her er usikkerheten større, men signifikansnivået er likevel under 10 prosent.

ER RESULTATENE ROBUSTE?

Kunnskapskontrollene i skatteetaten er sjablonmessige med faste kontrollhandlinger, ulikt avdekkingskontroller. Når vi tar høyde for hvem som har gjennomført kontrollen, avtar statistisk signifikans i OLS-modellene for utenlandsk bakgrunn og kjønn, og forsvinner helt for konfliktandel i virksomheten. Det kan skyldes systematiske forskjeller ved tilordningen av kontrollobjekter. Selv om virksomhetene er tilfeldig trukket til kontroll er de ikke tilfeldig fordelt til revisor. Det kan for eksempel tenkes at mer erfarne revisorer har fått tildelt virksomheter som virker mer krevende å kontrollere eller virksomheter en antar har høyere risiko for manglende etterlevelse.

Høy korrelasjon mellom ulike forklaringsvariabler gir grunn til teste for multikollinearitet. Når det er et sterkt lineært forhold mellom forklaringsvariablene, er det ikke gitt at koeffisientene i en regresjonsmodell kan beregnes unikt. Når graden av multikollinearitet øker, blir estimerte koeffisienter ustabile, og standardfeilene til disse kan bli oppblåst (Chen mfl., 2005). En måte å måle multikollinearitet på er å se på den såkalte variansinflasjonsfaktoren (VIF) til den enkelte variabel, der nivåer høyere enn 10 avdekker behov for andre robusthetstester. Ingen av variablene har imidlertid høyere VIF enn seks, og vi kan derfor avskrive multikollinearitet.

I økonometriske regresjonsanalyser utføres ofte flere hypotesetester samtidig, og det gjelder også analysene i denne artikkelen. Problemet blir da hvordan man skal bestemme hvilke hypoteser som skal avvises, eller mer presist, hvorvidt signifikante effekter som fremkommer etter mange ulike hypotesetester faktisk er reelle eller spuriøse. Romano og Wolf (2005) foreslår en trinnvis testprosedyre som sammenlignet med relaterte testmetoder er «kraftigere» og vil oftere avvise falske hypoteser. I motsetning til noen trinnvise metoder fanger Romano-Wolf implisitt opp felles avhengighetsstruktur i teststatistikken, noe som resulterer i økt evne til å avdekke falske hypoteser. Vår vurdering er derfor at den gir enda mer robuste tester enn mer «tradisjonelle» tester for multiple hypoteser som for eksempel Benjamini og Hochberg (1995) eller Bonferroni (1936).

Vi har kjørt tester à la Romano-Wolf på alle modellvariantene, og finner at samtlige korrigererte p-verdier som følge av testen er robuste.

Vi har også sammenliknet resultatene fra den første enkle OLS-modellen uten kontroll for revisor eller virksomhet med resultater fra en Probit-modell etter samme spesifisering. Resultatene er gjengitt i Appendiks 2, og viser samsvare mellom Probit og OLS.

KONKLUSJON

Det er flere grunner til at etterlevelse blant utenlandske arbeidstakere er av spesiell interesse for Skatteetaten. Norge har høy arbeidsinnvandring i forhold til befolkningsmengden, sysselsettingen er høyest i arbeidsintensive bransjer med stort innslag av ufaglært arbeidskraft, og bransjene har vært gjenstand for til dels stor allokering av etatens kontrollressurser. Hva som påvirker etterlevelse blant utenlandske arbeidstakere i disse sektorene, er som for skatteytermassen generelt, sammensatt.

Derimot er det for disse arbeidstakerne visse kulturelle forskjeller som kan påvirke graden av etterlevelse, og vår hypotese er at disse blir mindre over tid. Vi har derfor undersøkt om oppholdstid i Norge påvirker etterlevelsen, gitt korrupsjonsnivå og eksponering for væpnet konflikt i hjemlandet før ankomst til Norge.

Generelt finner vi ingen statistisk signifikant betydning av oppholdstid i Norge for disse arbeidstakerne, bortsett fra en økt etterlevelse blant de med oppholdstid på mellom fem og 10 år i forhold til de med lengst oppholdstid (over 10 år) når vi ser alle arbeidstakere under ett. Effekten forsterkes, og usikkerheten i estimatene avtar når vi kontrollerer for revisor og virksomhet. Vi finner ingen betydning av korrupsjonsnivået alene, men en statistisk signifikant (én prosent feilmargin) redusert sannsynlighet for etterlevelse, dersom arbeidstakeren har vært eksponert for væpnet konflikt inntil 25 år før ankomst til Norge som også står seg når vi kontrollerer for revisor og virksomhet.

APPENDIKS 1. REGISTRERTE ARBEIDSFORHOLD: MÅLPOPULASJON, UTVALG OG VEKTER

Bransje	Antall registrerte arbeidsforhold, korrigert	Antall registrerte arbeidsforhold i utvalg	Over- / underrepresentert (vekt)
Ingen Nace-kode	2042	83	0,525
Annen landtransport med passasjerer (taxi, turbil etc)	18088	106	3,642
Bergverksdrift og utvinning	1335	67	0,425
Detaljhandel, unntatt med motorvogner	4826	89	1,157
Fiske, fangst og akvakultur	6226	122	1,089
Forretningsmessig tjenesteyting uten rengjøringsvirksomhet	24904	530	1,003
Frisering, skjønnhetspleie og kroppspleie	11177	205	1,164
Helse- og sosialtjenester	31085	226	2,936
Industri	27906	352	1,692
Informasjon og kommunikasjon	30909	275	2,399
Jordbruk og tjenester tilknyttet jordbruk, jakt og viltstell	4362	427	0,218
Kulturell virksomhet, underholdning og fritidsaktiviteter	9935	183	1,159
Landtransport for øvrig (i hovedsak godstransport)	18413	316	1,244
Maler, belegg, (annen ferdiggjøring uten snekker)	8079	376	0,459
Oppføring av bygninger og anleggsvirksomhet	47756	1046	0,974
Overnatting	8962	387	0,494
Rengjøringsvirksomhet	8685	587	0,316
Serveringsvirksomhet	59439	1337	0,949
Snekkerarbeid	5704	298	0,409
Transport og lagring utenom landtransport	10022	172	1,244
Vannforsyning, avløps- og renovasjonsvirksomhet	1905	64	0,635
Vedlikehold og reparasjon av motorvogner, unntatt motorsykler	13376	332	0,860
Totalt	355135	7580	

Tabellen gir oversikt over antall registrerte arbeidsforhold i utvalget og vekten som indikerer om tilhørende bransje (stratum) er over- eller underrepresentert i utvalget. Vi ser at vektene for ansatte avviker fra vektene for virksomheter. Det skyldes at det er foretatt en trekning av ansatte fra hver av virksomhetene innen et stratum, som ikke er proporsjonal med utvalget av virksomheter i samme stratum. Dessuten er antall i målpopulasjon beregnet med utgangspunkt i de 1974 virksomhetene og ikke med utgangspunkt i de 1901 virksomhetene som faktisk er representert i

utvalget av registrerte arbeidsforhold. Grunnen til at vi legger 1974 virksomheter til grunn, er at vi ikke har full oversikt over bakgrunnen for at de 73 virksomhetene som faller bort, ikke er representert. Men vi har korrigert antall ansatte i målpopulasjonen i samme forhold som vi har redusert antall virksomheter i målpopulasjon. Det vil si at antall registrerte arbeidsforhold i målpopulasjonen er korrigert for 72 virksomheter som hadde opphørt, eller av annen grunn ikke var mulig å få kontakt med i forbindelse med kontrollen.

APPENDIKS 2. RESULTATER FRA PROBIT VS. OLS

Vi har kjørt følgende modeller:

$$\text{OLS: } Y_i = \alpha + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$\text{Probit: } \Pr(Y_i = 1|X) = \Phi(\cdot) \quad (2)$$

OLS-modellen er identisk med vår hovedmodell, men for enkelhets skyld representerer nå \mathbf{X} en vektor av *alle* uavhengige variabler. I probit-modellen er den avhengige variabelen sannsynlighet for etterlevelse (skriftlig arbeidskontrakt), gitt den samme vektoren av uavhengige variabler. Φ er den kumulative fordelingsfunksjonen (CDF) til standard normalfordeling.

I tabellen under har vi sammenholdt marginale effekter (sannsynligheten for etterlevelse, gitt at øvrige variabler i modellen settes til gjennomsnitt) for de variablene som gjør denne sammenlikningen mulig og meningsfull på tvers av de to modellvariantene.

Variabel	OLS	Probit
Oppholdstid <5 år	82,8 %	82,8 %
Oppholdstid 5-10 år	86,6 %	87,4 %
Oppholdstid >10 år	82,4 %	82,4 %
Konflikt	73,8 %	70,9 %
Utenlandsk	87,3 %	87,4 %
Stillingskategori: Faglært	91,8 %	91,5 %
Stillingskategori: Leder	74,0 %	74,7 %
Stillingskategori: Ufaglært	84,5 %	84,6 %
Stillingskategori: Andre	76,8 %	76,8 %

Som vi ser gir de to modellvariantene kun små forskjeller når vi sammenlikner de marginale effektene av disse variablene.

ABONNEMENT

HUSK!

*Abonnementet løper til det blir oppsagt,
og faktureres per kalenderår.*

www.samfunnsokonomene.no

REFERANSER

- Abraham, M., K. Lorek, F. Richter og M. Wrede (2015). Collusive Tax Evasion and Social Norms. CESifo Working Paper No. 5167.
- Allingham, M. G. og A. Sandmo (1972). Income tax evasion: A Theoretical Analysis. *Journal of Public Economics* 1 (3-4), 323-338.
- Alm, J. (2019). What motivates tax compliance? *Journal of economic surveys* 33 (2), 353-388.
- Bastani, S., T. Giebe og C. Miao (2020). Ethnicity and tax filing behavior. *Journal of Urban Economics* 116, 103215.
- Baum, A. og S. Gupta (2017). Corruption, taxes and compliance. *eJournal of Tax Research* 15 (2), 190-216.
- Benjamini, Y. og Y. Hochberg (1995). Controlling the false discovery rate: a practical and powerful approach to multiple testing. *Journal of the Royal statistical society: series B (Methodological)* 57 (1), 289-300.
- Bjørneby, M., A. Alstadsæter og K. Telle (2018). Collusive Tax Evasion by Employers and Employees: Evidence from a Randomized Field Experiment in Norway. Discussion Paper no. 891, Statistisk sentralbyrå.
- Bonferroni, C. (1936). Teoria statistica delle classi e calcolo delle probabilità. *Pubblicazioni del R Istituto Superiore di Scienze Economiche e Commerciali di Firenze* 8, 3-62.
- Brautigam, D., O.-H. Fjeldstad og M. Moore (red.) (2008). *Taxation and state-building in developing countries: Capacity and consent*. Cambridge University Press.
- Chen, X., P. B. Ender, M. Mitchell og C. Wells (2005). *Stata web books: regression with Stata*. <https://stats.idre.ucla.edu/stata/webbooks/reg/stata-web-books-regression-with-stata/>
- Damania, R., P. Fredriksson og M. Mani (2004). The persistence of corruption and regulatory compliance failures: theory and evidence. *Public Choice* 121 (3-4), 363-390.
- Gleditsch, N. P., H. Strand, M. Eriksson, P. Wallensteen og M. Sollenberg (2002). Armed conflict 1946-2001: A new dataset. *Journal of Peace Research* 39 (5), 615-637.
- Harding, L. og M. Mutascu (2016). Does migration affect tax revenue in Europe? Working paper series 2016-09, School of Economics, University of East Anglia, Norwich, UK.
- HM Revenue & Customs (2020). Measuring tax gaps 2020 edition.
- Holte, H. C. (2020). Å bygge tillit er viktig, men kontroll trengs. *Dagens Perspektiv*, 6. mars.
- Jahnke, B. og R. A. Weisser (2019). How does petty corruption affect tax morale in Sub-Saharan Africa? *European Journal of Political Economy* 60, 101751.
- Kleven, H. J., C. Landais, E. Saez og E. Schultz (2014). Migration and wage effects of taxing top earners: Evidence from the foreigners' tax scheme in Denmark. *The Quarterly Journal of Economics* 129 (1), 333-378.
- Kolm, A.-S. og B. Larsen (2019). Underground activities and labour market performance. *International Tax and Public Finance* 26 (1), 41-70.
- Lambsdorff, J. G. (1999). Corruption in empirical research: A review. Transparency International, processed 6.
- Lassen, D. D. (2007). Ethnic divisions, trust, and the size of the informal sector. *Journal of Economic Behavior & Organization* 63 (3), 423-438.
- Medina, L. og F. Schneider (2017). Shadow economies around the world: New results for 158 countries over 1991-2015. CESifo Working Paper No. 6430.
- Miguel, E., S. M. Saiegh og S. Satyanath (2011). Civil war exposure and violence. *Economics & Politics* 23 (1), 59-73.
- Nygaard, O. E., J. Slemrod og T. O. Thoresen (2016). Distributional Implications of Joint Tax Evasion. CESifo Working Paper No. 5915.
- Pissarides, C. A. og G. Weber (1989). An expenditure-based estimate of Britain's black economy. *Journal of Public Economics* 39 (1), 17-32.
- Romano, J. P. og M. Wolf (2005). Exact and approximate stepdown methods for multiple hypothesis testing. *Journal of the American Statistical Association* 100 (469), 94-108.
- Slemrod, J. (2007). Cheating ourselves: The economics of tax evasion. *Journal of Economic Perspectives* 21 (1), 25-48.
- Slemrod, J. (2016). Tax compliance and enforcement: New research and its policy implications. Ross School of Business Paper No. 1302.
- Torgler, B. (2014). Can tax compliance research profit from biology? CREMA Working Paper.
- Transparency International (2019). Corruption Perceptions Index .
- Transparency International (2019). Corruption Perceptions Index 2018: Score timeseries since 2012. <https://www.transparency.org/en/cpi#>
- Young, C. og C. Varner (2011). Millionaire migration and state taxation of top incomes: Evidence from a natural experiment. *National Tax Journal* 64 (2), 255.

EIRIK HANSEN

masterstudent ved institutt for økonomi på UiB

BJØRN SANDVIK

pensjonert 1. amanuensis ved institutt for økonomi på UiB



Formueskatt med redusert skattegrunnlag for aksjer¹

Vi viser at et redusert skattegrunnlag for aksjer, i tillegg til å vri investeringer fra rentepapir til aksjer, også vrir verdsetting av aksjer, mer spesifikt at det øker verdien av lite risikable aksjer, og senker verdien for risikable aksjer. Denne vridningen er uheldig om en ønsker at nordmenn investerer i mer risikable prosjekt for å få fortgang i omstillingen bort fra en i stor grad petroleumsbasert økonomi.

INNLEDNING

For et gitt beløp til finansinvesteringer er en lik formueskatt på alle formuesobjekt *nøytral*, dvs. endrer ikke verdien av aksjer/prosjekt. Dette er et kjent resultat, men trolig først publisert i Bjerksund og Schjeldrup (2021). NOU 1991: 17 beskriver t.d. nøytralitet som at atferden ikke endres, men ser ikke direkte på verdsetting.

I Norge er formueskattesatsen essensielt lik for alle skatteobjekter. Men *skattegrunnlag*a, dvs. den skattemessige verdien relativt til den reelle verdien, varierer mye, fra 25 prosent på primærboliger til 100 prosent på rentepapirer, se Skatteetaten (2021). Dermed varierer den effektive formueskattesatsen og nøytraliteten oppheves. Her tar vi bare opp forholdet mellom aksjer og (sikre) rentepapir.

De siste åra er skattegrunnlaget for formueskatten på aksjer nesten halvert i forhold til rentepapir. Dette har opplagt økt verdien av å investere i aksjer i forhold til rentepapir. Vi viser at det reduserte skattegrunnlaget også vrir verdsetting av aksjer, mer spesifikt at det øker verdien av lite risikable aksjer, og senker verdien for risikable aksjer for norske investorer. Forskjellen i verdsetting er liten på kort sikt, men øker eksponentielt med tidshorisonten.

Vi tar hensyn til usikkerhet vha. kapitalverdimodellen, som vi først skisserer. Vi ser så på virkningen av en formueskatt med redusert skattegrunnlag for børsnoterte aksjer i en periode. Deretter ser vi på unoterte aksjer, før vi utvider til flere perioder. Til slutt diskuterer vi kort resultatene.

KAPITALVERDIMODELLEN

Gitt n usikre aksjer, hvor aksje j har pris i dag p_{j0} og (usikker) *framtidig pris* \tilde{p}_j og ett sikkert verdipapir med (total-)avkastning R . La *markedsporteføljen*, $\mathbf{a} = (a_1, \dots, a_n)$, dvs.

¹ Eirik.Hansen@student.uib.no og Bjorn.Sandvik@uib.no. Artikkelen bygger på Eirik's bacheloroppgave i samfunnsøkonomi våren 2021. Takk til en anonym referee for flere gode forslag til forbedringer.

porteføljen av alle markedsomsatte aksjer, hvor a_j er antall verdipapir av type j . Kall $\mathbf{m} := \mathbf{a} / \sum_j p_{j0} a_j$ den *normaliserte markedsportefølje*, med pris 1 i dag.

La S være de mulige framtidige tilstandene og la p_s være sannsynligheten for tilstand $s \in S$, og la $E[\tilde{x}] := \sum_{s \in S} p_s x_s$ forventningsverdien til den stokastiske variabelen $\tilde{x} := (x_s)$. La $\sigma_{ij} := \text{cov}(\tilde{p}_i, \tilde{p}_j) := E[(\tilde{p}_i - E[\tilde{p}_i])(\tilde{p}_j - E[\tilde{p}_j])]$ være kovariansen mellom framtidverdier til i og j og $\beta_{jm} := \sigma_{jm} / \sigma_{mm}$ betaen til framtidverdier til prosjekt j (relativt til den normaliserte markedsporteføljen). Betaen uttrykker risikoen til verdipapir j , relativt til risikoen til den normaliserte markedsporteføljen.

Kapitalverdimodellen for verdier sier at *risikopremien* (dvs. den forventede merverdien i forhold til en tilsvarende sikker investering) til ethvert markedsomsatt verdipapir j er proporsjonal med betaen til verdipapiret, med risikopremien til markedsporteføljen som proporsjonalitetsfaktor, dvs.

$$E[\tilde{p}_j] - p_{j0}R = \beta_{jm}(E[\tilde{p}_m] - R). \quad (1)$$

Løser vi denne med hensyn på prisen av aksjen i dag, p_{j0} , får vi kapitalverdien på *verdsetningsform*, dvs. at for alle markedsomsatte aksjer j gjelder at:²

$$p_{j0} = \frac{E[\tilde{p}_j] - \beta_{jm}(E[\tilde{p}_m] - R)}{R}. \quad (2)$$

Nåverdien av framtidverdier til aksje j er altså *sikkerhets-ekvivalenten* til framtidverdier, $SE_j := E[\tilde{p}_j] - \beta_{jm}(E[\tilde{p}_m] - R)$, diskontert med den sikre avkastninga. Ved fravær av arbitrasje, som innebærer at like framtidige kontantstrømmer må ha samme verdi i dag, gjelder (2) også for alle investeringsprosjekt.

FORMUESKATT

La alle størrelsene ovafor være før formueskatt. Gitt en størrelse, x , før utbytteskatt, la x^τ , være den samme størrelsen med *formueskattesats* τ og *skattegrunnlag* for aksjer, g , som andel av verdien. Sikre investeringer skattlegges fullt ut.

Etter formueskatt blir da framtidverdier av å investere i en aksje j , $\tilde{p}_j^\tau = \tilde{p}_j - \tau g \tilde{p}_j = \theta^A \tilde{p}_j$, hvor $\theta^A := 1 - \tau g$, den forventede framtidverdier $\mu_j^\tau = \theta^A \mu_j$, og den sikre avkastninga $p_0^\tau = \theta p_0$, hvor $\theta = 1 - \tau$. La (den direkte) *skatte-*

fordelen for aksjer, $\phi := \theta^A / \theta$ være forholdet mellom det en har igjen av ei krone etter formueskatt ved aksjer i forhold til rentepapirer. Vi antar $g \leq 1$, så skattefordelen $\phi \geq 1$. Skattefordelen med aksjer øker med skattesatsen og reduseres med skattegrunnlaget.

I Norge er (unntatt i Bø kommune) $\tau = 0.0085$ og $g = 0.55$, så $\theta := 1 - \tau = 0.9915$, $\theta^A := 1 - \tau g = 0.99533$, og $\phi = \theta^A / \theta = 1.0039$, se Skatteetaten (2021).

Markedsporteføljen endres bare ved nyemisjoner o.l.. I tillegg antar vi en *liten åpen økonomi*, i betydningen at verdipapirprisene p_j og R er gitt. Dermed endres heller ikke den normaliserte markedsporteføljen av formueskatten, dvs. $\mathbf{m}^\tau = \mathbf{m}$.

I det følgende antar vi at aksje j har verdi før formueskatt $p_{j0} = 1$. Da er framtidverdier av aksjen lik avkastninga på denne, og vi lar $\beta_j := \beta_{jm}$ være den vanlige betaen til avkastninga.

En periode

For en *markedsomsatt* aksje j er videre betaen etter skatt lik den før, ved definisjonene og lineariteten av kovariansen i begge argument, \tilde{p}_m^τ

$$\beta_j^\tau = \frac{\text{cov}(\tilde{p}_j^\tau, \tilde{p}_m^\tau)}{\text{cov}(\tilde{p}_m^\tau, \tilde{p}_m^\tau)} = \frac{\text{cov}(\theta^A \tilde{p}_j, \theta^A \tilde{p}_m)}{\text{cov}(\theta^A \tilde{p}_m, \theta^A \tilde{p}_m)} = \frac{\text{cov}(\tilde{p}_j, \tilde{p}_m)}{\text{cov}(\tilde{p}_m, \tilde{p}_m)} = \beta_j.$$

Nåverdien av framtidverdier til en markedsomsatt aksje j etter skatt blir da ved kapitalverdimodellen på *verdsetningsform*,

$$\begin{aligned} p_{j0}^\tau &= \frac{\mu_j^\tau - \beta_j^\tau (E[\tilde{p}_m^\tau] - R^\tau)}{R^\tau} \\ &= \frac{\theta^A \mu_j - \beta_j \theta^A ((E[\tilde{p}_m] - R) + (1 - \phi^{-1})R)}{\theta R}. \end{aligned} \quad (3)$$

Ved kapitalverdimodellen før formueskatt, (2), siden $p_{j0} = 1$, blir nåverdien av framtidverdier

$$\begin{aligned} p_{j0}^\tau &= \phi p_{j0} + \beta_j (1 - \phi) = \phi + \beta_j (1 - \phi) \\ &= 1 + (1 - \beta_j) (\phi - 1), \end{aligned} \quad (4)$$

Uten noen skattefordel for aksjer, dvs. om $\phi = 1$, blir verdien av aksjen for en norsk investor uendra med formueskatt, dvs. $p_{j0}^\tau = 1$. Dette er nøytralitetsresultatet vi nevnte i innledninga. Intuisjonen er at formueskatten reduserer avkastninga med samme faktor, θ , som avkastninga, som gir uforandra nåverdi.

Med en skatterabatt på aksjer, dvs. $\phi > 1$ har en økt formueskatt en positiv virkning på aksjeverdier, p_{j0}^τ , for lite risikable

² Kapitalverdimodellen på denne formen finner en i Copeland m. fl. (2014, ligning (20)).

aksjer, dvs. om $\beta_j < 1$ og negativ virkning for mer risikable aksjer, dvs. om $\beta_j > 1$. Altså øker aksjeverdiene for foretak med lav markedsrisiko (målt ved beta) med formueskatt, mens de reduseres med høy. En forklaring er at aksjer med lav risiko er nære substitutt til sikre verdipapir, som er hardere skattlagt. I neste avsnitt gir vi en litt annen forklaring.

Litt overraskende avhenger verdien etter skatt i (3) bare av betaen til aksjen, β_j og skattefordelen for aksjer, ϕ . Verdien av å investere ei krone i aksje j avhenger altså verken av forventa avkastning eller den sikre avkastninga. Dette er en konsekvens av det underliggende nøytralitetsresultatet for $\phi = 1$.

Formueskatt med lavere skattegrunnlag for aksjer fører altså til nordmenn får en høyere verdsetting av lite risikable markedsomsatte aksjer og en lavere for slike med høy risiko. Verdsettinga endres derimot ikke for utenlandske investorer, som ikke er skattlagt. Med økt formueskatt og skatterabatt for aksjer øker dermed nordmenns relative andel i markedsomsatte lavrisikoaksjer, mens den avtar for høyrisikoaksjer. Denne vridningen er uheldig om en ønsker at nordmenn investerer i mer risikable prosjekt for å få fortgang i omstillingen bort fra en i stor grad petroleumsbasert økonomi.

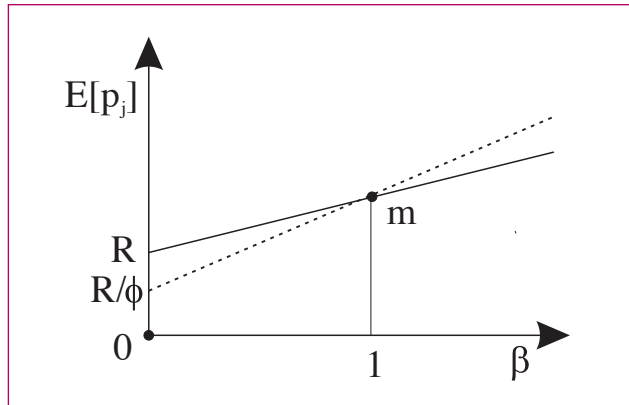
Fra eiersida blir det ofte hevda at formueskatten favoriserer utenlandske investorer. Resultatet ovafor viser at dette feil uten en verdsettingsrabatt for aksjer. Men verdsettingsrabatten gjør at det er noe i dette for aksjer med høy risiko, sjøl om det er motsatt for aksjer med lav risiko.

Alternativavkastingsformulering

Vi kan vise essensielt samme resultat ved hjelp av den mer vanlige alternativavkastingsformuleringa av kapitalverdimodellen. Siden $p_{j0} = 1$, blir fra (1) alternativavkastninga til en aksje j etter formueskatt $E[\tilde{p}_j]^A = R^\tau + \beta_j(E[\tilde{p}_m^\tau] - R^\tau)$. Setter vi inn og dividerer på θ^A , blir alternativavkastninga til det framtidige forventa kontantoverskuddet til en aksje/prosjekt *før* formueskatt,

$$E[\tilde{p}_j]^A = \frac{R}{\phi} + \beta_j \left(E[\tilde{p}_m] - \frac{R}{\phi} \right), \quad (5)$$

Altså virker formueskatten med en skatterabatt for aksjer på samme måte som en reduksjon av alternativavkastninga med faktoren $1/\phi$, den reduserer alternativavkastninga for $\beta_j < 1$ og øker den for $\beta_j > 1$. Dermed blir relativt sikre aksjer/prosjekt mer lønnsomme for en norsk investor og mer usikre aksjer/prosjekt mindre lønnsomme med formueskatt enn uten, illustrert i figuren nedafor, hvor den heltrukne linja er alternativavkastninga uten formueskatt og den stipla med.



Figur 1

Denne formuleringa er litt enklere for en periode enn nåverdiformuleringa ovafor, men nåverdiformuleringa er lettere å utvide til flere perioder. Det er også lettere å tenke på verdiendringa direkte enn på endringa i alternativkostnad.

Unoterte foretak

Vi har så langt bare sett på markedsomsatte aksjer. Unoterte aksjer verdsettes skattemessig til bokført verdi, som vanligvis er adskillig lavere enn markedsverdien. La g_j være forholdet mellom bokført verdi og markedsverdi for en unotert aksje j .³ Da blir andelen av formuen etter skatt for j , $\theta_j := 1 - \tau g_j$. La *skattefordelen* til j (relativt til en notert aksje), $\phi_j := \theta_j/\theta^A$. Går vi fram som ovafor, får vi for en slik unotert aksje j at betaen blir $\beta_j^U = \phi_j \beta_j$ og nåverdien av framtidsværdien etter skatt,

$$p_{j0}^U = \phi_j p_{j0}^\tau.$$

Altså er forholdet mellom nåverdiene av framtidsværdiene etter formueskatt av et foretak om det er unotert og notert lik den direkte skattefordelen til det unoterte foretaket. I det typiske tilfellet med $\phi_j > 1$, fører dette til mer investeringer i unoterte foretak enn uten formueskatt. Skattefordelen til unoterte foretak forsterkes trolig av at humankapital ikke blir regna som bokført kapital, og at unoterte foretak dermed substituerer seg mer i retning av slik kapital. Det siste er forklaringa Bjørneby mfl. (2020) gir for sitt overraskende resultat om at høyere formueskatt øker sysselsettinga.

³ Her antar vi at forholdet mellom bokført verdi og framtidig markedsverdi er gitt. Med bare en periode er det mer realistisk å se på den bokførte værdien som gitt, uten at det endrer resultatene nevneverdig, se Sandvik (2016) for dette tilfellet, rett nok uten verdsettingsrabatt.

Vi får nå at $p_{j0}^r > 1$ om

$$\beta_j < 1 + \frac{1 - (\phi_j)^{-1}}{\phi - 1} > 1$$

altså vil, ikke overraskende, litt mer risikable aksjer bli mer lønnsomme med formueskatt om de er unoterte enn om de er børsnoterte. For $g_j = 0,3$, blir $\theta_j = 0,9986$, så skattefordelen til den unoterte aksjen, $\phi = \theta^A/\theta = 0,9986/0,995 = 1,004$. Da øker grenseverdien ovafor fra $\beta_j = 1$ til $\beta_j = 1,1$.

Flere perioder

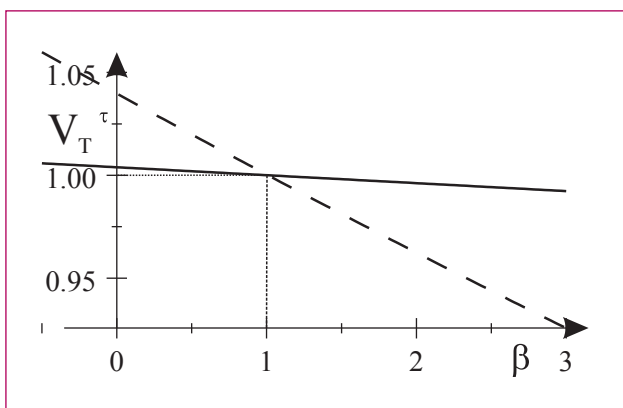
Vi ser igjen på en markedsomsatt aksje, j , og bruker indeks t for tidspunkt t . Anta at den sikre avkastinga og den normaliserte markedsporteføljen er konstant over tid, dvs. $\mathbf{m}_t = \mathbf{m}$, og at framtidverdierne av ei krone for verdipapiret er ukorrelerte, dvs. $\sigma_{jt, j't'} = 0$ om $t \neq t'$.

La som før $p_{j0}^r = 1 + (1 - \beta_j)(\phi - 1)$ være nåverdien av framtidverdien etter en periode av ei krone investert. Nåverdien av framtidverdien av ei krone investert i verdipapir j på tidspunkt 0, med tidshorisont T blir nå etter skatt

$$NV_{jT}^r = (p_{j0}^r)^T.$$

Hvorfor blir det slik? Ei investering på ei krone på tidspunkt null gir fra (3) og (4) en framtidverdi med sikkerhetsekvivalent på tidspunkt 1, $SE_j^r = \theta R \left(1 + (1 + (1 - \beta_j)(\phi - 1))\right)$ på tidspunkt 1. Reinvestert gir denne en sikkerhetsekvivalent $(SE_j^r)^2$ på tidspunkt 2. Diskonterer en dette tilbake til tidspunkt 0 med $R_{02}^r = (\theta R)^2$ får vi $(p_{j0}^r)^2$, osv.

Eksempel For Norge er den heltrukne linja verdien med en ettårig tidshorisont $V_{j10}^r = 1.0039 - 3.8649 \times 10^{-3}\beta$, og den stipla linja den for en tiårig horisont, V_{j10}^r .



Figur 2

DISKUSJON

Kapitalverdimodellen ovafor tar formuen til investeringsformål for gitt. Ved å endogenisere sparinga, reduseres som vanlig sparinga til fordel for konsum av formueskatten. Dermed påvirker sjøl en uniform formueskatt investeringer. Men siden de skikkelige rike eier en stor del av aksjene, og en kan regne med at disse har marginal konsumtilbøyelighet null, er denne effekten relativt liten totalt sett. Effekten kan dermed reduseres med et solid bunnfradrag i formueskatten.

Vi har antatt at en ikke kan unngå formueskatten. Men det er mulig ved å flytte utenlands, rett nok til en relativt høy kostnad for mange. Dermed kan en ikke ha særlig høy formueskatt i et enkelt land, i alle fall uten formueskatt på utflytting/ending av statsborgerskap.

Formueskatten reduserer sjølsagt formuen til en investor, som indirekte kan påvirke norske investorers andel av det norske markedet. Dette gjelder imidlertid alle skatter som investorer betaler, og er ikke spesielt for formueskatten.

Vi har her bare sett på verdsetting i samband med formueskatt. NOU 1991: 17 og mer nylig Scheuer og Slemrod (2020) har interessante diskusjoner av formueskatt i et videre perspektiv.

REFERANSER

- Bjerk Sund, P. og G. Schjeldrup (2021). Investor asset valuation under a wealth tax and a capital income tax. *International Tax and Public Finance*. <https://link.springer.com/article/10.1007/s10797-021-09691-0>
- Bjørneby, M., S. Markussen og K. Røed (2020). Does the Wealth Tax Kill Jobs? IZA Discussion paper no. 13766. <http://hdl.handle.net/10419/227293>
- Copeland, T. E., J. F. Weston og K. Shastri (2014). *Financial Theory and Corporate Policy*. Pearson.
- NOU 1991: 17. Bedrifts- og kapitalbeskatningen. Beskatning av formue. https://www.nb.no/items/URN:NBN:no-nb_digibok_2007112800051
- Sandvik, B. (2016). Formueskatt på unoterte foretak. *Samfunnsøkonomen* 130 (3), 5–8.
- Scheuer, F. og J. Slemrod (2020). Taxing Our Wealth. CEPR Discussion Papers 15481.
- Skatteetaten (2021). Satser for: Formuesskatt og verdsettingsrabatter. <https://www.skatteetaten.no/satser/formuesskatt/>



STATSØKONOMISK FORENING

Ønsker du faglig påfyll i et hyggelig miljø.

Sett av en formiddag noen ganger i året til møter i **Statsøkonomisk Forening**. Foreningen har røtter tilbake til 1883 og er i dag et forum for foredrag og diskusjon om samfunnsøkonomiske spørsmål med tilhørende sosialt samvær. Foreningen arrangerer åtte medlemsmøter i året i Oslo – det siste i Norges Bank med sentralbanksjefen som hovedtaler.

Foreningen er åpen for alle interesserte. Dagens medlemmer kommer fra akademia, næringsliv og offentlig forvaltning. Vi er vel 100 medlemmer og ønsker oss flere. Medlemskontingenten er p.t. kr 450,- pr år. Medlemskap ordnes ved å ta kontakt med Foreningens kasserer Svein Sæterdal.
(e-post: sveinsaeterdal2@gmail.com, tlf. 977 99 645)

Nærmere opplysninger om Statsøkonomisk Forening og møtene finnes på foreningens hjemmeside – www.statsokonomiskforening.no

PROFESSOR WILHELM KEILHAUS MINNEFOND

Professor Wilhelm Keilhaus Minnefond ble opprettet i 1955 som en gave fra skipsreder Leif Høegh til Statsøkonomisk Forening. Fondets formål er å støtte økonomisk forskning og publisering av økonomiske avhandlinger. Fondet er et siste utveis fond – altså at andre finansieringskilder må ha vært prøvd først. Doktorgradsstudenter i slutfasen av studiet vil bli prioritert.

Søknad sendes Professor Wilhelm Keilhaus Minnefond, Postboks 2416 Solli 0201 Oslo.
Kontaktperson Karin Jahren, e-post: karin.jahren@hoeghcapital.no

Nærmere opplysninger om Professor Wilhelm Keilhaus Minnefond finnes på hjemmesiden til Statsøkonomisk forening – www.statsokonomiskforening.no

VÅRENS MØTER

Mandag 14. februar: Professor Knut Einar Rosendahl: «**Klimapolitikk og klimamodeller**».
Mandag 21. mars: Direktør Geir Akselsen, Statistisk Sentralbyrå: «**Økonomisk Utsyn – Norsk økonomi under og etter pandemien**».
Mandag 25. april: Næringsminister Jan Christian Vestre: «**Den nye næringspolitikken**».
Mandag 23.mai: Nestleder for NBIM Trond Grande: «**Statens Pensjonsfond Utland – Oljefondet**»
– Møtet etterfølges av generalforsamling.

Møtene holdes i Nasjonalbiblioteket, med start kl. 1130, noe å spise og foredrag kl. 1200.

JACOB DANBOLT AJER
 Masterstudent i samfunnsøkonomi,
 Universitetet i Oslo

Svak analyse av Skagens suksess

I artikkelen «Aktive eller passive fond – tilfellet SKAGEN» hevder Martin Gjelsvik og Harald Haukås å bevise at meravkastningen Skagenfondene hadde på starten av 2000-tallet, ikke kan skyldes flaks, og bruker resten av artikkelen til å prøve å forklare årsakene til suksessen. Denne delen utarter til en ren hyllest av de daværende fondsforvalterne og suksessen forklares først og fremst med disses genialitet. Det som ikke blir nevnt er at begge forfatterne selv har vært involvert i Skagen. Gjelsvik var til og med styreleder i det meste av perioden som omtales. Dette burde vært opplyst om når det trykkes en artikkel som minner sterkt om en reklame for Skagen.

Det såkalte beviset for at meravkastningen ikke skyldes flaks, er at sannsynligheten for å slå markedet så mange år ved en ren tilfeldighet, bare er noen få promille. Isolert sett er jeg enig i at dette kan tyde på at noe annet enn flaks er årsaken, men det er ikke sikkert. Sjansen for å få 7 rette i Lotto er 1 til 5,4 millioner per rekke. Det er dermed svært lite sannsynlig å vinne ved ren flaks. Alle vil likevel være

enige om at det ikke er ferdigheter involvert i Lotto-spill, og at de som vinner faktisk bare har hatt flaks. Årsaken er at annen kunnskap tyder på at man ikke kan øke vinnerjansene sine i Lotto ved å lære mer om spillet. Kunnskapen er ikke like entydig når det gjelder aksjeplukking, men som forfatterne selv redegjør for i starten av artikkelen, tyder forskning på at det i svært liten grad er mulig å predikere hvilke aksjer som vil gjøre det spesielt godt, fordi aksjemarkedet er nær å være et effektivt marked.

En mulig forklaring på hvordan man kan finne aksjefond som har slått markedet usannsynlig ofte i en periode, selv om det ikke skyldes ferdigheter, er at det i lang tid har eksistert svært mange aksjefond. I 2020 skal det ha vært 197 aksjefond i Norge (SSB, 2021). At noen av dem ved en ren tilfeldighet vil gjøre det uvanlig godt i en periode, er dermed sannsynlig.

Det kan altså godt hende at Skagens suksess skyldtes rene tilfeldigheter. Likevel kan det ikke utelukkes at Skagens suksess skyldtes ferdigheter. Et neste spørsmål er i så fall om infor-

masjonen i artikkelen kan bidra til at andre kan reprodusere suksessen, eller til at man kan identifisere hvilke fond som vil gjøre det godt.

Heller ikke Skagen, som bør kjenne sin egen historie svært godt, har klart å reprodusere suksessen. Alle de tre omtalte fondene, Skagen Vekst, Skagen Kon-Tiki og Skagen Global, har blitt slått av sine referanseindekser de siste ti årene. Å bruke Skagens historie til å reprodusere suksessen virker altså vanskelig.

Jeg tviler også på at analysen kan bidra til at man kan identifisere hvilke aktive fond som eventuelt vil slå markedet. Selv om et fond slår markedet ved en ren tilfeldighet, er det alltid lett å finne overbevisende forklaringer på oppturen. På samme måte er det enkelt å finne forklaringer på eventuelle nedturen. Som Nassim Nicholas Taleb forklarer i boka «The Black Swan» og Daniel Kahneman forklarer i «Tenke, fort og langsomt», har vi mennesker en sterk trang til å finne forklaringer på alt som skjer, og lar oss lett overbevise av årsaksforklaringer (Taleb, 2010; Kahneman, 2013). Dette gjel-

der selv når det kan kontrolleres at hendelsene utelukkende skyldes tilfeldigheter. Som regel kunne vi ha laget like overbevisende forklaringer om resultatene hadde vært helt motsatt.

Artikkelen til Gjelsvik og Haukås virker å være preget av det samme fenomenet. De forteller en historie om hvordan Skagens suksess skyldtes tre fremragende forvaltere som fullt ut hadde ansvaret og makt over hvert sitt fond, men som likevel diskuterte saker og samarbeidet godt. Videre forklarer de at nedturen skyldtes at fondene gikk over til å bli styrt av team slik at beslutningsprosessene ble mer kompliserte. Historien virker umiddelbart overbevisende. Ved nærmere ettertanke kunne imidlertid historien virket like overbevisende om resultatene hadde vært motsatt. Da kunne historien handlet om investorer som slet da de hadde all makt i hvert sitt fond, fordi de ble for egenrådige og gjorde for mange investeringer basert på fikse ideer og fordommer. Ettersom de var få forvaltere, hadde de dessuten for liten tid til å gjennomføre de nødvendige analysene for å gjøre gode

investeringer. Dette førte til at fondet gikk svært dårlig. Videre kunne historien vært at forvalterne fikk brukt de enorme kunnskapene sine da de ble plassert i team som modererte og utfylte hverandre, noe som la grunnlaget for en stor opptur.

Uavhengig av om forvalterne i Skagen faktisk hadde ferdigheter som gjorde at de kunne slå markedet, er det mye tilfeldigheter i aksjemarkedet, slik at flaks og uflaks uansett er en del av bildet. Dette gjenspeiles ikke i artikkelen. I stedet hevdes det at alt forvalterne gjorde i perioden det gikk bra, var lurt, nettopp bare fordi resultatene var gode. I den grad Skagens suksess ikke skyldtes tilfeldigheter, tviler jeg sterkt på at artikkelen til Gjelsvik og Haukås klarer å forklare de reelle årsakene til suksessen.

Det er svært vanskelig å slå aksjemarkedet. For at det skal lønne seg å investere i aktivt forvaltede fond, må de slå markedet i så høy grad at det veier opp for høye forvaltningskostnader. Det er liten korrelasjon mellom hvilke aktive fond som gjør det godt

til ulike tider (Busse mfl., 2010). For det første tyder det på at det i høy grad er tilfeldigheter som avgjør om aktivt forvaltede fond slå markedet. For det andre viser det at det er nærmest umulig å plukke ut hvilke som vil gjøre det. Artikkelen til Gjelsvik og Haukås bidrar ikke til å gjøre det noe lettere. Dermed er nok fortsatt det beste rådet å unngå aktivt forvaltede fond, og heller investere i fond med lavest mulig forvaltningskostnader, som indeks- eller faktorfond.

REFERANSER

- Gjelsvik, M. og H. Haukås (2021). Aktive eller passive fond – tilfellet SKAGEN. *Samfunnsøkonomen* 135 (6), 43–53.
- Busse, J. A., A. Goyal og S. Wahal (2010). Performance and Persistence in Institutional Investment Management. *The Journal of Finance* 65 (2), 765–790.
- Kahneman, D. (2013). *Tenke, fort og langsomt*. Pax forlag, Oslo.
- Statistisk sentralbyrå (SSB) (2021). Tabell 09772: Verdipapirfond. Balanse (mill. kr), etter balanseposter, statistikkvariabel, år og fondstype.
- Taleb, N. N. (2010). *The Black Swan*. Penguin books, London.

Samfunnsøkonomene takker alle som har sendt inn sin e-postadresse!

Er du usikker på om vi har din e-postadresse?
Kontakt oss på: post@samfunnsokonomene.no

ABONNEMENT

Abonnementet løper til det blir oppsagt, og faktureres per kalenderår

www.samfunnsokonomene.no

MARTIN GJELSVIK

professor II, Universitetet i Stavanger

HARALD HAUKÅS

førsteamanuensis II, Universitetet i Stavanger

Lite konstruktiv kritikk

Vi viser til Jacob Danbolt Ajer sine kommentarer til vår artikkel om Skagenfondene i Samfunnsøkonomen 6/2021. Han har rett i at vi burde opplyst at begge forfatterne har hatt en relasjon til Skagenfondene. Dette opplyste vi redaktøren av Samfunnsøkonomen om. For øvrig har vi ingen tilknytning til selskapet i dag.

Når det er sagt, har det flere fordeler at vi kjenner Skagen godt. Vi har hatt en unik tilgang til informasjon gjennom lange og gjentatte intervjuer med de sentrale aktørene, samtidig som vi også har hatt tilgang til relevante styreprotokoller. Gjennom egen tilstedeværelse kan vi reflektere over det som ikke blir sagt eller er skrevet. Et eksempel: Vår analyse beskriver investeringsfilosofien til Skagen. Det springende punkt, og helt vesentlig for avkastningen, er om denne politien *ble fulgt i praksis*. Vår tilstedeværelse i organisasjonen gav oss muligheten til å observere i sanntid at porteføljeforvalterne i praksis la investeringsfilosofien til grunn for sine beslutninger. Det er ikke nok å registrere at to ulike fondsforvaltere har samme policy, det avgjørende er hvordan den anvendes hver dag.

Ajer mener at vår artikkel framstår som reklame for Skagen. Det framgår av vår tekst at vi beskriver og analyserer både oppturen og nedturen i Skagen, dvs. perioden hvor resultatene konsistent gir meravkastning, og den senere perioden hvor selskapet ikke makter å gi kundene meravkastning. Vi argumenterer for at Skagens suverene resultater skyldes en kombinasjon av en konsistent og klar investeringspolicy, dyktige porteføljeforvaltere og en organisasjonsform som gjorde det mulig for forvalterne å utfordre og støtte hverandre. Selskapets sterke vekst førte imidlertid til stadige omorganiseringer av porteføljevaltningen, noe som skapte distanse og mindre tverrgående kommunikasjon mellom forvalterne. Det ble vanskeligere å lære av hverandre. Disse endringene inntraff *før* den relative avkastningen begynte å avta, derfor er det grunn til å tro at det er et årsaks-virkningsforhold her.

Ajer vedgår at «noe annet enn flaks» kan forklare meravkastningen i Skagenfondene. Så lanserer han hypotesen om at resultatene kan skyldes tilfeldigheter. Han drøfter ikke forskjellen på flaks og tilfeldigheter. Men han sammenligner aksjeplukking med Lotto. Med all

mulig respekt, dette er helt misvisende. Ajer synes ikke å ha fått med seg at aktive fond som Skagen følger en konsistent og langsiktig investeringspolicy, som er dokumentert i vår artikkel. Hypotesen om at avkastningsresultatene skyldes tilfeldigheter, kan dermed avvises.

Ajer foreslår ikke realistiske alternative hypoteser som kan forklare aktive fonds resultater. Han føyer seg inn i rekken av økonomer som ikke kan forestille seg at aktive fond kan slå markedet over tid. Som de fleste andre forskere slår vi fast at indeksfond i gjennomsnitt gir bedre avkastning etter kostnader enn aktive fond. Poenget er at det er stor forskjell på aktive fond. Noen makter å gi en bedre avkastning enn sine respektive indekser, også over tid. Andre gjør det dårligere. Det bør forskes mer på hva som faktisk skiller aktive fond med meravkastning fra dårligere fond. Hvilke faktorer er avgjørende? Hva skal til for at suksesskriteriene varer over tid? Vi mener at grundige case studier kan bidra til bedre innsikter her. Ajers innspill er dessverre ikke egnet til å bringe diskusjonen videre langs et informert, konstruktivt spor.

Redaksjonen beklager

Vi beklager at det ikke ble opplyst om bindingene mellom SKAGEN og artikkelforfatterne Martin Gjelsvik og Harald Haukås. Artikkelforfatterne hadde opplyst om dette, så ansvaret er vårt.

Redaksjonen

Takk fra redaksjonen

For at publikasjonene skal holde faglig mål er vi helt avhengige av kvalitetssikring fra våre fagfeller. I løpet av 2021 har en rekke fagpersoner bidratt til å vurdere innsendte arbeider. Redaksjonen takker følgende personer for fagfelle vurderinger for Samfunnsøkonomen i 2021:

Eirik S. Amundsen

Julian V. Johnsen

Espen Sirnes

Geir Bjertnæs

Jo Thor Lind

Sigve Tjøtta

Brita Bye

Jon Magnussen

Ragnar Torvik

Gunnar Eskeland

Jon Olaf Olaussen

Erling Vårdal

Ola Flåten

Christian Riis

Fredrik Wulfsberg

Øystein Foros

Knut Einar Rosendahl

Stein Østbye

Cathrine Hagem

Bjørn Sandvik



SAMFUNNSØKONOMENE

Visste du at samtlige utgaver av vårt tidsskrift er tilgjengelig på nett? Se vår hjemmeside og les om aktuelle saker helt tilbake til 1958!

God lesning!

<http://samfunnsokonomene.no>

Har du flyttet eller byttet arbeidsgiver?

Gå inn på samfunnsokonomene.no for å oppdatere dine opplysninger.

Digitalt tidsskrift

Alle medlemmer får nå digital tilgang til de nyeste tidsskriftene ved å logge seg inn på samfunnsokonomene.no

Dersom du ikke lenger ønsker å motta tidsskriftet per post send oss en e-post til post@samfunnsokonomene.no

Veiledning for bidragsytere

Samfunnsøkonomen publiserer forskning, analyser, og kommentarer som anvender økonomifaglige metoder og formidles for å vekke interesse i brede lag av medlemmer i Samfunnsøkonomenene.

Bidrag til *Samfunnsøkonomen* inndeles i ulike kategorier:

a. *Artikkel*

Vitenskapelig anlagte artikler av teoretisk og/eller empirisk karakter som studerer problemstillinger innenfor det samfunnsøkonomiske fagområdet. Kategorien åpner også for litteraturoversikter fra et bestemt fagfelt. Artikkel-formatet har tidsskriftets høyeste krav til originalitet, er omfattet av fagfelle-vurdering og utløser publiseringspoeng for nivå-1 tidsskrift i det norske systemet for vitenskapelig publisering. Omfang: Maks 8000 ord. Indikativ behandlingstid: 4 måneder.

b. *Aktuell analyse*

Anvendte analyser av problemstillinger med høy aktualitet for norsk økonomi og samfunnsliv rettet mot en bred krets av lesere med arbeid eller interesse innenfor samfunnsøkonomi. Lavere krav til originalitet og teknisk nivå enn for Artikkel-formatet. Aktuelle analyser er underlagt fagfelle-vurdering, og utløser publiseringspoeng for nivå-1 tidsskrift i det norske systemet for vitenskapelig publisering. Omfang: Maks 6000 ord. Indikativ behandlingstid: 2 måneder.

c. *Aktuell kommentar*

Innlegg om aktuelle problemstillinger og utviklingstrekk i økonomi og samfunnsliv basert på innsiktsfull anvendelse av samfunnsøkonomiske sammenhenger, begreper og tankesett. Forenklet vurdering i redaktør-kollegiet som ikke utløser publiseringspoeng.

Omfang: Maksimalt 4000 ord. Indikativ behandlingstid: 1 måned.

d. *Debattinnlegg*

Tilsvær og kommentarer som forutsetter innsiktsfull anvendelse av samfunnsøkonomisk tankesett. Debattinnlegg vurderes av redaktør-kollegiet, og utløser ikke publiseringspoeng.

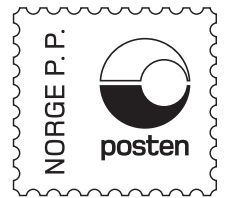
Omfang: Maksimalt 2000 ord. Indikativ behandlingstid: 1 måned.

e. *Bokanmeldelser*

Anmeldelser av lærebøker og andre fagbøker som har (bred) relevans for lesere av *Samfunnsøkonomen*. Omfang: Maksimalt 2000 ord (ca 5 sider). Indikativ behandlingstid: 1 måned.

Prosedyrer og krav for innsending:

- Manuskript sendes i elektronisk format til tidsskrift@samfunnsokonomene.no.
- Artikler, aktuelle analyser og aktuelle kommentarer skal ha en ingress på maksimalt 200–300 ord. Ingressen skal oppsummere artikkelens problemstilling og hovedresultat.
- Disposisjonen skal ha maksimalt to nivå – uten indeksering. Overskrift nivå 1: BLOKKBOKSTAVER. Overskrift nivå 2: *Kursiv*.
- Alle figurer og tabeller skal ha figurnummer og tittel. Figurer og tabeller må legges ved i originalformat. Unngå forkortelser (Fig.) ved referering i teksten.
- Bruk 'prosent' (ikke '%') i prosatekst
- Referansene skal følge Harvard Style of Referencing. Referansene i teksten skal være som følger ved henholdsvis en, to og flere forfattere: «...Meland (2010), Bårdsen og Nymoene (2011), Finstad mfl. (2002)...». Referanser i parentes skrives som følger: «... (Finstad mfl., 2002; Meland, 2010)...».
- Referanselisten skal ha overskriften REFERANSER og ha følgende format:
Melberg, H. O. (2010). Animal spirit: Fargerik tomhet? *Samfunnsøkonomen* 64 (2), 4–10.
Bårdsen, G. og R. Nymoene (2011). *Innføring i økonometri*. Fagbokforlaget, Bergen.
Finstad, A., G. Haakonsen og K. Rypdal (2002). Utslipp til luft av dioksiner i Norge – Dokumentasjon av metode og resultater. Rapport 2002/7, Statistisk sentralbyrå.
- Alle bidrag til *Samfunnsøkonomen* skal være ferdig korrekturlest.
- Forfattere av artikler, aktuelle analyser og aktuelle kommentarer må sende inn et høyoppløselig elektronisk portrett-fotografi. Forfatterne presenteres med tittel og hovedtilknytning. Andre tilknytninger (og eventuelle kontakt-detajler) oppgis eventuelt i fotnote på artikkel-tittel på side 1.



Returadresse:
Samfunnsøkonomene,
Kristian Augusts gate 9,
0164 Oslo

