

SAMFUNNSØKONOMEN

- Øistein Røisland
FRONTFAGSMODELLEN OG
IMPORTERT INFLASJON
- Eckhard Janeba
Guttorm Schjelderup
DEN GLOBALE MINSTESKATTEN
- Thor-Erik Sandberg Hanssen
Finn Jørgensen
KLIMA OG BOSETTING
- John K. Dagsvik
STRUKTURELL ANALYSE
- Øistein Røisland
Tommy Sveen
Ragnar Torvik
PENGE- OG FINANSPOLITISK
SAMSPILL



- REDAKTØRER
Lars-Erik Borge • NTNU
Rune Jansen Hagen • UiB
Jan Yngve Sand • RBB Economics

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: Helga Bull

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

www.samfunnsokonomene.no

Bankgiro: 8101 48 08221

Mediaplan 2024

	MANUS	PUBLISERINGSDATO	ANNONSEFRIST
Nr. 1	29.JAN	21.FEB	09.FEB
Nr. 2	02.APR	24.APR	12.APR
Nr. 3	27.MAI	19.JUN	07.JUN
Nr. 4	02.SEP	25.SEP	13.SEP
Nr. 5	28.OKT	20.NOV	08.NOV
Nr. 6	21.NOV	16.DES	04.DES

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

PRISER

Abonnement	kr.	1400,-
Enkeltnr. inkl. porto	kr.	250,-

ANNONSEPRISER (ekskl. moms)

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

Samfunnsøkonomien utgis med støtte fra Professor Wilhelm Keilhaus Minnefond (PWKM).

Opplag: 2400
Trykk: Aksell AS
ISSN 1890-5250



Innhold

NR. 6 • 2023 • 137. ÅRG.

- LEDER **3**
- AKTUELL KOMMENTAR
Frontfagsmodellen og importert inflasjon **5**
Øistein Røisland
- AKTUELL ANALYSE
Pilar 2: Den globale minsteskatten **12**
Eckhard Janeba
Guttorm Schjelderup
Klimaet i ulike deler av landet og betydningen det har for bosettingen **20**
Thor-Erik Sandberg Hanssen
Finn Jørgensen
- ARTIKKEL
Strukturell analyse etter Frisch og Haavelmo **31**
John K. Dagsvik
Samspillet mellom penge- og finanspolitikken i en liten, åpen økonomi **41**
Øistein Røisland
Tommy Sveen
Ragnar Torvik

Hvor lenge var Adam i paradiset?

I år er det 300 år siden Adam Smith ble født og nesten 250 år siden verket som ofte regnes som grunnsteinen i faget samfunnsøkonomi, *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*, ble utgitt for første gang (1776). Smith hadde nok fortjent mer oppmerksomhet i Samfunnsøkonomen i år enn han har fått, men han må altså nøye seg med å være utgangspunktet for årets siste leder.

Som tittelen tilsier, var Adam Smith opptatt av forskjellene i velstand mellom land og hva som er årsakene til dem. Det er interessant i seg selv, for i moderne vekstteori regner man gjerne perioden frem til rundt 1800 som den malthusianske epoken. Det var først da noen land begynte å ta av med den industrielle revolusjonen som driver av en moderne vekstprosess, som kjennetegnes av en nokså jevn og trutt økning i velstand og velferd. USA har i gjennomsnitt vokst med to prosent i året de siste 150 årene. Det har selvfølgelig vært noen avvik fra denne banen, som depresjonen på trettitallet, men det er likevel ingen tvil om at både USA og resten av verden underveis har blitt transformert gjennom blant annet kontinuerlig teknologisk fremgang.

Wealth of nations, som storverket oftest kalles, minner oss på at den industrielle revolusjon nok var mer en langtrukken affære som startet i Storbritannia enn en revolusjon. Det er de langsiktige konsekvensene som har vært revolusjonerende. Mens de fleste mennesker som levde samtidig med eller før Adam Smith var veldig fattige, er bildet et helt annet i dag. Et liv i ekstrem fattigdom var skjebnen for anslagsvis tre fjerdedeler av menneskeheten på begynnelsen av 1800-tallet. Nå er andelen 10 prosent eller lavere og dette har skjedd samtidig som folketallet har åttedoblet seg.

En av de viktigste ideene til Adam Smith var at spesialisering og arbeidsdeling fører til produktivitetsøkninger, men at denne prosessen er begrenset av markedets omfang. Det er derfor kanskje ikke tilfeldig at den første globaliseringsbølgen sammenfalt i tid med at noen land startet sin moderne vekstfase. Internasjonal handel vokste raskt i det nittende århundret, men da første verdenskrig startet gikk den ned i en bølgedal. Det tok 60 år å komme tilbake til det samme nivået som i 1913. Andre mål på økonomiske forbindelser over landegrensene, som migrasjon og finansiell integrasjon, falt også kraftig i mellomkrigstiden.

Globaliseringsbølge nummer to, som begynte etter andre verdenskrig, er større enn den første. Den har sammenfalt med en historisk oppgangstid hvor verdens samlede BNP er mer enn tidoblet. Land som Japan og Sør-Korea har nådd inntektsnivåer som tidligere var forbeholdt vestlige samfunn. De markedsorienterte reformene Kina iverksatte rundt 1980 førte til økonomisk vekst i en takt som aldri har vært opprettholdt over tid før, noe som har løftet hundrevis av millioner kinesere ut av ekstrem fattigdom. Ulikheten globalt har også falt på grunn av vekst i andre fattige land, som India. Dessverre kan det være grunn til å lure på om det er mulig å surfe videre på denne bølgen.

Pandemien var riktignok en knekk som det kan se ut til at verden kom seg rimelig raskt etter, men den geopolitiske usikkerheten er en større bekymring enn økonomisk «long-Covid». For det første har de to største økonomiene, USA og Kina, lenge stridet om valutakurser, handelsbalanser og teknologi. Faren for militær konflikt mellom USA og Kina om Taiwan trekkes stadig frem som et stort usikkerhetsmoment. Kinas strenge koronatiltak skapte dessuten store globale leveringsproblemer siden internasjonal fragmentering

av produksjonsskjeder har vært et hovedtrekk ved den andre globaliseringsbølgen. Det er mye snakk om avkopling og risikoreduksjon blant næringslivsledere og en gigant som Apple har allerede begynt å flytte produksjon vekk fra Kina.

For det andre har Russlands fullskala invasjon av Ukraina avdekket verdens sårbarhet når forsyningen av viktige råvarer gjøres til våpen. Mye av den fruktbare jorden i Ukraina kan for tiden ikke brukes til å dyrke jordbruksprodukter og det som produseres er blitt langt vanskeligere å få ut til verdensmarkedet eller ødelegges før det kommer frem. Konsekvensen har vært et prissjokk som rammer matvareimporterende utviklingsland spesielt hardt. Mange fryktet det samme ville skje med landene på det europeiske kontinentet som hadde gjort seg avhengig av russisk energiforsyning.

Russland sanksjoneres, og de direkte økonomiske forbindelsene med vesten er nå kraftig reduserte. Mye tyder imidlertid på at sanksjonene omgås i betydelig grad via handel med land som Armenia, Tyrkia og Kasakhstan. Og russerne har uansett muligheten for å skaffe seg våpen og teknologi via Iran, Kina og Nord-Korea. Selv om det er liten grunn til å tro at landet kan vinne krigen, vil det være en halv seier hvis de ikke kastes helt ut av Ukraina. Da kan man ikke se bort ifra at de prøver seg igjen når de har sliket sårene, enten det blir samme sted eller i en av de andre tidligere Sovjetrepublikkene russerne hele tiden truer. Det kan bli en stund til gitt omfanget av tapt militærmateriell og mannskaper, men situasjonen utgjør likevel et annet stort geopolitisk usikkerhetsmoment, som forsterkes av at angrepet kan inspirere liknende aksjoner, noe som Venezuelas «folkeavstemning» om å annektere halve Guyana kan være et eksempel på.

For det tredje kan klimakrisen føre til omfattende endringer i globale bosettings- og handelsmønstre. For eksempel kan nordøstpassasjen bli den nye standardruten for shipping fra Øst-Asia til Europa, noe som vil redusere verdien av Suez-kanalen. En krymping av transporttiden på mer

enn 50 prosent vil kunne motvirke den reduserte attraktiviteten til Kina som lokalisering for industriproduksjon og gi Russland en ny rolle i verdensøkonomien. Global oppvarming kan også gjøre sistnevnte mye viktigere som produsent av den strategiske råvaren hvete.

Det sies ofte at land som handler mye med hverandre ikke vil gå til krig mot hverandre fordi de har for mye å tape. Det viste seg å ikke stemme da første verdenskrig brøt ut. Russlands aggresjon utgjør også et skudd for baugen for denne hypotesen. Verden kan ikke lengre ta det for gitt at fortetningen av de økonomiske forbindelsene som globaliseringen har gitt nødvendigvis også gir færre væpnede internasjonale konflikter.

Mens Russland hovedsakelig er en eksportør av råvarer som det i de fleste tilfeller finnes alternative leverandører av, har vestlige bedrifter investert kraftig i Kina. Det har gjort landet til «verdens viktigste industrifabrikk». Og det kinesiske markedet er av en helt annen skala enn det russiske. En eventuell konflikt mellom USA og Kina vil derfor ha mye større betydning. Samtidig fremheves det at Taiwans dominans i markedet for halvledere kan være av like stor betydning for kommunistene på fastlandet som USAs sikkerhetsgarantier. Kina er nemlig det klart største landet på etterspørselssiden.

Det er lov å håpe at akkurat denne gjensidige avhengigheten virker avskrekkende. Likevel vil antagelig den geopolitiske usikkerheten påvirke lokaliseringen av produksjon og teknologiutviklingen fremover. Adam Smith ville nok vært bekymret for konsekvensene av den reduksjonen i markedets utstrekning som ser ut til å komme, selv om den fremstår som en rasjonell respons på et skift i relasjonen mellom avkastning og risiko ved internasjonal handel og investeringer. Og det er ingen tvil om at en ny bølgedal i globaliseringen vil koste verden dyrt.

Rune Jansen Hagen



ØISTEIN RØISLAND
Norges Bank

Frontfagsmodellen og importert inflasjon¹

Den høye inflasjonen vi har opplevd de siste to årene har i stor grad sitt opphav i internasjonale forhold. I artikkelen min «Når kan lønns- prisspiraler oppstå? Om samspillet mellom pengepolitikken og lønnsdannelsen» i Samfunnsøkonomen 3/23 ser jeg på hvordan ulike typer av sjokk kan gi opphav til lønns- prisspiraler. I etterkant av artikkelen har jeg fått en del spørsmål om hvordan utenlandsk inflasjon virker på lønns- og prisdannelsen i min modell. Jeg skal derfor her se nærmere på hvordan økt utenlandsk inflasjon kan tolkes innenfor min modellramme og hvordan smitteeffektene avhenger av samspillet mellom lønnsdannelsen og pengepolitikken. Hovedresultatet i min modellanalyse er at frontfagsmekanismen forsterker virkningen av økt utenlandsk inflasjon på pris- og lønnsveksten hjemme.

EN «AUKRUSTMODELL» FOR MELLOMLANG SIKT

La meg kort oppsummere modellen, som er mer utfyllende beskrevet i Røisland (2023). For å rendyrke effekten av utenlandske forhold, vil jeg se bort fra innenlandske sjokk og bare ha med utenlandsk inflasjon og sjokk til bytteforholdet overfor utlandet (forholdet mellom eksportpriser og importpriser).

¹ Jeg er takknemlig for nyttige kommentarer Thor Andreas Aursland, Leif Brubakk, Karsten Gerdrup og Steinar Holden. Alle synspunkter og eventuelle feil er selvfølgelig mine egne. Selv om forfatteren er ansatt i Norges Bank, er synspunkter og konklusjoner i artikkelen ikke nødvendigvis representative for Norges Bank.

Lønnsdannelsen er gitt ved

$$w = \theta(v + p^*) + (1 - \theta)p + \delta y, \quad (1)$$

der w er nominell lønn, $v + p^*$ er prisen i kroner på k -varer, der v er valutakursen og p^* er utenlandsk prisenivå (i utenlandsk valuta), p er konsumprisindeksen (KPI) og y er produksjonsgapet. Alle variable (unntatt renten) er på logform.

Lønnsdannelsen (1) kan sees på som resultatet av forhandlinger mellom arbeidstakere og arbeidsgivere i k -sektor, der arbeidstakerne ønsker høyest mulig konsumreal lønn ($w - p$) og arbeidstakerne ønsker høyest mulig profit, og

dermed lavest mulig (*k*-sektor-) produsentreal lønn ($w - (v + p^*)$). Se Aursland mfl. (2020) og Nymoens og Bårdsens (2023)² for en beskrivelse av hvordan utfallet av et Nash forhandlingsproblem leder til versjoner av (1) som forhandlingsresultat. At TBUs anslag for konsumprisveksten er et viktig premiss i lønnsforhandlingene er forenlig med at lønnsfastsettelsen kan sees på som et kompromiss mellom mål om produsentreal lønn og mål om konsumreal lønn. Jo høyere θ er, dess mer avhenger lønnsveksten av lønnsomheten i frontfagene og jo mindre av lønningenes kjøpekraft.

Det hevdes av og til at frontfagsmodellen innebærer at konsumprisutviklingen ikke påvirker lønnsnormen – det er kun industriens lønnsomhet som betyr noe. Det impliserer at $\theta = 1$. Selv om et slikt syn ikke er i tråd med standard teori for lønnsforhandlinger (jf. referansene over), er det et interessant spesialtilfelle som jeg kommer tilbake til.

Ligning (1) impliserer at lønningene øker når valutakursen svekker seg. Jeg vil her minne om at modellen gjelder for «mellomlang sikt». Det er liten grunn til å tro at *kortsiktige* endringer i valutakursen påvirker lønnsveksten i nevneverdig grad, og empiriske studier tyder heller ikke på det. Det er først når valutakursen forblir svak i gjennomsnitt over noen år at lønnsveksten vil øke for å få lønnsandelen opp til et normalt nivå.

Jeg antar også i (1) at lønnsveksten dempes dersom aktivitetsnivået (y) blir lavere, dvs. $\delta > 0$, enten fordi arbeidstakernes forhandlingsmakt svekkes ved økt ledighet eller fordi de tar hensyn til sysselsettingen i lønnskravene. Dette er også i tråd med etablert teori og empiri på norske data.

p og w er nivået på priser og lønninger, men kan også tolkes som den akkumulerte inflasjonen og lønnsveksten på mellomlang sikt. Nominelt pris- og lønnsnivå kan defineres som en indeks, der initialverdien er satt til 1 (dvs. 0 på log-form). Da har vi at (akkumulert) inflasjon på mellomlang sikt kan skrives som $\pi = p - p_0 = p$, og inflasjon fra mellomlang til lang sikt som $\pi^L = p^L - p$. Alle realvariable, som y , real lønn og real valutakurs, er målt som avvik fra en eksogen langsiktig likevekt, men det er viktig å presisere at det ikke gjelder for nominelle variable, som er ikke-stasjonære under inflasjonsstyring. Under inflasjonsstyring vil derfor langsiktig prisnivå p^L avhenge av akkumulert inflasjon på mellomlang sikt, dvs. p . Modellen kan derfor også tolkes som en modell for inflasjon og lønns-

vekst, selv om jeg abstraherer fra kortidsdynamikken i inflasjonen.

Jeg antar at forventet inflasjon fra mellomlang til lang sikt er lik inflasjonsmålet, normalisert til 0, dvs. at $\pi^{L,e} = 0$. Det impliserer at *ex ante* realrente på mellomlang sikt avhenger én-til-én med nominell rente, dvs. $r = i - \pi^{L,e} = i$, der i er nominell rente.

Videre antar jeg en enkel, negativ sammenheng mellom aktivitetsnivået og renten:

$$y = -\sigma r. \quad (2)$$

der $\sigma > 0$. Konsumprisene er et veiet snitt av importprisene og prisen på skjermede varer og tjenester:

$$p = \alpha(v + p^* + u^i) + (1 - \alpha)p^s. \quad (3)$$

u^i er et sjokk til importprisene, som kan tolkes som et sjokk til bytteforholdet.

$$p^s = w. \quad (4)$$

Ligning (4) bestemmer prisene i skjermet sektor som et påslag på lønn, der påslaget er satt til 1 i tråd med den originale Aukrustmodellen.

Valutakursen er representert ved udekket renteparitet (UIP) og en antagelse om at realvalutakursen forventes å være i likevekt på lang sikt (dvs, relativ PPP holder på lang sikt):³

$$v = p - p^* - (r - r^*). \quad (5)$$

Realvalutakursen ($v + p^* - p$) avhenger altså av realrentedifferansen, der r^* er summen av utenlandsk realrente og en eksogen risikopremie. Merk at for en gitt rentedifferanse vil en økning i prisnivået i Norge relativt til utlandet føre til at den langsiktige verdien på kronen må bli tilsvarende svakere. Når aktørene forventer svakere kurs på lang sikt, og ikke får kompensasjon i form av høyere rentedifferanse, vil kursen svekke seg allerede i inneværende periode. Her er inneværende periode tolket som «mellomlang sikt», så svekkelsen trenger ikke nødvendigvis å skje momentant hvis inflasjonen hjemme øker.

³ Merk at UIP på realform følger matematisk fra UIP på nominell form. Se Røisland (2023) for hvordan (5) kan utledes fra nominell UIP og en antagelse om at realvalutakursen forventes å være i likevekt på lang sikt.

² Se Appendix C.3.2 i Nymoens og Bårdsens (2023).

Valutakursen spiller en viktig rolle i modellen, og i Røisland (2023) drøfter jeg nærmere den empiriske støtten for valutakursantagelsen. Ligning (5) er forenlig med den vanlige måten å modellere valutakursen på i DSGE-modeller for åpne økonomier,⁴ og den danner også kjernen i valutakursligninger i makroøkonometriske modeller som KVARTS og NAM.

Til slutt må pengepolitikken spesifiseres. Jeg antar en enkel sammenheng der pengepolitikken strammes til når inflasjonen øker⁵:

$$r = \gamma p, \quad (6)$$

der $\gamma > 0$. I Røisland (2023) var den utenlandske renten eksogen. Men siden virkningen på inflasjonen hjemme av økt utenlandsk inflasjon avhenger av hvordan utenlandsk rente responderer på inflasjonen ute, vil jeg her endogenisere utenlandsk rente på samme måte som i ligning (6):⁶

$$r^* = \gamma^* p^*. \quad (7)$$

der $\gamma^* > 0$. Ligningene (1)-(7) determinerer de endogene variablene p , p^* , w , v , r , r^* og y som funksjoner av p^* og u^i . Jeg skal fokusere på hvordan norsk KPI-vekst og lønnsvekst avhenger av økt utenlandsk inflasjon og hvordan frontfagsmekanismen, representert ved $\theta > 0$, påvirker hvordan utenlandsk inflasjon importeres til Norge. Løsningene for p og w er:

$$p = \frac{1}{\gamma(\alpha + (\theta + \beta)(1 - \alpha))} [\gamma^*(\alpha + \theta(1 - \alpha))p^* + \alpha u^i], \quad (8)$$

$$w = \frac{1}{\gamma(\alpha + (\theta + \beta)(1 - \alpha))} [\gamma^*((1 - \alpha)\theta + \alpha(1 - \gamma\beta))p^* + (1 - \gamma(\theta + \beta))\alpha u^i], \quad (9)$$

der $\beta = \sigma\delta > 0$.

⁴ I de fleste DSGE-modeller er det en risikopremie i tillegg, og denne er ofte endogen og avhenger av netto fordringer på utlandet. I min modell har jeg, for å spare notasjon, «bakt» en (eksogen) risikopremie inn i r^* , slik at r^* må tolkes som risikopremiejustert utenlandsk rente. Avvik fra «ren» UIP, dvs. risikopremier, er viktige i valutamarkedet, særlig på kort sikt. Se Maggiori (2022) for en oversikt over forklaringer på slike avvik.

⁵ I Røisland (2023) er det antatt en Taylor-regel, der renten også responderer på y . Men som vist i Røisland (2023) kan man, ved å bruke «IS-ligningen» (2), gjøre om denne til (6).

⁶ Den er egentlig bare «semi-endogenisert», siden økt rente som respons på økt inflasjon, vil dempe inflasjonen. Men for dette formålet er det ikke nødvendig og endogenisere utlandet fullt ut.

VIRKNINGENE AV ØKT UTENLANDSK INFLASJON

Jeg skal fokusere mest på virkningen av økt utenlandsk inflasjon ($p^* > 0$), der eksportprisene øker like mye som importprisene, siden dette ikke kom så klart frem i Røisland (2023). Senere skal jeg sammenligne tilfellet med økt utenlandsk inflasjon med tilfellet der importprisene, men ikke eksportprisene, øker, dvs. en forverring av bytteforholdet ($u^i > 0$). For å få frem intuisjonen bedre, skal jeg først se på to spesialtilfeller før jeg går over til det generelle tilfellet.

Økt utenlandsk inflasjon og uendret rente ute ($\gamma^* = 0$)

I dette spesialtilfellet antar jeg at utenlandsk inflasjon øker ($p^* > 0$) uten at utenlandske sentralbanker responderer med økt rente. Dette tilfellet er kanskje ikke så realistisk, men likevel et nyttig utgangspunkt.

Vi ser av (8) og (9) at koeffisienten foran p^* blir null når $\gamma^* = 0$, slik at økt utenlandsk inflasjon ikke får noen effekt på inflasjonen og lønnsveksten hjemme. Årsaken er at kronkursen styrker seg tilsvarende økningen i utenlandsk inflasjon. Grunnen er at (relativ) PPP gjelder på lang sikt, og uten en endring i rentedifferansen vil valutakursen hoppe direkte til sin langsiktige likevekt. Når valutakursen styrker seg tilsvarende økningen i p^* , vil prisen i kroner på varene som k -sektor eksporterer være uendret. Det samme er tilfellet for importprisene målt i kroner. Derfor får økningen i p^* heller ingen betydning for lønnsveksten hjemme. Norge blir derfor helt skjermet fra økt inflasjon ute dersom sentralbankene ute akkommoderer den økte inflasjonen.

Dette resultatet følger egentlig bare av et generelt resultat i litteraturen – at et land med egen valuta kan velge sitt eget inflasjonsmål uavhengig av utlandet. Forskjellen i inflasjon blir reflektert i valutakursen. En slik mekanisme er representert i alle DSGE-modeller, inkludert NEMO og NORA. I praksis er det nok neppe realistisk at kronkursen vil sørge for å skjerme norsk prisvekst fullt ut fra økt utenlandsk inflasjon, men teorien, som har en viss empirisk støtte, trekker i hvert fall i retning av at effektene vil bli dempet av kursen.

Lønnsveksten responderer ikke på aktivitetsnivået ($\beta = 0$)

I dette spesialtilfellet blir lønningene kun basert på et veiet snitt av produsentprisene i k -sektor og konsumprisene. Fra (8) og (9) ser vi at løsningen for p og w i dette tilfellet blir

$$p = w = \frac{\gamma^*}{\gamma} p^*. \quad (10)$$

Vi ser at det kun er den pengepolitiske responsen i utlandet i forhold til responsen i Norge som har betydning for i hvilken grad økt utenlandsk inflasjon importeres. Hvis responsen er lik, dvs. $\gamma^* = \gamma$, ser vi av (10) at inflasjonen hjemme vil være lik inflasjonen ute. Med lik renterespons og lik inflasjon, vil også renten hjemme være lik renten i utlandet. Med lik inflasjon og lik rente følger det fra (5) at kronkursen vil være uendret.

Det er interessant å merke seg at dette gjelder uavhengig av frontfagsmekanismen, representert ved $\theta > 0$. Uansett om lønningene fastsettes med sikte på å holde lønnsandelen i k -sektor konstant eller å holde konsumreallønnen uendret, vil resultatet altså være det samme. Under spesialtilfellet av frontfagsmodellen der $\theta = 1$ vil høyere eksportpriser (målt i kroner) øke lønnsomheten i k -sektor, slik at lønningene må øke for å holde lønnsandelen uendret. Økte lønninger fører til økte priser på s -varer, og konsumprisveksten øker.

Lønnsveksten responderer på aktivitetsnivået ($\beta > 0$)

La meg nå gå til det generelle tilfellet der lønnsveksten avtar når aktivitetsnivået går ned. Vi ser fra (8) og (9) at koeffisientene foran p^* er avtakende i β . Smitteeffektene av økt utenlandsk inflasjon blir altså mindre når lønnsveksten avhenger av aktivitetsnivået. Intuisjonen er at når renten i Norge øker som følge av økt inflasjon, faller aktivitetsnivået, og lønnskravene blir moderert. Dette gjør at prisene i s -sektor ikke øker like mye som ellers. Den isolerte effekten av det er noe lavere KPI-inflasjon. Siden langsiktig prisnivå avhenger av inflasjonen på mellomlang sikt, vil denne effekten gjøre at kronkursen styrker seg noe og bidrar til at lønnsomheten i k -sektor ikke øker like mye som i tilfellet over. Da vil heller ikke lønningene øke like mye.

Når $\beta > 0$ har frontfagsmekanismen betydning for smitteeffekten av økt inflasjon ute. Vi ser fra (8) at jo mer «disiplin» det er i frontfagsmodellen, målt ved θ , dess sterkere effekt på inflasjonen hjemme av økt utenlandsk inflasjon. Frontfagsmekanismen bidrar derfor til å forsterke – ikke dempe – smitteeffektene av økt utenlandsk inflasjon.

Intuisjonen for resultatet over er følgende. Når aktivitetsnivået i Norge går ned som følge av økt rente, vil lønnsveksten falle relativt til hva som skal til for å opprettholde hhv. lønnsandelen i k -sektor eller konsumreallønnen. Fallet i lønnsveksten vil etter hvert gjøre at prisene i s -sektor faller tilsvarende. Hvis lønningene fastsettes med sikte på å opprettholde konsumreallønnen ($\theta = 0$), vil fallet i prisene på s -varer, som har en betydelig vekt i KPI, gjøre at behovet

for økt lønnsvekst som respons på økt importert inflasjon blir mindre. Denne effekten er ikke til stede dersom lønningene fastsettes med sikte på å opprettholde lønnsandelen i k -sektor ($\theta = 1$), siden prisene på k -varer ikke avhenger av lønningene. Smitteeffektene av økt utenlandsk inflasjon blir derfor mindre dess større vekt det legges på å opprettholde lønningenes kjøpekraft i forhold til vekten på å holde lønnsandelen i k -sektor stabil.

LØNNS-PRISSPIRALER

Fordi mye av debatten om lønnsdannelsen og pengepolitikken dreier seg om muligheten for lønns- prisspiraler, skal jeg her se nærmere på hvordan økt utenlandsk inflasjon kan gi opphav til en lønns- prisspiral i Norge. Som i Røisland (2023) skal jeg benytte en vanlig definisjon av en lønns- prisspiral, som for eksempel benyttes av Lorenzoni og Werning (2023), nemlig som en mekanisme som gjennom lønnsdannelsen forsterker et initialt sjokk til inflasjonen. Merk at det ikke trenger å være en permanent prosess der priser og lønninger stadig trekker hverandre opp for å være en lønns- prisspiral med denne definisjonen.

I min modell vil det være en lønns- prisspiral når w øker som respons på økt p^* og dermed også bidrar til økt inflasjon i skjermet sektor. Vi har altså en lønns- prisspiral hvis koeffisienten foran p^* i ligning (9) er større enn null. Som vi ser av uttrykket, er det en kombinasjon av den pengepolitiske responsen og strukturen i økonomien, deriblant «disiplinen» i frontfagsmodellen (θ), som avgjør dette. Jo sterkere sentralbanken responderer på inflasjonen, dess mer skal det til før det blir en lønns- prisspiral. Betingelsen for å unngå en slik spiral er

$$\gamma > \frac{(1 - \alpha)\theta + \alpha}{\beta\alpha}. \quad (11)$$

Vi ser at jo mer «disiplin» i frontfagsmodellen det er, målt ved θ , dess mer må renten øke som respons på inflasjonen for å unngå en lønns- prisspiral.

Jeg vil minne om at vi her altså ikke snakker om en vedvarende lønns- prisspiral, men kun en forsterkning av effekten på inflasjon av sjokket som går via lønningene, jf. definisjonen av en lønns- prisspiral av Lorenzoni og Werning (2023) over. Normalt bør en kanskje forvente et visst innslag av lønns- prisspiraler, slik at (11) ikke er oppfylt. Det kan være at en så sterk renteøkning som skal til for å hindre at lønnsveksten øker når utenlandsk inflasjon øker, vil gi for sterk nedgang i aktivitetsnivået. At lønnsveksten øker når importert inflasjon øker, altså at vi får en lønns- pris-

spiral slik det vanligvis er definert, er trolig et realistisk tilfelle. Mitt bidrag er å vise at for denne typen sjokk vil selve frontfagsmekanismen forsterke innslaget av lønnsprisspiraler, i motsetning til hva den gjør for innenlandske sjokk.

Resultatet mitt er i tråd med argumentasjonen til Storesletten (2023) og Natvik (2023), men står i kontrast til argumentasjonen til Bjørnstad (2023), som skriver: «Utenlandsk inflasjon kommer inn til Norge gjennom to kanaler. Gjennom importpriser og eksportpriser. Økte eksportpriser reduserer lønnskostnadsandelen i industrien og gir med den norske lønnsdannelsen høyere lønnskrav, og derigjennom høy inflasjon også i Norge. [...] Men den inflasjonen gir ikke opphav til nye lønnskrav.» Dette argumentet er riktig hvis valutakursen ikke påvirkes av inflasjonen. Som jeg var inne på i Røisland (2023), synes mye av argumentasjonen omkring frontfagsmodellen å være basert på en implisitt antagelse om eksogen valutakurs. Men med kursantagelser som er standard i forskningslitteraturen, vil valutakursen svekke seg når inflasjonen hjemme øker, med mindre sentralbanken setter opp renten tilstrekkelig til å motvirke dette.

Bjørnstad argumenterer innenfor en ramme der $\theta = 1$. Da vil ikke en lønnsprisspiral oppstå gjennom den tradisjonelle kanalen, der økte priser gir økte lønnskrav, som igjen øker prisene og fører til ytterligere lønnskrav osv. I stedet kan vi snakke om en pris-kurs-lønns spiral: Økte priser svekker valutakursen (med mindre pengepolitikken responderer tilstrekkelig). Svakere valutakurs øker lønnsomheten i k -sektor og gir økte lønnskrav. Økt lønnsvekst øker prisene i s -sektor og dermed det generelle prisnivået. Det svekker igjen valutakursen, osv. Men med en tilstrekkelig renterespons vil det jeg i Røisland (2023) kalte «UIP-effekten» dominere «PPP-effekten», slik at en pris-kurs-lønns spiral ikke vil oppstå. Betingelsen er altså gitt ved ulikheten (11).

Hva skjer hvis vi får økte importpriser, men ikke økte eksportpriser, altså en forverring av bytteforholdet? Igjen får vi en lønnsprisspiral hvis koeffisienten foran u^i i ligning (9) er større enn null. Renteresponsen på inflasjonen som må til for å hindre en slik spiral er

$$\gamma > \frac{1}{\theta + \beta} \quad (12)$$

Vi ser at jo mer «disiplin» i frontfagsmodellen det er, målt ved θ , dess mindre må renten øke for å hindre en lønnsprisspiral. Ved sjokk til bytteforholdet vil altså frontfags-

mekanismen bidra til at renten kan øke mindre for å hindre en spiral. Som vist i Røisland (2023) er det samme tilfellet for innenlandske inflasjonssjokk og for lønnsjokk. Men det motsatte er altså tilfelle ved økt utenlandsk inflasjon.

Merk at hvis det kun er konsumreallønnen, og ikke produ-sentreallønnen i k -sektor, som bestemmer lønnsveksten, dvs. $\theta = 0$, blir betingelsene (11) og (12) identiske, dvs. $\gamma > \frac{1}{\beta}$. Det er derfor selve frontfagsmekanismen som bidrar til at det lettere oppstår innenlandske lønnsprisspiraler som følge av økt utenlandsk inflasjon enn når sjokket har opphav i norsk økonomi eller det er et sjokk til bytteforholdet. Dersom det ikke var noe frontfag, ville implikasjonene av innenlandske versus utenlandske inflasjonspulser vært de samme.

Det burde ikke være kontroversielt at å gi en bestemt sektor økt vekt i lønnsdannelsen er gunstig når noen typer sjokk inntreffer og ugunstig for andre typer forstyrrelser. Noe annet ville vært overraskende. Jeg har vist at å la k -sektor få en sentral rolle i lønnsfastsettelsen bidrar til å dempe virkningene på inflasjonen av innenlandske pris- og lønns-sjokk og sjokk til bytteforholdet, men bidrar til å forsterke virkningene av utenlandske inflasjonssjokk, sjokk til utenlandsk rente og sjokk til risikopremien.⁷

Et interessant spørsmål er om smitteeffektene av økt utenlandsk inflasjon til norsk pris- og lønnsvekst ville vært større eller mindre dersom vi hadde hatt et valutakursmål. Dette kan analyseres i mitt modellrammeverk ved å gjøre bruk av ligningen for realrenten under et valutakursmål, som er gitt ved ligning (B.4) i vedlegget i Røisland (2023). For å gjøre analysen litt enklere, uten at den viktigste mekanismen går tapt, vil jeg anta at $\gamma^* = 1$. dvs. at utenlandske sentralbanker setter opp renten med 1 prosentpoeng når inflasjonen øker med 1 prosent. Videre vil jeg se på tilfellet med en helt fast valutakurs, som impliserer at $\gamma \rightarrow \infty$ i (B.4).⁸ Da reduserer ligning (B.4) seg til

$$r = p. \quad (13)$$

Under et fastkursregime og $\gamma^* = 1$, får man altså en sammenheng mellom rente og inflasjon, der koeffisienten på p , altså en implisitt γ , er 1. Selv om den implisitte renteregelen (13) under fast valutakurs ligner på renteregelen (7) under et inflasjonsmål, har de forskjellige tolkning. Under et

⁷ Se Røisland (2023) for en løsning av modellen med alle de nevnte sjokkene.

⁸ Merk at γ i Vedlegg B i Røisland (2023) er koeffisienten på valutakursen under et valutakursmål, og ikke koeffisienten på inflasjonen.

inflasjonsmål er de langsiktige inflasjonsforventningene antatt lik målet (normalisert til 0), slik at sentralbanken øker (den mellomlangtsiktige) *nominelle* renten med γ når inflasjonen øker med 1 prosent. Realrenten er da lik den nominelle renten. Med fast valutakurs vil den nominelle renten følge den utenlandske nominelle renten én-til-én. Hvis inflasjonen øker i Norge, men ikke inflasjonen i utlandet, vil ikke den nominelle renten øke i Norge. Men fordi prisnivået i Norge ikke kan være varig høyere i Norge, vil en periode med økt prisvekst måtte medføre at prisene må falle på lang sikt. Inflasjonsforventningene vil da falle, slik at en økning i p i denne perioden fører til at $\pi^{L,e} = p^{L,e} - p$ faller, og som gir en høyere mellomlangtsiktig *ex ante* realrente for gitt nominell rente.

Når inflasjonen, og dermed renten, internasjonalt øker, vil den nominelle renten i Norge øke tilsvarende for å holde valutakursen fast. Løsningen for p og w som funksjoner av p^* finner vi ved å sette $\gamma^* = \gamma = 1$ i (8) og (9):

$$p = \frac{\alpha + \theta(1 - \alpha)}{\alpha + \theta(1 - \alpha) + \beta(1 - \alpha)} p^*, \quad (14)$$

$$w = \frac{\alpha + \theta(1 - \alpha) - \alpha\beta}{\alpha + \theta(1 - \alpha) + \beta(1 - \alpha)} p^*. \quad (15)$$

Det er verdt å merke seg at innenlandske priser og lønninger øker mindre på mellomlang sikt enn i utlandet under fast valutakurs (men like mye på lang sikt). Grunnen til det er at den nominelle renten i Norge må følge økningen i utenlandsk rente. Økt rente reduserer aktivitetsnivået i Norge og modererer lønnveksten og dermed prisveksten på s -varer. På lang sikt må imidlertid pris- og lønnsnivået i Norge litt opp, for å komme opp til det økte langsiktige prisnivået hos handelspartnerne, slik at konkurranseevnen på sikt er uforandret. En slik økning i forventet fremtidig inflasjon i Norge demper virkningen på realrenten av økt nominell rente.

Ved å sammenligne (14) og (15) med (8) og (9), ser vi at hvorvidt fast valutakurs gir større eller mindre smitteeffekter av økt utenlandsk inflasjon, avhenger av om responsen på inflasjonen under et inflasjonsmål, gitt ved γ , er større eller mindre enn 1. Hvis den er mindre enn 1, vil kronkursen svekke seg og føre til ytterligere økt lønns- og prisvekst under et inflasjonsmål. Da vil en fast valutakurs gi mindre smitteeffekter enn et inflasjonsmål. Motsatt vil smitteeffektene bli mindre under inflasjonsstyring dersom γ er større enn 1.

AVSLUTTENDE MERKNADER

Jeg har her analysert hvordan frontfagsmekanismen påvirker smitteeffektene av økt utenlandsk inflasjon og vist at frontfagsmodellen forsterker slike smitteeffekter. I en matematisk modell er sammenhengene naturligvis mekaniske. Når lønnsandelen blir redusert som følge av høyere eksportpriser, fører det til økt lønnsvekst i modellen. I praksis er det imidlertid ingenting i veien for at arbeidstakersiden kan velge lønnsmoderasjon og tillate at lønnsandelen blir lav over en del år for å bidra til lavere inflasjon og rente. Men mekanismen jeg beskriver vil likevel utgjøre en tyngdekraft det er viktig å være klar over.

Frontfagsmekanismen i min modell er representert ved vekten (θ) som produsentreallonnen i k -sektor har i lønnsfastsettelsen. Jeg drøfter ikke egenskaper ved koordinert versus ikke-koordinert lønnsdannelse. Forskning tyder på at en koordinert lønnsdannelse bidrar til å holde sysselsettingen høy og stabil. I modellen min har jeg implisitt antatt en koordinert lønnsdannelse, uansett vekten på k -sektor og uansett innretning av pengepolitikken. Tilfellet der det ikke er noe frontfag ($\theta = 0$) kan tolkes som en koordinert forhandlingsløsning der arbeidstakersiden er representert av både k - og s -sektor, altså at det ikke er noen lønnsleder. Men det er ikke opplagt at koordineringsgraden er upåvirket av hvilke sektorer som utgjør frontfagene (eller om det noen definerte frontfag i det hele tatt).

I modellen antar jeg at den realøkonomiske langsiktige likevekten er eksogent gitt. Det ligger utenfor modellrammen å analysere hvordan lønnsdannelsessystemet kan påvirke den langsiktige likevekten. I faglitteraturen om forhandlingsbasert lønnsdannelse er et sentralt resultat at likevektsledigheten blir lavere jo større viljen til lønnsmoderasjon er. Det er en vanlig oppfatning at viljen til lønnsmoderasjon blir høyere dersom k -sektor er frontfaget. Grunnen er at bedrifter i k -sektor i liten eller ingen grad kan velte økte lønninger over i prisene, i motsetning til hva bedrifter i s -sektor kan. Bedrifter i s -sektor kan derfor være mer ettergivende for høyere lønnskrav enn bedrifter i k -sektor, noe som kan svekke insentivet til lønnsmoderasjon. Da må det et høyere ledighetsnivå til for å dempe lønnsambisjonene.

En åpenbar begrensning ved min modell er at den har en svært enkel dynamisk struktur. Noen vil nok mene at en ikke kan analysere lønns- prisspiraler i en så vidt enkel

modell. Selv om jeg mener at modellen min er egnet til å identifisere noen sentrale mekanismer som ikke så lett kommer frem i en stor dynamisk modell, vil det være viktig å undersøke i hvilken grad resultatene mine er robuste i modeller med en rikere dynamikk. En naturlig utvidelse vil være å inkludere mekanismene i en DSGE-modell der frontfagsmekanismen er modellert, slik som i NORA, samtidig som kortidsdynamikken er ivaretatt. Siden parametrene i slike modeller langt på vei kan gis en strukturell tolkning, er modellene mindre sårbare for Lucas-kritikken.⁹ En DSGE-modell er derfor et godt utgangspunkt for å analysere alternative innretninger av lønnsdannelsen og pengepolitikken, samt hvordan mekanismene henger sammen i generell likevekt.

⁹ Enkelte foretrekker å kalle det «Frisch-Haavelmo-kritikken», fordi Frisch og Haavelmo hadde lignende tanker lenge før Lucas.

REFERANSER

- Aursland, T. A., I. Frankovic, B. Kanik og M. Saxegaard (2020). State-dependent fiscal multipliers in NORA - A DSGE model for fiscal policy analysis in Norway. *Economic Modelling* 93, 321-353.
- Bjørnstad, R. (2023). Nei, importert inflasjon trenger ikke gi økte renter. *Dagens Næringsliv*, 3. august.
- Lorenzoni, G. og I. Werning (2023). Wage Price Spirals. Manuskript. <https://bpb-us-w2.wpmucdn.com/voices.uchicago.edu/dist/c/3483/files/2023/02/WagePriceSpirals.pdf>
- Maggiore, M. (2022). International macroeconomics with imperfect financial markets, i *Handbook of International Economics*, bind 6. Elsevier B.V., s. 199-236.
- Natvik, G. J. (2023). Renter og importert inflasjon – igjen, *Dagens Næringsliv*, 9. august.
- Nymoene, R. og G. Bårdsen (2023). Documentation of NAM. <https://normetrics.no/wp-content/uploads/2023/08/NAMpublic9Aug23.pdf>
- Røisland, Ø. (2023). Når kan lønns-prisspiraler oppstå? Om samspillet mellom lønnsdannelsen og pengepolitikken. *Samfunnsøkonomen* 137 (3).
- Storesletten, K. (2023). Øk renten – frontfagsmodellen gir pris- og lønns-spiral, *Dagens Næringsliv*, 21. mars.

ABONNEMENT

Abonnementet løper til det blir oppsagt, og faktureres per kalenderår

www.samfunnsokonomene.no

ECKHARD JANEBA
Universitetet i Mannheim

GUTTORM SCHJELDERUP
Senter for skatteforskning ved NHH



Pilar 2: Den globale minsteskatte¹

I denne artikkelen forklarer vi hvordan den globale minsteskatte (OECDs pilar 2) fungerer og vi gjengir nyere økonomisk forskning om virkningen av pilar 2. Sentrale spørsmål som belyses, er virkningen på høyskattelandets velferd og skatteproveny og om minsteskatte fører til at lavskatteland innfører skjulte subsidier for å kompensere for minsteskatte.

INNLEDNING

137 land har sluttet seg til pilar 2 og innføringen av en effektiv minsteskatte på 15 prosent på det som kan betegnes som underbeskattet overskudd («excess profit» i OECDs sjargong) hos flernasjonale selskaper.² Pilar 2 gjelder multinasjonale virksomheter med konsoliderte inntekter overskytende 750 millioner euro og håpet er at minsteskatte skal redusere flytting av overskudd til lavskatteland.³

Selskaper som er del av en flernasjonal struktur og som har en effektiv skattesats under minsteskatte, skal betale en ekstraskatte («top up tax»). Den effektive skattesatsen hos et datterselskap i et lavskatteland finnes ved å dele skattene selskapet har betalt (kalt «covered taxes») med skatte-

grunnlaget («GLOBE Income» heretter GLOBE-inntekten).

GLOBE-inntekten tar utgangspunkt i finansregnskapet slik det fremkommer i det konsoliderte finansregnskapet til morselskapet før man korrigerer for transaksjoner mellom selskapene i gruppen. Hvis effektiv skattesats (heretter kalt ERT) er lavere enn 15 prosent, skal det beregnes en «top up» sats som finnes ved å ta minsteskatte og trekke fra selskapets ERT. Denne top-up satsen skal multipliseres med det underbeskattede overskuddet i selskapet for å finne ut hvor mye ekstra skatte et selskap i et lavskatteland skylder under pilar 2.

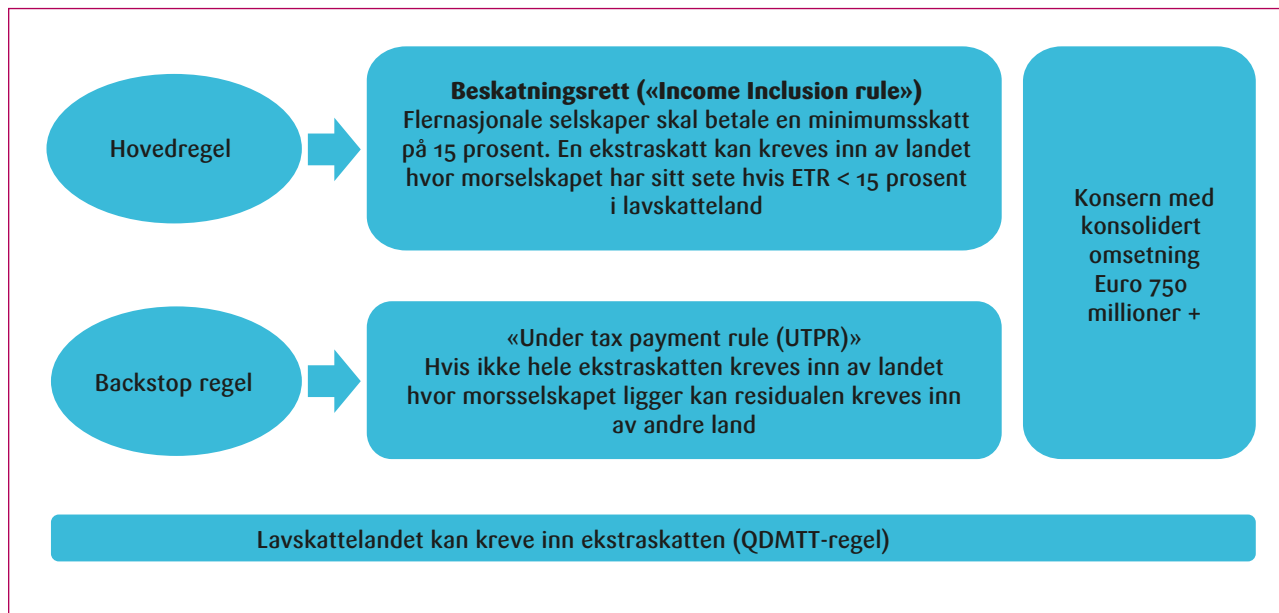
I utgangspunktet kan landet hvor morselskapet har sitt hovedsete, kreve inn skatteforpliktelsen (dette kalles for «Income Inclusion Rule (IIR)»). Hvis ekstraskatte ikke drives inn etter hovedregelen i morselskapets hjemland (IIR) kan andre land hvor gruppen har virksomhet drive inn ekstraskatte (den såkalte «Under Taxed Payment Rule (UTPR)»). IIR og UTPR regelen er illustrert i Figur 1.⁴

⁴ Se OECD (2020a).

¹ Forfatterne vil gjerne takke Michael Riis-Jacobsen for kommentarer. Kontaktinformasjon: Guttorm.schjelderup@nhh.no

² Pilar 1 ser på løsninger knyttet til fordelingen av skatteinntekter fra store svært lønnsomme flernasjonale selskaper mellom land når selskapet ikke er hjemmehørende i staten hvor inntektsgrunnlaget befinner seg (typisk for digitale forretningsmodeller), se OECD (2020b).

³ Noen talsmenn for pilar 2 håper også at reglene skal stoppe fallet i bedriftsskattesatser. I perioden 1985–2018 falt for eksempel den gjennomsnittlige (uveide) bedriftsskattesatsen fra 49 prosent til 24 prosent blant OECD-landene (se Tørsløv mfl. 2023).



Figur 1

Når man beregner morselskapets skatteforpliktelse på vegne av datterselskapet i lavskattelandet skal GLOBE-inntekten reduseres med et substansfradrag (på engelsk «Substance Based Income Exclusion (SBIE)»). Hensikten med substansfradraget er å redusere GLOBE-inntekten med et beløp som tar hensyn til at det er reell aktivitet i lavskattelandet. Fratrukket består av en prosentuell del av lønnsutgifter og fysisk kapital. Selskaper i skatteparadis hvor det ikke foregår noen aktivitet, vil ikke få et substansfratrekk og vil derfor betale 15 prosent skatt.

Land med lavt skattenivå kan selv kunne sikre seg «top-up» skatten ved å innføre en «Qualified Domestic Minimum Top up Rate (QDMTT)». Det innebærer at kildelandet må følge reglene i pilar 2 når man innfører en QDMTT-skatt. Det er frivillig å innføre QDMTT-skatten, men lavskatteland har sterke incitamenter til å gjøre det fordi hvis ikke de gjør det vil andre land drive inn skatten.

Figur 2 viser hvordan man kommer frem til hvor mye skatt et datterselskap lokalisert i lavskatteland A utløser når selskapet har en lavere effektiv skattesats enn minsteskatte.

En rekke land inkludert Hong Kong, Sveits, Singapore og Storbritannia har vurdert å innføre QDMTT-skatten.⁵ Selv om bedriftsskattesatsen i Storbritannia, er godt over den

globale minimumssatsen, kan det tenkes at landet har en effektiv skattesats på mindre enn 15 prosent pga. skattereglenes utforming. For å ta høyde for dette vurderer noen land som tradisjonelt ikke har vært oppfattet som lavskatteland, å innføre QDMTT-skatten.

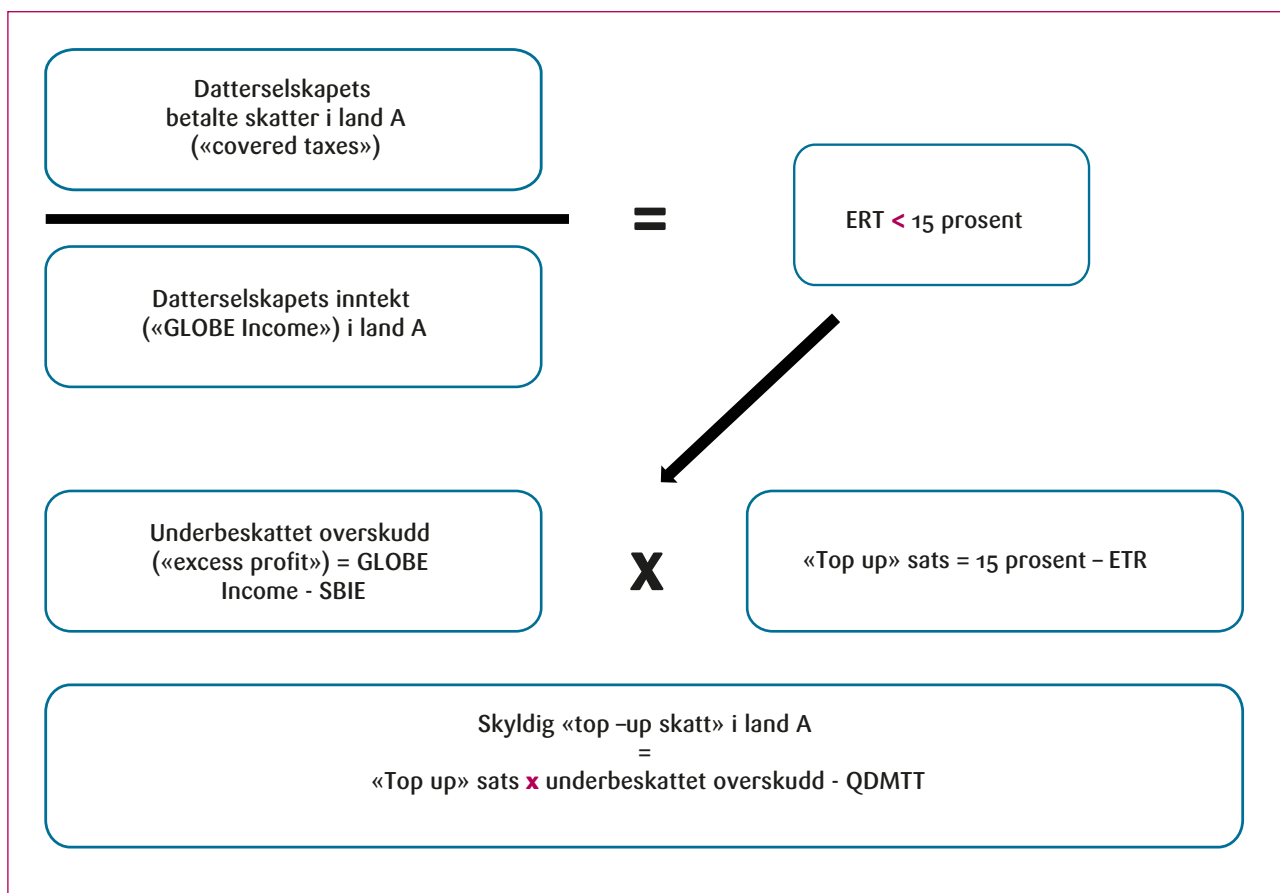
I fortsettelsen skal vi med et enkelt eksempel illustrere hvordan man beregner hvor mye skatt som utløses under pilar 2.

ET EKSEMPEL

I dette avsnittet skal vi vise hvordan pilar 2 vil fungere i praksis gjennom et enkelt eksempel. For å gjøre fremstillingen enklest mulig skal vi forestille oss at vi har med kun ett flernasjonalt selskap å gjøre som bare har ett datterselskap i et lavskatteland. Vi skal anta at datterselskapet har en GLOBE-inntekt definert ved $\pi = 1000$. Det er denne inntekten som danner grunnlaget for å beregne datterselskapets effektive skattesats og som også inngår i grunnlaget for inntekten som konsernspissens hjemland kan skattlegge. Vi skal videre forutsette at de relevante skattene («covered taxes») som inngår i beregningen av den effektive skattesatsen er kr 50.⁶ Gitt disse forutsetningene blir datterselskapets effektive skattesats definert ved t^{ERT}

⁵ Se MACFARLANES: <https://www.macfarlanes.com/what-we-think/in-depth/2022/unpacking-pillar-two-domestic-minimum-taxes/>

⁶ Covered taxes» innbefatter betalt selskapskatt og utbytteskatt, men ikke indirekte skatter, eiendomsskatt, merverdi eller arbeidsgiveravgift/trygdeavgifter.



Figur 2

$$t^{ERT} = \frac{50}{1000} = 5 \text{ prosent} \quad (1)$$

Vi skal definere den globale minsteskatten ved variabelen $t^{GMT} = 15$ prosent slik at «top-up» skatteprosenten (t^{top}) gis av forskjellen mellom den globale minsteskattesatsen og datterselskapets effektive skattesats, dvs.,

$$t^{top} = \max(t^{GMT} - t^{ERT}, 0) = (15 - 5) = 10 \text{ prosent} \quad (2)$$

I vårt enkle eksempel skal t^{top} satsen på 10 prosent multipliseres med GLOBE-inntekten minus substansfradraget ($SBIE$) slik at man står igjen med det OECD kaller «excess profit» som vi definerer ved variablene π^e ;

$$\pi^e = \pi - SBIE. \quad (3)$$

$SBIE$ er substansfratrekket som har to komponenter: En lønnskomponent og en materiell eiendelkomponent. I en overgangsfase skal fratrukket være 8 prosent for materielle eiendeler og 10 prosent for lønnskostnader. Hvis datterselskapet har lønnskostnader på kr 500, og materielle aktiva

på kr 7500, og vi bruker 8 prosent for materielle eiendeler og 10 prosent for lønnskostnader, slik foreslått i startfasen, blir fratrukket $SBIE = 650$ ($= 8\% * 7500 + 10\% * 500$) og vi har at den delen av overskuddet som er underbeskattet («excess profit») er

$$\pi^e = \pi - SBIE = 1000 - 650 = 350. \quad (4)$$

Når man beregner hva skattebeløpet som landet hvor morselskapet har sitt hovedsete kan kreve inn, må vi ta hensyn til at lavskattelandet kan innføre en «Qualified Domestic Minimum Top up Tax (QDMTT)». Dette er som nevnt over en skatt etter reglene i pilar 2 som lar lavskattelandet få muligheten til å kreve inn ekstra-skatten. Foreløpig skal vi anta at QDMTT er null. Ekstraskatten («top-up» skatten) gis da ved skattebeløpet R^E dvs.

$$R^E = t^{top} \cdot \pi^e - QDMTT = 10\% \cdot 350 - 0 = 35. \quad (5)$$

Landet hvor det flernasjonale selskapet har sitt hovedsete kan altså kreve inn kr 35 i skatt. Hvis vi legger sammen

skatten som datterselskapet har betalt dvs. kr 50 og «top-up» skatten på kr 35, blir den samlede beskatningen kr 85. Det medfører at den effektive skattesatsen til datterselskapet basert på GLOBE-inntekten blir 8,5 prosent (= 85/1000). Det er verdt å merke seg at skallselskaper i typiske skatteparadis hvor det ikke er noen aktivitet ikke får et substansfratrekk. I det tilfellet blir $\pi^e = 1000$ og $R^E = 10\% \cdot 1000 = 100$. Skattene totalt sett blir da 150 (= 50 + 100) og den effektive skattesatsen er 15 prosent.

Dersom vi hadde brukt 5 prosent som sats for substansfratrekket slik meningen er at satsen skal være frem i tid, vil fratrekke bli 400 og $\pi^e = 1000 - 400 = 600$ slik at $R^E = t^{top} \cdot \pi^e = 10\% \cdot 600 = 60$. Det betyr at ekstraskatten øker fra kr 35 til kr 60 på grunn av reduksjonen i substansfratrekket og utløser totalt sett skatter på kr 110 (= 50 + 60). Den effektive skattesatsen øker dermed til 11 prosent (= 110/1000). Vi kan konkludere med at et positivt substansfratrekk vil ikke pilare 2 gi et gulv for bedriftsbeskatningen på 15 prosent.

Hvis lavskattelandet innfører en QDMTT-skatt kan ikke QDMTT-satsen være lavere «top-up» skattesatsen t^{top} som i vårt eksempel er 10 prosent.⁷ Denne satsen skal anvendes på GLOBE-inntekten eller GLOBE-inntekten etter substansfratrekket.⁸ OECD åpner for at lavskattelandet kan skattlegge datterselskapet høyere, men det vil både øke skatten selskapet må betale og gjøre lavskattelandet mindre attraktivt for investeringer. Det mest nærliggende er derfor at lavskattelandet bruker en «top-up» sats på 10 prosent og at man multipliserer denne med GLOBE-inntekten etter substansfratrekket (kr 350) slik at QDMTT-skatten blir lik kr 35 hvis vi bruker overgangssatsen på substansfratrekket. Dermed blir den effektive skattesatsen 8,5 prosent (= (50+35)/1000).

Eksemplet klargjør at minsteskatten ikke legges på bedriftens skattbare overskudd, men på bedriftens overskudd etter et substansfratrekk. I OECDs sjargong er den skattbare inntekten definert som «excess profit» og noen vil kanskje tolke dette som at minsteskatten er en slags skatt på renprofitt eller grunnrente. En slik tolkning er ikke riktig om man anvender økonomisk teori fordi en renprofitt eller grunnrente er definert som meravkastning ut over investorens alternativavkastning. Substansfratrekket skulle i så fall være alternativavkastningen noe som ikke er til-

⁷ Det er verdt å merke seg at lavskattelandet kan beholde sin lave bedriftsskattesats fordi QDMTT-reglene ikke krever endringer i den generelle bedriftsskattesatsen.

⁸ Se OECD (2023a, s. 107 punkt 118.34, 118.37 og 118.38)

felle. Mer nærliggende er det å tolke skattefundamentet til minsteskatten som den delen av overskuddet som har for lav skatt hensyn tatt til at bedriften faktisk har aktivitet i lavskattelandet. For postkasseselskaper i lavskatteland blir derfor minsteskatten 15 prosent av skattbar inntekt. Det innebærer en betydelig skatteskjerpning.

SUBSIDIER

Den globale minsteskatten vil føre til at flernasjonale selskaper med aktivitet i lavskatteland vil betale mer i skatt. Det gir lavskatteland insitamenter til å innføre støtteordninger til bedrifter for å kompensere for et høyere skatteinivå. Sveits, for eksempel, vurderer ulike tiltak som støtte til FOU og utvidet adgang til å trekke fra kostnader som tidligere ikke var fradragberettigede.⁹ Andre land som Vietnam, har hatt hemmelige samtaler med flernasjonale selskaper om bedriftsspesifikke subsidier.¹⁰

Det er et «No Benefit Requirement (NBR)» i pilar 2 som ikke tillater jurisdiksjoner å kompensere multinasjonale selskaper på grunn av minsteskatten. Hvis subsidier er en direkte kompensasjon medfører det at kildelandet dvs. landet hvor datterselskapet er lokalisert ikke kan kreve inn ekstraskatten. NBR-regelen kan unngås ved å innføre subsidier på en slik måte at de fremstår som ikke relatert til minsteskatten.¹¹

Dersom konkurransen om investeringer mellom land skjer ved subsidier slik at hver bedrift får et fast støttebeløp ved lokalisering i et land viser Janeba og Schjelderup (2023) at netto skatteinntekter (etter fratrekke for subsidier) i høyskattelandene ikke påvirkes av pilar 2. Det skyldes at konkurransen om å tiltrekke seg kapital ved subsidier gjør at subsidiene akkurat motsvarer økningen i skatteinntekter ved å tiltrekke seg flere bedrifter. Høyskattelandene har derfor ingenting å tjene på en subsidiekonkurranse. Skatteparadiset får økte skatteinntekter av minsteskatten siden kapitalskatten i skatteparadiset øker, mens de flernasjonale selskapene i sum tjener på å motta subsidier. Det er tilsynelatende ingen tapere under subsidiekonkurranse, men det er ikke riktig. Siden skatteparadiset hever sin skattesats, vil selskapene bruke mindre ressurser på å flytte

⁹ Tilfellet Sveits er diskutert her: <https://www.swissinfo.ch/eng/switzerland-plans-subsidies-to-offset-g7-corporate-tax-plan/46696800>

¹⁰ Vietnams samtaler med flernasjonale selskaper er beskrevet her: <https://kluwertaxblog.com/2023/09/18/fiscal-subsidies-aspirers-beware-of-the-no-benefit-requirement-in-pillar-two/>

¹¹ NBR reglene er beskrevet her: <https://kluwertaxblog.com/2023/09/18/fiscal-subsidies-aspirers-beware-of-the-no-benefit-requirement-in-pillar-two/>

overskudd til land med lav eller ingen skatt. Slike ressurser brukes på tilretteleggere som advokater og revisorer for å legitimere flyttingen av overskudd. Med minsteskatten vil det brukes færre ressurser på slike tjenester og taperne er derfor konsulentselskapene som tilbyr slike tjenester.

Man kunne tenke seg subsidier som var skreddersydde og som avhang for eksempel av bedriftens størrelse, antall ansatte, eller hvilken næring bedriften tilhørte. Hva utfallet av å konkurrere om kapital med slike subsidier vil bli er vanskelig å forutsi. Kanskje er effekten den samme som når land konkurrerer med lave bedriftsskattesatser.

Frykten for at pilar 2 skal gjøre det mer attraktivt å bruke skjulte subsidier for å tiltrekke seg investeringer er ikke ubegrunnet. Noked (2020) finner at BEPS og pilar 2 gjør det mer attraktivt for land å bruke subsidier. Han finner også at fernasjonale selskaper er best tjent med subsidier snarere enn lave skatter. I en modell med imperfekt konkurranse hvor alle land er like, viser Collie (2000) at selv når bedriftsskatter påfører økonomien et effektivitetstap, vil alle land ende opp i en Nash- likevekt med subsidier.¹² Kun hvis effektivitetstapet er tilstrekkelig stort, vil en likevekt med subsidier ikke lengre være attraktiv.

EU har utformet en politikk for å hindre at medlemslandene bruker subsidier til å favorisere innenlandske selskaper (Artikkel 92 (1) i EU traktaten). Til tross for dette har EU kommisjonen måttet håndtere en jevn strøm av saker der statsstøtte bryter med EU-retten (Mason, 2019). Videre har antallet handelstvistsaker, hvor subsidier har blitt brukt for å vinne markedsandeler i internasjonale markeder, økt over tid (Hoekman og Nelson, 2020). Subsidier er derfor allerede et stort problem og pilar 2 kan gjøre bruken av slike mer attraktive.

SUBSTANSFRATREKKET

Substansfratrekket gjør det mer attraktivt å investere i lavskatteland og mange lavskatteland argumenterte nettopp derfor for et slikt fratrekk.¹³ Man kan selvsagt spørre seg selv om substansfratrekket er noen god ide siden det utthuler formålet med minsteskatten og øker konkurransen om å tiltrekke seg kapital. Som påpekt av Perry (2022) er ville

¹² Likevekten blir altså ikke av typen «fangens dilemma» ala Brander og Spencer (1985).

¹³ I prinsippet kunne man også inkludert verdien av ikke-materielle eiendeler i substansfradraget, men verdsettelsen av slike eiendeler er komplisert og ville favorisert land som kun har til formål å tiltrekke seg holdingselskaper som ikke har reell aktivitet.

ikke lavskatteland være med på pilar 2 med mindre man innførte et substansfratrekk.

Schjelderup og Stähler (2023) viser at substansfratrekket fungerer som en subsidie for næringer som er kapitalintensive eller har høy sysselsetting. Det skyldes at kostnader knyttet til bruk av kapital og lønn kan trekkes fra to ganger; først ved at disse kostnadene reduserer skattbart overskudd (Globe-inntekten), deretter ved at man får trekke fra en andel av disse kostandene fra Globe-inntekten gjennom substansfratrekket.¹⁴

Schjelderup og Stähler (2023) viser også at pilar 2 reduserer flytting av konsernoverskudd til lavskatteland. På den måten erstattes overskuddsflytting med økte realinvesteringer i lavskatteland. Landene som rammes hardest av pilar 2 og hvor reduksjonen i overskuddsflytting vil være størst, er de landene hvor et selskap ikke har noen aktivitet (de tradisjonelle skatteparadisene som Caymanøyene, Bermuda, Bahamas, etc). Disse landene får ikke substansfratrekket. Holdingselskaper uten fysisk aktivitet lokalisert i et lavskatteland vil derfor betale en effektiv skatt på 15 prosent på sin GLOBE-inntekt.

GIR PILLAR 2 ØKTE SKATTEINNTEKTER

Den økonomiske virkningen av pilar 2 på skatteinntekter, investeringer og overskuddsflytting er vanskelig å estimere fordi den kombinerte effekten av de ulike initiativene til OECD er sammenvevd og endringene er store. Det lar seg derfor ikke lett gjøre å bruke elastisiteter fra empiriske studier til å anslå effektene. Derfor er det svært vanskelig å forutsi hvordan selskaper og regjeringer vil reagere på pilar 2. Følgelig blir estimerer kvalifisert gjetning. Felles for eksisterende studier er at de antar at nominelle selskapsskatter er uforandret etter innføringen av minsteskatten. Siden man ikke vet om lavskatteland vil kreve inn ekstraskatten (QDMTT-skatten), er det vanskelig å gi gode estimerer for enkeltland. Perry (2022) argumenterer for at lavskattelandene vil benytte seg av muligheten til selv å kreve inn top-up skatten ved å innføre QDMTT-regelen og at de derfor tjener mest på minsteskatten.

¹⁴ Hvis Globe-inntekten er $\pi(K, L)$ finnes «excess profit» ved å trekke fra substansfratrekket slik at overskuddet som skal ilegges en ekstraskatt gis ved $\pi(K, L) - \sigma[K + wL]$, hvor σ angir den prosentuelle andelen i substansfratrekket. Siden det er kostnader knyttet til bruken av kapital (K) og arbeidskraft (L) som reduserer $\pi(K, L)$, innebærer substansfratrekket at det blir gunstigere å investere i bruk av disse faktorene i lavskatteland.

Tabell 1.

Pilar 2	OECD ¹	IMF ²	Barake mfl. (2022)
Estimert skatteproveny	220 mrd. USD	150 mrd. USD	179 mrd. euro

¹ OECD (2023b).

² IMF-studiene antar at overskuddsflyttingen reduseres slik at bedriftsoverskuddene øker i høyskattelandene. Se IMF (2022) og IMF (2023).

Tabell 1 viser ulike anslag for hvor mye skatteproveny minsteskatten vil bringe inn.

UNCTAD (2022) antar at pilar 2 vil øke direkteinvesteringene internasjonalt og at dette vil gi øke globale skatteinntekter med ca 20 prosent. I analysen til UNCTAD vil utviklingsland vil få en økning i sine skatteinntekter på 15 prosent mens rike land vil øke sine skatteinntekter med 31 prosent. En viktig grunn til at de rike landene får størst økning i sine skatteinntekter er at man tror pilar 2 vil demme opp for overskuddsflytting på en slik måte at det blir mer attraktivt å investere i høyskatteland.

Estimatene i Tabell 1 er kortsiktige i den forstand at de ikke tar hensyn til strategiske tilpasninger land kan gjøre etter at minsteskatten er innført. Det er ikke opplagt hvilke land som tjener mest på pilar 2, lavskatteland eller høyskatteland. Perry (2022) tror lavskattelandene vil tjene mest på pilar 2.

Nabavi og Nordstrøm (2023) anslår at skatteinntektene i Sverige vil øke med 50 millioner euro (SEK 500 millioner) årlig hvis pilar 2 implementeres. Men de finner samtidig at de administrative kostnadene er formidable og tilsvarer minst økningen i skatteprovenyet og kanskje mer.¹⁵ Totalt sett er det derfor nærliggende å konkludere med at pilar 2 kan bli dyrt å gjennomføre for land som Sverige.

OVERSKUDDSFLYTTING OG SKATTEKONKURRANSE

Dersom lavskattelandene som følge av pilar 2 øker sine skattesatser, vil det føre til reduserte investeringer i lavskatteland og mindre overskuddsflytting. Det vil øke skatteinntektene i høyskattelandene. Med høyere skattenivå i lavskatteland kan det tenkes at det blir mer attraktivt for høyskattelandene å konkurrere seg imellom om investeringer fordi konkurransen om kapital og overskudd fra lavskattelandene er blitt svakere. Det kan paradoksalt nok føre

¹⁵ Disse anslagene er basert på at andre land innfører QDMTT-reglene og at svenske selskaper ikke rammes av minsteskatten.

til at høyskattelandene senker sine skattesatser og at skatteinntektene i siste instans faller i høyskattelandene.

Det teoretiske utgangspunktet bak forslaget om minsteskatt er knyttet til litteraturen om skattekonkurranse. Denne litteraturen viser at når land konkurrerer om å tiltrekke seg kapital og overskudd, og hvert land setter sine skatter uten å ta hensyn til hvordan egen skattepolitikk påvirker andre lands skatteinngang, oppstår det en fiskal eksternalitet som gjør at skattene blir satt for lavt.¹⁶ Pilar 2 kan tolkes som et forsøk på å forbedre denne likevekten ved at en stor gruppe land blir enige om å heve skattene til et visst minstenivå.¹⁷

Konrad og Schjelderup (2013) viser at en gruppe land kan tjene på å heve sine skatter dersom andre land følger etter og øker sine skattesatser. Skal det skje må skattesatsene være strategiske komplementar dvs. at land øker sine skattesatser i respons på at gruppen med land hever sine satser.¹⁸

Johannesen (2022) antar at overskuddet i fjerne nasjonale selskaper er eksogent gitt og at det eneste som bestemmes endogen er til hvilket land de fjerne nasjonale selskapene ønsker å flytte sitt overskudd.¹⁹ For høyskattelandene er utfallet av minsteskatten usikkert. På den ene siden øker skatteinntektene, men samtidig må selskapene betale mer

¹⁶ Se Zodrow og Mieszkowski (1986) og Wilson (1986). En oversiktsartikkel over denne litteraturen er gitt av Wilson (1999). Resultatet likner på litteraturen om miljøskatter. En bedrift som forurenser tar ikke hensyn til skadevirkningene av egen forurensning på andre og forurenser derfor for mye. Dette kan rettes opp med skatter som øker kostnaden knyttet til forurensningen.

¹⁷ Den grunnleggende ideen bak minsteskatten er ikke ny. EU nedsatte den såkalte Ruding-komiteen (Ruding, 1992) som foreslo at EU-landene skulle ha en minstesats på 30 prosent i bedriftsbeskatningen for å dempe skattekonkurransen.

¹⁸ Vrijburg og de Mooij (2016) studerer hvilke forutsetninger som må være oppfylt for at en skatt på kapital skal være et strategisk substitutt eller komplement. Keen og Konrad (2013) gir en oversikt over litteraturen knyttet til harmonisering og koordinering av kapitalsskatter.

¹⁹ Hebous og Keen (2021) studerer også pilar 2 og antar som Johannesen at selskapene har en fast eksogent gitt profitt som kan flyttes mellom et skatteparadis og et høyskatteland. De viser at skatteparadiset kan tjene på å heve sin bedriftsskattesats hvis høyskattelandet gjør det samme. Resultatet til Hebous og Keen (2021) likner derfor på resultatet i Konrad og Schjelderup (2013).

skatt. Han antar at eierne av selskapene bor i høyskatteland slik at privat inntekt faller. Hvilken av de to effektene som dominerer (økt proveny eller lavere privat inntekt) avgjør om velferden går ned eller opp i høyskatteland.

Janeba og Schjelderup (2023) bruker en modell hvor kapital er mobil mellom land og på tvers av bedrifter. De viser at virkningen på skatteinntekter og velferd i høyskatteland ikke kan entydig bestemmes. Hva som skjer med skatteinntektene i høyskatteland avhenger av hvor lett det er å flytte overskudd til lavskatteland. Hvis det veldig er kostbart (vanskelig) for selskapene å flytte overskudd til lavskatteland har bedriftene i høyskatteland store overskudd. Det gir høyskattelandene et sterkt incentiv til å konkurrere om å tiltrekke seg kapital slik at de senker de satsene. Det kan føre til et fall i skatteinntektene.²⁰ Et interessant poeng ved Janeba og Schjelderups analyse er at hvis at OECDs «Base Erosion and Profit Shifting (BEPS)» initiativ har vært vellykket i den forstand at BEPS har det gjort det vanskeligere med overskuddsflytting, kan det føre til lavere skatteinntekter og mer konkurranse mellom høyskatteland.

AVSLUTTENDE MERKNADER

Virkningen av den globale minsteskatte på 15 prosent (pilar 2) vil ikke nødvendigvis føre til økte skatteinntekter og høyere velferd i høyskatteland. Forskningen på feltet viser at en rekke forhold må stemme for at det skal skje. Faktisk kan man ende opp i en likevekt med sterkere konkurranse om mobil kapital mellom høyskatteland og at velferden faller i høyskatteland. Samtidig kan lavskatteland tjene på pilar 2. Det er også en fare for at minsteskatte leder til at land bruker subsidier snarere enn skatter for å tiltrekke seg investeringer. Faktisk er det ikke utenkelig at vi kan oppleve sterkere skattekonkurranse samtidig som land bruker subsidier for å tiltrekke seg investeringer. Det er derfor viktig med videre forskning som ser på om man kan svekke eller forhindre incentivene til subsidiekonkurranse.

Det er et interessant spørsmål om et land er tjent med å være raskt ute med å innføre pilar 2. Innføringen av pilar 2 medfører store administrative kostnader uten at det er sikkert at et land får noe igjen for disse kostandene. Hvis lavskatteland innfører QDMTT-regler samtidig som de ikke endrer sine nominelle skattesatser, kan høyskattelandene

²⁰ Janeba og Schjelderup (2023) viser også at hvis det har en egenverdi for et land å tiltrekke seg investeringer for eksempel pga. teknologioverføringer eller sterkere konkurranse i hjemmemarkedet vil det gi økte incitament til skattekonkurranse mellom høyskatteland.

blir taperne ved at skatteinntektene deres ikke øker når man tar hensyn til de administrative kostnadene samtidig som investeringene øker i lavskatteland.

Pilar 2 vil medføre redusert overskuddsflytting til land som har vært assosiert med betegnelsen skatteparadis. Det skyldes at i disse landene, som ofte er små øystater med en liten befolkning og med en lovgivning som forbyr selskaper å ha lokal aktivitet, ikke får substansfratrekket. Disse jurisdiksjonene vil i praksis gå fra å ha null i skattesats til en sats på 15 prosent. Det kommer trolig til å føre til redusert overskuddsflytting til slike selskaper, men vil kanskje føre til økt overskuddsflytting til lavskatteland med substansfratrekk.

REFERANSER

- Barake, M., T. Neef, P. E. Chouc og G. Zucman (2022). Revenue Effects of the Global Minimum Tax Under Pillar Two. *INTERTAX* 50 (10), 689–710.
- Brander, J. A. og B. J. Spencer (1985). Export subsidies and international market share rivalry. *Journal of International Economics* 18 (1-2), 83100.
- Collie, D. R. (2000). State aid in the European union: the prohibition of subsidies in an integrated market. *International Journal of Industrial Organization* 18 (6), 867884.
- Hebous, S. og M. Keen (2021). Pareto-improving minimum corporate taxation. IMF Working Papers no. 250.
- Hoekman, B. og D. Nelson (2020). Rethinking international subsidy rules. *The World Economy* 43 (12), 3104–3132.
- International Monetary Fund (IMF) (2022). Coordinating Taxation Across Borders, i *Fiscal Monitor: International Monetary Fund*, s. 25–46.
- IMF (2023). International corporate tax reform. February 2023.
- Janeba, E. og G. Schjelderup (2023). The global minimum tax raises more revenues than you think, or much less. *Journal of International Economics*, 145, 103837.
- Johannessen, N. (2022). The global minimum tax. *Journal of Public Economics* 212, 104709.
- Keen, M. og K. A. Konrad (2013). *The theory of international tax competition and coordination*. Handbook of Public Economics, bind 5, s. 257–328.
- Konrad, K. A. og G. Schjelderup (1999). *Fortress building in global tax competition*. *Journal of Urban Economics* 46 (1), 156–167.
- Mason, R. (2019). Identifying illegal subsidies. *American University Law Review* 69, 479.
- Devereux, M. P., M. Simmler, J. Vella og H. Wardell-Burrus (2021). What Is the Substance-Based Carve-Out under Pillar 2? And How Will It Affect Tax Competition? *EconPol Policy Brief* 39, Vol. 5. ifo Institute.

- Nabavi, P. og M. Nordstrøm (2023). The impact assessment of implementing a global minimum tax for MNEs in Sweden. Antatt for publisering i *Nordic Tax Journal*.
- Noked, N. (2020). From tax competition to subsidy competition. *University of Pennsylvania Journal of International Law* 42, 445.
- OECD (2020a). Tax Challenges Arising from Digitalisation – Report on Pillar Two Blueprint. *OECD Publishing, Paris*.
- OECD (2020b). Tax Challenges Arising from Digitalisation – Economic Impact Assessment. *OECD Publishing, Paris*.
- OECD (2023a). Tax Challenges Arising from the Digitalisation of the Economy – Administrative Guidance on the Global Anti-Base Erosion Model Rules (Pillar Two). *OECD Publishing, Paris*.
- OECD (2023b). Economic impact assessment of the two-pillar solution – Revenue estimates for Pillar 1 and 2. Webinar 18. januar 2023.
- Perry, V. (2022). Pillar 2: Tax competition in the Low-Income Countries and the SBIE. Said Business School working paper 2022–24.
- Ruding, O. (1992). Report of the Committee of Independent Experts on company taxation. Executive summary. March 1992.
- Schjelderup, G. og F. Stähler (2023). The Economics of the Global Minimum Tax. *International Tax and Public Finance*. Tilgjengelig fra: <https://doi.org/10.1007/s10797-023-09794-w>
- Schjelderup, G., (2016). Secrecy jurisdictions. *International Tax and Public Finance* 23 (1), 168–189.
- Tørsløv, T. R., L. S. Wier og G. Zucman (2023). The missing profits of nations. *The Review of Economic Studies* 90 (3), 1499–1534.
- Vrijburg, H. og R. A. de Mooij (2016). Tax rates as strategic substitutes. *International Tax and Public Finance* 23 (1), 2–24.
- Wilson, J. D. (1986). A theory of interregional tax competition. *Journal of Urban Economics* 19 (3), 296–315.
- Wilson, J. D. (1999). Theories of tax competition. *National Tax Journal* 52 (2), 269–304.
- Zodrow, G. R. og P. Mieszkowski (1986). *Pigou, Tiebout, property taxation, and the underprovision of local public goods*, i *Taxation in theory and practice: Selected Essays of George R. Zodrow*. World Scientific, s. 525–542.
- UNCTAD (2022). International Tax Reforms and Sustainable Investment. *World Investment Report*.

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

THOR-ERIK SANDBERG HANSSEN
Handelshøgskolen, Nord universitet
 FINN JØRGENSEN
Handelshøgskolen, Nord universitet



Klimaet i ulike deler av landet og betydningen det har for bosettingen^{1,2}

Formålet med denne artikkelen er å kvantifisere hvor stor betydning klimaet kan ha på hvor nordmenn velger å bosette seg. Mer spesifikt fokuserer vi på sammenhengen mellom antall «fine sommerdager» per år og befolkningsutviklingen i norske kommuner mellom 2011 og 2021. En «fin sommerdag» har vi definert som en dag hvor det er minst 20 grader og ikke nedbør. Når vi blant annet kontrollerer for faktorer som antall innbyggere i kommunen, aldersfordelingen på innbyggerne og om kommunen som studeres er en annen enn Oslo eller Ullensaker, viser våre resultater at antall «fine sommerdager» har en positiv og signifikant virkning på kommunenes befolkningsutvikling. Ettersom det er langt færre slike dager i Nord-Norge enn i resten av landet, har vi spesielt sett på klimaets betydning for befolkningsutviklingen i Nord-Norge. Våre resultater antyder at hvis Nord-Norge hadde hatt like mange fine sommerdager som områdene rundt Oslo, kunne befolkningsutviklingen i landsdelen vært mer enn dobbelt så høy som den faktisk var i perioden 2011 til 2021. Dette innebærer at klimaet i Nord-Norge er en viktig årsak til at landsdelen sin andel av Norges befolkning har blitt mindre de siste ti årene.

INNLEDNING

I perioden fra 1970 og frem til 2020 økte folketallet i Norge og Nord-Norge (Nordland, Troms og Finnmark) med henholdsvis 38,8 prosent og 6,2 prosent. Nord-Norges andel av Norges befolkning ble dermed redusert fra 11,8 prosent

til 9,0 prosent i dette tidsrommet. At myndighetene har innført en rekke distriktspolitiske virkemidler som blant annet redusert arbeidsgiveravgift, bedre infrastruktur innenfor samferdsel, gunstige ordninger for nedbetaling av studiegjeld og en omfattende utbygging av høyere utdanningstilbud flere steder i landsdelen, har åpenbart ikke vært nok til å stanse denne utviklingen (Vennemo mfl., 2022).

¹ Forfatterne takker redaktør og anonym konsulent for nyttige kommentar på tidligere utkast.

² E-post: finn.jorgensen@nord.no, thor-erik.s.hanssen@nord.no.

En vanlig og plausibel forklaring på landsdelenes ulike befolkningsutvikling er at særlig de unge ønsker å bo steder med varierte kultur- og arbeidsmarkedstilbud. At kvinners deltakelse i arbeidslivet har økt de siste femti årene kombinert med et generelt høyere utdanningsnivå i befolkningen, har bidratt til å forsterke betydningen kultur- og arbeidsmarkedstilbudet har på bosteders attraktivitet. Blant annet er det større muligheter for at ektepar hvor begge har høy utdanning kan få relevante jobber, og ikke minst kunne bytte jobber, på store steder enn på små steder.

Det er ingen av de fire andre landsdelene (Sørlandet, Østlandet, Vestlandet og Trøndelag) som har hatt så svak befolkningsutvikling som Nord-Norge de siste 30 årene (Statistisk sentralbyrå, 2022a). En mulig forklaring på det kan være at andelen av befolkningen som har bodd i spredtbygde strøk er noe høyere i Nord-Norge enn i resten av landet og at landsdelen har få store byer. I 1990 bodde for eksempel om lag hver tredje (36 prosent) innbygger i Nord-Norge i spredtbygde strøk, mens det i landet som helhet var om lag hver fjerde innbygger (28 prosent) bosatt i spredtbygde strøk (Statistisk sentralbyrå, 2022a). Dersom vi ser bort fra Østlandet, der bare 22 prosent bodde i spredtbygde strøk, var andelen bosatt i spredtbygde strøk 30 prosent på Sørlandet, 31 prosent på Vestlandet, og 35 prosent i Trøndelag. Det betyr at utenom Østlandet var det relativt små forskjeller mellom landsdelene i andelen av befolkningen som bodde i spredtbygde strøk. Det indikerer at denne faktoren tilsynelatende ikke kan forklare den spesielt svake befolkningsutviklingen i Nord-Norge.

Derfor startet vi jakten på andre forhold som kan forklare den ugunstige befolkningsutviklingen i Nord-Norge. Det var da nærliggende å se nærmere på noe «alle» snakker om, men som ingen kan gjøre noe med, nemlig klimaet³ i landsdelen. Kan det være «elefanten i rommet»? Selv om klimaendringer ved flere tilfeller har ført til ubehagelige og til dels farlig varme i Sør-Europa de siste årene, opplever nok få i Norge at for høye sommertemperaturer er et stort problem. Meteorologisk institutt definerer en nordisk sommerdag som en dag der høyest målte temperatur er 20 grader Celsius eller mer (Sivle, 2019). Vi tar utgangspunkt i denne definisjonen og definerer en «fin sommerdag» som en dag der maksimumstemperaturen er minst 20 grader og der det samtidig ikke er noe nedbør. Det vil si at vi definerer en «fin sommerdag» som en dag som både er varm og

³ Ifølge Store norske leksikon (SNL) er klimaet på et sted gjennomsnittlig vær over tid mens for eksempel sommerværet på stedet kan variere fra år til år. Vi «kler oss for været, men bygger hus tilpasset klimaet» som det står i SNL.

tørr. Vi mener at så godt som alle nordmenn ønsker flest mulig slike dager. Som vi skal se i neste kapittel er det relativt få slike dager i Nord-Norge, sammenlignet med hvor mange slike dager det er i resten av landet.

Det har flere steder blitt gjort systematiske studier av klimaets betydning for velferd – og bostedspreferanser. Blant annet har Cheshire og Magrini (2006) funnet at befolkningsveksten i europeiske byer påvirkes negativt av antall dager med nedbør, og positivt av forekomsten av varmt vær. At mange misliker nedbør finner også støtte i en studie fra staten Washington, USA, som viste at huskjøpere har betalingsvilje for redusert nedbør (Englin, 1996). Samtidig er det verdt å merke seg at italienere synes å foretrekke et tørrere klima om vinteren og lavere temperatur om sommeren (Maddison og Bigano, 2003). Til slutt kan det også nevnes at en studie basert på data fra Russland, viser at klima er viktig for husholdningers velvære og at russiske husholdninger sterkt misliker kalde vintre og varme somre med høy luftfuktighet (Frijters og Van Praag, 1998). Straffeleirene i Sibir var et fryktet tilholdssted for russerne – ikke bare på grunn av behandlingen de fikk der, men også på grunn av klimaet. Selv om disse studiene viser at klimaet betyr noe for hvor folk vil bo, gir de begrenset kunnskap om hvordan klimaet i ulike deler av Norge påvirker bosettingsmønsteret her til lands.

Av norske undersøkelser kan vi vise til Solvoll og Jørgensen (1989). De fant blant annet at sommertrafikken i Nord-Norge i et bestemt år var positivt korrelert både med sommerværet dette året og året før, men sommerværet så ut til å bety mer for nordmenns besøk i landsdelen enn det betydde for utlendinger. Dette er rimelig; utlendinger som vet at de skal nord om Polarsirkelen er forberedt på kaldt vær og forventer ikke så mye annet. Den samme undersøkelsen viser også at folk i Nord-Norge i gjennomsnitt var villige til å betale ca. 8.500 kroner i dagens prisnivå for å få en «Oslosommer» på sine hjemsted. For en familie på fire blir det totalt 34.000 kroner. Dette er en sterk indikator på at velferdseffekten av bedre vær er stor blant innbyggerne i Nord-Norge.

Basert på nevnte undersøkelse, men med nyere data, påviste Jørgensen og Solvoll (1996) at sommerværet i Norge i år t ikke hadde noen signifikant virkning på etterspørselen etter charterreiser i år t , men at sommerværet året før hadde signifikant betydning på etterspørselen etter slike reiser. Det betyr at dårlig sommervær i år ($t-1$) førte til flere charterreiser i år t . Dette kan forklares ved at nordmenn på 1990-tallet planla sydenturer en god stund før rei-

Tabell 1: Gjennomsnittlig antall årlige «fine sommerdager» på 10 steder i Norge i perioden 1980–2021^a

Sted	Årlig antall «fine sommerdager»	Standardavvik	Minimum	Maksimum
Vardø	1,4	1,6	0	5
Alta	12,5	6,1	2	25
Tromsø	8,5	5,2	0	20
Bodø	12,5	6,9	2	29
Trondheim	27,8	9,4	10	51
Bergen	25,0	9,7	9	50
Stavanger/Sandnes	18,5	8,4	3	41
Kristiansand	35,8	13,6	9	59
Moss	34,4	12,8	13	63
Oslo	44,1	11,0	23	75

a «Fine sommerdager» er definert som dager uten regn og med minst 20 grader.

Kilde: Norsk klimaservicesenter, 2022

sen skulle foretas og at de etter en værmessig dårlig sommer ikke ville risikere en ny slik sommer, og derfor bestilte charterreiser til steder som kunne tilby mer sol og varme enn Norge. Oppsummert indikerer disse to undersøkelsene fra Norge at folk som bor i kalde strøk setter pris på varme og tørre dager.

Det kan i denne sammenhengen også nevnes at reiselskapet Ving rapporterte om særlig fulle fly til Kanariøyene fra Nord-Norge høsten 2022, til tross for redusert kjøpekraft blant befolkningen. Selskapet tror det skyldes den særlig dårlige sommeren nordpå i 2022. Også fylkesordføreren i Troms og Finnmark fylkeskommune (Tarjei Jensen Bech) er bekymret for befolkningsutviklingen i landsdelen og foreslo høsten 2022 en uke ekstra ferie for folk nordpå for å kompensere for mørke vintre og dårlig sommervær (Kleppevik, 2022).

Resten av denne artikkelen er organisert som følger. Først presenterer vi en oversikt over antall «fine sommerdager» på 10 sentrale steder i Norge. Som tidligere nevnt defineres en «fin sommerdag» i denne artikkelen som en dag der maksimumstemperaturen er på minst 20 grader og der det ikke registreres nedbør. Det er altså en dag som er både varm og tørr. Deretter presenterer vi en kvantitativ modell som vi forventer kan forklare befolkningsutviklingen i norske kommuner og beskriver det datamaterialet som vi skal bruke. I modellen inngår vår definisjon av en «fin sommerdag» som en sentral forklaringsvariabel. Vi ser her på befolkningsutviklingen i 67 kommuner i tiårsperioden 2011 til 2021 hvor altså en av forklaringsfaktorene er gjennomsnittlig antall «fine sommerdager» per år de siste fem årene før 2011, altså i tidsrommet 2006 til 2010. De 67

kommunene er de kommunene hvor det var mulig å finne de metrologiske opplysningene som vi var ute etter. Kommunene er godt spredte ut over hele landet. Etter dette presenterer vi i et eget kapittel analyseresultatene, mens vi i påfølgende kapittel kort drøfter om klimaet fremover vil få større eller mindre betydning for bosettingsmønsteret her til lands. I siste kapittel vil vi komme med noen avsluttende merknader.

DAGER MED FINT SOMMERVÆR PÅ 10 STEDER I NORGE

I Tabell 1 viser vi gjennomsnittlig antall «fine sommerdager» per år på 10 steder i Norge de siste 40 årene. Til sammen er nesten hver tredje nordmann bosatt på disse stedene som også er godt spredt geografisk. Tabellen viser også hvor stor variasjon det er fra år til år i sommerværet på de ti stedene målt ved standardavvik, maksimumsverdier og minimumsverdier. De to siste opplysningene sier noe om variasjonsbredden i antall «fine sommerdager».

Ut fra tabellen ser vi at gjennomsnittlig antall årlige «fine sommerdager» varierer fra 1,4 for Vardø til 44,1 for Oslo. For alle som liker tørt og varmt vær er derfor Oslo stedet å bo her til lands. En nyfødt person i Tromsø og Oslo med levetider på 85 år kan for eksempel forvente å oppleve henholdsvis 723 og 3749 «fine sommerdager» dersom de tilbringer hele sine liv i sine fødebyer. Det er altså over 5 ganger flere slike dager i Oslo enn i Tromsø. Det er bare de tre stedene Kristiansand, Moss og Oslo i Tabell 1 hvor det årlig kan forventes over en måned med «fine sommerdager». De fire stedene i tabellen som er i Nord-Norge (Vardø, Alta, Tromsø og Bodø) har i gjennomsnitt 8,7 «fine som-

merdager» per år, noe som er 22 prosent av de 39,3 «fine sommerdagene» som de to stedene på Østlandet (Moss og Oslo) i gjennomsnitt har per år. Oppsummert viser Tabell 1 at det er betydelig færre «fine sommerdager» i Nord-Norge enn i de andre landsdelene.

Standardavvikene sier noe om variasjonen fra år til år i antall «fine sommerdager» på de ti stedene, noe som er nyttig informasjon for solhungrige nordmenn. Dersom et sted har et stort standardavvik for antall «fine sommerdager» indikerer det at neste års sommervær på dette stedet kan bli mye forskjellig fra gjennomsnittsverdien for antall «fine sommerdager» der. Videre vil store standardavvik i «fine sommerdager» medføre større årlige variasjoner og dermed økt usikkerhet i inntektene for næringsvirksomhet som er kritisk avhengig av godt sommervær. Dette omfatter blant annet uterestauranter, campingplasser og virksomheter som selger typiske sommervarer som badeutstyr og iskrem. Denne økte usikkerheten er isolert sett en ulempe fordi den gjør det vanskeligere å planlegge fremtidig bemanning og kapasitet for slike virksomheter.

Standardavvikene viser at usikkerheten i antall «fine sommerdager» er størst i Kristiansand og minst i Vardø. Byene Kristiansand, Moss og Oslo skiller seg ut med årlige variasjoner på over 10 «fine sommerdager» mens denne variasjonen gjennomgående er lavest i Nord-Norge.⁴ I løpet av de 40 årene som Tabell 1 bygger på, var det 20 år hvor Vardø ikke hadde en eneste «fin sommerdag» mens Oslo aldri opplevde færre enn 23 «fine sommerdager» i løpet av ett år. De som bor i eller i nærheten av Oslo, kan derfor gå lettkledd minst 23 dager i året mens det er 50 prosent sannsynlighet for at folk i Vardø ikke kan kle av seg i genseren utendørs i løpet av et år.

MODELLSPESIFIKASJON, HYPOTESER OG DATAMATERIALE

Modellspesifikasjon og hypoteser

Vi har brukt følgende modell for å forklare befolkningsutviklingen i de 67 norske kommunene i tidsrommet 2011 til 2021:

$$Y_i = KO + \alpha_{FD} FD_i + \alpha_{PA} PA_i + \alpha_{BF} BF_i + \alpha_{PS} PS_i + \alpha_{OU} OU_i + \epsilon_i \quad (1)$$

⁴ Det er verdt å huske på at standardavviket er et *absolutt* mål på spredning. Hvis vi ser på variasjonskoeffisienten, som er et relativt mål på spredning og lik standardavviket delt på gjennomsnittlig verdi, blir den lavest i Oslo (=0,24) og høyest i Vardø (=1,1).

Hvor:

- $Y_i = (\ln FT_{i0} - \ln FT_{iT})$. $\ln FT_{i0}$ er logaritmen til folketallet i kommune i ved tidspunkt 0 som i dette tilfellet er 1. januar 2021, og $\ln FT_{iT}$ er logaritmen til folketallet i kommune i ved tidspunkt T som i dette tilfellet er den 1. januar 2011 (kilde: Statistisk sentralbyrå, 2022b). Tilsvarende spesifisering ble brukt av Beeson mfl. (2001) i en studie av fylkesvis befolkningsvekst i USA. Y_i kan tilnærmet tolkes som prosentvis endring i folketallet i kommune i på desimalform fra 2011 til 2021.
- KO er en konstant.
- FD_i er gjennomsnittlig antall dager per år uten regn og med minimum 20 grader («fine sommerdager») i kommune i fra 1. januar 2006 til 31. desember 2010 – altså over en femårsperiode (kilde: Norsk klimaservicesenter, 2022). Ved å studere femårsperioder unngår vi at været ett enkelt år får for stor innvirkning på variabelverdien.
- PA_i er prosentvis andel av innbyggerne i kommune i som per 1. januar 2010 er 40 år eller yngre (kilde: Statistisk sentralbyrå, 2022c).
- BF_i er folketallet i kommune i per 1. januar 2010, målt i 1000 (kilde: Statistisk sentralbyrå, 2022b).
- PS_i er prosentandelen av de sysselsatte innbyggerne i kommune i som per 4. kvartal 2010 er sysselsatt i primær- eller sekundærnæringer (kilde: Statistisk sentralbyrå, 2023).
- OU_i er en dummyvariabel som er lik 1 hvis kommune i er Oslo eller Ullensaker og 0 ellers.
- ϵ_i er et restledd med forventet verdi null og konstant varians.

Det er verdt å merke seg at verdien på modellens avhengige variabel (Y_i) gjelder tiårs-perioden etter 1. januar 2011 mens verdiene på de uavhengige variablene (FD , PA , BF , PS og OU) gjelder for 1. januar 2011 eller tidligere. Dermed kan de fem forklaringsvariablene sees på som eksogene i modellen i den forstand at deres verdier ikke påvirkes av den avhengige variabelen. Dette betyr at vår modell er på «reduert form» slik at vi ikke har noen identifikasjonsproblemer, se for eksempel Maddala (1992) og Dougherty (2016). Det følger videre av (1) at $\frac{\partial Y}{\partial j} = \alpha_j$, $j = \{FD, PA, BF, PS, OU\}$. Det kan tolkes som at en enhets økning i j påvirker befolkningsendringen (Y_i) med ca. 100 • α_j prosentpoeng.

Vårt utgangspunkt er altså at nordmenn liker varme og tørre dager. Dette er en antakelse som finner støtte blant annet hos Solvoll og Jørgensen (1989) som fant en ikke ubetydelig betalingsvilje blant innbyggere i Nord-Norge

for å få en «Oslosommer» på sine hjemsted. Dermed er vår hypotese at $\alpha_{FD} > 0$. Videre vil en ung befolkning i en kommune trekke i retning av høy fødselsrate og lav dødelighetsrate, noe som isolert sett virker positivt på befolkningsutviklingen. En ung befolkning i kommunen øker også mulighetene for innovasjon og nyskaping (Derrien mfl., 2023), noe som også kan gjøre det mer attraktivt å bo der. Det fører til at vi forventer at $\alpha_{PA} > 0$.

Det er en global trend at folk flytter til større steder på grunn av et større og mer variert arbeidsmarked. Å bo i folkerike kommuner gir bedre muligheter for ektepar å få relevante jobber, særlig hvis begge har høyere utdanning. Et større arbeidsmarked gjør også at ulike fagmiljøer kan samarbeide slik at stordriftsfordeler, samproduksjonsfordeler og dermed arbeidstakernes komparative fortrinn kan utnyttes på en god måte. Større befolkning kan også føre til at en kommune kan tilby et mer variert kulturtilbud som kanskje særlig den yngre delen av befolkningen verdsetter høyt. Slike agglomerasjonsfordeler gir grunnlag for økt bolyst, se for eksempel NOU (2015: 1, kap. 7) og St. meld. nr. 31 (2002–2003). Derfor er det rimelig at så vel absolutt økning som prosentvis økning i folketallet i en kommune blir større desto flere det er som i utgangspunktet bor i kommunen; i alle fall opp til en viss størrelse på kommunen. Dette støttes av Rattsø og Stokke (2014) som undersøkte befolkningsveksten i 89 regioner i Norge i perioden 1972–2008. De fant at prosentvis befolkningsvekst i disse regionene økte med deres størrelse opp til en regionstørrelse på ca. 150.000. Deretter falt veksten noe.

Det ovenstående indikerer at $\alpha_{BF} > (\leq) 0$ i vår modell. Etersom Y hos oss tilnærmet viser prosentvis endring i folketallet i kommunen mens BF er faktisk folketall, kan antall innbyggere i kommunen øke, selv om α_{BF} er negativ.⁵

Andelen sysselsatte i Norge som jobber i primær- og sekundærnæringene har falt betydelig de siste 50 årene (Statistisk sentralbyrå, 2022d) slik at den geografiske lokalisering av tjenestefunksjoner har betydd mye for bosettingen (NOU, 2020). Derfor er det rimelig å anta svakere

⁵ Absolutt økning i folketall ($A\emptyset$) er:

$$\begin{aligned} A\emptyset &= \frac{1}{100} Y \cdot BF = \frac{1}{100} \cdot (KO + \alpha_{FD} FD + \alpha_{PA} PA + \alpha_{BF} BF \\ &+ \alpha_{PS} PS + \alpha_{OU} OU) \cdot BF \Rightarrow \frac{\partial A\emptyset}{\partial BF} = \frac{1}{100} (KO + \alpha_{FD} FD + \alpha_{PA} PA \\ &+ 2\alpha_{BF} BF + \alpha_{PS} PS + \alpha_{OU} OU) \Rightarrow \frac{\partial A\emptyset}{\partial BF} > 0 \text{ når } KO + \alpha_{FD} FD \\ &+ \alpha_{PA} PA + \alpha_{PS} PS + \alpha_{OU} OU > -2\alpha_{BF} BF. \text{ Ulikheten gjelder sikkert} \\ &\text{når } \alpha_{BF} \geq 0, \text{ men kan også gjelde når } \alpha_{BF} < 0. \end{aligned}$$

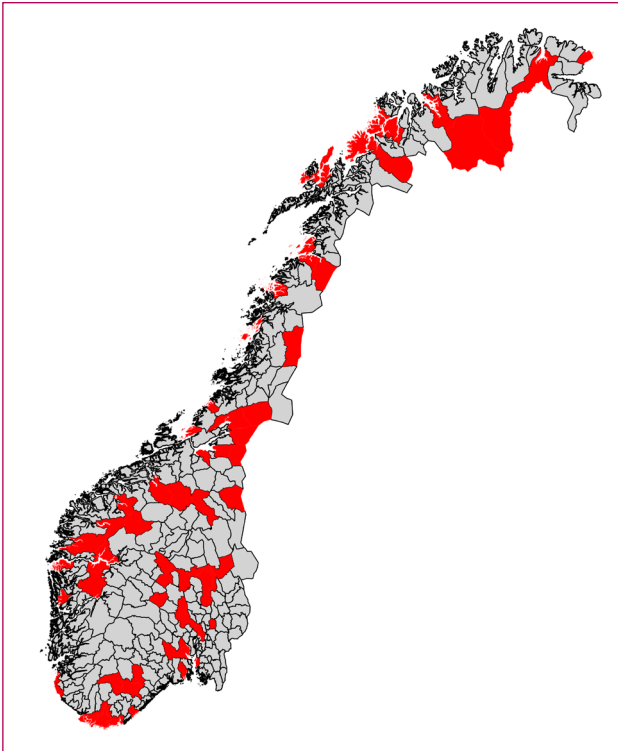
befolkningsutvikling i kommuner som hadde høy andel sysselsatte i primær- og sekundærnæringene i 2010. Vi forventer således at $\alpha_{PS} < 0$.

De to kommunene Oslo og Ullensaker hadde til sammen omlag 740.000 innbyggere ved inngangen til 2021, noe som var nesten 110.000 flere innbyggere enn de to kommunene hadde ti år før. For Oslo forklarer aktivitet knyttet til byens hovedstadsfunksjoner og stor innvandring fra utlandet mye av veksten. For Ullensaker har etableringen og stadige utvidelser av Norges hovedflyplass på Gardermoen fungert som en katalysator for næringsetableringer og befolkningsvekst i vertskommunen. Det er i tråd med internasjonal forskning (Sheard, 2019). Derfor forventer vi at $\alpha_{OU} > 0$.

Nærmere beskrivelse av datamaterialet

Kildene for våre data er presentert i kapittel *Modellspesifikasjon og hypoteser*, og er i hovedsak databaser som er tilgjengelige på nettsidene til Meteorologisk institutt (<https://seklima.met.no/>) og Statistisk sentralbyrå (www.ssb.no). De meteorologiske opplysningene som vi var ute etter var tilgjengelige for 67 kommuner som er spredt godt ut over hele landet. Kommunenes geografiske lokalisering er markert med rødt i Figur 1.

Sentrale verdier på alle variablene i modellen er presentert i Tabell 2. La oss kort kommentere disse verdiene: Befolkningsveksten målt ved differansen mellom logaritmene til antall innbyggere i 2021 og 2011 (Y_t) har en gjennomsnittlig verdi på 0,03, noe som betyr at gjennomsnittlig prosentvis økning i folketallet i de 67 kommunene var omlag 3 prosent fra 2011 til 2021. Befolkningsendringen varierte fra -14,4 prosent (Hattfjelldal) til 29,6 prosent (Ullensaker). I alt opplevde 25 av de 67 kommunene en befolkningsnedgang i denne perioden. Antall «fine sommerdager» (FD) var i gjennomsnitt 25, men antallet varierte fra 0,8 i Vardø til 49,6 på Kongsberg. Videre var i gjennomsnitt 50,5 prosent av befolkningen 40 år eller yngre i 2010 ($PA = 50,5$). Denne andelen varierte fra 40,1 prosent (Bø i Vesterålen) til 61,9 prosent (Klepp). Gjennomsnittlig antall innbyggere i de 67 kommunene var omlag 30.000 ($BF = 30,0$) i 2010, med variasjon fra i overkant av tusen innbyggere (Osen) til nær 600.000 innbyggere (Oslo). Totalt innbyggertall i kommunene som inngår i vårt datasett var 2.011.757 eller rundt 41 prosent av Norges befolkning i 2010. Gjennomsnittlig andel innbyggere i disse kommunene som jobbet i primær- og sekundærnæringene var på 28 prosent i 2010. Denne andelen



Figur 1: *Beliggenheten til de kommunene som inngår i analysen.*

varierte fra 9,1 prosent i Oslo til 44,3 prosent i Hå kommune i Rogaland.

De 67 kommunene i datamaterialet er, som det fremgår av Figur 1, spredd geografisk over hele landet. 12 av dem ligger i Nord-Norge. Det er verdt å merke seg at gjennomsnittstallene i Tabell 2 er uveide gjennomsnitt. Total befolkningsvekst fra 2011 til 2021 i de 67 kommunene

som er med i analysen var 11,8 prosent mens befolkningsveksten på landsbasis var 9,6 prosent. Avviket skyldes særlig at Oslo, som har hatt stor befolkningsvekst, er med i datamaterialet.

Korrelasjonskoeffisientene viser at det er ulik grad av korrelasjon mellom forklaringsfaktorene. Det er sterkest korrelasjon (0,61) mellom variabelen for det opprinnelige antall innbyggere i kommunen (*BF*) og dummyvariabelen for Oslo og Ullensaker (*OU*), og nest sterkest korrelasjon (-0,43) mellom variabelen for opprinnelig antall innbyggere i kommunen (*BF*) og variabelen som viser andelen av kommunens sysselsatte som jobber i primær- eller sekundærnæringer (*PS*). Den første koeffisienten indikerer at det er relativt mange innbyggere til sammen i de to kommunene Oslo og Ullensaker (*OU*) sammenlignet med de øvrige kommunene i datamaterialet. Den andre koeffisienten indikerer at en mindre andel av de sysselsatte jobber i primær- eller sekundærnæringer i kommuner med mange innbyggere, enn i kommuner med få innbyggere. Som vi skal se senere, er graden av korrelasjon mellom forklaringsvariablene ikke så stor at det skaper alvorlige estimeringsproblemer.

ESTIMERINGSRESULTAT OG TOLKNINGER

Estimeringsresultat og modelldiagnose

Ved bruk av data fra de 67 kommunene og tradisjonell regresjon (OLS) har vi vist estimeringsresultatene for to ulike modeller i Tabell 3. I den første modellen (Modell 1) forklares prosentvis vekst i befolkningen bare med antall fine sommerdager i kommunen og folketallet der i 2010. I den utvidete modellen Modell 2 trekker vi også inn de andre forklaringsfaktorene.

Tabell 2: *Sentrale verdier på alle variabler i modellen.**

Definisjon		Gj.snitt	S.A.	Min / Maks
<i>Avhengig variabel</i>				
Y_i	Befolkningsvekst målt ved differansen mellom logaritmen til antall innbyggere i 2021 og logaritmen til antall innbyggere i 2011	0,03	0,08	-0,14 / 0,30
<i>Uavhengige variabler</i>				
FD	Gjennomsnittlig antall «fine sommerdager» per år (2006–2010)	25,0	12,2	0,8 / 49,6
PA	Prosentandel av befolkning som er 40 år eller yngre i 2010	50,5	4,8	40,1 / 61,9
BF	Antall innbyggere i kommunen per 1. januar 2010, 1000	30,0	80,0	1,0 / 586,9
PS	Prosentandelen av kommunens sysselsatte som i 2010 er sysselsatt i primær- eller sekundærnæringer	28,0	8,4	9,1 / 44,3
OU	OU = 1 hvis kommunen er Oslo eller Ullensaker, OU = 0 hvis ikke	0,03	0,17	0 / 1

* Gj. Snitt = gjennomsnittsverdi, S.A. = standardavvik, Min = minimumsverdi, Maks = maksimumsverdi.

Tabell 3: Estimeringsresultat, multipl regressjon. Avhengig variabel: Prosentvis befolkningsvekst i perioden 2011 til 2021 ($Y = \text{Ln}FT_0 - \text{Ln}FT_T$).

	Modell 1		Modell 2	
	Koeffisient	t-verdi ^a	Koeffisient	t-verdi ^a
<i>FD</i> – Gjennomsnittlig antall fine dager per år (2006–2010)	0,00195	2,51**	0,00174	4,19***
<i>BF</i> – Antall innbyggere per 1. januar 2010 (1000)	0,00031	2,57**	-0,00024	-2,79***
<i>PA</i> – Prosentandel av befolkning som er 40 år eller yngre i 2010			0,01246	10,91***
<i>PS</i> – Prosentandel av de sysselsatte som jobber i primær- eller sekundærnæringer			-0,00234	-3,55***
<i>OU</i> – Dummy: = 1 hvis kommunen er Oslo eller Ullensaker, = 0 hvis ikke			0,08968	2,48**
Konstant	-0,03018	-1,45	-0,57418	-8,98***
R ²	0,22		0,79	
Antall observasjoner	67		67	

^a Signifikansnivå: ** indikerer $p < 0,05$, og *** indikerer $p < 0,01$. t-verdiene er basert på ikke-robuste standardavvik.

En kort sammenligning av modellresultatene viser at befolkningens størrelse i 2010 (*BF*) påvirker prosentvis vekst i fremtidig befolkning positivt i Modell 1, men negativt i Modell 2. Dette er ikke i strid med våre apriori antagelser hvor vi forespeilet at $\alpha_{BF} > (\leq) 0$. Modellestimatene viser imidlertid at variabelen som er av størst interesse for vår artikkel, nemlig gjennomsnittlig antall «fine sommerdager» per år (*FD*), synes robust for endringer i modellspesifisering. I det følgende vil vi fokusere på Modell 2.

Modell 2 har en *F*-verdi som er signifikant på 1 prosentnivå noe som grovt sett kan tolkes som at vi har forklaringsvariabler som signifikant påvirker prosentvis endring i folketallet i de 67 kommunene. Videre indikerer modellens *R*² at 79 prosent av variasjonene i kommunenes folketall skyldes endringer i modellens forklaringsfaktorer. For å sjekke om multikollinearitet er et problem beregnet vi VIF-faktorene (variance inflation factors) som ikke bør være høyere enn 10 (Hair mfl., 1998). Her varierte de mellom 1,10 og 1,97, noe som er langt mindre enn 10. Videre har modellen en gjennomsnittlig residualverdi som er tilnærmet lik null, og den ser ikke ut til å ha problem med heteroskedasitet fordi Breusch Pagan testen ikke er statistisk signifikant ($p = 0,94$). Når det gjelder normalfordeling av restledd så indikerer Kolmogorov-Smirnov testen normalfordelte restledd. Oppsummert konkluderer vi med at modellen tilfredsstillende standard forutsetninger for at estimeringsresultatene skal være til å stole på.

Tolkning av resultatene i Modell 2

De estimerte verdiene på koeffisientene til alle forklaringsfaktorene er signifikante på minst 5 prosentnivå og har for-

tegn som er i tråd med våre a priori antagelser. Verdiene på koeffisientene kan tolkes på følgende måte:

- Hvis kommune A i gjennomsnitt hadde en mer fin sommerdag per år i perioden 2006 til 2010 enn kommune B, så trekker det i retning av at kommune A opplevde en 0,174 prosentpoeng større befolkningsvekst enn kommune B i påfølgende tiårsperiode. Det betyr i sin tur at hvis forskjellen mellom to kommuner målt i gjennomsnittlig antall fine sommerdager for eksempel var 10, ville kommunen med flest sommerdager fått en befolkningsvekst som er 1,74 prosentpoeng høyere enn den andre kommunen.
- Hvis andelen av befolkningen som er 40 år eller yngre var ett prosentpoeng høyere i kommune A enn i kommune B per 1. januar 2010, trekker det i retning av at kommune A ville fått 1,25 prosentpoeng høyere befolkningsvekst enn kommune B i kommende tiårsperiode. Er forskjellen i denne andelen for eksempel 5 prosentpoeng vil kommunen med yngst befolkning oppleve en befolkningsvekst som er 6,25 prosentpoeng høyere enn kommunen med en eldre befolkning.
- Hvis andelen av befolkningen sysselsatt i primær- og sekundærnæringer var ett prosentpoeng høyere i kommune A enn i kommune B i 2010 trekker det i retning av 0,23 prosentpoeng lavere befolkningsvekst i kommune A enn i kommune B i kommende tiårsperiode. Er forskjellen i denne andelen for eksempel 10 prosentpoeng, blir følgelig befolkningsveksten i kommune A rundt 2,3 prosentpoeng lavere enn i kommune B.
- Når vi korrigerer for de øvrige forklaringsfaktorene i vår modell, var befolkningsveksten til sammen i kommunene Oslo og Ullensaker 8,97 prosentpoeng høyere

Tabell 4: Estimert betydning for befolkningsutviklingen i 5 kommuner i perioden 2011 til 2021 hvis antall «fine sommerdager» der hadde vært som i Oslo

Forskjell antall i «fine sommer-dager» mellom Oslo og	Virkning på befolkningsutviklingen i perioden 2011-2021	
	Kommunens befolkningsvekst ville vært:	Kommunen ville fått:
Tromsø: 35,6 dager	6,2 prosentpoeng høyere (0,174 · 35,6)	4 231 flere innbyggere
Bodø: 31,6 dager	5,5 prosentpoeng høyere (0,174 · 31,6)	2 632 flere innbyggere
Trondheim: 16,3 dager	2,8 prosentpoeng høyere (0,174 · 16,3)	5 023 flere innbyggere
Bergen: 19,1 dager	3,3 prosentpoeng høyere (0,174 · 19,1)	8 593 flere innbyggere
Stavanger: 25,6 dager	4,5 prosentpoeng høyere (0,174 · 25,6)	5 991 flere innbyggere

fra 2011 til 2021 enn i de andre kommunene i vårt data-materiale.

- Den estimerte verdien på α_{BF} er signifikant negativ og kan tolkes slik at når folketallet i kommune A var 10.000 høyere enn i kommune B i 2010, førte det isolert til at prosentvis vekst i folketallet i kommune A var 0,2 prosentpoeng lavere i kommune A enn i kommune B i tiårsperioden 2011–2021. Som vi konkluderte med i fotnote 5, kan absolutt innbyggertallet i en kommune øke med folketallet, selv om α_{BF} er negativ. Hvis vi setter inn gjennomsnittsverdiene i Tabell 2 for *FD, PA, PS* og *OU* innebærer våre estimeringsresultat at absolutt økning i befolkningen i en kommune (*AØ*) i perioden 2011–2021 alltid vil øke med folketallet (*BF*) i kommunen så lenge $BF < 157$ i 2010. Det gjelder for 64 av de 67 kommunene i vårt datamateriale.

For å anskueliggjøre nærmere værets betydning for befolkningsutviklingen, viser vi i Tabell 4 hvor mye høyere befolkningsutviklingen i fem kommuner i ulike deler av landet hadde vært hvis antall «fine sommerdager» hadde vært lik i de kommunene som i vår hovedstad. Vi har her tatt utgangspunkt i værdataene fra Tabell 1, og antall innbyggere i kommunene 1. januar 2011.

De to største byene i Nord-Norge (Tromsø og Bodø) utmerker seg som ventet med å ha klart størst forskjeller i antall «fine sommerdager» sammenlignet med Oslo. Hadde det vært like mange «fine sommerdager» i Tromsø og Bodø som i Oslo, ville befolkningsveksten på disse to stedene vært henholdsvis 6,2 prosentpoeng og 5,5 prosentpoeng høyere enn den faktisk var i perioden 2011 til 2021. Det antyder at været har hatt ganske stor betydning ettersom faktisk økning var 13,0 prosent for Tromsø og 9,7 prosent for Bodø i denne tiårsperioden. Med samme antall «fine sommerdager» som Oslo ville Tromsø og Bodø hatt henholdsvis 4231 og 2632 flere innbyggere den 1. januar 2021 enn de faktisk hadde.

Et uveid snitt av antall «fine sommerdager» på de ti stedene i Tabell 1, viser at Sør-Norge hadde omkring 22 flere slike dager enn Nord-Norge. Ut fra vår modell trekker det i retning av at klimaet i Nord-Norge førte til 3,8 prosentpoeng ($0,174 \cdot 22 = 3,8$) lavere befolkningsvekst i denne landsdelen i perioden 2011 til 2021 enn hvis landsdelen hadde hatt samme klima som Sør-Norge. Faktisk befolkningsvekst i Nord-Norge var 3,2 prosent i denne perioden mens den var 10,2 prosent i Sør-Norge. Sørnorsk klima i Nord-Norge ville dermed ha mer enn fordoblet befolkningsveksten i landsdelen. Som resultat ville Nord-Norge i 2021 hatt om lag 18 000 flere innbyggere med samme antall «fine sommerdager» som i Sør-Norge.

Nå er det jo som kjent slik at ingen kan gjøre noe med klimaet på ulike steder; i alle fall på kort sikt. At klimaet ser ut til å ha så pass stor betydning for bosettingen i Norge og da spesielt i Nord-Norge, kan jo virke deprimerende for dem som bekymrer seg over befolkningsutviklingen i nord. Men å få frem klimaets betydning for bosettingen bør også være en påminnelse til dem som mener at den ugunstige befolkningsutviklingen i landsdelen er innbyggernes egen feil. De har vært for «late», for lite innovative og stolt på at staten skulle redde dem. Våre resultater viser at det er nødvendig å ha spesielle tiltak for landsdelen for å kompensere for det ugunstige klimaet dersom det ønskes mer bosetting her. I likhet med at myndighetene ikke kan påvirke klimaet, kan de nemlig heller ikke få nordmenn flest til å slutte å like varme og tørre dager.

RELEVANSEN AV MODELLRESULTATENE FRAMOVER

Et sentralt spørsmål som kan stilles er om de modellresultatene, som vi har funnet her, også vil gjelde fremover. Hvis klimaet endres hurtig i form av stadig varmere somre i Europa kan det vi har definert som en «fin sommerdag» bli mindre attraktivt. Mange fra Sør-Europa vil kanskje

sette pris på kaldere vær slik at de får lyst til å flytte til både Sør-Norge og Nord-Norge. Men på den andre siden tror vi det blir lenge før nordmenn generelt og fastboende i Nord-Norge i særdeleshet, ikke vil sette pris på nedbørsfrie dager der termometeret viser over 20 grader.

Også endringer i folks reisemuligheter, inntekter og preferanser vil kunne påvirke betydningen av klima på bosetningsmønsteret i Norge. Mye tyder på at energiprisene vil bli høyere fremover, noe som trekker i retning av økte reisekostnader og dermed en mindre mobil befolkning. Videre er det faktum at ordet «flyskam» ble svensk nyord i 2018 (Isof, 2019), en indikasjon på at de moralske skruplene folk har til å reise med fly kan øke fremover. Ettersom fly for mange nordmenn er det vanligste transportmiddelet når de skal reise til varmere strøk, taler det ovenstående for at nordmenns reisekostnader, inklusive deres moralske kostnader, for å oppsøke sol og varme vil øke. Da får klimaet der de bor større betydning. Dermed kan vår modell undervurdere hvilken betydning fint sommervær fremover vil ha på bosetningsmønsteret i Norge.

At det blir dyrere å fly langt kan også føre til at flere nordmenn vil velge å feriere på Øst- og Sørlandet der det er langt flere «fine sommerdager» enn i Nord-Norge. Konsekvensene av relativt dyrere flyreiser, kan på den måten bli en fordel for turistnæringen i Sør-Norge, men en ulempe for denne næringen i Nord-Norge. Det vil i sin tur føre til enda ugunstigere befolkningsutvikling nordpå.

Undersøkelser viser at inntektselastisiteten etter feriereiser for oss nordmenn er over 1 (Østli og Thune-Larsen, 2015). Det betyr at nordmenns inntektsutvikling fremover har mye å si for reiseomfanget til varmere strøk. I skrivende stund er det stor usikkerhet knyttet til inntektsutviklingen fremover. Det betyr at det er vanskelig å si noe sikkert ut fra mulig fremtidig utvikling i nordmenns inntekter om klimaet her til lands vil ha større eller mindre betydning for bosettingen enn våre modellresultater viser.

Videre viser SSB sin tidsbruksundersøkelse fra 2010 at tiden nordmenn bruker på fritid har gått noe ned siden årtusenskiftet (Vaage, 2012). Jo mindre fritid folk har, desto mindre betyr rimeligvis klimaet slik vi har definert det for deres velferd; i alle fall for dem som arbeider innendørs. Hvis denne trenden fortsetter, taler det for at antall «fine sommerdager» får mindre betydning for hvor folk vil bo enn vår modell antyder.

Utviklingen i andre forhold ved klimaet enn antall «fine sommerdager» kan også bety noe for hvor folk velger å bosette seg. Noen liker for eksempel snø og skiføre om vinteren mens andre absolutt ikke vil ha det. Nylig frigitte data fra Meteorologisk institutt viser for eksempel at antall dager per år med middeltemperatur under 0 grader (vinterdag) nå er 138 i Tromsø, 70 i Bodø og 96 i Oslo (Berger, 2021). På alle disse tre stedene har det blitt færre årlige vinterdager de siste 30 årene, særlig gjelder dette for Bodø. Der er antall vinterdager redusert med 36 dager i den aktuelle perioden. Hvis trenden med færre vinterdager fortsetter, vil det fremover bli mer attraktivt for skientusiaster å bo i Troms og Finnmark, mens det blir mindre attraktivt for denne gruppen å bo langs kysten av Nordland.

Oppsummert viser denne gjennomgangen at det er forhold som trekker i ulike retninger når det gjelder hvorvidt vår modell undervurderer eller overvurderer betydningen av antall «fine sommerdager» for hvor folk her til lands vil ønske å bo fremover.

AVSLUTTENDE MERKNADER

I denne artikkelen har vi klart å kvantifisere hvilken betydning klimaet har på utviklingen i bosettingen i ulike deler av Norge i tiårsperioden 2011–2021. Hovedfokus har vært på antall «fine sommerdager» som vi har definert som gjennomsnittlig antall dager per år hvor maksimumstemperaturen er minst 20 grader og hvor det ikke er nedbør, dvs. varme og tørre dager. Vår hypotese er at nordmenn flest liker slike dager. Oversikten vår over gjennomsnittlig antall «fine sommerdager» på ti sentrale steder i Norge, viser at det er langt færre slike dager i Nord-Norge enn i Sør-Norge. Disse værdataene kombinert med resultatene fra vår modell, antyder at hvis Nord-Norge hadde hatt like mange fine sommerdager som området rundt Oslo, kunne befolkningsveksten i landsdelen vært mer enn dobbelt så høy som den faktisk var i perioden 2011 til 2021. Dette innebærer at klimaet i Nord-Norge er en viktig årsak til at Nord-Norge sin andel av Norges befolkning har blitt mindre.

La oss avslutningsvis komme med noen viktige innvendinger mot våre modellresultater: For det første kan vi ha utelatt viktige forklaringsfaktorer for befolkningsutviklingen etter 2010. Økt (reduert) bosetting i de 67 kommunene kan skyldes at det har funnet sted spesielle etableringer (nedlegginger) der. Det er en allmenn oppfatning at mange statlige virksomheter på små steder er lagt ned det siste tiåret og at det kanskje har rammet Nord-Norge spesielt hardt. Men vi har tross alt data fra 67 kommuner spredt

over hele landet og modellen forklarer altså nesten 4/5 av variasjonene i veksten i folketallet i disse kommunene.

For det andre ser vi spesielt på utviklingen i folketallet i tiårsperioden 2011 til 2021. Ved å fokusere på andre tidsperioder, kunne vi fått noe andre konklusjoner. Men en tidsperiode måtte vi velge – og da fant vi ut at den siste tiårsperioden var den mest aktuelle.

For det tredje bruker vi en enkel lineær sammenheng mellom den avhengige variabelen for befolkningsutvikling (Y) og de ulike forklaringsfaktorene. Det innebærer at en marginal endring i verdiene på en av forklaringsvariablene har samme virkning på Y , uavhengig av hvilken verdi disse forklaringsfaktorene har i utgangspunktet. Dette kan selvfølgelig diskuteres, men restleddene sine karakteristika antyder at vår lineære modell er rimelig. Dessuten gir vår enkle modellutforming greie tolkninger av de estimerte parameterne.

Til slutt kan det, som antydnet i forrige kapittel, være andre forhold ved klimaet på et sted enn antall «fine sommerdager» som har betydning for hvor godt folk trives på stedet. Derfor kan også vår klimavariabel (FD) diskuteres. Værdata fra Meteorologisk institutt gjør det mulig å beskrive klimaet mer i detalj på noen steder som for eksempel med antall millimeter nedbør per år, vindstyrke, antall dager med mørketid etc. Men vi har i stedet valgt en klimaindikator som er lett målbar, som folk flest kan forholde seg til og som vi bestemt mener betyr veldig mye for folks velferd. Det er bare å høre på svarene nordmenn kommer med når de blir spurt om hvordan sommeren har vært.

REFERANSER

- Askheim, S. (2021). Stor-Oslo, i Store norske leksikon. Tilgjengelig fra: <https://snl.no/Stor-Oslo>
- Beeson, P. E., D. N. DeJong og W. Troesken (2001). Population growth in U.S. counties, 1840–1990. *Regional Science and Urban Economics* 31 (6), 669–699.
- Berger, A. C. (2021). Vinteren blir kortere i hele landet. Meteorologisk institutt. Hentet fra: <https://www.met.no/nyhetsarkiv/vinteren-bli-kortere-i-hele-landet>
- Cheshire, P. C. og S. Magrini (2006). Population Growth in European Cities: Weather Matters – But only Nationally. *Regional Studies* 40 (1), 23–37.
- Derrien, F., A. Kecskes og P.-A. Nguyen (2023). Labor Force Demographics and Corporate Innovation. *The Review of Financial Studies* 36 (7), 2797–2838.
- Dougherty, C. (2016). *Introduction to Econometrics*. 5. utg. Oxford University Press.
- Englin, J. (1996). Estimating the amenity value of rainfall. *The Annals of Regional Science* 30, 273–283.
- Frijters, P. og B. M. S. Van Praag (1998). The effects of climate on welfare and well-being in Russia. *Climate Change* 39 (1), 61–81.
- Hair, J. F., R. E. Anderson, R. L. Tatham og W. C. Black (1998). *Multivariate Data Analysis*. Prentice Hall, Upper Saddle River.
- Isof (2019). Klimatet präglar årets nyord. Institutet för språk och folkminnen. Tilgjengelig fra: <https://www.isof.se/vart-uppdrag/om-myndigheten/pressrum/arkiv-pressmeddelanden/2019-12-27-klimatet-praglar-arets-nyord>
- Jørgensen, F. og G. Solvoll (1996). Demand models for inclusive tour charter: the Norwegian case. *Tourism Management* 17 (1), 17–24.
- Klepsvik, S. A. (2022). Foreslår radikalt feriegrep, Dagbladet, 9. desember. Tilgjengelig fra: <https://www.dagbladet.no/nyheter/foreslar-radikalt-feriegrep/77993404>
- Maddala, G. S. (1992). *Introduction to Econometrics*. Second Edition. Macmillan Publishing Company.
- Maddison, D. og A. Bigano (2003). The amenity value of the Italian climate. *Journal of Environmental Economics and Management* 45 (2), 319–332.
- Norsk klimaservicesenter (2022). Observasjoner og værstatistikk. Tilgjengelig fra: <https://seklima.met.no/>
- NOU 2015: 1 (2015). Produktivitet – grunnlag for vekst og velferd.
- NOU 2020: 15. Det handler om Norge. Bærekraft i hele landet. Utredning om konsekvenser av demografiutfordringer i distriktene.
- Rattsø, J. og H. E. Stokke (2014). Population Divergence and Income Convergence: Regional Distribution Dynamics for Norway. *Regional Studies* 48 (11), 1884–1895.
- Sivle, A. D. (2019). Sommerdag (i meteorologien), i Store norske leksikon. Tilgjengelig fra: https://snl.no/sommerdag_-_i_meteorologien
- Sheard, N. (2019). Airport Size and Urban Growth. *Economica* 86 (342), 300–335.
- Solvoll, G. og F. Jørgensen (1989). Sommervær og reiseaktivitet – En analyse av sommerklimaets betydning for befolkningens velferd og sommerværets innvirkning på etterspørselen etter ulike reiseaktiviteter. NF-rapport nr. 18/89. Nordlandsforskning, Bodø.
- St. meld. nr. 31 (2002–2003). Storbymeldingen – Om utvikling av storbypolitikk.
- Statistisk sentralbyrå (2022a). Tettsteders befolkning og areal. 05212: Folkemengde, etter kjønn og tettbygd/spredtbygd strøk (K) 1990–2021. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/statbank/table/05212>
- Statistisk sentralbyrå (2022b). Befolkning. 06913: Endringer i kommuner, fylker og hele landets befolkning (K) 1951–2022. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/statbank/table/06913>
- Statistisk sentralbyrå (2022c). Befolkning. 07459: Alders- og kjønnsfordeling i kommuner, fylker og hele landets befolkning (K) 1986–2022. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/statbank/table/07459/>
- Statistisk sentralbyrå (2022d). Slik jobber Norge. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/virksomheter-foretak-og-regnskap/virksomheter-og-foretak/artikler/slik-jobber-norge>

Statistisk sentralbyrå (2023). Sysselsetting, registerbasert. 13472: Sektor- (5 grupper) og næringsforening (8 grupper) for sysselsatte (15-74 år). 4. kvartal (K) 2008-2022. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/statbank/table/13472>

Vaage, O. F. (2012). Tidene skifter – Tidsbruk 1971-2010. Statistiske analyser 125. Statistisk sentralbyrå, Oslo/Kongsberg.

Vennemo, H., E. Bjørkås, M. S. Mariussen, M. Ørbeck, A. Skulstad, R. C. Schreiner, T. O. Thoresen og G. Torsvik (2022). Evaluering

av personrettede virkemidler i tiltakssonen i Finnmark og Nord-Troms. Rapport 2022/42. Vista Analyse og Oslo Fiscal Studies, Oslo.

Østli, V. og H. Thune-Larsen (2015). Prognosemodell for flyreiser mellom Norge og utlandet. TØI-rapport 1442/2015. Transportøkonomisk institutt, Oslo.



Valutaseminaret 2024

Oslo Militære Samfund (Oslo) torsdag 1. februar

Tema for årets konferanse er «Økonomen og virkeligheten»

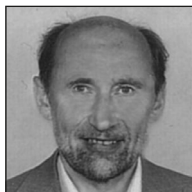
Velkommen til Valutaseminaret 2024! Denne gangen fokuserer vi på i hvilken grad økonomenes forståelse av verden, samt modellene og politikken vi anbefaler, er like treffende som vi ønsker. Programmet deles inn i tre bolker: (i) Økonomenes virkelighetsforståelse: Ser vi på de riktige tingene? Tar vi nok hensyn til eksternaliteter som er vanskelige å måle? Eller måler vi rett og slett helt feil ting?, (ii) Bruker vi de rette verktøyene (modelldiskusjon), og (iii) Anvendes eventuell innsikt på hensiktsmessig vis når faglige råd gjøres om til politikk?

Innleiderne er blant andre:

- *Finansminister Trygve Slagsvold Vedum*
- *Ole Christian Bech-Moen, Norges Bank*
- *Karen-Helene Ulltveit-Moe, UiO*
- *Knut Einar Rosendahl, NMBU*
- *Martin Skancke, Skancke Consulting*
- *Camilla Stoltenberg, Norce*
- *Ranveig Falch, NHH*
- *Olav Slettebø, SSB*

Det blir bevertning

Følg med på www.samfunnsokonomene.no for mer informasjon



JOHN K. DAGSVIK
Seniorforsker, Forskningsavdelingen, Statistisk sentralbyrå

Strukturell analyse etter Frisch og Haavelmo¹

Økonometrisk analyse skiller seg fra statistisk analyse ved at a priori teori spiller en fundamental rolle. Med utgangspunkt i økonomisk teori har pionerer som Frisch, Haavelmo og Marschak klargjort hva som menes med kausale og simultane relasjoner. Videre har Haavelmo analysert hvordan simultane lineære ligningssystemer kan identifiseres og estimeres, og han har diskutert hvor sentral sannsynlighetsteorien er i denne sammenhengen.

I denne artikkelen oppsummeres først sentrale poenger hos Frisch og Haavelmo knyttet til kausal analyse. Inspirert av Frischs aksiomatiske metode diskuteres dernest utfordringer og økonometrisk spesifisering ved spesifisering av modeller for binær valgførelse. Blant annet vises det, ved å benytte en variant av den aksiomatiske metode, at en kan oppnå en fullstendig karakterisering av teoretisk og økonometrisk modell.

I de senere årene har det foregått en merkelig og uheldig utvikling der det hevdes at en ikke trenger avanserte økonometriske metoder til å utføre empiriske analyser. Spesielt har Angrist og Pischke argumentert med at lineær regresjon, eventuelt kombinert med instrumentvariabler og «difference-in-difference» metoden, i hovedsak er alt metodisk verktøy som trengs. I denne artikkelen drøftes problematiske sider ved strategien til Angrist og Pischke i situasjoner der den avhengige variabelen er binær.

INNLEDNING

Økonometrisk analyse er ideelt sett basert på (a priori) økonomisk teori, hvor hensikten er å etablere årsakssam-

menhenger innenfor et eksplisitt formulert teoretisk rammeverk, slik som for eksempel modeller for forbrukeradførelse. En statistiker derimot, analyserer typisk statistiske sammenhenger i data, der a priori teori om årsakssammenhenger som regel er fraværende. Blant statistikere betraktes a priori teori å være et anliggende for andre (ikke statis-

¹ Takk til Tom Kornstad, Terje Skjerpen, Anders Rygh Swensen, Steinar Strøm og Thor Olav Thoresen for nyttige kommentarer.

tiske) fag.² Dette kommer av at faget matematisk statistikk i hovedsak avgrenser seg til å være en ren «verktøykasse» som skal kunne anvendes på mange ulike fenomener, og hvor en ikke har noen ambisjon om å bidra med teorier for disse fenomenene.

Denne artikkelen diskuterer strukturell analyse i økonomisk teori og økonometri som forstått av Frisch og Haavelmo, med spesiell referanse til binære valg når noen av forklarings-variablene er endogene. Selv om jeg her har valgt å diskutere kun situasjoner der den avhengige variabelen er binær, gjelder lignende utfordringer i mer generelle settinger med diskrete valg. Ellers viser jeg til Heckman (2007, 2008) samt Heckman og Pinto (2015, 2022) som har drøftet kausal analyse slik dette ble forstått av Haavelmo og Frisch.

Økonometribegrepet slik det ble forstått av Frisch var noe bredere i omfang enn den mer begrensede betydningen den har i dag. Den innbefatter en rekonstruksjon av økonomifaget etter prinsipper som ligner de som brukes i naturvitenskapene.³ Som eksempel på en slik strategi diskuterte Frisch (1926) en aksiomatisk tilnærming for modellering av forbrukeratferd. Hensikten hans var å etablere et rigorøst teoretisk rammeverk for denne typen atferdsmodeller.

Spørsmålet om kausalitet har opptatt forskere og filosofer i hvert fall siden Aristoteles tid. Grunnleggeren av psykofysikk, Gustav T. Fechner (1801–1887), betraktet kausale relasjoner som en undergruppe av det han kalte «funksjonelle relasjoner».⁴ En funksjonell relasjon representerer en lov om sameksistens. Et eksempel på en funksjonell relasjon er kombinasjonen av pedaler, kjede og bakhjul i en sykkel. Når vi sykler er det en kausal virkning som går fra pedalene til bakhjulet og medfører framdrift. Men kausaliteten kan også gå andre veien: I forbindelse med reparasjon eller vedlikehold kan det være ønskelig å snu sykkelen opp ned for å kunne dreie på bakhjulet og dermed få pedalene til å gå rundt. Følgelig, er det altså en kausal virkning i motsatt retning i dette tilfellet.

² Det er riktignok unntak, slik som for eksempel modeller innen operasjonsanalyse og køteori, der a priori teori spiller en rolle.

³ Det som er slående i fysikk, for eksempel, er at bortsett fra noen få konstanter, følger den matematiske formen til en rekke fysiske lover fra teori.

⁴ Psykofysikk omhandler teori og eksperimentale studier av relasjonen mellom mentale og fysiske prosesser. Heidelberger (2004, s. 101–102) gir en oversikt over Fechners tanker om kausalitet og funksjonelle relasjoner.

Frisch (1930, 1938) hadde en meget klar forståelse av hvordan begrepet kausal politikk-analyse skulle presiseres.

“Causality is in the Mind”: “...we think of a cause as something imperative which exists in the exterior world. In my opinion this is fundamentally wrong. If we strip the word cause of its animistic mystery, and leave only the part that science can accept, nothing is left except a certain way of thinking. [T]he scientific ...problem of causality is essentially a problem regarding our way of thinking, not a problem regarding the nature of the exterior world.”

Frisch (1930, s. 36).

Hva Frisch forsto med dette er at kausalitet er et teoretisk begrep i den forstand at det er knyttet til visse ideer (teorier) vi har om årsakssammenhenger i verden. For å illustrere Frischs poeng, betrakt for eksempel to tilnæringer til modellering av etterspørsel etter transport i byer, nemlig henholdsvis gravitasjonsmodellen og modeller basert på mikroøkonomisk teori for diskrete valg (McFadden, 2001). I gravitasjonsmodellen er den underliggende ideen analog til Newtons gravitasjonsteori i den forstand at trafikkstrømmer mellom nærmere definerte soner forutsettes å være proporsjonale med størrelsene på sonene (målt ved antall personer eller antall jobber de inneholder) og omvendt proporsjonal med reisetiden mellom sonene. Reisetid blir ofte erstattet av generaliserte mål på reisekostnader, slik som forholdet mellom kostnader (billettpris) og verdien av tid. I denne teorien spiller ikke preferansebegrepet noen eksplisitt rolle. En årsaksvirkning oppstår når for eksempel størrelsen på en sone øker, ceteris paribus, hvilket medfører at antall reiser inn i sonen vil øke på grunn av endring av «gravitasjonskraften». Se McFadden (2002) for ytterligere beskrivelse og kritikk av gravitasjonsmodellen.

I den mikroøkonomiske tilnærmingen basert på teorien for diskrete valg er derimot preferansebegrepet helt sentralt, representert ved individuelle nyttefunksjoner. Her forutsettes det at individer velger det mest foretrukne reisealternativet under spesifiserte restriksjoner. Valgrestriksjonene er bestemt ved mengden av tilgjengelige transportalternativer (valgmengden), spesifisert ved alternativ-spesifikke attributter, slik som priser og reisetider. (Se f.eks. McFadden, 2001, samt en norsk analyse: Gabrielsen og Strøm, 1999). I typiske politikk eksperimenter antas det at preferansene forblir invariante under de aktuelle reformene (Marshall's ceteris paribus-klausul, jf. Marshall, 1890). I motsetning til gravitasjonsmodellen, er representasjon av individuelle preferanser helt sentralt i den mikroøkonomiske tilnærmin-

gen. Den kausale effekten er altså styrt av valgrestriksjoner og gitte preferanser i stedet for av «gravitasjonskraften», og styrer tilpasningen til hvert enkelt individ gitt rammebetingelsene (valgrestriksjonene). Følgelig illustrerer disse to ulike angrepsmåtene hvordan kausalitetsbegrepet avhenger av vår måte å tenke på.

En statistiker som insisterer på en a-teoretisk tilnærming vil få alvorlige vanskeligheter med å tolke data for observerte valg fordi koblingen mellom de underliggende faktorene som styrer valgfaterden og de realiserte valgene er komplisert. For eksempel, ved empirisk analyse av tilbud, etterspørsel, priser og omsatt kvantum i en konkurranseutsatt økonomi, er det blant annet nødvendig å ta hensyn til at tilbud, etterspørsel og omsatt kvantum bestemmes simultant.

Haavelmo (1943, 1944) har klargjort hvordan lineære kausale modeller (lineære simultane likningssystemer) kan identifiseres og estimeres. Før Haavelmos fundamentale bidrag hadde ikke økonomer en systematisk måte å anvende sannsynlighetsteori på i forbindelse med analyse av økonomiske relasjoner. Sammen med størrelser som Koopmans, Marschak og Hurwicz i Cowles Commission, ble tilnærmingen kjent som «strukturell», eller «simultane ligningssystem» utarbeidet. Medlemmene av Cowles Commission var ambisiøse og tok mål av seg til å etablere et generelt forskningsprogram med henblikk på å produsere modeller som var egnet til å predikere effekten av avanserte og kontrafaktiske politikintervensjoner (Koopmans og Hood, 1953; Marschak, 1953; Hurwicz, 1962).

I Haavelmos tilnærming er det et vesentlig poeng å skille mellom formulering av den teoretiske modellen og dens egenskaper (slik som identifikasjon), og den korresponderende empiriske modellen som ligger til grunn for estimering av ukjente parametre, samt testing av hypoteser. Eksemplet ovenfor om analyse av etterspørsel illustrerer dette, nemlig at prisene kan være endogene fordi de er bestemt simultant med tilbud, etterspørsel og omsatt kvantum i et marked. Dette kan i utgangspunktet synes som et trivielt poeng, men som vi skal belyse i denne artikkelen gir en slik oppdeling mer innsikt enn en kanskje skulle tro. I den empiriske modellen må forskeren blant annet ta hensyn til at noen variabler som inngår i den teoretiske modellen ikke er observerbare (i det minste ikke i foreliggende data) for forskeren. Her spiller sannsynlighetsteorien en meget viktig rolle.

I neste avsnitt diskuteres kort rollen som sannsynlighets-teori har i formulering av økonometriske modeller. Deretter oppsummeres noen prinsipielle poenger i forbindelse med strukturell modellering, og i det påfølgende avsnitt diskuteres modellering der den avhengige variabelen er binær.

I de senere årene har Angrist og Pischke (2009, 2017) hevdet at lineære modeller er i hovedsak alt de metodiske verktøy som trengs, selv i situasjoner der den avhengige variabel er diskret. I siste avsnitt drøfter vi nærmere problematiske sider ved å følge strategien til Angrist og Pischke i situasjoner der den avhengige variabelen er binær.

HVORFOR SANNSYNLIGHETSMODELLER?

I økonometrisk analyse er sannsynlighetsmodeller helt sentrale. Dette gjelder spesielt i situasjoner der responsvariablene er diskrete, eller begrenset. I dette avsnittet diskuteres motivasjonen for bruk av sannsynlighetsmodeller.

Som nevnt ovenfor var det Haavelmo (1943, 1944) som først utarbeidet en systematisk teori for bruk av sannsynlighetsmodeller i økonometrisk analyse. Hans analyse var i hovedsak basert på lineære simultane ligningssystemer. Det er imidlertid særlig i forbindelse med ikke-lineære modeller der responsvariablene er diskrete (eller såkalt begrenset avhengig) at en innser nytten av å formulere modellen ved hjelp av sannsynlighetsteori.

Betrakt følgende eksempel: Vi er interessert i å analysere hvordan valget av å være sysselsatt eller ikke, avhenger av variabler slik som lønn, arbeidsfri inntekt, alder, utdanning, etc. La Y_i være lik 1 dersom person i observeres å være sysselsatt, og 0 ellers. Fra forskerens ståsted synes det tilfeldig hvem som er sysselsatt eller ikke, innen hver celle, dvs. persongrupper med samme observerbare (relevante) kjennetegn. Grunnen til dette er at forskeren ikke observerer en rekke faktorer som individet tar hensyn til i sitt valg. Det betyr at $Y_i, i = 1, 2, \dots$, kan betraktes som uavhengige realisasjoner av en tilfeldig (stokastisk) variabel. I det følgende er det hensiktsmessig å innføre begrepet *superpopulasjon*. En superpopulasjon er «svært stor» (uendelig) slik at alle celler inneholder et «stort» antall personer. Den faktiske populasjonen (eller utvalg) som analyseres betraktes som et tilfeldig trukket utvalg fra superpopulasjonen. La x_i være en vektor av observerte forklaringsvariabler for person i og la $Q(x_i)$ være andelen sysselsatte med kjennetegn x_i i superpopulasjonen. Siden superpopulasjonen er svært stor, vil det alltid være mange individer med samme kjen-

netegn. Det er dette en normalt mener med at $Q(x_i)$ er sannsynligheten for at et tilfeldig trukket individ med kjennetegn x_i i superpopulasjonen skal være sysselsatt. Tilsvarende er forventningsoperatoren å tolke som den operatoren som produserer gjennomsnitt i superpopulasjonen. Siden Y_i kun antar verdiene 0 og 1 har vi at

$$E(Y_i|x_i) = 1 \cdot Q(x_i) + 0 \cdot (1 - Q(x_i)) = Q(x_i).$$

Vi kan derfor skrive

$$Q(x_i) = E(Y_i|x_i) = P(Y_i = 1|x_i).$$

La meg illustrere bruk av sannsynlighetsteori i teorien for individers yrkesdeltaking. Fra standard mikroøkonomisk teori følger det at en person ønsker å være sysselsatt dersom timelønna overstiger reservasjonslønna. La w og w_i^* betegne henholdsvis en gitt timelønn w og reservasjonslønna for person i . I motsetning til den spesifiserte timelønna er reservasjonslønna kun en teoretisk størrelse og derfor ikke observerbar. Anta at $w_i^* = g(\tilde{x}_i, \theta_i)$ der g er en nærmere spesifisert funksjon på et sett av ukjente koeffisienter nær, \tilde{x}_i en vektor av hypotetisk observerbare forklaringsvariabler (som blant annet inkluderer arbeidsfri inntekt) som påvirker reservasjonslønna og θ_i en stokastisk variabel som representerer effekten av uobserverbare faktorer som påvirker reservasjonslønna. Den hypotetiske variabelen \tilde{x}_i kan være lik den observerte variabelen x_i for et individ i som er i datamaterialet som analyseres, men kan også være forskjellig fra x_i . Fra denne teorien følger det at den observerbare variabelen Y_i som representerer sysselsettingsstatus er lik 1 dersom $w > w_i^*$ og lik null ellers. Ved hjelp av denne teorien forklarer vi derfor variasjonen i Y_i ved den stokastiske variasjonen i de uobserverbare komponentene i preferansene representert ved θ_i i reservasjonslønns-funksjonen. Dermed følger det at sannsynligheten for å være i arbeidsstyrken kan uttrykkes som

$$P(w, \tilde{x}_i) = P(w > g(\tilde{x}_i, \theta_i)) \\ = E1\{w > g(\tilde{x}_i, \theta_i)\} \quad (1)$$

der $1\{A\}$ er indikatorfunksjonen som er lik 1 dersom begivenheten A inntreffer og null ellers. Jeg minner om at $P(w > g(\tilde{x}_i, \theta_i))$ betyr andelen i superpopulasjonen med kjennetegn \tilde{x}_i som har reservasjonslønn mindre enn w . Dersom sannsynlighetsfordelingen til θ_i og funksjonen g er spesifisert kan det siste uttrykket beregnes. Dermed følger en sannsynlighetsmodell for valget mellom å være sysselsatt eller ikke. Det empiriske motstykke til $P(w, x_i)$ er den

observerte andelen personer med kjennetegn x_i i det observerte utvalget som er sysselsatt til timelønn w .

ØKONOMETRISK ANALYSE SOM EN FIRE-TRINNS PROSEDYRE

Lærebøker og undervisning i økonometri legger i hovedsak vekt på ulike metoder for inferens (estimering og testing) når den empiriske modellen er spesifisert. Det er videre typisk at det ikke skilles klart mellom den modellen som skal benyttes til kontrafaktisk politikkanalyse og den empiriske modellen som skal konfronteres med data. Bortsett fra teorien for diskrete valg, diskuteres det sjelden hvordan en skal oppnå en empirisk modell som er en tilfredsstillende representasjon av den underliggende teorien. I filosofien til Frisch og Haavelmo er det imidlertid essensielt å skille mellom følgende fire stadier:

- (i) Klargjøring av de teoretiske problemstillingene som ønskes adressert.
- (ii) Spesifikasjon av den teoretiske modellen som skal benyttes til prediksjoner av effekten av kontrafaktiske reformer, samt avklaring av identifikasjonsproblemet.
- (iii) Spesifisering av den korresponderende empiriske modellen som skal estimeres og testes ved hjelp av data som er tilgjengelig. Dette stadium inkluderer også empirisk identifikasjon.
- (iv) Kontrafaktisk analyse for å besvare (i), samt påfølgende implikasjoner for fordeling, ulikhet og velferd i den aktuelle populasjonen.

I avsnittene ovenfor har jeg allerede antydnet en slik oppdeling i henholdsvis a priori teoretisk modell og empirisk modell.

Anta nå at på ethvert gitt tidspunkt er aktørene i stand til å rangere foreliggende valgalternativer i en endelig mengde av alternativer. Under antakelsen om at aktørene på hvert tidspunkt oppfyller rimelige krav til rasjonalitet⁵ kan det vises at dette er ekvivalent med eksistensen av en nyttefunksjon (ordinal) U_{ij} hvilket er nytten av alternativ j for individ i . Generelt, kan vi uttrykke nyttefunksjonen på følgende måte; $U_{ij} = f(\tilde{x}_{ij}, \tilde{\epsilon}_{ij})$, der \tilde{x}_{ij} er en vektor av hypotetiske forklaringsvariabler, og kan inneholde personkjennetegn og attributter knyttet til alternativ j , slik som priser og reisetider i transportanalyser, $\{\tilde{\epsilon}_{ij}\}$ er stokastiske variabler som representerer effekten av latente variabler på preferan-

⁵ Det kan vises at nødvendig og tilstrekkelige betingelser for eksistensen av en nyttefunksjon er at preferansene er asymmetrisk og negativ transitive. Se Kreps (1990) for nærmere forklaring og detaljer.

sene i den hypotetiske situasjonen, mens f er en deterministisk (ukjent) funksjon. Variablene $\{\tilde{\epsilon}_{ij}\}$ kan også være stokastiske for aktøren (dvs. variere på en usystematisk måte) i den forstand at dersom aktøren blir stilt overfor samme valgssituasjon på nytt så kan hun eller han rangere alternativene ulikt fra tidligere. Tolkningen er at i mange situasjoner så vil aktøren ha vanskeligheter med å fastlegge verdien av de ulike alternativene en gang for alle. Aktøren kan derfor skifte mening selv om karakteristika ved alternativene ikke har endret seg.

I det følgende vil punktene (i) til (iv) bli belyst nærmere for situasjoner der den avhengige variabel er binær, slik som for eksempel valg mellom to transportalternativer for reise til og fra jobb, eller valg mellom yrkesdeltaking eller ikke.

ANALYSE AV BINÆRE VALG

Jeg skal nå drøfte nærmere situasjoner der aktørene foretar valg mellom to alternativer som er inneholdt i en mengde S som inneholder minst 3 alternativer. Forskeren står overfor følgende utfordring: (i) valg av variabler som skal inngå i vektorene $\{\tilde{x}_i(j)\}$ av hypotetiske forklaringsvariabler, (ii) begrunnet valg av funksjonsformen til f , (iii) begrunnet valg av fordelingen til restleddene $\{\tilde{\epsilon}_{ij}\}$, (iv) hvordan håndtere eventuelle endogenitetsproblemer, dvs. at forklaringsvariablene i den empiriske analysen kan være korrelert med de stokastiske restleddene. Her vil vi spesielt fokusere på hvordan estimeringsproblemet kan håndteres når en av forklaringsvariablene er endogen.

Dersom sannsynligheten for å velge de ulike alternativene ikke er nær null eller 1 har valg av fordeling til $\{\tilde{\epsilon}_{ij}\}$ mindre betydning, men i motsatt fall kan valg av fordeling være av vesentlig betydning.

Den vanlige tilnærmingen som benyttes er å adressere utfordringene (ii) og (iii) ved hjelp av statistisk inferens. Men som diskutert i Dagsvik (2016) kan disse utfordringene ikke løses fullt ut tilfredsstillende uten et teoretisk grunnlag. Det er flere grunner til dette. For det første er det et problem at typiske datasett sjelden inneholder mange observasjoner av hver enkelt aktørs tilpasning. Dermed er forskeren tvunget til å gjøre forutsetninger i modellen om observerbar og uobserverbar heterogenitet i populasjonen. For det andre kan forskeren være interessert i kontrafaktisk prediksjon for hypotetiske situasjoner der data er mangelfulle, eller ikke finnes i det hele tatt. En pioner som Frisch innså tidlig dette og mente at den aksiomatiske metode kombinert med «Stated Preference» (SP) intervjudata i til-

legg til tradisjonelle data var nødvendig for etablering av vitenskapelig funderte kvantitative atferdsrelasjoner (Bjerkholt, 2012). Det er et sentralt poeng at en ved hjelp av SP eksperimenter kan oppnå flere observasjoner per individ for en rekke valgssituasjoner en ellers har mangelfulle data for.

Som diskutert i Dagsvik (2016), er den såkalte produktregelen (Luce og Suppes, 1965, s. 341 og s. 350) en måte å rettferdiggjøre strukturen til nyttefunksjonen og fordelingen av de stokastiske komponentene $\{\tilde{\epsilon}_{ij}\}$, som representerer uobserverbare variabler. Produktregelen kan tolkes som en antakelse om gjennomsnittlig rasjonalitet i følgende forstand: La $\{j, k, r\}$ betegne et sett av 3 alternativer i S . I mange situasjoner er det velkjent at observerte valg kan synes å være i strid med forutsetningen om transitivitet. Med andre ord kan (i) en og samme aktør observeres å velge ulikt i valgssituasjoner som tilsynelatende er like (sett fra forskerens ståsted), og videre (ii) at aktører som synes like (sett fra forskerens ståsted) kan observeres å velge ulikt. Forklaringen av tilfelle (i) er, som nevnt ovenfor, at aktøren kan endre smak, eller har vanskeligheter med å evaluere presist verdien av de ulike valgalternativene. Tilfelle (ii) kan skyldes uobserverte faktorer som er kjent for aktøren og varierer på en usystematisk måte mellom aktørene. La $>$ betegne «foretrukket foran», og la oss kalle $j > k > r > j$, en intransitive kjede. Produktregelen sier, gitt forklaringsvariablene $\{\tilde{x}_i(j)\}$, at realisering av en intransitiv kjede i én retning, dvs., $j > k > r > j$, er like sannsynlig som en intransitiv kjede i motsatt retning, dvs. $j > r > k > j$. Eller sagt på en annen måte, så uttrykker produktregelen at gjennomsnittlig avvik fra transitivitet er usystematisk. Implikasjonene fra produktregelen er at $f(\tilde{x}_i(j), \tilde{\epsilon}_{ij}) = v(\tilde{x}_i(j)) + \tilde{\epsilon}_{ij}$, der $v(\cdot)$ er en deterministisk (ukjent) funksjon, og at $\tilde{\epsilon}_i = \tilde{\epsilon}_{i2} - \tilde{\epsilon}_{i1}$ har en logistisk kumulativ fordelingsfunksjon, gitt ved $L(x) = : 1/(1 + e^{-x})$. Dermed blir sannsynligheten for at aktør i skal foretrekke alternativ 2 fremfor alternative 1, gitt \tilde{x}_i , lik

$$P_2(\tilde{x}_i) = : P(U_{i2} - U_{i1} > 0) = L(v(\tilde{x}_i(2)) - v(\tilde{x}_i(1))), \quad (2)$$

der $\tilde{x}_i = (\tilde{x}_i(1), \tilde{x}_i(2))$. Relasjonen i (2) er den (a priori) teoretiske modellen. Det gjenstår nå kun å bestemme variabler som skal inngå i $\{\tilde{x}_i(j)\}$ samt hvilken funksjonsform v skal ha. I denne artikkelen vil det imidlertid føre for langt å gå inn i en nærmere detaljert drøfting av spesifisering av v . Jeg viser til Dagsvik (2016, 2018) for nærmere drøfting av denne utfordringen.

Dersom produktregelen ikke holder, gitt \tilde{x}_i , trenger ikke det å bety at logit modellen ikke holder på individnivå. Det kan like gjerne skyldes at forklaringsvariablene ikke fanger opp tilstrekkelig heterogenitet i populasjonen.

La oss dernest betrakte den empiriske modellen der vi minner om at $\{x_i(j)\}$ er de observerte vektorene av forklaringsvariabler. Vi antar nå at komponenten $x_{i1}(1)$ kan være korrelert med restleddet ε_i , mens de resterende variablene er eksogene. Vi antar videre at det observeres en instrumentvariabel z_i som er uavhengig av ε_i men korrelert med $x_{i1}(1)$ slik at

$$x_i(1) = h(z_i) + \eta_i, \quad (3)$$

der h er en nærmere spesifisert lineær eller ikke-lineær funksjon som er kjent på et sett parametre nær og η_i er et restledd som er uavhengig av z_i . Anta videre at når en betinger med hensyn på (x_i, z_i) (som er ekvivalent med å betinge på (x_i, η_i)) så gjelder fortsatt produktregelen. I Dagsvik (2023) vises det hvordan disse forutsetningene leder til en empirisk logitmodell som funksjon av x_i og en spesifikk transformasjon av η_i . Det vil imidlertid føre for langt å gå inn på detaljene i utledningen av denne modellen. Her skal vi i stedet nøye oss med å vise hvordan en kan oppnå tilsvarende resultat under antagelsen om at både $\tilde{\varepsilon}_i$ og ε_i er standard normalfordelte (probitmodell). For sannsynligheter som ikke er nær 0 eller 1 så vil probitmodellen være tilnæmet lik logitmodellen. La Φ betegne den kumulative standard normalfordelingsfunksjonen og la G være den kumulative fordelingsfunksjonen til η_i . I vedlegget vises det at sannsynligheten for at alternativ 2 er foretrukket fremfor alternativ 1 i det observerte utvalget blir lik

$$\tilde{P}_2(x_i, \eta_i) =: \Phi\left(\frac{v(x_i(2)) - v(x_i(1)) + \rho t_i}{\sqrt{1 - \rho^2}}\right) \quad (4)$$

der $t_i = \Phi^{-1}(G(\eta_i))$ og $\rho = \text{Korr}(t_i, \varepsilon_i)$. Altså kan modellen i (4) estimeres ved sannsynlighetsmaksimeringsmetoden ved å benytte t_i som en ekstra forklaringsvariabel. Vi har ovenfor benyttet en variant av den såkalte kontrollfunksjonmetoden (se Rivers og Vuong, 1988). Legg merke til at her trenger en ikke å forutsette at restleddet i instrumentrelasjonen er normalfordelt.⁶ Så vidt meg bekjent har denne versjonen av kontrollfunksjonmetoden ikke vært benyttet tidligere. I praksis kan en tilnærme G med den korresponderende empiriske fordelingen. Når η_i er normalfordelt blir $t_i = \eta_i/\sigma$, der $\sigma^2 = \text{Var}\eta_i$.

⁶ Derimot trenger en å forutsette at (t_i, ε_i) er binormalt fordelt.

Anta nå for eksempel at v er lineær slik at vi kan skrive $v(x_i(2)) - v(x_i(1)) = a + x_i b$. I så fall kan modellen i (4) skrives som

$$\tilde{P}_2(x_i, \eta_i) = \Phi(a' + x_i b' + \rho' t_i), \quad (5)$$

der $a' = a/(1 - \rho^2)^{0.5}$, $b' = b/(1 - \rho^2)^{0.5}$, $\rho' = \rho/(1 - \rho^2)^{0.5}$. Relasjonen i (5) viser at en kan estimere modellen ved å benytte standard estimeringsprogram for probitmodellen. Fra estimatene for a' , b' og ρ' kan en nemlig finne estimater for a og b , slik at en dermed har bestemt den teoretiske modellen $P_2(\tilde{x}_i) = \Phi(a + \tilde{x}_i b)$ som kan benyttes til kontrafaktisk prediksjon.

Dong og Lewbel (2015) har utviklet en metode for konsistent estimering av semiparametriske modeller for binære valg når noen forklaringsvariabler er korrelert med restleddet ε_i . Fordelen med denne metoden er at den ikke avhenger av forutsetninger om fordelingen til det stokastiske restleddet ε_i .⁷ Men, som nevnt ovenfor, så er det et sentralt poeng å etablere en teoretisk begrunnelse for fordelingen til restleddet. Dette er vesentlig fordi strukturelle sannsynlighetsmodeller har som ambisjon å kunne benyttes til kontrafaktisk prediksjon av $P_2(\tilde{x}_i)$ i situasjoner der data er mangelfulle eller ikke finnes i det hele tatt.

ANGRIST, PISCHKE OG HARMLØS ØKONOMETRI

I de senere årene har det vært populært å hevde at en ikke trenger avanserte økonometriske metoder til å utføre empiriske analyser. Spesielt har Angrist og Pischke (AP), i læreboka «Mostly harmless econometrics» (2009), og i en kampanjepreget artikkel (Angrist og Pischke, 2017) nærmest argumentert for at lineær regresjon (eventuelt kombinert med instrumentvariabler og difference-in-difference metoden) i hovedsak er et tilstrekkelig modellverktøy. Det er videre symptomatisk for AP at de ikke skiller klart mellom den teoretiske modellen og den korresponderende økonometriske (empiriske) spesifikasjonen.

I dette avsnittet vil jeg drøfte nærmere problemer som oppstår ved APs tilnærming til analyse av situasjoner der den avhengige variabelen Y_i er binær, lik 0 eller 1. Som nevnt foreslår altså AP at en kan nøye seg med å bruke lineær regresjon. I dette tilfellet blir det det samme som den lineære sannsynlighetsmodellen (LSM), dvs. at den teoretiske

⁷ Metoden forutsetter at minst en forklaringsvariabel er eksogen og er kontinuerlig fordelt over et «stort» intervall.

modellen har formen $P_2(\tilde{x}_i) = a + \tilde{x}_i b$ og den korresponderende empiriske modellen blir

$$Y_i = a + x_i b + u_i,$$

der x_i kan være endogen, dvs. korrelert med restleddet u_i . Hvorfor en i utgangspunktet skulle velge LSM er, som diskutert i Lewbel mfl. (2012) og Dagsvik (2015), kontraintuitivt fordi en skulle forvente at $E(Y_i | \tilde{x}_i)$, som funksjon av \tilde{x}_i , flater ut i nærheten av 0 og 1. Dersom forklaringsvariabelen x_i er normalfordelt kan det vises at marginaleffekten i populasjonen av en endring av $E x_i$ er lik forventningen av regresjonskoeffisienten i LSM estimert ved minste kvadraters metode. Dette gjelder selv om den (sanne) binære valgmodellen ikke er lineær i $a + x_i b$, se f. eks. Li mfl. (2022). Kun i denne situasjonen har estimatet for regresjonskoeffisienten i LSM (basert på minste kvadraters metode) en klar og presis tolkning. En stor del av økonomimiljøet ser ut til å ha akseptert at bruk av LSM er akseptabel. Overflatisk betraktet blir unektelig økonometrisk analyse mye enklere i dette tilfellet fordi en da tilsynelatende kan bruke standard inferensmetoder for lineære lignings-systemer med kontinuerlige avhengige variabler, og det er i så fall ikke nødvendig at forskeren har kompetanse i avanserte metoder. Imidlertid finnes det mange eksempler på hvor galt det kan gå i noen situasjoner ved bruk av LSM, se f.eks. Lewbel mfl. (2012, s. 4–5).

I det følgende skal vi se nærmere på et annet problem ved bruk av LSM og instrumentvariabelmetoden når én av høyresidevariablene er endogen. Vi antar videre at passende instrumentvariabler er tilgjengelige. Som Li mfl. (2022) har vist så følger det da at to-trinns minste kvadraters metode gir estimater for ka og kb der k er en ukjent faktor som kan være betydelig forskjellig fra 1. For fullstendighets skyld viser vi dette også i et vedlegg. Videre blir variansene til koeffisientestimatene også estimert feil. Dette er, som nevnt ovenfor, blant annet vist av Li mfl. (2022). Dersom x_i er endogen og normalfordelt kan det vises at estimatet av regresjonskoeffisienten i LSM oppnådd ved minste kvadraters metode likevel kan benyttes til å teste om regresjonskoeffisienten er ulik null (Li mfl., 2022).

I tilfellet hvor den sanne modellen er en probitmodell så vi i forrige avsnitt at bruk av instrumentvariabelmetoden i kombinasjon med den lineære sannsynlighetsmodellen kan gi skjeve estimater der størrelsen på denne skjevheten avhenger av faktoren $1/\sqrt{1-\rho^2}$. Dersom for eksempel $\rho = 0.4$ blir denne faktoren lik ca. 1.09. Dersom derimot

$\rho = 0.6$ så blir faktoren lik 1.25. Dette viser at selv om anvendelse av LSM gir estimater som gjør at den predikerte sannsynligheten ligger mellom 0 og 1, så vil likevel estimatene være skjeve pga. den nevnte skalaeffekten.

Svært mange empiriske analyser de senere årene er basert på LSM og totrinns minste kvadraters metode. Følgelig er det grunn til å frykte at en rekke av disse analysene kan være misvisende.

Når det gjelder det mer grunnleggende spørsmålet om vitenskapelig fundament for atferdsmodeller, er den empiriske forskningsstrategien foreslått av AP temmelig langt fra idealet til Frisch og Haavelmo, slik jeg har tolket dette i denne artikkelen. På den andre siden kan en innvende at idealet til Frisch og Haavelmo vil være svært krevende å gjennomføre i mange tilfeller (om i det hele tatt mulig).

OPPSUMMERING

Diskusjonen ovenfor illustrerer et generelt poeng, nemlig at det å etablere strukturmodeller som kan benyttes til kontrafaktisk prediksjon er en meget krevende utfordring fordi standard økonomisk teori og konvensjonelle data for observert atferd bare i begrenset grad kan benyttes til å avgrense mulige spesifikasjoner og validere atferdsrelasjoner (Dagsvik, 2016). I praksis er det kun mulig å skaffe data for aktørers tilpasning under et meget begrenset antall kombinasjoner av priser, inntekter samt populasjonskarakteristika. Det vil derfor ikke være mulig å benytte data til å sjekke direkte (teste) hvor godt modellen vil predikere i en rekke ønskelige kontrafaktiske situasjoner. Som påpekt av Hausman (1992, s. 166–169) er det derfor nødvendig å etablere ytterligere a priori teori og eventuelt data fra SP undersøkelser for å kunne stole på modellprediksjoner av effekten av kontrafaktiske reformer der data er mangelfulle eller ikke finnes i det hele tatt (Bjerkholt og Dupont, 2009).

Som nevnt forestilte Frisch seg et vitenskapelig ideal der økonomiske relasjoner er avledet ved hjelp av den aksiomatiske metode og «first principles» (Bjerkholt, 2012). Det er vel neppe å overdrive at de fleste eksisterende økonometriske modeller er svært langt fra dette idealet. Empiriske atferdsrelasjoner er typisk basert på stilisert teori og ad hoc spesifikasjoner av funksjonsform og egen-skaper til uobserverte variabler. Det er overlatt til økonometrikeren å fylle dette gapet mellom teori og empiriske spesifikasjoner ved hjelp av statistisk inferens og konvensjonelle data.

Det er betydelig diskusjon og uenighet blant økonomer om hva som er den beste måten å utføre empirisk forskning på. Som et resultat av dette eksisterer det fundamentalt forskjellige forskningsstrategier i økonomifaget. Blant tilhengerne av strukturelle tilnærminger er det uenighet om hva som er akseptable teoretiske rammeverk. Andre er tilhengerne av tilnærmingen til Angrist og Pischke, mens andre igjen mener randomiserte kontrollerte eksperimenter er det eneste en kan stole på. Se Deaton (2010) samt Todd og Wolpin (2022), som er interessante bidrag til diskusjonen om randomiserte kontrollerte eksperimenter versus strukturell tilnærming. I likhet med SP data kan data fra randomiserte kontrollerte eksperimenter også benyttes til å teste strukturelle spesifikasjoner.

Jeg har tidligere hevdet (Dagsvik, 2016) at det blant strukturelle økonomer tas for lett på utfordringene knyttet til etablering av økonomiske atferdsrelasjoner. Blant økonomer er det tydeligvis en utbredt skepsis til at det i det hele tatt er mulig å etablere strukturelle økonomiske modeller i rigorøs forstand.

Følgende sitat fra konklusjonen til Haavelmo (1944, s. 115) er interessant fordi den viser klart at han forsto hvilken massiv og koordinert innsats som kreves for å oppnå framgang i vitenskapelig forstand på dette feltet:

“In other quantitative sciences the discovery of “laws,” even in highly specialized fields, has moved from the private study into huge scientific laboratories where scores of experts are engaged, not only in carrying out actual measurements, but also in working out, with painstaking precision, the formulae to be tested and the plans for the crucial experiments to be made. Should we expect less in economic research, if its results are to be the basis for economic policy upon which might depend billions of dollars of national income and the general welfare of millions of people?”

VEDLEGG

Probitmodellen med endogen forklaringsvariabel

Anta at den teoretiske modellen kan skrives som

$$U_{i2} - U_{i1} = v(\tilde{x}_i(2)) - v(\tilde{x}_i(1)) + \tilde{\varepsilon}_i, \quad (\text{A.1})$$

der $\tilde{\varepsilon}_i$ antas å være standard normalfordelt. Den observerbare avhengige variabelen Y_i er lik 1 dersom $U_{i2} > U_{i1}$ er positiv og 0 ellers. Fra (A.1) følger det at

$$\begin{aligned} P(U_{i2} - U_{i1} > 0 | \tilde{x}_i) &= P(v(\tilde{x}_i(2)) - v(\tilde{x}_i(1)) > -\tilde{\varepsilon}_i | \tilde{x}_i) \\ &= \Phi(v(\tilde{x}_i(2)) - v(\tilde{x}_i(1))), \end{aligned} \quad (\text{A.2})$$

der vi husker at Φ betegner den kumulative normalfordelingsfunksjonen med forventning null og varians lik 1.

Betrakt den korresponderende empiriske modellen der det nå tillates at den observerte komponenten $x_{i1}(1)$ for person i i utvalget kan være korrelert med restleddet ε_i . Anta at (3) fortsatt gjelder og husk at G er den kumulative fordelingsfunksjonen for η_i . La $t_i = \Phi^{-1}(G(\eta_i))$, hvilket medfører at t_i blir standard normalfordelt. Anta videre at (ε_i, t_i) er binormalt fordelt med forventninger lik null og $\text{Korr}(\varepsilon_i, t_i) = \rho$. På grunn av normalitetsantakelsen er det velkjent at en kan skrive $\varepsilon_i = \rho t_i + \omega_i$ der ω_i er normalfordelt og uavhengig av η_i . Det følger av dette at $\text{Var} \omega_i = (1 - \rho^2)$. Vi har dermed at

$$\begin{aligned} U_{i2} - U_{i1} &= v(x_i(2)) - v(x_i(1)) + \varepsilon_i \\ &= v(x_i(2)) - v(x_i(1)) + \rho t_i + \omega_i. \end{aligned} \quad (\text{A.3})$$

Den korresponderende empiriske modellen som følger fra (A.3) blir derfor slik som i (4).

Den lineære sannsynlighetsmodellen med endogen forklaringsvariabel

La funksjonen ψ være definert ved $\psi(x) = x$ når $x \in [0, 1]$, lik 0 når $x < 0$ og lik 1 når $x > 1$. Anta at den teoretiske modellen har formen

$$P_2(\tilde{x}_i) = \psi(a + \tilde{x}_i b)$$

hvilket er en veldefinert sannsynlighetsmodell. Her skal vi for enkelthets skyld anta at forklaringsvariabelen \tilde{x}_i er en skalar. Vi merker oss at denne modellen er lineær i \tilde{x}_i når $a + b\tilde{x}_i$ ligger mellom 0 og 1. Den korresponderende empiriske modellen har formen

$$Y_i = \psi(a + bx_i) + u_i, \quad (\text{A.4})$$

der Y_i er den avhengige variabelen som antar verdiene 0 eller 1, og u_i er et restledd med forventning lik null som kan være korrelert med x_i . Vi antar videre at en kan tilnærme modellen i (A.4) med den lineære modellen

$$Y_i = a + bx_i + u_i \quad (\text{A.5})$$

og at en instrumentvariabel z_i er observert slik at følgende gjelder

$$x_i = \alpha + z_i\beta + \eta_i, \quad (\text{A.6})$$

der η_i er ukorrelert med z_i og har forventning null. La videre

$$p(z_i) = P(a + \alpha b + \beta b z_i + b \eta_i \in [0,1] | z_i)$$

og

$$q(z_i) = E(b \eta_i 1\{a + \alpha b + \beta b z_i + b \eta_i \in [0,1]\} | z_i) + P(a + \alpha b + \beta b z_i + b \eta_i > 1 | z_i).$$

Ved innsetting av (A.6) inn i (A.4) får vi at

$$\begin{aligned} P(Y_i = 1 | z_i) &= E(\psi(a + bx_i) | z_i) \\ &= E(\psi(\alpha a + \beta b z_i + b \eta_i) | z_i) \\ &= (a + \alpha b + \beta b z_i)p(z_i) + q(z_i). \end{aligned} \quad (\text{A.7})$$

Fra (A.7) ser vi at kun når regresjonslinja pluss restleddet etter innsetting av instrument-variabelligningen ligger i intervallet (0, 1) med sannsynlighet nær 1 så blir forventningen, gitt (z_i), lineær, dvs. kun dersom

$$p(z_i) \cong 1 \quad (\text{A.8})$$

(hvilket medfører at $q(z_i) \cong 0$) får vi at

$$E(Y_i | z_i) = P(Y_i = 1 | z_i) \cong a + \alpha b + \beta b z_i.$$

Dersom (A.6) settes inn i (A.5) får vi en likning av typen

$$Y_i = a + \alpha b + \beta b z_i + b \eta_i = : e + f z_i + \delta_i,$$

der e , og f er ukjente koeffisienter og δ_i er et stokastisk restledd med forventning null. Her gjelder det *ikke* nødvendigvis at $e = a + \alpha b$ og $f = \beta b$. Det er heller ikke noen måte å teste om (A.8) gjelder fordi selv om α og β er konsistent estimert så forblir a og b ukjente.

REFERANSER

- Angrist, J. og Pischke, J.-S. (2009). *Mostly harmless econometrics*. Princeton University Press.
- Angrist, J. og Pischke, J.-S. (2017). Undergraduate economics instruction: Through our classes, darkly. *Journal of Economic Perspective* 31 (2), 125–144.
- Bjerkholt, O. (2012). Ragnar Frisch's axiomatic approach to econometrics. Memorandum 21/2012, Økonomisk institutt, Universitetet i Oslo.
- Bjerkholt, O. og A. Dupont (2009). *Problems and methods of econometrics. The Poincaré lectures of Ragnar Frisch 1933*. Routledge.
- Dagsvik, J. K. (2015). Lineær regresjon med binær eller begrenset avhengig variabel: En utdatert metode med fallgruber. *Samfunnsøkonomen* 129 (4), 28–36.
- Dagsvik, J. K. (2016). Er ambisjonen om et rigorøst vitenskapelig fundament for kvantitative strukturrelasjoner for krevende? *Samfunnsøkonomen* 130 (6), 58–67.
- Dagsvik, J. K. (2018). Invariance axioms and functional form restrictions in structural models. *Mathematical Social Sciences* 91, 85–95.
- Dagsvik, J. K. (2019). Sviktende ambisjoner og ensretting i empirisk mikroøkonomi? *Samfunnsøkonomen* 133 (3), 26–31.
- Dagsvik, J. K. (2023). Structural modeling in the spirit of Frisch and Haavelmo. The case of binary choice. Kommer som Discussion Paper, SSB.
- Deaton, A. (2010). Instruments, randomization, and learning about development. *Journal of Economic Literature* 48 (2), 424–455.
- Dong, Y. og A. Lewbel (2015). A simple estimator for binary choice models with endogenous regressors. *Econometric Reviews* 34 (1–2), 82–105.
- Frisch, R. (1930). General considerations in statics and dynamics in economics, i Bjerkholt, O. og D. Qin (red.), *A dynamic approach to economic theory: The Yale Lectures of Ragnar Frisch, 1930*. Routledge, 2010, s. 29–81.
- Frisch, R. (1938). Autonomy of economic relations. Statistical versus theoretical relations in economic macrodynamics. Foredrag presentert for Folkeforbundet. Også utgitt i Hendry, D. F. og M. S. Morgan, *The foundations of econometric analysis*. Cambridge University Press, 1995.
- Gabrielsen, T. og S. Strøm (1999). Tilbringertjenesten til Oslo Lufthavn, Gardermoen. *Sosialøkonomen* 53 (7), 10–24.
- Haavelmo, T. (1943). The statistical implication of a system of simultaneous equations. *Econometrica* 11 (1), 1–12.
- Haavelmo, T. (1944). The probability approach in econometrics. *Econometrica* 12 (Supplement), iii–vi og 1–115.
- Hausman, D. M. (1992). *The inexact and separate science of economics*. Cambridge University Press.
- Heckman, J. J. (2007). Haavelmo's legacy. Foredrag i anledning 75-årsjubileet til økonomisk institutt, UiO.
- Heckman, J. J. (2008). Econometric causality. *International Statistical Review* 76 (1), 1–27.
- Heckman, J. J. og R. Pinto (2015). Causal analysis after Haavelmo. *Econometric Theory* 31 (1), 115–151.

- Heckman, J. J. og R. Pinto (2022). The econometric model for causal policy analysis. Manuskript, University of Chicago.
- Heidelberger, M. (2004). *Nature from within. Gustav Theodor Fechner and his psychophysical world view*. University of Pittsburg Press, Pittsburg PA.
- Hurwicz, L. (1962). On the structural form of interdependent systems, i Nagel, E., P. Suppes og A. Tarski (red.), *Logic, methodology and philosophy of science*. Stanford University Press, s. 232–239.
- Koopmans, T. og W. C. Hood (1953). The estimation of simultaneous linear economic relationships. I Hood, W. C. og T. C. Koopmans (red.), *Studies in econometric method*. Cowles Foundations Monograph no. 14, Wiley.
- Kreps, D. M. (1990). *A course in microeconomic theory*. Harvester Wheatsheaf, New York.
- Lewbel, A., Y. Dong og T. T. Yang (2012). Comparing features of convenient estimators for binary choice models with endogenous regressors. *Canadian Journal of Economics* 45 (3), 809–829.
- Li, C., D. S. Poskitt, F. Windmeijer og X. Zhao (2022). Binary outcomes, OLS, 2SLS and IV probit. *Econometric Reviews* 41 (8), 859–876.
- Luce, R. D. og P. Suppes (1965). Preference, utility, and subjective probability, i Luce, R. D., R. R. Bush og E. Galanter (red.), *Handbook of Mathematical Psychology*, vol. III. Wiley, New York, s. 249–410.
- Marschak, J. (1953). Economic measurements for policy and prediction, i Hood, W. C. og T. C. Koopmans (red.), *Studies in econometric method*. Cowles Foundations Monograph no. 14, Wiley.
- Marshall, A. (1890). *Principles of economics*. Macmillan and Company.
- McFadden, D. (2001). Economic choices. *American Economic Review* 91 (3), 351–378.
- McFadden, D. (2002). The path to discrete-choice models. *Access Journal* 20 (1), 2–7.
- Rivers, D. og Q. H. Vuong (1988). Limited information estimators and exogeneity tests for simultaneous probit models. *Journal of Econometrics* 39 (3), 347–366.
- Todd, P. og K. I. Wolpin (2023). The best of both worlds: combining randomized controlled trials with structural modeling. *Journal of Economic Literature* 61 (1), 41–85.



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>



ØISTEIN RØISLAND

Norges Bank

TOMMY SVEEN

Handelshøyskolen BI

RAGNAR TORVIK

NTNU og Handelshøyskolen BI (CAMP)

Samspillet mellom penge- og finanspolitikken i en liten, åpen økonomi¹

Vi utvikler en teori for det optimale samspillet mellom penge- og finanspolitikken i konjunkturstyringen. Mens en i utgangspunktet kunne tro at penge- og finanspolitikken bør dra konjunkturerne i samme retning, viser vi at dette ikke nødvendigvis er tilfelle. Dersom det ikke er store kostnader ved å bruke renten aktivt, skal penge- og finanspolitikken dra i hver sin retning ved inflasjonssjokk og valutakurssjokk. Grunnen er at pengepolitikken kan påvirke inflasjonen både gjennom etterspørselskanalen og gjennom valutakurskanalen, mens finanspolitikken bare kan benytte etterspørselskanalen. Pengepolitikken har derfor et komparativt fortrinn i å stabilisere inflasjonen, mens finanspolitikken har et komparativt fortrinn i å stabilisere produksjonen. Kun når det er tilstrekkelig store kostnader ved å endre renten, vil det være optimalt at penge- og finanspolitikken skal dra i samme retning ved inflasjonssjokk og valutakurssjokk. Kostnader ved bruk av finanspolitikk har ingen betydning for om penge- og finanspolitikk skal dra i samme retning eller ikke, men har implikasjoner for hvor sterk virkemiddelbruken bør være.

1 INTRODUKSJON

Rollefordelingen mellom penge- og finanspolitikken har gått i bølger. Før inflasjonsmål for pengepolitikken ble innført i 2001, skulle pengepolitikken stabilisere valutakursen, mens finanspolitikken hadde ansvar for konjunkturstyringen. Denne rollefordelingen var i tråd med anbefalingen til Mundell (1962); et politikkinstrument skulle tilordnes

¹ Vi er takknemlige for kommentarer fra fagkonsulent, Ole Christian Bech-Moen, Anna Emilie Iden og Hildegunn Ekroll Stokke samt deltakere på seminaret til Rådgivende utvalg for finanspolitiske analyser 2023. Synspunktene som uttrykkes i artikkelen representerer kun forfatterens syn og kan ikke tillegges Norges Bank. Vi er takknemlige for finansiering fra Norges Forskningsråd gjennom prosjektet «NRC 315008: The Corona-crisis, structural change, and macroeconomic policy».

det målet det var mest effektivt til å oppnå. Mundell mente at pengepolitikken var best egnet til målet om ekstern balanse, mens finanspolitikken var best egnet til målet om intern balanse.

Noe av motivasjonen for innføring av inflasjonsmål var at det var krevende for myndighetene å dempe etterspørselen gjennom stram finanspolitikk – dvs. sikre intern balanse – samtidig som store oljeinntekter skulle fases inn i norsk økonomi. Utover på 1990-tallet førte innfasingen av oljeinntektene til et appresieringspress på kronen. Norges Bank måtte derfor holde renten relativt lav av hensyn til valutakursmålet, samtidig som det var et etterspørselspress som følge av innfasingen av oljeinntektene. Den samlede økonomiske politikken hadde derfor en skjevhet i ekspansiv retning. Med innføringen av inflasjonsmål fikk pengepolitikken en rolle i konjunkturstyringen. I forskriften om pengepolitikken fra 2001 sto det at «pengepolitikken skal understøtte finanspolitikken ved å bidra til å stabilisere utviklingen i produksjon og sysselsetting.» Kort tid etter at forskriften kom, ble imidlertid kommunikasjonen til regjeringen og Norges Bank endret til at pengepolitikken er *førstelinjeforsvaret* i konjunkturstyringen. Det var også i tråd med rollefordelingen i andre land med inflasjonsmål.

Synet i det internasjonale fagmiljøet, at det er pengepolitikken som bør ha hovedansvaret for konjunkturstabiliseringen mens finanspolitikken bør fokusere på bærekraftige statsfinanser og god offentlig tjenesteyting, ble etter hvert modifisert. Det var særlig to hendelser som ga opphav til modifiseringen – den internasjonale finanskrisen i 2007–8 og pandemien i 2020–21. Finanskrisen viste at pengepolitikken ikke alltid evner å motvirke kraftige tilbakeslag, fordi det er en nedre grense for hvor lavt styringsrenten kan settes.² Selv om mange sentralbanker valgte alternative tiltak, som store verdipapirkjøp, da den nedre grensen for renten var nådd, var det likevel behov for en ekspansiv finanspolitikk i mange land.

Pandemien viste at det kan være behov for en aktiv finanspolitikk ut fra et annet hensyn enn å støtte pengepolitikken når den nedre grensen er bindende. Smitteverntiltakene under pandemien rammet ulike grupper og næringer svært

² At det var en nedre grense for pengepolitikken som kunne virke begrensende, var naturligvis godt kjent fra før. Men den internasjonale finanskrisen og ettervirkningene av den viste at den nedre grensen ikke bare var et sjeldent spesialtilfelle, som de fleste anså det som tidligere, men noe man måtte forholde seg til i praksis. I tillegg har det vært en trend de siste 10–15 årene i retning av lavere nøytral realrente, noe som har bidratt til at pengepolitikken oftere kan bli begrenset av den nedre grensen.

ulikt. Renten virker bredt og påvirker først og fremst samlet etterspørsel. Finanspolitiske tiltak, derimot, kan rettes direkte inn mot enkelte grupper eller næringer som rammes spesielt hardt av sjokk. Støtteordningene under pandemien illustrerte hvordan finanspolitikken kan målrettes, noe som trolig reduserte velferdskostnadene ved smitteverntiltakene betydelig. Justeringen av synet på finanspolitikken rolle gjenspeiles i at regjeringen ikke lenger omtaler pengepolitikken som *førstelinjeforsvaret* i konjunkturstyringen. I stedet for å definere hvilket av de to instrumentene som har rollen som *førstefolin*, er det nå *samspillet* mellom dem som er i fokus. I finansmarkedsmeldingen 2021 etterspurte Finansdepartementet mer analyse av samspillet: «*De finanspolitiske tiltakene ble grundig presentert i bankens rapporter i fjor vår og sommer, men samspillet mellom pengepolitikken og finanspolitikken ble i liten grad drøftet, herunder hvordan finanspolitikken kunne avlaste pengepolitikken etter hvert som den første økonomiske usikkerheten ved pandemien kom noe ned.*»³

Samspillet mellom penge- og finanspolitikken ble også omtalt i finansmarkedsmeldingen 2023: «*Det er viktig at finans- og pengepolitikken ikke motvirker hverandre. I en situasjon med få ledige ressurser og stor etterspørsel etter varer og tjenester ville en ekspansiv finanspolitikk få utslag i høyere priser eller i høyere rente.*»⁴ Fokuset i denne artikkelen er nettopp på dette samspillet. I motsetning til hva som er vanlig i litteraturen, nemlig å se på hvordan sentralbanken alene kan stabilisere økonomien best mulig, skal vi se på hvordan kombinasjonen av penge- og finanspolitikk kan gi mest mulig stabilitet i realøkonomien og i inflasjonen.

Sitatet over fra finansmarkedsmeldingen 2023 illustrer noen viktige problemstillinger som vi skal analysere. At det er viktig at finans- og pengepolitikken ikke motvirker hverandre – en oppfatning som de fleste, inkludert Finansdepartementet, synes å ha – er en oppfatning som vi skal utfordre.⁵ Med «ikke motvirker» menes som regel at de to politikkområdene ikke drar i hver sin retning. Vi skal vise at måloppnåelsen ved inflasjonssjokk eller valutakurs-sjokk kan bli bedre nettopp hvis penge- og finanspolitikken drar i hver sin retning. Departementet viser også til at en ekspansiv finanspolitikk vil gi utslag i høyere inflasjon eller høyere *rente*. Det synes her underforstått at høyere

³ Meld. St. 31 (2020–2021), kap. 6.5.4.

⁴ Meld. St. 18 (2022–2023), kap. 6.5.3.

⁵ Calmfors mfl. (2023, s. 11) har en tilsvarende vurdering: «Finans- og penningpolitikken bör normalt dra åt samma håll, det vill säga vara kongruenta.»

rente er uønsket i seg selv. Vi skal derfor analysere optimal sammensetning av penge- og finanspolitikken når sentralbanken og de finanspolitiske myndighetene har preferanse for å holde renten stabil, for eksempel fordi variasjoner i renten oppfattes å ha kostnader utover virkningen på inflasjon og sysselsetting. Vi skal også problematisere i hvilken grad preferanse for en stabil rente *bør* være en del av avveingene.

Grunnlaget for vår analyse er at penge- og finanspolitikk ikke påvirker inflasjonen på eksakt samme måte. Mens både penge- og finanspolitikk påvirker inflasjonen gjennom etterspørselen, så påvirker pengepolitikken inflasjonen også direkte gjennom valutakurskanalen. For en liten, åpen økonomi som den norske, er valutakurskanalen viktig, siden importerte varer utgjør en betydelig del av nordmenns konsum. Ved å påvirke valutakursen, og dermed importert prisvekst, påvirker altså pengepolitikken inflasjonen gjennom en ytterligere kanal i tillegg til etterspørselskanalen. Som vi skal vise, har dette viktige implikasjoner for det optimale samspillet mellom penge- og finanspolitikken, og oss bekjent, er dette ikke vist i tidligere faglitteratur.

Vi skal konsentrere oss om tradisjonell finanspolitisk konjunkturstyring, der finanspolitikken kan være ekspansiv eller kontraktiv i ulik grad. Vi ser i utgangspunktet bort fra forstyrrelser som gir opphav til behov for mer målrettede finanspolitiske tiltak. Grunnen til at vi ser bort fra dette er ikke at vi anser det som uviktig, men for å begrense analysen.⁶ Gitt den samlede stramheten/ekspansiviteten i finanspolitikken er det ingenting i veien for at målrettede tiltak kan iverksettes i form av en omfordeling innenfor et gitt budsjett. Vår analyse er derfor komplementær, og ikke i konflikt, med eventuelle behov for målrettede tiltak ut over finanspolitikkenes effekt på samlet etterspørsel. Vi ser også bort fra forhold som trekker i retning av at finanspolitikken generelt kan ha en tendens til å bli for ekspansiv som følge av kortsiktige hensyn til velgeroppslutning og ulike tidsinkonsistensproblemer.⁷ En slik underliggende og permanent skjevhet i finanspolitikken bør adresseres med målrettede institusjonelle reformer som for eksempel oljefond og handlingsregel. Analysen vår kan derfor tolkes som en analyse av hvordan rommet for finanspolitisk stabilisering innenfor rammen av handlingsregelen best kan

⁶ Se for eksempel Woodford (2001) og Auclert mfl. (2023) for modeller som studerer dette.

⁷ Se for eksempel Persson og Svensson (1989) og Persson og Tabellini (2000) for ulike mekanismer som permanent kan gjøre finanspolitikken for ekspansiv.

utnyttes – i samspill med pengepolitikken. Videre ser vi på en modell med kun én sektor, og får derfor ikke tatt hensyn til at ulike sektorer kan respondere ulikt både på penge- og finanspolitikk. Vi vil altså begrense analysen til de aggregerte effektene på variabler som for eksempel arbeidsledighet og produksjon.⁸ Vi antar også at den nedre grensen for renten ikke er bindende, slik at vi begrenser oss til å studere penge- og finanspolitikk i situasjoner hvor pengepolitikken ikke er satt ut av spill.⁹

Artikkelen er bygd opp som følger: Først skal vi presentere modellen, som er en utvidelse basert på modellene i Røisland og Sveen (2005 og 2018). Vi løser så modellen i det enkleste tilfellet hvor det ikke er kostnader ved å endre hverken finanspolitikken eller renten. Deretter skal vi se på tilfellet der det er kostnader ved å bruke finanspolitikken. Til slutt skal vi se på optimal politikksammensetning i (det kanskje mest realistiske) tilfellet der det er kostnader forbundet med variasjoner i både finanspolitikken og i renten.

2 MODELL FOR FLEKSIBEL INFLASJONSSTYRING MED PENGE- OG FINANSPOLITIKK

Vi tar utgangspunkt i en liten, åpen økonomi som tar priser og renter på verdensmarkedet som gitte. Den makroøkonomiske politikken består av å sette renten, som vi omtaler som pengepolitikken, samt å bestemme størrelsen på offentlige utgifter, som vi omtaler som finanspolitikken.

2.1 Økonomiens virkemåte

Etterspørselen rettet mot hjemmeproduerte varer og tjenester er gitt ved

$$y = -\alpha_1 r + \alpha_2 e + \alpha_3 g + v, \quad (1)$$

hvor y er produksjonsgapet, altså (det logaritmiske) avviket mellom faktisk produksjon og normal produksjon, og r er realrenten¹⁰, målt som avvik fra den langsiktige nøytrale

⁸ Se for eksempel Røisland og Torvik (2000, 2004) og Boug mfl. (2022) for modeller som studerer penge- og finanspolitikk i modeller med skjermet og konkurranseutsatt sektor.

⁹ Se for eksempel Gabaix (2020) og Mian mfl. (2022) for modeller som studerer penge- og finanspolitikk når det er begrenset hvor lavt renten kan settes.

¹⁰ På kort sikt kan den nominelle renten, og ikke bare realrenten, ha betydning for etterspørselen på grunn av kontantstrømeffekter hos husholdninger med gjeld. Vi behandler imidlertid inflasjonsforventningene som eksogene, slik at endringer i den nominelle renten vil være lik endringer i realrenten.

realrenten.¹¹ Parameteren α_1 antas å være positiv og viser hvor sterkt renten påvirker etterspørselen. Videre betegner e logaritmen til realvalutakursen som avvik fra likevektsrealvalutakursen. Realvalutakursen er definert som prisen på utenlandskproduserte varer i forhold til prisen på hjemmeproduserte varer målt i samme valuta, og α_2 viser hvor mye en realdepresiering øker etterspørselen etter hjemmeproduserte varer. Offentlig etterspørsel er g og er målt som avvik fra nøytral finanspolitikk, og α_3 viser hvor sterkt finanspolitikken påvirker den totale innenlandske etterspørselen. v et etterspørselssjokk. Det antas altså at etterspørselen avtar i realrenten, øker i realkursen og er økende i offentlig etterspørsel.

Konsumprisutviklingen er gitt av følgende Phillipskurve:

$$\pi = \pi^e + \gamma_1 y + \gamma_2 e + u, \quad (2)$$

hvor π^e er inflasjonsforventningene, som er eksogene, og u er et inflasjonssjokk, som for eksempel kan skyldes eksogene variasjoner i bedriftenes kostnader (f.eks. energipriser) eller variasjoner i bedriftenes prispåslag («mark-ups»). Konsumprisinflasjonen øker med økt økonomisk aktivitet, her målt med produksjonsgapet. Dessuten gir en kursdepresiering høyere priser på importerte konsumvarer og på importerte innsatsfaktorer. Det første øker konsumprisene direkte og det andre indirekte. Se Røisland og Sveen (2018) for hvordan konsumpris-Phillipskurven (2) kan utledes fra separate Phillipskurver for hhv. innenlandsk og importert inflasjon.

Realvalutakursen bestemmes av risikopremiejustert udekket renteparitet:¹²

$$e = e^e - (r - r^*) + z, \quad (3)$$

hvor e^e er forventet realkurs, r^* er realrenten i utlandet, og z er et sjokk til risikopremien. For gitt rentedifferanse og forventet fremtidig valutakurs vil økt risikopremie føre til en umiddelbar svekkelse av valutakursen. Fra det svakere nivået vil den forventes å styrke seg gradvis tilbake. Den forventede styrkingen impliserer en forventet meravkastning som gjenspeiler risikopremien. I fravær av risikopremiesjokk, altså når $z = 0$, gjelder ren udekket renteparitet.

¹¹ I Røisland og Sveen (2018) måles ikke r som avvik fra den nøytrale renten. I stedet er det der en egen parameter ρ for den langsiktige nøytrale renten. Men både for å spare notasjon, og siden produksjonen og realvalutakursen er målt som avvik fra likevekt, er det mest hensiktsmessig å måle realrenten som avvik fra nøytralt nivå (likevekt) også.

¹² Udekket renteparitet (UIP) er her skrevet på realform, men det kan enkelt vises at UIP på realform følger av UIP på nominell form.

Når vi senere skal minimere en tapsfunksjon mhp. de to politikkinstrumentene, er det hensiktsmessig først å skrive produksjonsgapet og inflasjonen som funksjoner av politikkvareblene r , g og de eksogene variablene. Setter vi inn for e fra (3) i (1) får vi

$$y = -(\alpha_1 + \alpha_2)r + \alpha_3 g + \alpha_2(e^e + r^* + z) + v. \quad (4)$$

Ved å sette inn fra (1) for y og fra (3) for e i likning (2) kan vi skrive

$$\pi = \pi^e - (\gamma_1(\alpha_1 + \alpha_2) + \gamma_2)r + \gamma_1\alpha_3 g + (\alpha_2\gamma_1 + \gamma_2)(e^e + r^* + z) + \gamma_1 v + u. \quad (5)$$

Vi ser at både ekspansiv pengepolitikk (lavere r) og ekspansiv finanspolitikk (høyere g) øker både aktivitetsnivået og inflasjonen. Det er imidlertid en viktig forskjell, som er avgjørende for det optimale samspillet: Pengepolitikken påvirker inflasjonen både gjennom etterspørselskanalen og gjennom valutakurskanalen, mens finanspolitikken bare påvirker inflasjonen gjennom etterspørselskanalen.

2.2 Målet for stabiliseringspolitikken

Vi legger til grunn at målet for den økonomiske stabiliseringspolitikken er en mest mulig stabil inflasjon rundt inflasjonsmålet og mest mulig stabilt produksjonsgap rundt 0. Vi antar, som vanlig i litteraturen, at det ikke er mulig å oppnå varig høyere produksjon og sysselsetting ved hjelp av vedvarende ekspansiv penge- eller finanspolitikk.¹³ Det å stabilisere produksjonsgapet rundt 0 kan tolkes som å stabilisere produksjonen og sysselsettingen rundt det høyeste nivået på produksjon og sysselsetting som er forenlig med stabil inflasjon på lang sikt.¹⁴ I tillegg åpner vi opp for at det kan være velferdskostnader forbundet med aktiv bruk av de to politikkinstrumentene. Målene for stabiliseringspolitikken er representert ved minimering av følgende tapsfunksjon:

$$L = \frac{1}{2}[(\pi - \pi^*)^2 + \lambda y^2 + \theta_g g^2 + \theta_r r^2]. \quad (6)$$

Her representerer de to første leddene inne i klammeparentesen på høyre side tapet ved avvik fra hhv. inflasjonsmålet og produksjonsmålet, hvor λ angir vekten på avvik fra pro-

¹³ Denne antagelsen er riktignok faglig ikke helt ukontroversiell, men siden vi skal fokusere på tradisjonell konjunkturtilstabiliseringspolitikk, velger vi i denne analysen å se bort fra eventuelle tiltak som kan øke sysselsettingen på sikt. Vi ser også bort fra hystereseeffekter, selv om vi anerkjenner at slike effekter kan være relevante i praksis.

¹⁴ I praksis er dette nivået usikkert, men det ser vi bort fra her.

duksjonsmålet (relativt til avvik fra inflasjonsmålet). De to siste leddene representerer kostnader ved å bruke hhv. g og r . Når det gjelder g , er det åpenbart kostnader forbundet med variasjoner i offentlige utgifter og skatter. Når det gjelder r , er det ikke fullt så opplagt. Kostnader ved variasjon i renten kan skyldes usikkerhet om virkningene av renteendringer, motvilje mot å reversere en renteendring, at en tar hensyn til fordelingseffekter av renteendringer eller at store renteendringer kan være ugunstig mht. finansiell stabilitet. Som vi skal se, har den relative vekten på å unngå variasjoner i renten, representert ved parameteren θ , viktige implikasjoner for det optimale samspillet mellom penge- og finanspolitikken, inkludert om politikkområdene bør dra i samme eller i motsatt retning. Vi skal derfor i avsnitt 2.5 drøfte disse kostnadene nærmere og der, samt i 2.6, diskutere tiltak som kan påvirke kostnadene ved å bruke renten aktivt i stabiliseringspolitikken.

2.3 Ingen kostnader ved å bruke g eller r

Tilfellet der det ikke er noen kostnader ved aktiv bruk av penge- og finanspolitikken til stabiliseringsformål er et nyttig utgangspunkt. For det første viser det hva som er mulig å oppnå med uinnskrenket bruk av de to politikkinstrumentene. For det andre gir dette tilfellet intuisjon til mekanismene og resultatene i de mer kompliserte, men mer realistiske, tilfellene med kostnader ved bruk av instrumentene.

I dette tilfellet setter vi inn at $\theta_g = \theta_r = 0$ i tapsfunksjonen (6), før vi deriverer denne med hensyn på r og g , der vi gjør bruk av (4) og (5). De to førsteordensbetingelsene kan skrives som

$$r: \quad \pi - \pi^* = -\frac{\lambda}{\gamma_1 + \frac{\gamma_2}{a_1 + a_2}} y \quad (7)$$

Og

$$g: \quad \pi - \pi^* = -\frac{\lambda}{\gamma_1} y \quad (8)$$

I utgangspunktet tilsier både optimal pengepolitikk og optimal finanspolitikk at inflasjonsgapet (avviket mellom faktisk inflasjon og inflasjonsmålet) og produksjonsgapet skal ha motsatt fortegn.¹⁵ Intuisjonen er som følger: Dersom begge gapene er positive, vil en mer kontraktiv penge- eller finanspolitikk redusere begge gapene og dermed redusere tapet. At begge gapene er positive kan derfor ikke være i samsvar med optimal politikk.

¹⁵ Basert på Qvigstad (2005), er dette blitt omtalt som «Qvigstad-regelen».

Ligningene (7) og (8) viser også at balansen mellom produksjon og inflasjon er forskjellig for en optimal pengepolitikk og for en optimal finanspolitikk. For å se intuisjonen i dette, la oss først se på effekten av å endre pengepolitikken (for gitt finanspolitikk). Anta at renten r økes. Da reduseres etterspørselen gjennom den direkte rentekanalene til etterspørselen og gjennom at valutakursen appresierer og gjør innenlandske varer dyrere i forhold til utenlandske. Den lavere etterspørselen reduserer inflasjonen. I tillegg reduseres inflasjonen av at den appresierte kursen drar ned importert inflasjon. La oss så se på endret finanspolitikk (for gitt pengepolitikk). Anta at g reduseres. Da reduseres etterspørselen gjennom den direkte etterspørselskanalen, og inflasjonen reduseres av samme grunn. Ingenting skjer med valutakursen. Det følger av dette at pengepolitikken påvirker inflasjonen sterkere i forhold til produksjonen enn hva finanspolitikken gjør. Eller uttrykt på en annen måte: Sammenholdt med pengepolitikken, så har finanspolitikken en relativt sterk virkning på produksjonen i forhold til virkningen finanspolitikken har på inflasjonen. Pengepolitikken komparative fortrinn er å påvirke inflasjonen. Finanspolitikken komparative fortrinn er å påvirke produksjonen.¹⁶

I avveiningen mellom inflasjon og produksjon skal derfor inflasjonsgapet i forhold til produksjonsgapet, altså $\frac{\pi - \pi^*}{y}$, alltid være mindre i absoluttverdi dersom pengepolitikken skal brukes alene enn dersom finanspolitikken skal brukes alene. Dette kan ses av (7) og (8).

Det er nyttig å sammenlikne vårt resultat med det vi ville fått dersom vi så på en lukket økonomi. Da ville valutakurskanalen bli satt ut av spill, det vil si at vi er i et spesialtilfelle av vår modell hvor $\gamma_2 = 0$. Vi ser da at førsteordensbetingelsene (7) og (8) blir identiske. Det betyr at de to politikkinstrumentene påvirker produksjonsgapet og inflasjonen på akkurat samme måte. I praksis har man da kun ett, og ikke to, instrumenter. Derfor kan man også bare oppnå ett mål ifølge Tinbergen-regelen.¹⁷

I en åpen økonomi virker imidlertid penge- og finanspolitikken forskjellig på produksjonsgapet og inflasjonen.

¹⁶ Merk at det sentrale i vår analyse ikke er at finanspolitikken ikke kan påvirke valutakursen for gitt rente. En kan godt tenke seg at for eksempel økt statsgjeld (eller et redusert oljefond) også påvirker valutakursen. Våre kvalitative konklusjoner hviler på at pengepolitikken påvirker inflasjonen mer i forhold til produksjonen enn hva finanspolitikken gjør.

¹⁷ Dette resultatet er i samsvar med det som oppnås i Gabaix (2020) og Wolf (2022), som studerer penge- og finanspolitikk i lukkede økonomier.

Begge førsteordensbetingelsene (7) og (8) skal da være oppfylt.

Vi ser fra (7) og (8) at den eneste løsningen der begge betingelsene er oppfylt er

$$\pi = \pi^*, y = 0. \quad (9)$$

Dette er ikke overraskende. Tinbergen-regelen sier at dersom vi har to virkemidler, r og g , kan vi oppnå to mål, nemlig $\pi = \pi^*$ og $y = 0$.

Resultatet har også implikasjoner for muligheten for delegering av separate mål. Her har vi antatt at de to politikkinstrumentene brukes simultant til å minimere en felles tapsfunksjon. Det kan lett vises at måloppnåelsen blir den samme om pengepolitikken får delegert oppgaven å kun stabilisere inflasjonen, mens finanspolitikken kun bryr seg om å stabilisere realøkonomien. Det er også i tråd med Mundells (1962) prinsipp om at ansvarsdelingen burde bestemmes ut fra hvilke målvariable de ulike politikkområdene har fortrinn i å påvirke.

Vi kan nå finne løsningen for renten ved å ta utgangspunkt i (2), og så sette inn for $\pi = \pi^*$, $y = 0$ og for e fra (3), som når vi løser mhp r gir

$$r = \frac{1}{\gamma_2}[(\pi^e - \pi^*) + u] + (e^e + r^* + z) \quad (10)$$

Løsningen for finanspolitikken finnes ved å ta utgangspunkt i (1), og sette inn for $y = 0$, sette inn for e fra (3), og deretter sette inn for r fra (10). Ved så å løse mhp g får vi

$$g = -\frac{1}{\alpha_3}v + \frac{\alpha_1 + \alpha_2}{\alpha_3\gamma_2}[(\pi^e - \pi^*) + u] + \frac{\alpha_1}{\alpha_3}(e^e + r^* + z). \quad (11)$$

Ligningene (10) og (11) gir oss altså den optimale innretningen av både penge- og finanspolitikken. To egenskaper ved det optimale samspillet er verdt å nevne. For det første inngår ikke etterspørselssjokket v i den pengepolitiske reaksjonsfunksjonen. Det betyr at det kun er finanspolitikken som skal motvirke etterspørselssjokk. Intuisjonen er som følger: Dersom sentralbanken setter ned renten slik at et negativt etterspørselssjokk ikke reduserer y , vil inflasjonen bli for høy fordi valutakursen svekker seg som følge av den lavere renten. Pengepolitikken kan derfor ikke i en åpen økonomi skjerme både realøkonomien og inflasjonen fra virkninger av etterspørselssjokk. En ekspansiv finanspolitikk, derimot, kan skjerme både realøkonomien og inflasjonen fra virkninger av etterspørselssjokk fordi den ikke påvirker valutakursen direkte. Mekanismen er egent-

lig så enkel som at lavere privat etterspørsel (negativt sjokk) erstattes av høyere offentlig etterspørsel. Resultatet om at det kun er finanspolitikken som skal respondere på etterspørselssjokk, vil imidlertid bli modifisert dersom det er kostnader ved bruk av finanspolitikk, som vi skal vise i neste avsnitt.

Den andre egenskapen ved det optimale samspillet er knyttet til fortegnet på politikkkresponsene. Man sier at politikkområdene er *kongruente* dersom begge instrumentene er ekspansive eller kontraktive, altså drar i samme retning, mens de er *divergente* dersom de drar i hver sin retning. I den økonomiske debatten og i faglitteraturen synes det som om mange har en oppfatning om at politikkområdene ikke bør være divergente. Og rent intuitivt høres det ikke så gunstig ut at to politikkområder skal dra i hver sin retning, da det tilsynelatende innebærer en konflikt mellom de to typene politikk. Men det relevante spørsmålet er hva som gir best samlet måloppnåelse.

Vi ser av ligningene (10) og (11) at i tilfellet der det ikke er kostnader ved bruk av instrumentene, skal penge- og finanspolitikken respondere divergent på alle sjokk unntatt på etterspørselssjokk (hvor kun finanspolitikken skal respondere). Politikkområdene skal derfor generelt dra i hver sin retning. Finanspolitikken skal være ekspansiv (høy g) når pengepolitikken er kontraktiv (høy r), og *vice versa*. Dette er et sentralt resultat, og intuisjonen er som følger: Anta for eksempel at inflasjonen øker som følge av et inflasjonssjokk ($u > 0$ i ligning (2)). Siden både penge- og finanspolitikken påvirker produksjonsgapet, fins det i prinsippet uendelig mange kombinasjoner av de to som gir uendret produksjonsgap. Hvis begge er nøytrale, blir produksjonsgapet uendret, og inflasjonen øker med størrelsen på sjokket. Hvis derimot renten økes og finanspolitikken blir ekspansiv, vil fremdeles produksjonsgapet kunne være uendret, men inflasjonen blir lavere fordi valutakursen styrker seg som følge av økt rente. Med en optimal kombinasjon av stram pengepolitikk og ekspansiv finanspolitikk, kan økningen i inflasjonen fullstendig motvirkes av sterkere valutakurs uten at produksjonsgapet trenger å bli negativt. Den divergente politikksammensetningen gjør at valutakurskanalen blir mer effektivt utnyttet, slik at målene om prisstabilitet og realøkonomisk stabilitet kan bli oppnådd samtidig.

Ligningene (10) og (11) viser at jo sterkere importert inflasjon påvirker innenlandsk inflasjon, altså jo høyere γ_2 er, dess mindre kontraktiv skal pengepolitikken være og jo mindre ekspansiv skal finanspolitikken være. Intuisjonen

for det er at jo mer importert inflasjon påvirker total inflasjon, jo mindre trenger renten å øke for å få ned inflasjonen, og jo mindre ekspansiv trenger finanspolitikken å være for å motvirke den kontraktive effekten av pengepolitikken. Videre ser vi at finanspolitikken må være mer ekspansiv jo sterkere pengepolitikken påvirker produksjonen, altså jo høyere $\alpha_1 + \alpha_2$ er. Intuisjonen for det er at da blir den kontraktive effekten av høyere rente sterkere, og da må finanspolitikken bli desto mer ekspansiv for å motvirke den negative effekten av renten på produksjonsgapet. Vi ser også at jo sterkere finanspolitikken påvirker produksjonen, altså jo større α_3 er, dess mindre trenger g å øke for å motvirke den kontraktive pengepolitikken.

Anta i stedet at det inntreffer et risikopremiesjokk eller en økning i utenlandsk rente som gjør at valutakursen svekker seg. Vi ser av ligning (10) at det optimale samspillet innebærer at sentralbanken skal øke renten like mye som økningen i risikopremien eller økningen i utenlandsk rente. Fra valutakursligningen (3) impliserer det at renten settes så høyt at valutakursen kommer tilbake til utgangspunktet før sjokket inntraff. Den økte renten vil imidlertid isolert sett redusere aktivitetsnivået. Men det kan finanspolitikken motvirke med en ekspansiv politikk. Med kombinasjonen av økt rente, som motvirker svekkelse av valutakursen, og ekspansiv finanspolitikk, som nøytraliserer virkningen av økt rente på realøkonomien, vil altså inflasjonsmålet og målet om realøkonomisk stabilitet begge bli oppnådd.

2.4 Kostnader ved å bruke g

Selv om tilfellet uten kostnader ved bruk av instrumentene er et interessant utgangspunkt, er det neppe veldig realistisk. Når det gjelder finanspolitikken, er det åpenbart kostnader ved en aktiv virkemiddelbruk. Slike kostnader kan være forbundet med effektivitetstap og uforutsigbarhet i offentlig tjenesteyting og i skatter/overføringer. Videre kan det være kostnader som følge av at finanspolitikken som føres ikke bare bestemmes av hva som er økonomisk optimalt, men også av hva som er politisk optimalt. Det kan for eksempel være politisk krevende å reversere ekspansive politikktiltak fullt ut etter at grunnlaget for tiltakene ikke lenger er oppfylt. Det kan tilsi at finanspolitiske myndigheter bør være mer forsiktige i virkemiddelbruken enn det en økonomisk modell som ikke tar opp i seg politiske hensyn vil predikere. For å ta hensyn til slike kostnader, setter vi nå $\theta_g > 0$ i tapsfunksjonen, men lar foreløpig $\theta_r = 0$. Igjen deriverer vi tapsfunksjonen med hensyn på r og g . Vi får den samme førsteordensbetingelsen for pengepolitikken som i (7), mens førsteordensbetingelsen for finanspolitikken nå blir

$$g = -\frac{\alpha_3 \gamma_1}{\theta_g} (\pi - \pi^*) - \frac{\alpha_3 \lambda}{\theta_g} y. \quad (12)$$

Førsteordensbetingelsen (12) minner om en Taylor-regel, men for finanspolitikken snarere enn en Taylor-regel for pengepolitikken. Hvis inflasjonen er høyere enn målet og/eller produksjonsgapet er positivt, skal finanspolitikken være stram. Hvordan finanspolitikken faktisk skal respondere på ulike sjokk, avhenger imidlertid av pengepolitikken. Når vi bruker førsteordensbetingelsen (7) for pengepolitikken og (12) for finanspolitikken, og setter inn for y fra (4) og for π fra (5), får vi to likninger i de to endogene variablene r og g . Løser vi mhp r og g får vi

$$r = \Omega_{rv} v + \Omega_{ru} [(\pi^e - \pi^*) + u] + \Omega_{rz} (e^e + r^* + z), \quad (13)$$

$$g = \Omega_{gv} v + \Omega_{gu} [(\pi^e - \pi^*) + u] + \Omega_{gz} (e^e + r^* + z), \quad (14)$$

Hvor

$$\Omega_{rv} = \theta_g \left((\lambda + \gamma_1^2) (\alpha_1 + \alpha_2) + \gamma_1 \gamma_2 \right) / \Omega > 0$$

$$\Omega_{ru} = \left[\theta_g (\gamma_1 (\alpha_1 + \alpha_2) + \gamma_2) + \gamma_2 \lambda \alpha_3^2 \right] / \Omega > 0$$

$$\Omega_{rz} = \left[\theta_g \left[\alpha_2 \lambda (\alpha_1 + \alpha_2) + (\gamma_1 (\alpha_1 + \alpha_2) + \gamma_2) (\alpha_2 \gamma_1 + \gamma_2) \right] + \lambda \alpha_3^2 \gamma_2^2 \right] / \Omega > 0$$

$$\Omega_{gv} = -\alpha_3 \lambda \gamma_2^2 / \Omega < 0$$

$$\Omega_{gu} = \alpha_3 \gamma_2 \lambda (\alpha_1 + \alpha_2) / \Omega > 0$$

$$\Omega_{gz} = \alpha_1 \alpha_3 \lambda \gamma_2^2 / \Omega > 0$$

$$\Omega = \theta_g \left[\lambda (\alpha_1 + \alpha_2)^2 + (\gamma_1 (\alpha_1 + \alpha_2) + \gamma_2)^2 \right] + \lambda \alpha_3^2 \gamma_2^2 > 0$$

Ikke overraskende fører kostnader ved bruk av finanspolitikken til at den finanspolitiske responsen på ulike sjokk skal være svakere. Bortsett fra det fører ikke slike kostnader til vesentlige endringer i samspillet – med unntak av samspillet ved etterspørselssjokk. Siden $\Omega_{rv} > 0$ skal renten nå økes når etterspørselssjokket v blir positivt. Siden $\Omega_{gv} < 0$ skal offentlig etterspørsel reduseres når etterspørselssjokket v blir positivt. Pengepolitikken ved et etterspørselssjokk skal nå altså være kontraktiv når finanspolitikken er kontraktiv, og vice versa. Intuisjonen kan lettest forklares hvis vi definerer et «netto» etterspørselssjokk, $v' = v + \alpha_3 g$. Siden $\alpha_3 g$ reduseres mindre enn v øker ved et positivt sjokk til v når det er kostnader ved å bruke g , vil $v' > 0$. Pengepolitikken vil altså stå overfor et positivt «netto» etterspørselssjokk, og resultatet i Røisland og Sveen (2005

og 2018), som sier at renten skal økes slik at inflasjonen kommer litt under målet, og produksjonsgapet blir litt (mindre) positivt, vil gjelde også her. Penge- og finanspolitikken skal altså være kongruente ved etterspørselssjokk.

For inflasjonssjokk og sjokk til valutakursen, derimot, skal penge- og finanspolitikken fremdeles være divergente. Det første kan sees ved at Ω_{ru} og Ω_{gu} har samme fortegn, og det andre kan sees ved at Ω_{rz} og Ω_{gz} har samme fortegn. Men fordi finanspolitikken responderer svakere, og derfor i mindre grad «motvirker» pengepolitikken, vil også renten respondere svakere på inflasjonssjokk og sjokk til valutakursen. Når det er større kostnader ved å bruke finanspolitikken, skal altså også pengepolitikken respondere svakere.

Det er også verdt å merke seg at når det er kostnader ved bruk av finanspolitikk, vil ikke lenger målene for inflasjonen og for realøkonomien bli oppfylt. Dette følger også av Tinbergen-regelen. Tapsfunksjonen med $\theta_g > 0$ impliserer at det egentlig er tre mål for politikken: $\pi = \pi^*$, $y = 0$ og $g = 0$. Alle tre målene kan ikke bli oppfylt med to virkemidler, og generelt vil en optimal avveining innebære at ingen av målene blir oppfylt fullt ut.

2.4.1 Automatiske stabilisatorer

Vi har så langt ikke diskutert i hvilken grad finanspolitikken bør brukes såkalt diskresjonært, eller i hvilken grad den heller bør virke gjennom såkalte automatiske stabilisatorer. Ved diskresjonær finanspolitikk tas det aktive og løpende finanspolitiske beslutninger som avhenger av konjunkturene og sjokkene. Ved finanspolitikk som kun virker gjennom automatiske stabilisatorer tar en ikke slike løpende og aktive beslutninger, men lar finanspolitikken virke gjennom at den «automatisk» blir ekspansiv når aktivitetsnivået er lavt og kontraktiv når aktivitetsnivået er høyt. Grunnen til dette er at offentlige inntekter typisk er lave når aktivitetsnivået er lavt (for eksempel fordi skatteinngangen da går ned), mens offentlige utgifter typisk er høye når aktivitetsnivået er lavt (for eksempel fordi utgiftene til arbeidsledighetstrygd da går opp). Med andre ord vil med automatiske stabilisatorer variabelen g i vår modell være negativt avhengig av variabelen y .

Resultatene over kan naturligvis brukes til å utforme diskresjonær finanspolitikk, men et interessant spørsmål er om de også er et argument for viktigheten av automatiske stabilisatorer. Eller mer presist: Tar kombinasjonen av automatiske stabilisatorer og inflasjonsstyring opp i seg de politikkonklusjonene vi har sett på i det ovenstående? Svaret på dette er ja. For å se dette, la oss først se på et

etterspørselssjokk. Her så vi at politikkområdene skal være kongruente slik at finanspolitikken sammen med pengepolitikken delvis motvirker sjokket. Automatiske stabilisatorer vil bidra nettopp til at finanspolitikken ved et etterspørselssjokk er kongruent gitt at pengepolitikken er innrettet etter et inflasjonsmål. La oss så se på et positivt inflasjonssjokk (eller valutakurssjokk). Her skal politikkområdene være divergente. Når pengepolitikken responderer ved å øke renten, så skal finanspolitikken være ekspansiv for å dempe den nedgangen i produksjon som renteøkningen skaper. Automatiske stabilisatorer gjør ved et inflasjonssjokk at finanspolitikken er ekspansiv når pengepolitikken er kontraktiv.

Det er altså ikke gitt at analysen over er et argument for at finanspolitikken skal være diskresjonær. Finanspolitiske responser med samme retning på politikkesresponsen vil ved alle sjokkene oppnås med kombinasjonen av automatiske stabilisatorer og inflasjonsstyring. Analysen kan derfor også tolkes som at en pengepolitikk innrettet mot stabil inflasjon er et tilleggsargument for at automatiske stabilisatorer brukes i finanspolitikken. Automatiske stabilisatorer gir under inflasjonsstyring at finans- og pengepolitikken skal være kongruente ved etterspørselssjokk, men divergente ved inflasjons- og valutakurssjokk.

2.5 Kostnader ved å bruke både g og r

Kostnadene ved å endre renten er ikke like åpenbare som ved å endre finanspolitikken. Argumentet for å la variasjon i renten inngå som eget ledd i tapsfunksjonen bør derfor motiveres nærmere. Det kan være flere årsaker til at sentralbanken er restriktiv med en aktiv bruk av renten, og vi skal her komme inn på de viktigste.

Ett motiv for å ha med renten i tapsfunksjonen er at virkningen av renteendringer på inflasjonen og produksjonsgapet er usikker. Verdien på parametrene α_1 , α_2 , γ_1 og γ_2 er altså i praksis usikre. Usikkerhet om rentens virkning er et eksempel på multiplikativ usikkerhet, og da gjelder ikke sikkerhetsekvivalens, selv om modellen ellers er lineærkvadratisk. Som vist i den klassiske artikkelen til William Brainard (1967), impliserer usikkerhet om virkningene av politikkinstrumentet at en bør respondere mer varsomt på sjokk. Det er utenfor vår analyse å innføre stokastiske parametere i modellen, men det kan vises at den optimale politikken ved slik usikkerhet kan representeres ved å ha med et kvadratisk ledd med renten i tapsfunksjonen.¹⁸

¹⁸ Se Dupraz mfl. (2023).

Et annet motiv for å ha med renten i tapsfunksjonen er at det kan være andre hensyn enn de som fanges opp av ledene med inflasjon og produksjonsgap som sentralbanken vektlegger. Å motvirke finansielle ubalanser kan være et slikt hensyn. Store variasjoner i renten, og særlig perioder med svært lav rente, kan føre til finansielle ubalanser, som igjen kan øke risikoen for et kraftig tilbakeslag i økonomien.

Mer generelt kan det argumenteres for at det er risiko forbundet med at politikkområdene blir overbelastet. Både Bartsch mfl. (2020) og Calmfors mfl. (2022) legger vekt på dette hensynet, som bygger på tidligere resonnementer av Okun, som mener at man bør holde seg mest mulig «i midten av veien» i instrumentbruken. Dette synet er nok en viktig grunn til at Bartsch mfl. og Calmfors mfl. synes å ha som utgangspunkt at penge- og finanspolitikken ikke bør være divergente.¹⁹ Men, som vi skal vise, at politikkområdene bør holde seg mest mulig «midt i veien», impliserer ikke nødvendigvis at de skal være på samme side av veiens midtstripe. Argumentet er et argument mot svært aggressiv virkemiddelbruk, men ikke nødvendigvis mot at politikkinstrumentene skal være divergente.

Hensynet til asymmetriske virkninger av renten kan også motivere en mindre aggressiv rentesetting. Den faglige utviklingen de siste årene har gått i retning av å fokusere mer på heterogenitet og imperfekt risikodeling blant husholdninger, noe som ofte impliserer at fordeling av inntekt og formue har betydning for velferden, målt ved summen av alle husholdningers nytte. I slike modeller kan fordelingshensyn inngå i den relevante velferdstapsfunksjonen for pengepolitikken, og det vil i en del tilfeller implisere en mer forsiktig rentesetting enn i modeller med homogene husholdninger.²⁰

Det kan også være motiver for en forsiktig rentesetting som ikke er direkte knyttet til velferdstap. For eksempel kan det være en tendens til at sentralbanker ønsker å unngå politikkreverseringer, dvs. at det blir en rentenedsettelse i etter-

kant av en renteøkning (eller omvendt).²¹ Gode makroøkonomer skjønner selvfølgelig at den økonomiske utviklingen er usikker, og at reverseringer derfor av og til kan være riktig. Som Keynes visstnok skal ha sagt: «*When facts change, I change my mind. What do you do?*». Men for det brede publikum kan politikkreverseringer fortone seg som om beslutningstakerne ikke helt vet hva de driver med. Selv om sentralbanker har betydelig uavhengighet, er det en sterk antagelse å legge til grunn at beslutningstakerne er helt immune mot offentlig kritikk. Og selv om de skulle være det, er de likevel opptatt av tilliten til sentralbanken som institusjon. «Politikkfeilen» en kan gjøre i form av sette ned renten for lite, for så å måtte sette den mer ned ved neste rentemøte, vil neppe avstedkomme like mye kritikk som den omvendte «politikkfeilen» – å sette ned renten for mye, for så å måtte sette den opp ved neste rentemøte. Asymmetrien i «kostnadene» (kritikk og redusert tillit) ved å gjøre for mye i forhold til for lite, kan gi en skjevhet i retning av at sentralbanken endrer renten enda mer gradvis enn det de reelle velferdskostnadene ved rentendringer isolert sett kunne tilsi.

Med rentenivået i tapfunksjonen kan førsteordensbetingelsen for pengepolitikken skrives som

$$r = \frac{\gamma_1(\alpha_1 + \alpha_2) + \gamma_2(\pi - \pi^*)}{\theta_r} + \frac{\lambda(\alpha_1 + \alpha_2)}{\theta_r} y. \quad (15)$$

Førsteordensbetingelsen kan altså skrives som en Taylorregel, der størrelsen på koeffisientene på inflasjonen og produksjonsgapet avhenger negativt av kostnadene, θ_r , ved å endre renten. Vi kan finne løsningene for penge- og finanspolitikken ved å sette (4) og (5) inn i (12) og (15) og løse for r og g , som gir

$$r = \Lambda_{rv} v + \Lambda_{ru} [(\pi^e - \pi^*) + u] + \Lambda_{rz} (e^e + r^* + z),$$

$$g = \Lambda_{gv} v + \Lambda_{gu} [(\pi^e - \pi^*) + u] + \Lambda_{gz} (e^e + r^* + z),$$

Hvor

$$\Lambda_{rv} = \theta_g [(\alpha_1 + \alpha_2)(\lambda + \gamma_1^2) + \gamma_1 \gamma_2] / \Lambda > 0$$

$$\Lambda_{ru} = [\theta_g (\gamma_1 (\alpha_1 + \alpha_2) + \gamma_2) + \gamma_2 \lambda \alpha_3^2] / \Lambda > 0$$

$$\Lambda_{rz} = [\theta_g [\lambda (\alpha_1 + \alpha_2) \alpha_2 + (\gamma_1 (\alpha_1 + \alpha_2) + \gamma_2) (\alpha_2 \gamma_1 + \gamma_2)] + \lambda \alpha_3^2 \gamma_2^2] / \Lambda > 0$$

¹⁹ De åpner for muligheten for at divergens i visse situasjoner kan være gunstig. For eksempel skriver Bartsch mfl. (2020) at «the desirable M-F mix depends on circumstances, and there is a priori no universal ranking according to which a congruent mix would be always and everywhere better than a divergent mix or vice versa.» I den empiriske analysen virker det imidlertid som om de, i likhet med Calmfors mfl. (2022), betrakter det som ugunstig at penge- og finanspolitikken er divergente.

²⁰ Se Acharya mfl. (2023).

²¹ Se Hasui mfl. (2021) for en analyse av implikasjoner av aversjon mot reverseringer.

$$\Lambda_{gv} = -\alpha_3 [\theta_g (\lambda + \gamma_1^2) + \lambda \gamma_2^2] / \Lambda < 0$$

$$\Lambda_{gu} = \alpha_3 [\gamma_2 \lambda (\alpha_1 + \alpha_2) - \gamma_1 \theta_r] / \Lambda \stackrel{\leq}{>} 0$$

$$\Lambda_{gz} = \alpha_3 [\alpha_1 \lambda \gamma_2^2 - \theta_r (\alpha_2 (\lambda + \gamma_1^2) + \gamma_1 \gamma_2)] / \Lambda \stackrel{\leq}{>} 0$$

$$\Lambda = \theta_g [\lambda (\alpha_1 + \alpha_2)^2 + (\gamma_1 (\alpha_1 + \alpha_2) + \gamma_2)^2 + \theta_r] + \lambda \alpha_3^2 \gamma_2^2 + \theta_r \alpha_3^2 (\lambda + \gamma_1^2) > 0$$

Vi ser at resultatet om at penge- og finanspolitikken skal være kongruente ved etterspørselssjokk fortsatt holder, siden Λ_{rv} og Λ_{gv} har motsatt fortegn.

Hvorvidt penge- og finanspolitikken skal være kongruente eller divergente ved inflasjonssjokk og valutakurssjokk er ikke lenger er entydig. La oss først se på et positivt inflasjonssjokk, altså $u > 0$. Siden $\Lambda_{ru} > 0$ skal renten fortsatt økes ved et positivt inflasjonssjokk. Men siden Λ_{gu} har uklart fortegn er det ikke lenger sikkert at finanspolitikken skal være ekspansiv. Fra fortegnet på Λ_{gu} følger det at betingelsen for hhv. divergens versus kongruens ved inflasjonssjokk er som følger:

$$\text{Divergente : } \theta_r < \gamma_2 \lambda (\alpha_1 + \alpha_2) / \gamma_1$$

$$\text{Kongruente : } \theta_r > \gamma_2 \lambda (\alpha_1 + \alpha_2) / \gamma_1$$

Som vi ser så vil naturligvis fortsatt penge- og finanspolitikken være divergente dersom kostnadene ved renteendringer $\theta_r = 0$, siden vi da er tilbake i modellen fra forrige avsnitt. Men dersom kostnaden ved renteendringer er tilstrekkelig stor, ser vi at resultatet snur, og at politikkområdene skal dra i samme retning.

Det viser seg at betingelsen for kongruens/divergens er knyttet til fortegnet på effekten på inflasjonen av en eksogen økning i g . Effekten på inflasjonen er summen av den direkte effekten og den indirekte effekten, som går via virkningen på r av økt g . Fra ligning (5) har vi at

$$\frac{d\pi}{dg} = \alpha_3 \gamma_1 - (\gamma_1 (\alpha_1 + \alpha_2) + \gamma_2) \frac{dr}{dg},$$

hvor det første leddet representerer den positive direkte effekten av økt g på π og det andre leddet den negative indirekte effekten gjennom at en høyere g gir økt rente r som i neste omgang senker inflasjonen. For å finne $\frac{dr}{dg}$ kan vi sette (4) og (5) inn i (15), løse mhp. r og derivere mhp.

g . Når vi setter inn dette i ligningen over får vi at den samlede effekten på inflasjonen av en eksogen økning i g er gitt ved

$$\frac{d\pi}{dg} = \frac{\alpha_3 (\gamma_1 \theta_r - \gamma_2 \lambda (\alpha_1 + \alpha_2))}{\theta_r + \gamma_2^2 + 2\gamma_1 \gamma_2 (\alpha_1 + \alpha_2)^2}.$$

Hvis den samlede effekten (generelle likevektseffekten) av økt g er at inflasjonen øker, er det optimalt at penge- og finanspolitikken skal dra i samme retning, mens de skal dra i motsatt retning dersom den generelle likevektseffekten er at inflasjonen blir lavere.

Intuisjonen for hvorfor virkningen av finanspolitikken på inflasjonen avgjør hvorvidt penge- og finanspolitikken bør dra i samme eller motsatt retning ved inflasjonssjokk kan beskrives slik: Anta at kostnadene ved renteendringer er relativt små. Da responderer pengepolitikken relativt sterkt på økt g , slik at renten settes opp så mye ved økt g at den generelle likevektseffekten av ekspansiv finanspolitikk på inflasjonen er negativ. I dette tilfellet vil en ekspansiv finanspolitikk som respons på et inflasjonssjokk bidra til både å bringe inflasjonen ned og å gjøre produksjonsgapet mindre negativt. Gevinstene av bedre måloppnåelse for inflasjon og produksjonsgap ved ekspansiv finanspolitikk overstiger da kostnadene ved at renten blir høyere med økt g . Det er derfor optimalt med en ekspansiv finanspolitikk kombinert med en kontraktiv pengepolitikk. Hvis kostnadene ved renteendringer derimot er relativt høye, slik at økt g gir høyere inflasjon, er det optimalt at finanspolitikken understøtter pengepolitikken i å få ned inflasjonen gjennom å stramme til. Kostnadene ved stram finanspolitikk er at produksjonsgapet blir mer negativt, men gevinstene i form av lavere inflasjon og lavere rente enn ellers overstiger disse kostnadene.

I den økonomiske debatten er det ofte blitt hevdet at mer ekspansiv finanspolitikk ville ført til høyere inflasjon eller økt rente (jf. sitatet fra finansmarkedsmeldingen i innledningen). Selv om den partielle likevektseffekten gir økt inflasjon, er det altså ikke åpenbart at den generelle likevektseffekten av økt g innebærer høyere inflasjon. Det avhenger av hvor mye renten øker og hvor mye valutakursen styrker seg som følge av økt r . Det er i stor grad et empirisk spørsmål, og de empiriske resultatene gir ikke noe entydig svar. Beregninger i Statistisk Sentralbyrås modell KVARTS, gjengitt i Økonomiske analyser 3/2022 (boks 2.1), tyder på at en ekspansiv finanspolitikk enten fører til noe lavere inflasjon eller om lag uendret inflasjon avhengig av typen av offentlig pengebruk. Beregninger i Finansdepartementets modell NORA, derimot, tyder på at

økt g fører til høyere inflasjon.²² Den internasjonale forskningslitteraturen på effekten av ekspansiv finanspolitikk på inflasjonen gir ulike konklusjoner når det gjelder fortegnet på effekten.²³

Ved valutakurssjokk (e^e , r^* og z) avgjøres også svaret på spørsmålet om penge- og finanspolitikken skal være kongruente eller divergente av kostnadene ved renteendringer.

Vi ser at siden $\Lambda_{rz} > 0$ så skal renten økes ved et slikt sjokk. Men fra Λ_{gz} ser vi at det er uklart i hvilken retning finanspolitikken skal endres. Fra uttrykket for Λ_{gz} ser vi at betingelsene er som følger:

$$\text{Divergente : } \theta_r < \alpha_1 \lambda \gamma_2 / [(\lambda + \gamma_1^2) \alpha_2 + \gamma_1 \gamma_2]$$

$$\text{Kongruente : } \theta_r > \alpha_1 \lambda \gamma_2 / [(\lambda + \gamma_1^2) \alpha_2 + \gamma_1 \gamma_2]$$

Intuisjonen for dette er følgende: Anta at det er svært høye kostnader ved å øke renten. Da øker renten lite ved et risikopremiesjokk, og følgelig er inflasjonen for uendret finanspolitikk langt over målet. For svært høye kostnader ved å øke renten vil produksjonen også være over målet. Årsaken til dette er at den ekspansive effekten av depresieringen slår ut den (minimale) kontraktive effekten av økt rente. Siden pengepolitikken responderer så lite, vil både inflasjon og produksjon være over målet (for uendret finanspolitikk). Det betyr at redusert g i dette tilfellet får både inflasjon og produksjon nærmere sine mål. Da er det åpenbart at finanspolitikken bør understøtte pengepolitikken. Penge- og finanspolitikken skal være kongruente.

Hvis kostnadene ved å endre renten i stedet er svært lave, er vi tilbake i tilfelle 2 over. Da skal penge- og finanspolitikken være divergente. Dermed følger det at det er en grenseverdi for kostnadene ved å endre renten som er slik at politikkområdene er kongruente dersom kostnadene er høyere enn denne grensen, og divergente dersom de er lavere.

Avslutningsvis er det også verdt å merke seg at kostnadene med finanspolitikk θ_g er irrelevant for å ta stilling til om penge- og finanspolitikken skal være kongruente eller divergente. For å ta stilling til dette, er det kostnadene med

renteendringer θ_r , som er det relevante. Årsaken er som følger: Vi har sett at penge- og finanspolitikken skal være divergente dersom ekspansiv finanspolitikk fører til at inflasjonen går ned. Dersom ekspansiv finanspolitikk fører til at inflasjonen går opp, skal penge- og finanspolitikken være kongruente. Dette bestemmes av hvor aktivt pengepolitikken reagerer på den ekspansive finanspolitikken. Dersom pengepolitikken reagerer relativt mye, vil inflasjonen gå ned. Dersom pengepolitikken reagerer relativt lite, vil inflasjonen gå opp. Det første vil oppstå dersom kostnadene ved å bruke renten er relativt små, mens det siste tilfellet vil oppstå dersom kostnadene er relativt store. Størrelsen på θ_g påvirker ikke kostnadene ved å bruke pengepolitikken. Parameteren θ_g er viktig for hvor aktiv finanspolitikken skal være, men ikke for retningen på den.

3. KONKLUSJON

Vi har utvidet en enkel modell for inflasjonsstyring til også å diskutere finanspolitikk. Det optimale samspillet mellom penge- og finanspolitikken medfører i den enkleste modellen at (i) en alltid kan oppnå både inflasjonsmålet og produksjonsmålet, at (ii) finanspolitikken responderer ved etterspørselssjokk mens pengepolitikken ikke gjør det, og (iii) at ved andre sjokk skal både penge- og finanspolitikken respondere og være divergente. Det siste innebærer for eksempel at ved positive inflasjonssjokk, eller ved sjokk som svekker valutaen, så skal pengepolitikken være kontraktiv mens finanspolitikken skal være ekspansiv. Dette sikrer at forskjellen i virkemåte mellom penge- og finanspolitikken utnyttes på en optimal måte.

Videre viser vi at når det er kostnader ved å endre finanspolitikken så skal (iv) også pengepolitikken respondere på etterspørselssjokk, og da skal (v) penge- og finanspolitikken understøtte hverandre, altså være kongruente. Men med andre typer sjokk som inflasjonssjokk eller valutakurssjokk, så skal (vi) penge- og finanspolitikken fortsatt være divergente. Vi har også vist at (vii) automatiske stabilisatorer i finanspolitikken kombinert med et inflasjonsmål er i samsvar med at penge og finanspolitikken er kongruente ved etterspørselssjokk og divergente ved inflasjonssjokk eller valutakurssjokk.

Dersom det er kostnader også ved å bruke renten, kan (viii) resultatet om at penge- og finanspolitikken skal være divergente ved inflasjonssjokk eller valutakurssjokk snus dersom disse kostnadene er tilstrekkelig store.

²² Se Aursland mfl. (2020). I modellen NORA vil imidlertid valutakursen styrke seg mindre fordi risikopremien på kronen øker når g øker og delvis motvirker effekten av økt rentedifferanse. Den endogene risikopremien i denne typen DSGE-modeller har imidlertid først og fremst som funksjon å «lukke» modellen, slik at ikke midlertidige sjokk får permanente effekter.

²³ Se Tabell 1 i Jørgensen og Ravn (2022).

Et annet aspekt ved finanspolitikken som vi ikke har analysert her, men som vi har dekket i en engelsk versjon av denne artikkelen²⁴, er betydningen av rentestøtte, f.eks. i form av skattefradrag for renteutgifter. Rentestøtte gjør valutakurskanalen til pengepolitikken relativt mer effektiv enn rentekanalene. Rentestøtte vil derfor være gunstig fra et stabiliseringsperspektiv ved inflasjonssjokk og valutakurs-sjokk, mens det vil være ugunstig ved etterspørselssjokk.

REFERANSER

- Acharya, S., E. Challe og K. Dogra (2023). Optimal Monetary Policy according to HANK. *American Economic Review* 113 (7), 1741–82.
- Auclert, A., H. Monnerie, M. Rognlie og L. Straub (2023). Managing an Energy Shock: Fiscal and Monetary Policy [upublisert]. Stanford University.
- Aursland, T. A., I. Frankovic, B. Kanik og M. Saxegaard (2020). State-Dependent Fiscal Multipliers in NORA - A DSGE Model for Fiscal Policy Analysis in Norway, *Economic Modelling* 93, 321–353.
- Bartsch, E., A. Bénassy-Quéré, G. Corsetti og X. Debrun (2020). It's All in the Mix. How Monetary and Fiscal Policies Can Work or Fail Together. Geneva Reports on the World Economy 23.
- Boug, P., T. von Brasch, Å. Cappelen, H. Hungnes, R. Hammersland, D. Kolsrud, J. Skretting, B. Strøm og T. C. Vigtel (2022). Fiscal Policy, Macroeconomic Performance and Industry Structure in a Small Open Economy. Discussion Papers nr. 984, Statistics Norway.
- Brainard, W. (1967). Uncertainty and the Effectiveness of Policy. *American Economic Review, Papers and Proceedings* 57 (2), 411–25.
- Calmfors, L., J. Hassler og A. Seim (2022). Samspel för stabilitet – en ESO-rapport om rollfördelningen mellan finans- och penningpolitik. ESO-rapport 2022:3.
- Dupraz, S., S. Guilloux-Nefussi og A. Penalver (2023). A Pitfall of Cautiousness in Monetary Policy. *International Journal of Central Banking* 19 (3), 269–323.
- Gabaix, X. (2020). A Behavioral New Keynesian Model. *American Economic Review* 110 (8), 2271–2327.
- Hasui, K., T. Kobaiashi og T. Sugo (2021). Optimal Irreversible Monetary Policy. *European Economic Review* 134, 103707.
- Jørgensen, P. L. og S. H. Ravn (2022). The Inflation Response to Government Spending Shocks: A Fiscal Price Puzzle? *European Economic Review* 141, 103982.
- Mian, A., L. Straub og A. Sufi (2022). A Goldilocks Theory of Fiscal Deficits. Working Paper 29707. National Bureau of Economic Research.
- Mundell, R. (1962). The Appropriate Use of Monetary and Fiscal Policies Under Fixed Exchange Rates. *IMF Staff Papers* 10, 70–77.
- Persson, T. og L. E. O. Svensson (1989). Why a Stubborn Conservative Would Run a Deficit: Policy with Time-Inconsistent Preferences, *Quarterly Journal of Economics* 104 (2), 325–345.
- Persson, T. og G. Tabellini (2000). Political Economics. MIT Press, Cambridge.
- Qvigstad, J. F. (2005). When Does an Interest Rate Path ‘Look Good’? Criteria for an Appropriate Future Interest Rate Path – A Practitioner’s Approach. Staff Memo No. 2005/6, Norges Bank.
- Røisland, Ø. og T. Sveen (2005). Pengepolitikk under et inflasjonsmål. *Norsk Økonomisk Tidsskrift* 119, 16–38.
- Røisland, Ø. og T. Sveen (2018). Monetary Policy under Inflation Targeting. Occasional Papers 53, Norges Bank.
- Røisland, Ø. og R. Torvik (2000). Fiscal Policy under Inflation Targeting. Working Paper No. 2000/15, Norges Bank.
- Røisland, Ø. og R. Torvik (2004). Exchange Rate versus Inflation Targeting: A Theory of Output Fluctuations in Traded and Non-Traded Sectors. *Journal of International Trade and Economic Development* 13 (3), 265–285.
- Røisland, Ø., T. Sveen og R. Torvik (2023). The Interplay between Monetary and Fiscal Policy in a Small Open Economy. Staff Memo No. 2023/16, Norges Bank.
- Wolf, C. K. (2022). Interest Rate Cuts vs. Stimulus Payments: An Equivalence Result [upublisert]. MIT.
- Woodford, M. (2021). Effective Demand Failures and the Limits of Monetary Stabilization Policy [upublisert]. Columbia University.

²⁴ Se Røisland mfl. (2023).



STATSØKONOMISK FORENING

MØTER I VÅRSEMESTERET 2024

- Torsdag 4. januar: **Jubileumsmøte** i anledning at det er 140 år siden Statsøkonomisk Forening ble stiftet. Dette er et lukket møte kun for foreningens medlemmer og spesielt inviterte gjester.
- Onsdag 14. februar: Professor (emeritus) Michael Hoel: «**Norsk klimapolitikk på ville veier?**»
- Onsdag 13. mars: Sjøføkonom Harald Magnus Andreassen: «**Hvorfor er krona så svak – og vil den forbli det?**».
- Onsdag 17. april: Det er 50 år siden St.meld. nr. 25 (1973-74) «Petroleumsvirksomhetens plass i det norske samfunn» ble lagt fram. Spørsmål som kan stilles: «**50 år med vellykket petroleumpolitikk? – Hva bringer fremtiden?**» (Innleder(e) inviteres senere og annonseres på hjemmesiden til Statsøkonomisk Forening)
- Onsdag 8.mai: Professor Ragnar Torvik: «**Om politikk og økonomi – tanker rundt skatteutvalget**». Etter ordinært møte følger foreningens generalforsamling.

Alle møtene – med unntak av jubileumsmøtet 4. januar– finner sted i Litteraturhuset, i Berner-salen, kl. 14.00 – 15.30. Dørene åpnes kl. 13.00.

Møtene i Litteraturhuset er åpne for alle interesserte. Ikke-medlemmer anmodes om å betale kr. 150,- (Vipps: 13445). **Studenter deltar gratis.**

Statsøkonomisk Forening har ni møter i året om aktuelle samfunnsøkonomiske spørsmål. Foreningens medlemmer har bred erfaring fra akademia, næringsliv og offentlig forvaltning. Statsøkonomisk Forening har styreleder og et styremedlem i Professor Wilhelm Keilhaus Minnefond som støtter økonomisk forskning (se nedenfor). Foreningen er også representert i styret for Ingegerd og Arne Skaugs Forskningsfond.

Medlemskap i foreningen i 2024 ordnes ved å sende en e-post til post@statsokonomiskforening.no og betale kr. 500, til bankkontonummer 1644 02 96096.

PROFESSOR WILHELM KEILHAUS MINNEFOND

Professor Wilhelm Keilhaus Minnefond (PWKM) ble opprettet i 1955. Det var en gave til Statsøkonomisk Forening fra skipsreder Leif Høegh. Fondets formål er å støtte økonomisk forskning og publisering.

Fondet er et siste-utveis fond – altså at andre finansieringskilder må ha vært prøvd først. Doktorgrads-studenter i sluttfasen av studiet vil bli prioritert.

Søknad om støtte kan sendes Professor Wilhelm Keilhaus Minnefond (PWKM), Postboks 2416 Solli 0201 Oslo, eller til Karin Jahren, e-post: karin.jahren@hoeghcapital.no

Vedtektene for PWKM finnes på: www.statsokonomiskforening.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

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

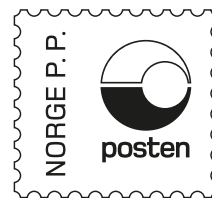
Omfang: Maksimalt 2000 ord. Indikativ behandlingstid: 1 måned.

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 word 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-detalljer) oppgis eventuelt i fotnote på artikkeltittel på side 1.



Returadresse:
Samfunnsøkonomene,
Kristian Augusts gate 9,
0164 Oslo

