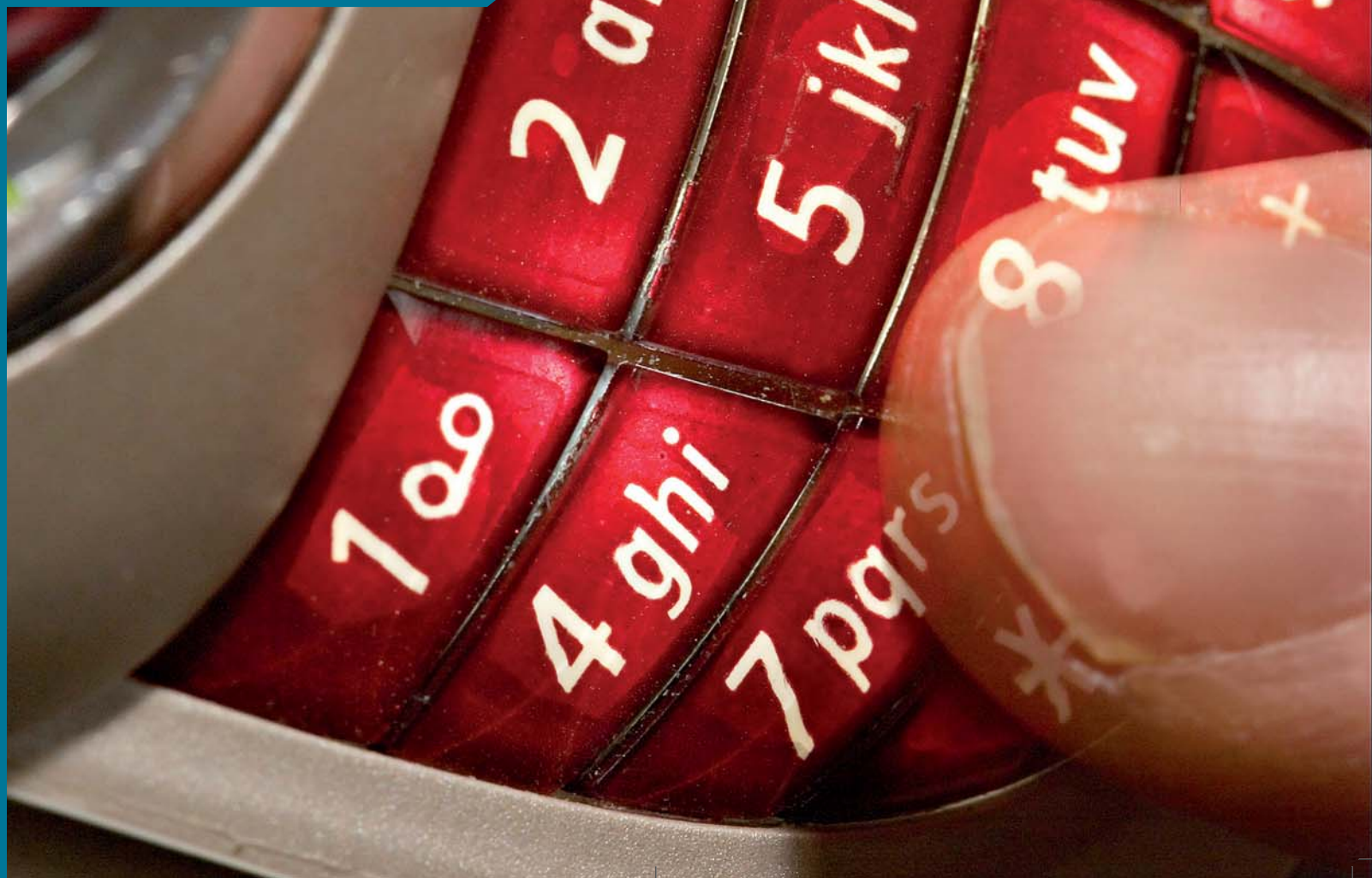


SAMFUNNSØKONOMEN

- Pettersen og Sand:
TØFFERE PRISREGULERING FOR
MOBILTELEFONI
- Bjørnstad, Cappelen, Nymoen:
PENGEPOLITIKK OG INFLASJONS-
FORVENTNINGER
- Johansen (klassiker):
BANKENES ROLLE



SAMFUNNSØKONOMEN

• ANSVARLIG NUMMERREDAKTØR
Annegrete Bruvoll • annegrete.bruvoll@ssb.no

• REDAKTØRER
Annegrete Bruvoll • annegrete.bruvoll@ssb.no
Ragnar Nymoene • ragnar.nymoene@econ.uio.no
Steinar Vagstad • steinar.vagstad@econ.uib.no

• RÅDGIVER
Jannicke Halvorsen
jannicke.halvorsen@samfunnsokonomene.no

• UTGIVER
Samfunnsøkonomenes Forening
Leder: Trond Tørstad
Generalsekretær: Ragnar Ihle Bøhn

• ADRESSE
Samfunnsøkonomenes Forening
Skippergt. 33
Postboks 8872, Younstorget
0028 Oslo
Telefon: 22 31 79 90
Telefaks: 22 31 79 91
sekretariatet@samfunnsokonomene.no

www.samfunnsokonomene.no

Postgiro: 0813 5167887
Bankgiro: 8380 08 72130

PUBLISERINGSDATO	ANNONSEFRIST
NR. 1: 17. FEBRUAR.	30. JANUAR
NR. 2: 17. MARS	27. FEBRUAR
NR. 3: 21. APRIL	26. MARS
NR. 4: 15. MAI	28. APRIL
NR. 5: 16. JUNI	28. MAI
NR. 6: 15. SEPTEMBER	28. AUGUST
NR. 7: 18. OKTOBER	29. SEPTEMBER
NR. 8: 17. NOVEMBER	29. OKTOBER
NR. 9: 15. DESEMBER	27. NOVEMBER

PRISER	
Abonnement	kr. 1030.-
Studentabonnement	kr. 250.-
Enkeltnr. inkl. porto	kr. 160.-

ANNONSEPRISER (ekskl. moms)	
1/1 SIDE	kr. 6690.-
3/4 SIDE	kr. 6040.-
1/2 SIDE	kr. 5390.-
Byråprovisjon	10%

Design: www.deville.no

Trykk: Grafisk formidling as, Bergen

Innhold

NR. 2 • 2009 • 63. ÅRG.

- LEDER 3
- ARTIKLER 4
 - Nødvendig med en tøffere prisregulering av Telenor og NetCom? av Robert Pettersen og Jan Yngve Sand
 - Inflasjonsforventninger og pengepolitiske regimer av Roger Bjørnstad, Ådne Cappelen og Ragnar Nymoene 17
- KLASSIKER 30
 - Bankenes rolle i en makroøkonomisk modell av Leif Johansen
- VALUTASEMINARET 2009 45

FORSIDEFOTO: KERSTIN MERTENS / SAMFOTO

SAMFUNNSØKONOMEN / ISSN 1890-5250

Aldri så gale at det ikkje er godt for nokon

Finanskrisa råkar verdsøkonomien hardt, og prognosane er stadig meir pessimistiske. Det internasjonale pengefondet ventar at BNP i OECD-området vil falle for første gong i etterkrigstida, og det med heile 2 prosent. Store verdiar har, i alle fall midlertidig, gått tapt på børsar og i eigedomsmarknaden. Her heime spår SSB ei dobling av arbeidsløysa i løpet av ein toårsperiode. Men dei store og raske endringane i prisar inneber også ei enorm omfordeling av verdiar mellom ulike grupper i verdsøkonomien. Så langt har fokuset vore på taparane som følgjer finanskrisa. Avisoverskriftene brettar ut krisebegrepet med feite typar. Men kor kritisk er dette for norsk økonomi? Og kven kjem styrka ut?

Det er stor forskjell på kor hardt dei enkelte landa blir råka. Norge stiller i ein særklasse ved at pensjonsfondet utland gir stor handlefridom i offentlege finansar. Det er ei historisk einigheit på Stortinget om ein ekspansiv finanspolitikk, som dempar støyten for offentleg sektor og bygg og anlegg. Den opne økonomien inneber at internasjonal etterspørselssvikt ute får direkte konsekvensar for konkurranseutsett industri. Her har vi færre verktoy i kassa, og det er eksportindustrien som kan bli råka hardest. Men samtidig vil importprisane gå ned, og det er til fordel både for konsumentar og for importørar av innsatsvarer.

Arbeidsløysa kan altså bli dobla, men er dette krise? Arbeidsløysa er alltid eit alvorleg problem for dei som blir råka. I lokalsamfunn der hjørnesteinsbedrifter går tapt kan arbeidsløysa doble seg over natta, som i Høyanger der ein av fem er utan arbeid. Men vi skal ikkje lenger enn tre-fire år tilbake i tid før arbeidsløysa på landsbasis var mellom 4 og 5 prosent. Dette er ikkje spesielt høgt i norsk samanheng, og samanlikna med forventingar på opp mot 10 prosent i både USA og EU må dette kunne seiast å vere ei mjuk landing.

Ingen venta at den sterke veksten vi har hatt dei siste åra skulle vare. Lågkonjunktoren er like om hjørnet, men den er ikkje venta å bli djupare enn på starten av 1990-talet for Norge sin del, meir som i 2003-04. Lønene stig saktare enn dei elles ville gjort, men dei stig fortsatt, etter fleire år med uvanleg sterk lønsvekst. Og opp i all skildringa av elende reknar ein med ein uførtroden vekst i realinntektene. Konsumet er venta å få ein liten dipp, men nedgangen skuldast heller auka sparing for å betale ned gjeld og føre-var haldningar i usikre tider, enn naud og manglande konsummulegheiter. Konsumet per innbyggjar i Norge har aldri

vore høgare og er mellom verdas høgaste. Det som blir omtalt som krise vil ikkje endre dette bildet. Vel å merke om ikkje alt blir mykje verre enn prognosemakarane reknar med – men då er det viktig å huske på at usikkerheita går i begge retningar.

Ikkje minst er rentenedgangen ein solid opputt for dei med store lån. Hushalda si gjeldsbelastning er på eit historisk høgt nivå. Det er overvekt av barnefamiliar og unge blant dei med mest gjeld. Disse kan takke finanskrisa for det som i praksis er ei gedigen pengeoverføring frå eldre med nedbetalte bustadar og pengar i banken. Eit rentefall på 4 prosent tilsvarar fort bortimot 60.000 kroner i auke i disponibel inntekt for ein familie med ei gjeld på 2 millionar kroner. Kvart tiande hushald har minst så høg gjeld.

Klimadebatten er avløyst av krisedebatten. Men klima er likevel eit heitt tema. Omstillingar som følgje av etterspørselssvikt i mange marknader, kan tenkjast å stimulere bruken av nettopp nye CO₂-frie energikjelder, energigjerrige transportmiddel og varmesystem. Også FN har henta fram omgrepet «New green deal» som vinn-vinn, med både stimulans av næringslivet og framskunding av løysingar på klimaproblemet.

Men kva som blir effektane på klima på sikt, er ikkje eintydig. Lågare økonomisk vekst kan ha nokre av same effektane som streng klimapolitikk, i alle fall ei stund. Samtidig kan utviklingsland som Kina legge mindre vekt på miljø for å få opp att veksten. Uansett har det siste halvåret avslørt at statsleiarar kan handle raskt og koordinert og med store middel når den økonomiske veksten på heimebane er truga. Då er det eit tankekors at verdssamfunnet ikkje klarer å bli einige om å bruke 1 prosent av globalt BNP for å stabilisere oppvarminga av kloden.

Fleire snakkar no om eit Lost Decade også i Norge. Slike bilde er dramatiske, sidan ein ser føre seg at eit heilt tiår med økonomisk framgang berre blir borte. Men kva inneber dette? At veksten blir litt svakare nokre år men samtidig at vi lever både lenger og betre, alle fall materielt sett, enn nokon gong tidlegare i historia. Med mindre vi har eit bestemt mål om å nå fram til eit eller anna nasjonalt eller globalt inntektsnivå, så har vi tida og vegen. Det avgjerande er at velferdssamfunnet er i stand til å ivareta dei som ber dei største kostnadane i ein periode med høgare arbeidsløysa.

ROBERT PETERSEN
Rådmann i Tysfjord kommune. Tidligere ansatt i Post- og teletilsynet og Telenor ASA

JAN YNGVE SAND
Førsteamanuensis ved Universitetet i Tromsø, Institutt for Økonomi



Nødvendig med en tøffere prisregulering av Telenor og NetCom?*

Ved tildelingen av konsesjoner for mobiltelefoni etablerte man et reguleringsregime med en betydelig asymmetri på samtrafikkprisen mellom Telenor og NetCom, noe som betyr at Telenor-kundene har betalt noen av kostnadene ved oppbyggingen av NetCom. Videre har det foregått en subsidiering fra fastnettkundene til mobiloperatørene gjennom prisen fastnettkundene har betalt for å ringe til en mobilkunde. Endrede markedsforhold bidro til at Post- og teletilsynet i 2005 vedtok at man skulle innføre en regulering av termineringsprisene basert på langsiktige merkostnader (LRIC). Vi ser nærmere på bakgrunnen for en slik type regulering og svakhetene ved reguleringen.

1 INNLEDNING

Samferdselsdepartementet tildelte i 1991 Telenor og NetCom konsesjon for å tilby GSM-mobiltelefoni. Beslutningen om å bryte opp telemonopolet ble tatt etter en langvarig diskusjon om hvorvidt det var samfunnsøkonomisk lønnsomt å gi to selskaper konsesjon. Flere økonomer hevdet at en løsning med kun ett selskap ville gi størst samfunnsøkonomisk overskudd, forutsatt at selskapet ble regulert slik at det ikke kunne ta ut monopolprofitt (statisk effektivitet). Det ble likevel lagt størst vekt på argumentet om at konkurranse på sikt ville gi bedre tjenester og lavere priser, og mer enn oppveie kostnadene med duplisert infrastruktur (dynamisk effektivitet). Et slikt argument har

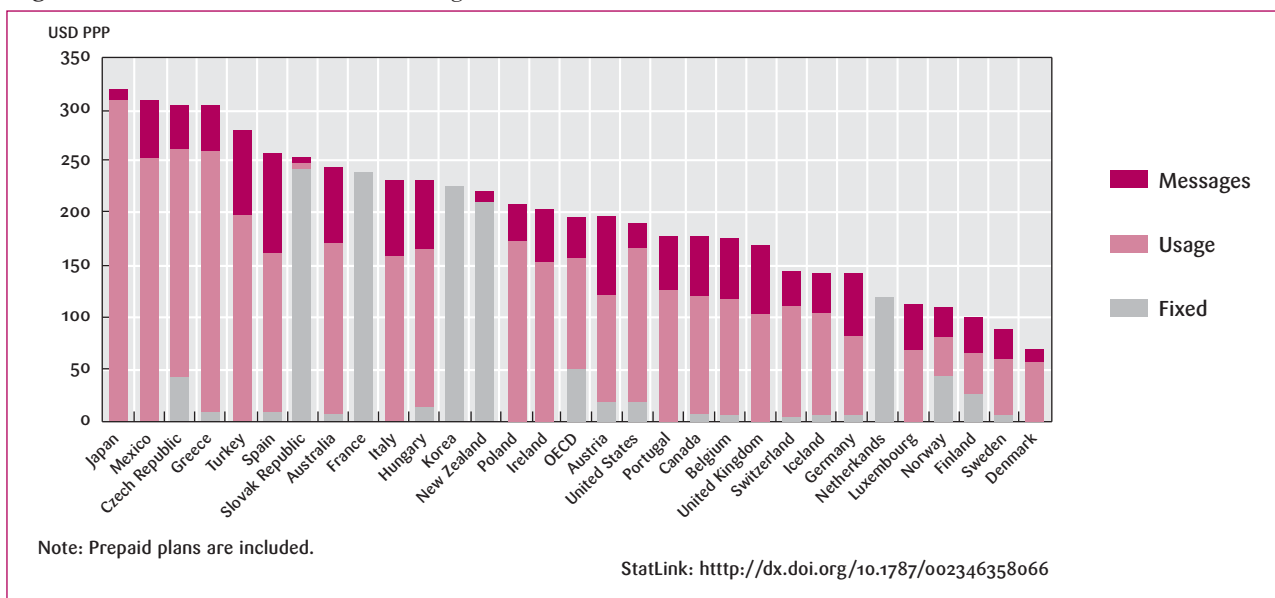
også fått gjennomslag i en rekke andre land. OECD Communications Outlook 2005 viser utviklingen i antall tilbydere av infrastruktur for mobiltelefoni i 30 OECD land. I 1991 hadde syv av landene duopol på infrastrukturens side, mens det var monopol i resten av landene. Fra 1998 har monopolene opphørt i alle disse landene, og de fleste har tre eller flere mobiltelefonnettverk i sine markeder.

I ettertid har det vist seg at norske forbrukere har fått mobiltjenester i verdensklasse til priser som har vært, og fortsatt er, lave i en europeisk sammenheng. Som figur 1 illustrerer, er Norge blant de 5-6 land i OECD som har lavest priser på bruk av mobiltelefon.¹

* Takke til Steinar Vagstad, tidsskriftets konsulent, Bjørn Bakke og Lene Sauvik for nyttige kommentarer og innspill.

¹ OECD Communications Outlook 2007.

Figur 1 OECD mobile low-user basket, August 2006, tax included.



Prisene i det norske telemarkedet har vært preget av flere regulatoriske forhold. Myndighetene ønsket blant annet å oppveie for Telenors dominerende markedsposisjon ved overgangen fra monopol til duopol. Ved tildelingen av konsesjonene etablerte de derfor et reguleringsregime som førte til en betydelig asymmetri på samtrafikkprisen mellom Telenor og NetCom, det vil si at det ble dyrere for en Telenor-kunde å ringe en NetCom-kunde enn omvendt. Telenor-kundene har dermed betalt noen av kostnadene ved oppbyggingen av NetCom. I en tidlig fase kan det tenkes at kryssubsidiering fra Telenor til NetCom var bedre for sluttbrukerne enn et alternativ med symmetriske (og høye) termineringspriser.² Videre har det foregått en subsidiering fra fastnettkundene til mobiloperatørene i (blant annet) det norske telemarkedet. Gjennom prisen fastnettkundene har betalt for å ringe til en mobilkunde, såkalt fast- til mobilterminering,³ har mobiloperatørene hatt en finansieringskilde for nye investeringer i nettverk og kunder.

Utviklingen de siste årene har imidlertid gitt grunnlag for reguleringsendringer. En finansiering av operatørene via fastnettkundene kan være hensiktsmessig når mobiloperatørene er i en utviklingsfase, blant annet på grunn av nett-

verkseffekter på etterspørselssiden. Nå har imidlertid mobiltelefonioperatørene gått forbi fastnettet i både antall kunder og verdi, og nasjonale reguleringsmyndigheter i en rekke land finner at det ikke lenger er behov for å legge forholdene så godt til rette for mobiloperatørene. På bakgrunn av dette gjennomførte Post- og teletilsynet (PT) i 2007 et prosjekt for å få et bedre informasjonsgrunnlag for å regulere mobilmarkedet. Som et ledd i prosjektet er det utarbeidet en kostnadsmodell som gir oversikt over kostnadsstruktur og kostnadsnivå i mobilmarkedet. Et sentralt resultat er at de framtidige merkostnadene («forward looking incremental costs») ved å produsere mobiltrafikk mellom ulike operatører er betydelig lavere enn dagens priser.

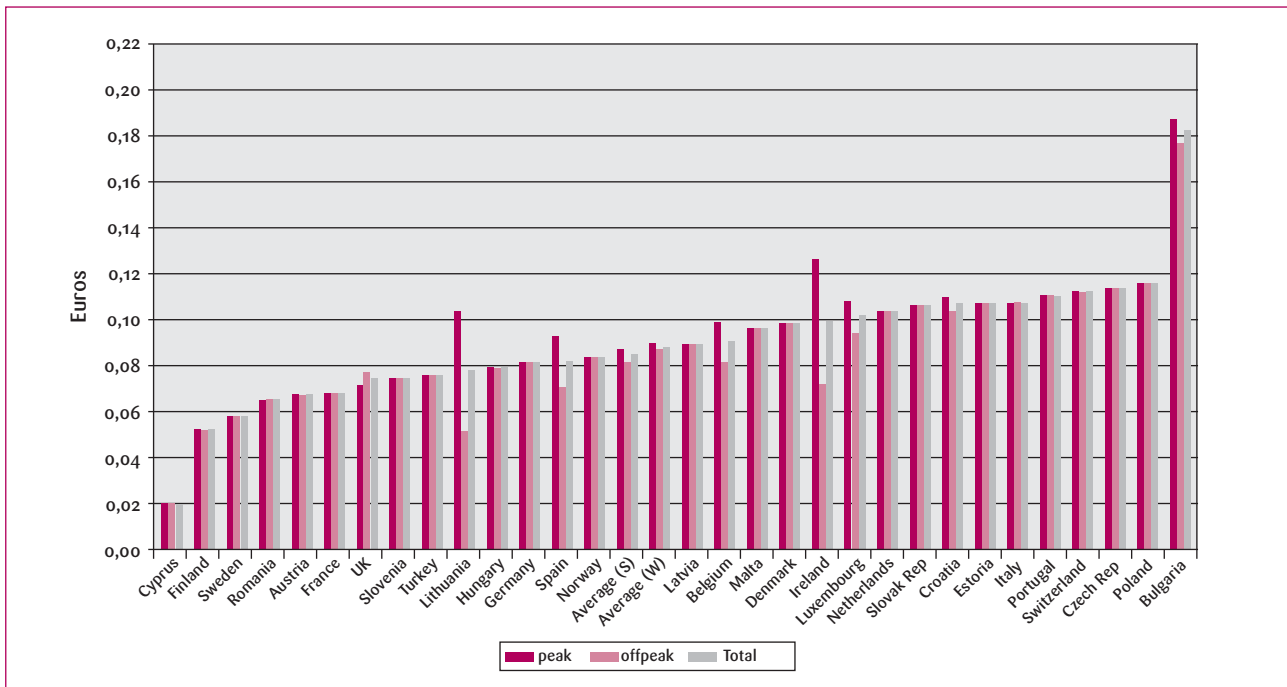
PT argumenterer også for at det ikke lenger er noen kostnadsmessig begrunnelse for å opprettholde prisforskjellen mellom operatørene. PT har derfor vedtatt å sette en øvre grense på 45 øre for prisen en mobiloperatør kan kreve for å motta en samtale fra en kunde hos en annen operatør.⁴ Dette prismålet skal nås i 2010, og vil kunne gi forbrukerne en årlig besparelse på opptil 1,2 milliarder kroner i forhold til dagens termineringspriser. Dette forutsetter at hele reduksjonen i termineringspriser kommer sluttbru-

² Et krav om symmetriske og lave termineringspriser ville resultert i endrede rammebetingelser, noe som kunne resultert i et mobilmarked med kun en aktør med de uheldige effekter dette ville hatt for kundene.

³ Fast- til mobilterminering analyseres blant annet i Wright (2002).

⁴ Reguleringen fremkommer i reelle priser pr minutt beregnet som et gjennomsnitt av oppstart og samtalepris. Faktisk trafikkvolum forrige år ligger til grunn for gjennomsnittsberegningen.

Figur 2 Average MT Tariff per country – Jan 2008



Kilde: European Regulators Group

kerne til gode slik PT har anmodet operatørene om. Siden sluttbrukerprisene ikke reguleres av PT, er det imidlertid opp til operatørene om de vil etterkomme anmodningen om at hele reduksjonen skal komme kundene til gode.

I denne artikkelen gir vi først en kort oversikt over økonomisk teori knyttet til prissetting av termineringstjenester. Deretter vil vi gi en redegjørelse for PTs reguleringsgrunnlag, og kort diskutere to alternative kostnadsmodeller. På bakgrunn av dette vil vi se på rasjonale for å endre reguleringen av Telenor og NetCom. Til slutt gir vi en kort oversikt over hva vi anser som svakheter ved den foreslåtte reguleringen.

2 TERMINERINGSPRISER

Et bærende element i telepolitikken er at alle skal kunne ringe til alle, og operatørene er gjennom teleloven pålagt å sikre dette («open network provision»).⁵ For at en kunde av en operatør skal kunne gjennomføre en samtale med en kunde av en annen operatør, må operatørene ha en avtale om samtrafikk.

På grossistnivå består en telefonsamtale av to priskomponenter, originering og terminering. Originering er prisen vertsoveratøren krever for å sette opp en samtale, mens terminering er prisen mottakende operatør krever for å motta samtalen. I Europa er «Calling party pays» (CPP) prinsippet dominerende. Dette innebærer at kunden som initierer samtalen betaler både for originering og terminering av samtalen. CPP har sterke konkurranseøkonomiske implikasjoner. Mobilselskapet har blant annet små incentiver til å redusere kostnadene ved terminering hvis kundene ikke vet hvilket nettverk man terminerer i.⁶ Dette er også hovedgrunnen til at EU har vedtatt en felles plattform for regulering av mobilterminering.

Figur 2 viser termineringspriser i mobilnettet for noen europeiske land. Gjennomsnitt av en tre minutters samtale inkludert oppstart. Gjennomsnittsberegning for hvert land er regnet ut fra operatørenes gjennomsnittspris multiplisert med markedsandel. Priser av 1. januar 2008.

Når en kunde bestemmer seg for mobilabonnement – type og operatør – er det kundens kostnad ved å eie og bruke

⁵ Lov om elektronisk kommunikasjon (ekomloven), 2003, §1-1.

⁶ Se Gans og King (2000). Med nummerportabilitet er det vanskelig å identifisere nettverktilhørighet basert på telefonnummer, men i enkelte land, som for eksempel Portugal, har man talebeskjed som sier når en samtale porteres over i et annet nettverk.

abonnementet (originering) som har størst betydning. Hva andre må betale for å kontakte kunden (terminering), tillegges mindre vekt.⁷ Dette er en form for markedssvikt ved valg av telefonitilbyder siden «feil» kunde får regningen - enkeltkunder tar ikke hensyn til kostnaden de påfører andre gjennom ringepriser.

Telenor Mobil og NetCom har i hovedsak to kilder for sine termineringsinntekter, fastnettet og de andre mobiloperatørene (Telenor er også den definitivt største fastnettsoperatøren). Samtrafikk med fastnettet er prisregulert. Fastnettoperatøren(e) har derfor begrenset mulighet til å forhandle frem en gunstig samtrafikkavtale med mobiloperatørene som inkluderer terminering. Prisen for terminering i Telenors fastnett er regulert til om lag 5 øre per minutt.⁸ Til sammenligning var prisene for terminering i mobilnettet til Telenor og NetCom frem til 1. juli 2008 henholdsvis 60 og 70 øre per minutt.⁹ Begge mobiloperatørene har en form for monopolmakt i forhold til å terminere trafikk til sine kunder fra fastnettet. Likevektsprisen blir derfor for høy i forhold til den samfunnsøkonomisk optimale prisen.¹⁰ Denne bransjen har en kostnadsstruktur som består av høye faste kostnader og lave variable kostnader. Med optimal pris forstår vi her den pris som med minst mulig dødvektstap kan bidra til inndekning av operatørenes faste kostnader. Dette kalles også Ramseypriser.¹¹ Det prispåslaget man må legge inn i termineringsprisen for å dekke de faste kostnadene vil påvirkes av graden av konkurranse fra operatører med og uten egne nettverk («mobile virtual network operators», eller MVNO'er). Om MVNO'ene opererer som pristakere viser Braeutigam (1979) at samfunnsøkonomisk optimale priser er lik den enkle inverse elastisitetsregelen som Ramseyprising gir oss. I en situasjon med rivalisering mellom bedrifter som tilbyr imperfekte substitutter og produserer

med skalafordeler kan effektive priser være høyere enn i markeder uten konkurranse (eller i markeder med pristakere), og kan resultere i renprofitt til den/de regulerte aktørene (Braeutigam, 1984).

I tillegg til en for høy pris har prisasymmetrien mellom Telenor Mobil og NetCom betydning for konkurransen mellom de to selskapene. Så lenge mobiltrafikken er relativt balansert mellom mobiloperatørene, har NetCom en betydelig merinntekt av en høyere termineringspris. Denne konkurransefordelen til NetCom har som tidligere nevnt vært telepolitisk ønskelig i en oppbyggingsfase, hvor man ønsket å sikre NetComs posisjon i konkurranse med Telenor Mobil. Prisasymmetrien kan derfor sies å ha vært motivert ut i fra et ønske om å motvirke fordelene Telenor hadde med utgangspunkt i sin monopolsituasjon, en fordel som er spesielt sterk i en næring med nettverksektternaliteter. Nedenfor viser vi at det heller ikke lenger synes å være noe kostnadsargument for asymmetriske termineringspriser mellom de to nettverksbaserte konkurrentene.

3 REGULERING

Det formelle grunnlaget for markedsregulering av det norske telemarkedet er gitt i lov om elektronisk kommunikasjon av 25. juli 2003 og i tilhørende forskrifter. Loven implementerer de fem direktivene¹² som det europeiske rammeverket for elektronisk kommunikasjon bygger på. Dette rammeverket skal legge grunnlaget for en harmonisert regulering i hele EØS-området. PT har som fagorgan ansvar for å følge opp reguleringen i det norske telemarkedet.

Ifølge ESAs¹³ retningslinjer¹⁴ og anbefaling¹⁵ skal det ligge en markedsanalyse til grunn for vurderingen av hva

⁷ Oftel (2003)

⁸ Priser av 1. mai 2007. Gjennomsnitt for en tre minutters samtale inklusiv oppstartsavgift, normal og redusert takst.

⁹ Priser for perioden 1. oktober 2007 til 1. juli 2008. Gjennomsnitt for en to minutters samtale inklusive oppstartsavgift.

¹⁰ Se for eksempel Laffont og Tirole (2000) for en grundig gjennomgang av utfordringer knyttet til samtrafikk i telekommunikasjon.

¹¹ Se for eksempel Baumol og Bradford (1970). Braeutigam (1979, 1984) analyserer optimal pricing i markeder med konkurranse og skalafordeler.

¹² Directive 2002/21/EC on a common regulatory framework for electronic communications networks and services (Framework Directive); Directive 2002/20/EC on the authorisation of electronic communications networks and services (Authorisation Directive); Directive 2002/19/EC on access to, and inter-connection of, electronic communications networks and associated facilities (Access Directive); Directive 2002/22/EC on universal service and users' rights relating to electronic communications networks and services (Universal Service Directive); Directive 2002/58/EC concerning the processing of personal data and the protection of privacy in the electronic communications sector (Directive on privacy and electronic communications).

¹³ European Surveillance Authority.

¹⁴ EFTA Surveillance Authority Guidelines 14 July 2004.

¹⁵ EFTA Surveillance Authority Recommendation 14 July 2004. Det følger av fortalen punkt 4 at Anbefalingen for harmoniseringsformål må ses i sammenheng med de mer utfyllende vurderingene som er inntatt i det såkalte Explanatory Memorandum til EU Kommissjonens anbefaling om relevante markeder (Commisson Recommendation on Relevant Product and Service Markets within the electronic communications sector susceptible to ex ante regulation in accordance with Directive 2002/21/EC of the European Parliament and of the Council on a common regulatory framework for electronic communication networks and services).

som er det relevante markedet, og av hvem som har sterk markedsstilling. Vurderingen skal forankres i konkurranserettslig metode. Retningslinjene og anbefalingen, sammen med ekomlovens bestemmelser, danner de rettslige rammene for markedsanalysen.

PTs definisjon av relevant marked er i tråd med ESAs anbefaling.¹⁶ På grunn av manglende substitusjon på tilbuds- og etterspørselssiden er det relevante produktmarked avgrenset til terminering av tale i den enkelte operatørs mobilnett. Geografisk er markedet avgrenset til Norge.¹⁷

Så lenge terminering av tale innen det enkelte mobilnett anses for å være det relevante markedet, følger det direkte at hver enkelt operatør er eneleverandør av terminering i eget nett. PT har vurdert etableringshindringene som absolutte og utelukker potensiell konkurranse innenfor en fireårs periode. PT har heller ikke funnet forhold på etterspørselssiden som kan disiplinere utøvelsen av markeds-makt. Uten regulering kan operatørene dermed ha både incentiv og mulighet til å sette termineringspriser som er høyere enn underliggende kostnader. Siden operatørene har sterk markedsstilling, skal det reguleres med minst én av de tilgjengelige forpliktelsene, det vil si prisregulering, regnskapsmessig skille, ikke-diskriminering, tilgang eller transparenss, jf ekomloven § 3-4 første ledd.

I realiteten etterlater det europeiske reguleringsregimet få frihetsgrader til nasjonale myndigheter. Verken regulering av sluttbrukerpriser¹⁸ eller næringsstruktur er aktuelt innen dagens regime. Når de europeiske myndighetene vurderer terminering til å være en monopol tjeneste med absolutte etableringsbarrierer, følger det at direkte prisregulering av terminering er det eneste virkemidlet som har tilstrekkelig virkning.¹⁹ I tillegg er det vanlig å pålegge ikke-diskriminering for å sikre at aktørene ikke bruker differensierte termineringspriser som et konkurransestrategisk virkemiddel.²⁰ Når det gjelder prisreguleringen,

anbefaler EU-kommisjonen og ESA at denne skal være kostnadsbasert med utgangspunkt i en LRIC-metode.

4 TILGANGSPRISING OG SAMTRAFIKK

Reguleringen av telekommunikasjon har flere målsettinger. Man skal blant annet sørge for at alle kan ringe til alle, samt «..sikre brukerne i hele landet gode, rimelige og fremtidsrettede elektroniske kommunikasjonstjenester, gjennom effektiv bruk av samfunnets ressurser ved å legge til rette for bærekraftig konkurranse, samt stimulere til næringsutvikling og innovasjon» (Ekomloven, 2003). Krav om samtrafikk sikrer at en kunde også kan ringe en abonnent hos en annen operatør. For å oppnå bærekraftig konkurranse vil man normalt vurdere enten å oppmuntre til nettoperatørkonkurranse, og/eller å regulere prisene operatørene kan kreve for å gi tilgang til et nettverk, for å sørge for tilgang til essensiell infrastruktur for virtuelle operatører (uten egne nettverk). I alle OECD-landene har man en kombinasjon av disse elementene, med minst to nettverksoperatører i mobilmarkedet samt en rekke operatører uten egne nettverk. I markeder der flere operatører skal ha samtrafikk med hverandre oppstår utfordringer knyttet til toveis tilgang.²¹ Tilgangs- og termineringsprisene er avgjørende faktorer for nyetableringer, effektiv allokering av kunder mellom ulike operatører og mellom fast- og mobiltelefoni, samt konkurranse mellom de etablerte aktørene i markedet.

I litteraturen om tilgangsprising har man blant annet vært opptatt av incentivene til (ny-) investering i infrastrukturen, samt konkurransemessige konsekvenser og ønsket om effektiv ressursutnyttelse.²² Man har ofte valgt å regulere tilgang og/eller termineringspriser, enten fordi nettverket er en flaskehals i produksjonen, eller fordi en bedrifts kunder skaper en viss grad av monopolmakt. For mobiltelefoni er det en situasjon hvor man har multiple flaskehals, og hvor hver mobiloperatør har en viss grad av markeds-makt i forhold til terminering. Litteraturen

¹⁶ Explanatory Memorandum side 36, jf. markedsdefinisjon nr. 16 i ESAs liste over relevante markeder.

¹⁷ Vedlegg til PTs vedtak om utpeking av tilbydere med sterk markedsstilling og pålegg om særskilte forpliktelser i markedene for terminering av tale i individuelle offentlige mobilkommunikasjonsnett av 8. mai 2007: Analyse av markedene for terminering av tale i individuelle offentlige mobilkommunikasjonsnett.

¹⁸ Det eneste unntaket er internasjonal roaming, hvor det er betydelig regulatorisk press for å redusere prisene som sluttbrukerne betaler for å ringe over landegrensene.

¹⁹ PT regulerer riktignok Telenors origineringspriser, men det er lite trolig at denne reguleringen vil vedvare.

²⁰ I tillegg til poengene som nevnes nedenfor så åpner kostnadsorientert regulering opp for diskriminering ved bruk av andre mekanismer enn pris (se for eksempel Economides, 1998).

²¹ Toveis tilgang innebærer at operatør 1 må ha tilgang til operatør 2 sitt nett, og vice versa, for å kunne tilby egne kunder muligheten til å kommunisere med kunder i operatør 2 sitt nett.

²² Se for eksempel Laffont og Tirole (2000), og Armstrong (2002).

skiller også mellom situasjoner hvor man kan sette forskjellige termineringspriser på trafikk fra fastnettet til et mobilnett (FTM) og på trafikk mellom ulike mobilnett (MTM), og på situasjoner hvor det kreves en uniform termineringspris i et gitt mobilnett.²³

Samtrafikk i en situasjon med en regulert fastnettoperatør og to uregulerte mobiloperatører er analysert av blant annet Armstrong (2002). Der vises det at den profittmaksimerende samtrafikkprisen for terminering i mobilnettene er høyere enn marginalkostnadene ved terminering, mens perfekt konkurranse mellom mobiloperatørene fører til at termineringsprisen ikke har noen effekt på mobiloperatørens profitt. Renten fastnettskundene er opphav til, blir ikke eliminert av konkurransen, men overført fra mobiloperatøren til mobiloperatørens kunder. Selv med perfekt konkurranse blir den uregulerte termineringsprisen til mobiloperatørene dermed høyere enn hva som er samfunnsøkonomisk optimalt mellom mobiloperatørene. I modellen påvirker termineringsprisen bare fastavgiften og ikke minuttprisen, som blir satt til marginalkostnad. Med andre ord subsidierer høye og suboptimale termineringspriser kundenes mobiltelefoner.²⁴

Ved å sette høye termineringspriser gjør mobiloperatørene hver kunde mer verdifull.²⁵ Den negative (indirekte) effekten på etterspørselen av høyere termineringspriser gir mobiloperatøren incentiv til å opptre mer aggressivt i konkurransen om sluttbrukere.²⁶ Som en følge av dette vil en høy termineringspris MTM innebære mer intens konkurranse enn en lav termineringspris. For å redusere konkurransen om sluttbrukere har mobiloperatørene incentiv til å sette termineringspriser som er lavere enn kostnaden ved terminering. Dette gjelder også om mobiloperatørene i felleskap setter gjensidige termineringspriser for MTM.²⁷ For terminering av FTM vil operatørene ha incentiver til å sette monopolpris. Kombinasjonen av regulering av priser for terminering av mobilsamtaler i fastnett og ingen regulering av terminering i mobilnett vil

også resultere i ineffektiv allokering av kunder mellom fast- og mobiltelefoni (Wright, 2002). Armstrong og Wright (2007) viser at med krav om uniform termineringspris for både FTM og MTM, vil termineringsprisen ligge over det samfunnsøkonomisk optimale nivået, men lavere enn monopolpris. Hvor nær denne uniforme prisen er det optimale nivået, vil blant annet være avhengig av konkurransen i sluttbrukermarkedet. Jo nærmere substitutter mobiltjenestene er, desto nærmere det effektive nivået vil prisene være. Prisene settes lavere enn monopolprisen, fordi en høy pris forsterker nettverkseffekten og innebærer dermed at mobiloperatørene vil konkurrere mer intenst om sluttbrukerne. Den norske reguleringen av termineringspriser innebærer en uniform termineringspris mellom FTM og MTM, og dette resultatet innebærer dermed at det kan være nødvendig å regulere termineringspriser. På den annen side følger det også at mindre volum av FTM-terminering på grunn av substitusjon fra FTM til MTM vil redusere dødvektstapet som følge av en høy termineringspris.

En utfordring for regulering av termineringspriser er knyttet til en «vannsengeeffekt» (koblingen mellom nivå på termineringspris og fastavgiften). Siden høy termineringspris reduserer fastavgiften (og/eller øker subsidien av mobiltelefonen) og dermed bidrar til mer intens konkurranse om sluttbrukerne, vil en regulatorisk innstramming for termineringspriser bidra til mindre konkurranse og ikke mer, som intensjonen er. Fra Armstrong og Wright (2007) vet vi også at høy termineringspris (både FTM og MTM) er en fordel for sluttbrukerne i mobilmarkedet. Dette skyldes at en høy FTM-pris innebærer en overføring fra fastnettkunder til mobilnettkunder gjennom vannsengeeffekten, samt at en høy MTM pris gir mer intens konkurranse om mobilkundene (og en tilhørende lav fastavgift). Forutsatt at kundene har mulighet til å velge terminal, viser dessuten forfatterne at substitusjonsmuligheter mellom FTM og MTM bidrar til å bringe termineringsprisene nærmere marginalkostnadene.

²³ For en grundig analyse av dette henvises leseren til Armstrong og Wright (2007).

²⁴ Dette analyseres blant annet i Armstrong (1998), Laffont, Rey og Tirole (1998a, b), Wright (2002), Armstrong (2002), og Gans og King (2000). Termineringspriser som er høyere enn kostnadene ved terminering, impliserer ikke i seg selv et velferdsmessig tap, men Wright (2002) viser at prisene uregulerte aktører setter er vil være høyere enn det som maksimerer velferd. Dette er fordi en liten reduksjon i termineringspriser ikke vil påvirke mobiloperatørens profitt på marginen, men vil redusere prisene på samtaler fra fast- til mobilnett.

²⁵ Gans og King (2001) viser at om termineringspriser settes ikke-kooperativt, vil disse være høyere enn om de settes kooperativt. Årsaken til dette er at lavere termineringspris kan gi mindre intens konkurranse i sluttbrukermarkedet, fordi hver enkelt kunde da blir mindre lønnsom for mobiloperatøren. Incentivene til å konkurrere om å tiltrekke seg nye kunder blir dermed redusert.

²⁶ Fastavgiften kan inkludere kostnader ved å administrere abonnementet, subsidier til håndsett osv.

²⁷ Dette er noe man i liten grad observerer i virkeligheten, og en mulig forklaring som lanseres av Armstrong og Wright (2007) er at man ofte står overfor et krav om uniform termineringspris (enten pga regulering eller fordi forskjellige termineringspriser vil kunne gi opphav til arbitrasje).

En annen utfordring knyttet til regulering av priser for mobilterminering er at resultatene i litteraturen er svært avhengig av hvilken type priskonkurranse som forutsettes i sluttbrukermarkedet. Et hovedpoeng er at med lineære tariffer i sluttbrukermarkedet kan bedriftene finne det profitabelt å benytte termineringsprisene som et instrument for å øke sluttbrukerpriser (Armstrong, 1998, Laffont *et al.*, 1998a). I en slik situasjon vil regulering av termineringsprisene (reduksjon) ha en positiv effekt på konsumentoverskudd og total velferd. Når det gjelder to-delte tariffer viser en rekke studier at reduksjon av termineringsprisene kan ha en positiv effekt på total velferd når bedriftene konkurrerer med todelte tariffer, men resultere i en reduksjon i konsumentoverskudd. Dessuten vil fastleddet i den to-delte tariffen ofte øke, noe som indikerer redusert konkurranse i markedet.²⁸ Hvis bedriftene kan benytte seg av to-delte tariffer i sluttbrukermarkedet viser Laffont *et al.* (1998b) at det ikke lenger nødvendigvis er slik at høye termineringspriser er profitabelt. To-delte tariffer er svært vanlig i mobilmarkedet og en vanlig oppfatning er at MTM termineringspriser er til dels mye over kostnadene ved terminering.²⁹ For å forklare dette tilsynelatende paradokset har litteraturen fokusert på en rekke utvidelser. En slik utvidelse er å se på kombinasjonen av det som kalles tariff-induserte nettverkeffekter (tariff-mediated network externalities) og ringeklubber (calling clubs). Man ringer til et begrenset antall av de man potensielt kunne ringt til (i hovedsak venner og familie). Når prisen mellom on-net og off-net trafikk er forskjellig (dvs. når termineringsbasert diskriminering er mulig) vil dette gi en byttekostnad, og dette gir incentiver til å sette termineringspris over kostnaden ved terminering.³⁰

De fleste analysene av termineringspriser antar en gitt markedsstruktur. Calzada og Valletti (2008) utvider eksisterende litteratur ved å se på hvordan muligheten for nyetableringer påvirker incentivene til å sette en termineringspris som er høyere enn kostnadene. De viser blant annet at trusselen om nyetablering kan innebære at de etablerte aktørene velger en uniform og ikke-diskriminerende termineringspris som resulterer i at alle potensielle nykommere etablerer seg, at kun en undergruppe av disse etablerer seg, eller at prisen settes slik at nykommerne utestenges. Jo lavere etableringskostnadene er, dess mindre

incentiver har de etablerte aktørene til å utestenge de potensielle nykommerne.

Analysen i Calzada og Valletti (2008) er også relatert til utfordringen om hvordan man bør behandle en situasjon med asymmetriske nettverk.³¹ Gjennom å tillate mindre nettverk å ta en høyere termineringspris vil man kunne gi incentiver til nyetablering som bidrar til økt konkurranse, noe som isolert sett er positivt sett fra konsumentenes side. På den annen side så vil en høyere termineringspris fra de mindre aktørene kunne påvirke de større, etablerte aktørenes prissetting. I Peitz (2005a) som ser på en situasjon uten termineringsbasert diskriminering så viser analysen at asymmetriske termineringspriser kan være å foretrekke for kundene og samfunnet. Dersom nettverkene har mulighet til å drive med termineringsbasert diskriminering viser Peitz (2005b) at prisresponsen fra den etablerte aktøren er å øke sin off-net ringepris utover det som er samfunnsøkonomisk optimalt, med dertil hørende ineffektiv allokering av markedsandeler i den etablerte aktørens disfavør.

En vanlig tilnærming til regulering av tilgangpriser har vært å velge en form for kostnadsorienterte priser. Ettersom en ren kostnadsorientering normalt ikke sikrer en effektiv fordeling av kostnadene, trenger ikke dette føre til en samfunnsøkonomisk riktig prissetting. For å identifisere det «riktige» nivået på kostnadene har man benyttet både historiske kostnadsmodeller og fremoverskuende kostnadsmodeller. Dersom reguleringen baseres på historiske kostnader, vil det være mulig å få dekket inn investeringskostnader. På den annen side fungerer en slik regulering som en «kost-pluss»-type regulering, og gir dermed ikke gode incentiver til kostnadsminimering. FDC (Fully Distributed Cost) er eksempel på en historisk kostnadsmodell. Fremoverskuende kostnadsmodeller som LRIC (Long Run Incremental Cost) gir bedre incentiver til kostnadsreduksjoner. Fordi slike modeller ikke gir rom for å sikre inntjening gjennom termineringsprisene, kan de imidlertid gi incentiver til utestengelse av mindre aktører dersom disse blir regulert til samme maksimalpris.³² For å sikre at aktørene ikke differensierer termineringsprisen avhengig av hvem som kjøper produktet, suppleres også prisreguleringen vanligvis med et krav om ikke-diskrimi-

²⁸ Se for eksempel Hoernig (2007).

²⁹ Se for eksempel Ofcom (2003).

³⁰ Se Gabrielsen og Vagstad (2008a).

³¹ Se blant annet i Gabrielsen og Vagstad (2008b).

³² Dette diskuteres blant annet i Laffont og Tirole (2000).

nering. Vi skal komme tilbake til disse to typene kostnadsmodeller i mer detalj nedenfor.

5 PÅVIRKER METODEVALG REALISERINGEN AV FORMÅLET I TELELOVEN?

PT har regnet ut at de samlede termineringsinntektene faller med om lag 400 millioner kroner for hver tiøre termineringsprisen i mobilsektoren reduseres. PTs vedtak om å sette en øvre grense på termineringsprisen på 45 øre per minutt innebærer en årlig reduksjon i termineringsinntektene i vedtaksperioden på omtrent 1,2 milliarder kroner. Mobiloperatørene har noe ulike interesser med hensyn til implementeringen av reguleringen. Både Telenor og NetCom har sterk interesse av å unngå reduksjoner i termineringsprisene.³³ I tillegg har NetCom hatt interesse av å unngå en justering av en asymmetrisk prisstruktur, mens det isolert sett har vært omvendt for Telenor.³⁴

PT har valgt å regulere terminering gjennom maksimalpris for Telenor og NetCom. Maksimalprisen har tidligere vært satt ut fra prinsippet om kostnadsdekning med utgangspunkt i historisk fullt fordelte kostnader (FDC - Fully Distributed Cost), fulgt opp gjennom produktregnskap. Svakheten med denne tilnærmingen var mangel på troverdig kostnadsinformasjon fra operatørene. Operatørene eide selv kostnadsmodellen og hadde langt på vei kontroll over underlagsparametrene for kostnadsberegningen. PT, ESA og Samferdselsdepartementet har hatt begrenset tillit til resultatene fra kostnadsberegningene, og den oppfølgende reguleringen ble dermed lite effektiv.³⁵

PT varslet derfor aktørene i markedet gjennom vedtak av 19. september 2005 om at PT ville innføre en modell for prisregulering som bygger på langsiktige merkostnader. Dette er i tråd med anbefalingene fra blant annet EU-kommisjonen og ESA.

6 NÆRMERE OM DE ALTERNATIVE METODENE

De to mest aktuelle modellene for kostnadsorientering er en FDC-modell og en LRIC-modell. Begge modellene

baserer seg på gjennomsnittskostnader. En FDC-modell fullfordeler alle relevante historiske kostnader: variable og faste kostnader, produktspesifikke kostnader og felleskostnader. En LRIC-modell fordeler også relevante kostnader ned på produkt, men tar utgangspunkt i et modellert effektivt fremtidig nettverk.

På grunn av store faste kostnader har en beregning av marginalkostnadene begrenset praktisk regulatorisk verdi. Regulert termineringspris til marginalkostnad gir isolert sett ikke kostnadsdekning for terminering.

Utfordringene med kostnadsorientering (uavhengig av modell) er fordeling av kostnader over tid og fordeling av relevante kostnader over tjenester og ned på et konkret produkt. Som vi kommer tilbake til, har FDC- og LRIC-modeller forskjellige tilnærming til dette.

6.1 FDC og produktregnskap

Formålet med produktregnskap er tosidig. For det første ønsker man å sikre priskontroll av de regulerte produktene ved at prisene er i samsvar med kostnadene, og for det andre ønsker man å sikre subsidiefrihet mellom regulert og ikke-regulert virksomhet.³⁶

Det er to hovedgrunner til at en FDC-modell, fulgt opp gjennom produktregnskap, har vist seg lite egnet til regulering av samtrafikkpriser. For det første virker kostnadsorientering kostnadskonserverende, fordi selskapene i begrenset grad får beholde effektivitetsgevinster, samtidig som de har full forsikring mot uforutsette økninger i kostnadene. Dette skyldes at høye kostnader automatisk vil føre til at myndighetene aksepterer at operatørene setter høyere priser. For det andre er FDC vanskelig å administrere og etterprøve. Det er en betydelig informasjonsasymmetri mellom aktørene og myndighetene. Høye faste felleskostnader gjør det spesielt vanskelig å etterprøve kostnadsfordelingen mellom nett og tjenester og ned på de enkelte produkter. Uten kostnadskausaltitet har et produktregnskap begrenset verdi for regulering. Produktregnskap har ingen verdi som prissignal for selskapene

³³ Terminerte minutter 2006. Forutsetter også at hele prisreduksjonen tas i løpet av ett år.

³⁴ Carter og Wright (2003) viser i en modell med konkurranse mellom asymmetriske nettverk at det store nettverket alltid vil ønske gjensidig (resiprokal) termineringspris. Det samme gjelder om det er tilstrekkelig stor forskjell mellom nettverkene. Et av deres resultater er at om nettverkene ikke blir enige om termineringspriser, kan velferdsoptimum realiseres ved at det største nettverket bestemmer nivået på termineringsprisene, og at regulerende myndighet krever at termineringsprisene skal være resiprokale.

³⁵ Se for eksempel EFTA Surveillance Authority Case 58296 av 6. september 2005 og Samferdselsdepartementets endelige vedtak av 20. april 2006 for kommentarer til kostnadsmetoden.

³⁶ Det rettslige grunnlaget for produktregnskap er stadfestet i offentlignettforakten §§ 3.8 – 3.10

siden feil kostnader blir målt (kun marginalkostnader er relevante kostnader for prisbeslutningen). Prisene blir dessuten fastsatt flere år før produktregnskapsresultatet og den oppfølgende reguleringen er klar.

At fullt fordelte historiske kostnader ikke har gitt en formålstjenelig regulering, er en oppfatning som deles av mange EU/EØS land. Mange har derfor gått over til en regulering av samtrafikkprisene med utgangspunkt i LRIC.

7 LRIC

Med en modell basert på LRIC, eller langsiktige merkostnader, beregnes det langsiktige reguleringsgrunnlaget med utgangspunkt i merkostnaden ved terminering (tale, SMS, MMS med mer).³⁷ Til forskjell fra en marginalkostnadsberegning vil en merkostnadsberegning også inkludere deler av de faste og felles produksjonskostnadene.

Den sentrale idéen bak en LRIC-beregning er å finne ut hvordan termineringskostnadene ville vært i et marked med konkurranse. På denne måten skal LRIC føre til en tilpasning hvor den regulerte prisen på terminering kommer nærmere kostnadene ved terminering. Fastnettkundene vil med en slik regulering i mindre grad subsidiere utviklingen av mobilnett. Dersom reguleringen i første omgang bare omfatter Telenor og NetCom, blir det også lettere for en tredje mobiloperatør å etablere seg med eget nettverk av noe størrelse.

PT har benyttet en «bottom-up» LRIC modell. Dette er i utgangspunktet en teknisk-økonomisk modell. Utbyggingen av et mobilnettverk simuleres med en etterspørsels- og en kostnadsside. For å gjøre resultatet mer virkelighetsnært kan «bottom-up» modellens prediksjoner også avstemmes mot faktiske parametere til en reell operatør. PT utviklet modellen i 2006 med hjelp fra konsultantselskapet Analysys.³⁸

PT har valgt å modellere både Telenor og NetComs faktiske GSM-nett fra oppstarten i 1993 til slik det fremstår i

dag. Radionettene mer enn 10 000 basestasjoner med tilhørende dekning og underliggende nettverk er plottet inn, slik at det modellerte nettverket samsvarer med den faktiske situasjonen. Simuleringen av de fremtidige GSM-nettene til Telenor og NetCom blir først og fremst gjort med utgangspunkt i antagelser om etterspørselssituasjonen, konkurransesituasjonen og kostnadsutviklingen.

Det underliggende kriteriet for å fordele kostnader over tid er basert på teorien om potensiell konkurranse (contestability).³⁹ Denne teorien forklarer hvordan et naturlig monopol setter prisene når det antas å være potensiell konkurranse. Et sentralt resultat er at monopolet ikke kan sette prisene høyere enn de langsiktige gjennomsnittskostnadene. Avskrivningsalgoritmen i modellen sikrer at alle relevante kostnader blir gjenanskaffet over GSMs estimerede levetid (50 år fra 1992).⁴⁰

Et resultat av kostnadsmodelleringen er at termineringsprisene må reduseres for å nærme seg samfunnsøkonomisk effektive priser. Ifølge modellen skal termineringskostnadene for NetCom være 45 øre per minutt i 2010, målt i 2005-kroner. Tilsvarende resultat for Telenor er 42 øre per minutt, mens gjeldende pris frem til juli 2008 har som nevnt vært 70 og 60 øre per minutt for henholdsvis NetCom og Telenor. Både for NetCom og Telenor er det lagt konservative forutsetninger til grunn. Med mindre konservative forutsetninger vil modellen gi lavere priser for begge selskapene.

Modelleringen viser at det ikke er noe kostnadmessig grunnlag for prisasymmetrien det historisk har vært mellom Telenor og NetCom. Dermed er det ikke lenger hensiktsmessig for myndighetene å opprettholde konkurransefordelen NetCom har hatt gjennom forskjeller i termineringspris. Figur 3 viser prisutviklingen for terminering. Prisen per minutt er beregnet som et gjennomsnitt for en samtale med varighet på to minutters inklusive oppstartsavgift.

PT har valgt å legge reguleringsmålet på høyeste LRIC-kostnad, som er NetCom. PT har også valgt en praktisk

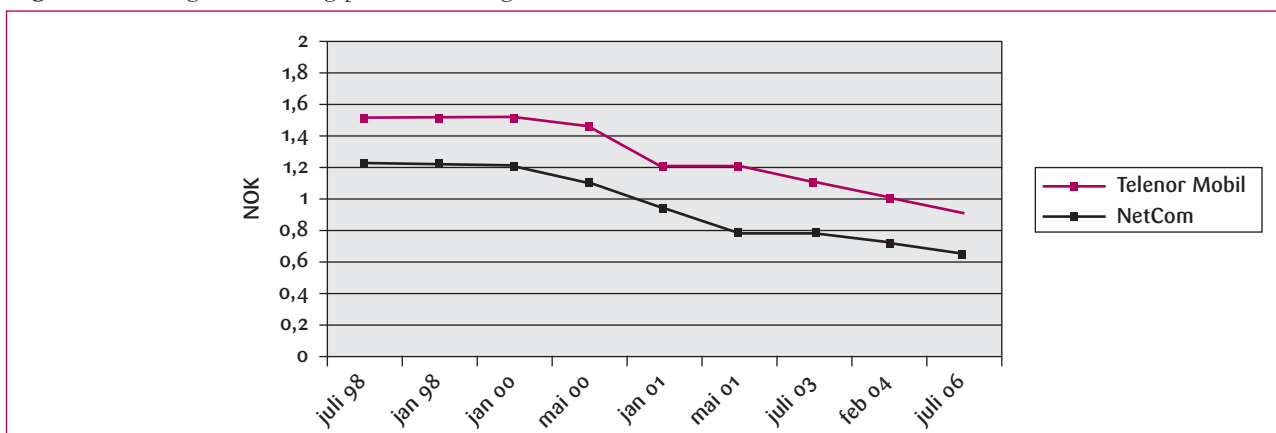
³⁷ Se www.npt.no/lric for mer informasjon om metode.

³⁸ I tillegg har Professor Thore Johnsen, NHH bistått med å beregne kapitalkostnaden for Telenor og NetCom, se: *Kapitalkostnad for norske mobilskaper, november 2006. Rapporten er tilgjengelig på www.npt.no/lric. Avkastningskrav for Telenors mobilvirksomhet og NetCom er beregnet til 14 prosent før skatt.*

³⁹ Baumol, Panzar og Willig (1982)

⁴⁰ PTs LRIC-modell er modellert i Microsoft Excel og er offentlig tilgjengelig fra www.npt.no/lric. I den tilgjengelige modellen kalkuleres resultater, men underlagsdataene er fiktive. De faktiske data som ligger til grunn for regulering er unntatt offentlighet.

Figur 3 Utvikling i termineringspris – Telenor og NetCom.



Tabell 1 Reguleringsmål for termineringspriser – Telenor og NetCom.

	Gjeldende maksimalpris	1. oktober 2007 - 30. juni 2008	1. juli 2008 – 30. juni 2009	1. juli 2009 – 30. juni 2010	1. juli 2010 – 31. desember 2010
NetCom	0,91	0,70	0,60	0,50	0,45
Telenor	0,65	0,60	0,60	0,50	0,45

implementering, hvor reguleringsmålet nås om tre år, jf Tabell nr.1 som er hentet fra PTs vedtak.^{41 42}

8 SVAKHETER VED DEN FORESLÅTTE REGULERINGEN

Målet med reguleringen er blant annet å sikre en mer effektiv prising av termineringstjenester. Selv om det er gode grunner for å regulere termineringspriser, er et grunnleggende problem med den foreslåtte metoden for regulering av termineringspriser at effektivitetsegenskapene er uklare.

8.1 Svakheter ved LRIC-modellen

Ved LRIC-beregningene tar man utgangspunkt i den (langsiktige) likevekten i konkurranseutsatte markeder i vurderingen av hvilken langsiktig gjennomsnittskostnad som er effektiv. Modellen forutsetter dermed at potensielle nykommere kan etablere seg i markedet uten etablerings- og/eller utgangskostnader, og at de opptrer som pristakere (man snakker ofte om muligheten for «hit-and-run»-etableringer).

Antagelsen om pristakende bedrifter er imidlertid problematisk i mobilmarkedet. Dette gjelder spesielt i markedet for terminering, hvor PT finner at alle operatører (små og store) har markedsrett på terminering av samtaler i eget nett. Antagelsen om at markedet er utsatt for konkurranse kan også være mindre realistisk hvis de etablerte aktørene enkelt og raskt kan endre sine priser som respons på en eventuell nyetablering. Dette er nok til en viss grad tilfelle i det norske mobilmarkedet. Langsiktige kontrakter, enten bestemt av kommersielle forhold eller regulatorisk bestemt, kan likevel bidra til å gjøre «hit-and-run»-strategier mulig. En binding til regulering av termineringspriser for de dominerende og etablerte aktørene kan være en måte å bidra til en slik type langsiktighet.

Et annet problem med LRIC-modeller er at disse krever at reguleringsmyndighetene i prissettingen av terminering både allokere riktig andel av felleskostnader, samt tar høyde for at nettverkskomponentene kan avskrives over levetiden til komponentene. Fra økonomisk teori vet man også at en fullt ut effektiv allokering av faste kostnader på produkter

⁴¹ PTs vedtak om utpeking av tilbydere med sterk markedsstilling og pålegg om særskilte forpliktelser i markedene for terminering av tale i individuelle offentlige mobilkommunikasjonsnett av 8. mai 2007.

⁴² Reguleringen fremkommer i reelle priser pr minutt beregnet som et gjennomsnitt av oppstart og samtalepris. Faktisk trafikkvolum forrige år ligger til grunn for gjennomsnittsberegningen.

må gjøre bruk av etterspørselssiden i markedet slik at de som har minst elastisk etterspørsel blir belastet med en større andel av de faste kostnadene (Ramsey-prising).

8.2 Svakheter ved anvendelsen av LRIC-modellen på reguleringen

Selv om LRIC-modellen som PT har implementert har en etterspørselskomponent, så har den foreslåtte reguleringen likevel et for ensidig fokus på kostnadssiden. Som nevnt ovenfor krever en effektiv allokering av faste kostnader at man tar hensyn til etterspørselens priselastisitet. En regulering som i for stor grad er basert på kostnadsorientering innebærer også at en eventuell økning i betalingsviljen for et produkt levert av de regulerte aktørene i for liten grad vil komme disse til gode. Dermed bidrar reguleringen ikke til å oppnå formålet i ekomloven: «...effektivt bruk av samfunnets ressurser ved å legge til rette for bærekraftig konkurranse, samt stimulere til næringsutvikling og innovasjon».

I tillegg vil en kostnadsorientering som baserer seg på gjennomsnittskostnader gi Telenor og NetCom en konkurransefordel overfor mindre aktører. Dette skyldes at disse aktørene er avhengig av å kjøpe originerings- eller roaming⁴³ til priser som ligger rundt LRIC (denne tilgangsprisen er marginalkostnaden til de mindre aktørene). LRIC for Telenor og NetCom er som nevnt beregnet til 42 og 45 øre per minutt. Marginalkostnaden til Telenor og NetCom for terminering er ikke beregnet av PT, men er åpenbart betydelig lavere enn LRIC. Lavere marginalkostnader enn tilgangspriser gir en direkte konkurransefordel til Telenor og NetCom. En regulering som baserer seg på gjennomsnittskostnader (f.eks. LRIC), vil dermed i praksis innebære at reguleringsmyndigheten styrer graden av etablering i markedet.

Når PT konkluderer med at alle aktører har monopolmakt i forhold til prissetting av terminering i eget nett, er dette en for enkel analyse. Telenor og NetCom har landsdekkende mobilnett og trenger ikke å kjøpe tilgangsprodukter fra andre aktører for å levere tjenester til sine sluttbrukere. De mindre aktørene, uten landsdekkende mobilnett, er avhengig av å kjøpe flere tilgangsprodukter av enten Telenor eller NetCom for å kunne levere et fullstendig produkt. Dette medfører at de små aktørene vanskelig kan

sies å ha monopolmakt i forhold til prissetting av terminering i eget nett. At PT likevel regulerer de små operatørene som om de skulle hatt reell monopolmakt, gjør det vanskeligere for disse å forhandle med Telenor og NetCom og medfører svekket konkurranse i sluttbrukermarkedet.

8.3 Utfordringer knyttet til politikkvalg hos myndighetene

Det kan hevdes at innføring av regulering kan bidra til å svekke troverdigheten til regulatøren i forhold til nye markeder (tidsinkonsistens). En rekke nettverksmarkeder forutsetter en eller annen form for subsidie for å sikre et tilstrekkelig kundegrunnlag. Slik subsidiering har det vært også i mobilmarkedet, blant annet for å gi kundene incentiver til å bytte til nyere teknologi. I et land som Norge er det i tillegg kostbart å bygge ut nettverk for å sikre en dekning i tråd med konsesjonsvilkårene. Dette innebærer mange år med negativ kontantstrøm, noe som må kompenseres gjennom positiv kontantstrøm i fremtidige perioder. Mobilmarkedet var i utgangspunktet ikke regulert, og investeringsbeslutningene som ble foretatt i startfasen må derfor antas å ha vært basert på en forventning om fremtidige kontantstrømmer. Innføring av en regulering *ex post* endrer forutsetningene for investeringsanalysen. Myndighetene må vurdere den potensielle effekten innføringen av en slik regulering kan ha på incentivene til å investere i nytt nett. Viljen til å investere vil trolig avta om aktørene forventer at den regulatoriske tomme skruen vil bli skrudd til i fremtiden når den positive kontantstrømmen blir tilstrekkelig stor. Disse aspektene må veies mot eventuelle gevinster av at det kommer flere aktører i markedet som følge av myndighetenes regulering.

At PT har valgt å regulere termineringsprisene også for de mindre aktørene, kan innebære at graden av etablering styres mer enn ønskelig. En mindre restriktiv behandling av små aktører, for eksempel gjennom krav om ikke-diskriminering men uten pristak, ville lagt mer av etableringsbeslutningene til aktørene. Dette synes også å være bakgrunnen for Samferdselsdepartementets vedtak av 13. februar i 2008 i klagesakene som Telenor, NetCom og Tele2 har anlagt i markedene for terminering. Departementet stadfester PTs regulering av Telenor og NetCom, men sender Tele2s klage tilbake til PT for ny behandling. I klagebehandlingen⁴⁴ utvider PT prisreguleringen til å

⁴³ Med roaming forstås vi at egne kunder benytter seg av rivalers nettverk på grunn av mangel på dekning eller kapasitetsproblemer i eget nett.

⁴⁴ PTs vedtak om utpeking av tilbydere med sterk markedsstilling og pålegg om særskilte forpliktelser i markedene for terminering av tale i individuelle offentlige mobilkommunikasjonsnett – Tilleggsvedtak for Network Norway, Ventelo, Barablu, Tele2, MTU og TDC, 17. november 2008, tilgjengelig på www.npt.no

gjelde alle de mindre aktørene, og pålegger samtlige en prisreduksjon til en symmetrisk maksimalpris på 75 øre per minutt som skal nås 1. juli 2010.⁴⁵ Dagens priser til disse aktørene varierer mellom kr. 1,155 til kr. 1,61 per minutt. PT synes kun å ha foretatt en skjønnsmessig vurdering når de har fastsatt prismålet, uten å ha klarlagt hvordan de vurderer de ulike faktorene som etterspørsel, konkurranse og kostnader.

Når PT i det samme vedtaket begrunner en symmetrisk prisregulering av de mindre aktørene med ønske om å oppnå symmetri også for sluttbrukerprisene, kan det synes som om de legger mer vekt på transparens enn konkurranse: «Differensierte termineringspriser kan føre til differensierte sluttbrukerpriser for samtaler mellom ulike mobilnett. Av hensyn til transparens for sluttbruker er det ikke en ønskelig utvikling». ⁴⁶ Vi klarer ikke å se at PT har begrunnet sitt ønske om symmetriske priser som et instrument for oppnå formålet i ekomloven, som er gode, rimelige og framtidsrettede elektroniske kommunikasjonstjenester gjennom å tilrettelegge for virksom konkurranse.

Rammeverket for en harmonisert regulering i hele EØS-området etterlater få frihetsgrader til de nasjonale reguleringsmyndighetene. Når terminering vurderes til å være en monopoljeneste, er prisregulering av terminering i praksis det eneste tilgjengelige virkemiddelet. På bakgrunn av anbefalingene fra EU-kommisjonen og ESA er det naturlig for PT å basere prisreguleringen av Telenor og NetCom på LRIC.

REFERANSER:

Armstrong, M. (1998): «Network interconnection in telecommunications», *Economic Journal* 108, 545-564.

Armstrong, M. (2002): The theory of access pricing and interconnection, i *Handbook of telecommunications economics*, Vol 1, M.E. Cave et al. (red.), North-Holland.

Armstrong, M. og J. Wright (2007): «Mobile Call Termination», MPRA paper No. 4858.

Baumol, W.J. og D. Bradford (1970): «Optimal departures from marginal cost pricing», *The American Economic Review* 60, 265-283.

Baumol, W.J., Panzar, J.C., Willig, R.D. (1982): *Contestable markets and the theory of industry structure*.

Braeutigam, R. (1979): «Optimal pricing with intermodal competition», *The American Economic Review* 69, 38-49.

Braeutigam, R. (1984): «Socially Optimal Pricing with Rivalry and Economies of Scale», *Rand Journal of Economics* 15, 127-134.

Carter, M. og J. Wright (2003): «Asymmetric network interconnection», *Review of Industrial Organization* 22, 27-46.

Economides, N. (1998): «The incentive for non-price discrimination by an input monopolist», *International Journal of Industrial Organization* 16(3), 271-284.

Gabrielsen, T.S. og S. Vagstad (2008a): «Why is on-net traffic cheaper than off-net traffic? Access markup as a collusive device», *European Economic Journal* 52, 99-115.

Gabrielsen, T.S. og S. Vagstad (2008b): «M2M Call Termination - Regulation or Competition», *Applied Economics Quarterly* 54, 203-215.

Gans, J. og S. King (2000): «Mobile network competition, customer ignorance, and fixed-to-mobile call prices», *Information Economics and Policy* 12, 301-328.

Gans, J. og S. King (2001): «Using «bill and Keep» interconnect agreements to soften network competition», *Economics Letters* 71, 413-420.

Hansen, B. (2006): «Facility based competition in telecommunications», No 5 - 2006 BI Series of dissertations.

Hoernig, S. (2007): «Tariff-mediated network externalities: Is regulatory intervention any good?», mimeo, Universidad Nova de Lisboa og CEPR, London.

Johnsen, T. (2006): «Kapitalkostnad for norske mobilselskaper», Rapporten er tilgjengelig på www.npt.no/lric

Laffont, J.J., P. Rey og J. Tirole (1998a), «Network Competition I: Overview and nondiscriminatory pricing», *Rand Journal of Economics* 29, 1-37.

Laffont, J.J., P. Rey og J. Tirole (1998b): «Network Competition II: Price discrimination», *Rand Journal of Economics* 29, 38-56.

Laffont, J.J., Tirole, J. (1993): *A Theory of Incentives in Procurement and Regulation*, Cambridge, MA: MIT press.

Laffont, J.J., Tirole, J. (2000): *Competition in telecommunications*, MIT press.

Noam E. M. (2002): Interconnection practices, i *Handbook of telecommunications economics*, Vol 1, M.E. Cave et al. (red.)

⁴⁵ Priser pr minutt beregnet som et gjennomsnitt av oppstart og samtalepris for en to minutters samtale.

⁴⁶ s. 7 i PTs vedtak av 17. november 2008 (se ovenfor).

Ofcom (2003): Wholesale mobile voice call termination. *Proposals for the identification and analysis of markets, determination of market power and setting of SMP conditions* (www.ofcom.org.uk/consult/condocs/mobile_call_termination).

Oftel (2003): Consumers' use of mobile telephony Oftel residential survey, Q12 February 2003. <http://www.oftel.gov.uk/publications/research/2003/q12mobro403.htm#chapterthree>.

Peitz, M. (2005a): «Asymmetric access price regulation in telecommunications markets», *European Economic Review* 49, 341-358.

Peitz, M. (2005b): «Asymmetric regulation of access and price discrimination in telecommunications», *Journal of Regulatory Economics* 28, 327-343.

PTs Årsrapport 2006, 26. februar 2007: Tilgjengelig fra www.npt.no

PTs arbeid med LRIC. Tilgjengelig på www.npt.no/lric

PTs vedtak og varsel om vedtak i marked 16: «markedene for terminering av tale i individuelle offentlige mobilkommunikasjonsnett». www.npt.no

Samferdselsdepartementets vedtak i klagesakene anlagt av Telenor, NetCom og Tele2 for marked 16. tilgjengelig på <http://www.regjeringen.no/nb/dep/sd/tema/Telekommunikasjon/vedtak-i-klagesaker.html?id=464115>.

Wright, J. (2002): «Access pricing under competition», *Journal of Industrial Economics*, 289-315.

www.hive.no



**HØGSKOLEN
I VESTFOLD**

Bruk hodet: Følg hjertet

Ledig stilling som Førsteamanuensis / Førstelektor/ Høgskolelektor i samfunnsøkonomi

Ved Høgskolen i Vestfold, avdeling for samfunnsfag, er det ledig 100 % fast stilling innen samfunnsøkonomi. Den som tilsettes vil bli tilknyttet faggruppe økonomi og administrasjon.

Stillingen innebærer oppgaver knyttet til undervisning i samfunnsøkonomi og metodefag på bachelornivå, forskning/utviklingsarbeid, samt faglig-administrative oppgaver. Undervisning på tverrfaglig master i samfunnsvitenskap er også aktuelt.

Opplysninger om stillingen fås ved Studieleder Thomas Bogen, tlf. 33 03 77 56 / 979 85 766, e-post: thb@hive.no eller Førsteamanuensis Jon Reiersen, tlf. 33 03 12 15, e-post: jr@hive.no

Fullstendig utlysningstekst og elektronisk søknadsskjema finnes på internett:

www.hive.no/stilling Søknadsfrist 20. april.



ROGER BJØRNSTAD
Statistisk sentralbyrå

ÅDNE CAPPELEN
Statistisk sentralbyrå

RAGNAR NYMOEN
Universitetet i Oslo

Inflasjonsforventninger og pengepolitiske regimer*

I denne artikkelen bruker vi inflasjonsprognoser fra de siste 30 år til å undersøke når forventningsfeilene har vært store. Resultatene viser at det er få år med overraskende store og gjennomgående forventningsfeil. Vi ser fraværet av systematiske forventningsfeil i sammenheng med at inflasjonsutsiktene har stått sentralt i den økonomisk politiske debatten i hele perioden, ikke minst i forbindelse med opplegget for inntektspolitikken. Dermed har prognosemakerne fått innsikt i inflasjonsprosessen. Finansdepartementets prognoser, som bygger på løsningen av den makroøkonomiske modellen MODAG (og MODIS IV først i perioden), framstår således som (svakt) rasjonelle forventninger i vår undersøkelse.

1 INNLEDNING

Det nominelle ankeret betegner den valgte målvariabelen for pengepolitikken. Det er en rimelig hypotese at inflasjonsforventningene, og inflasjonen selv, avhenger av pengepolitisk regime, og at begge variable vil påvirkes av et skifte i det nominelle ankeret. For eksempel kan inflasjonsforventningene endre seg som følge av en overgang fra fast men justerbar valutakurs, til et regime med et inflasjonsmål. Mer generelt henspiller det nominelle ankerfestet på at det nominelle forløpet påvirkes av hvilke forventninger som aktørene har om graden av måloppnåelse i penge- og valutapolitikken. Inflasjonsforventningene

gjenspeiler troverdigheten til ankerfestet, og omvendt: Dersom troverdigheten til ankerfestet økes eller svekkes markert, får dette konsekvenser for inflasjonen.

I denne artikkelen undersøker vi om feilen i inflasjonsforventningene blir større enn normalt i år med skifte i det nominelle ankeret, eller i perioder der det skjer vesentlige endringer som påvirker troverdigheten innenfor et gjeldende regime. Det er mindre opplagt enn man først skulle tro at selve forventningsfeilen er markert regimeavhengig. Standard teori om inflasjonsstyring sier tvert om at det ikke gjør seg gjeldende en slik avhengighet: Dersom

* Takkt til Samfunnsøkonomens anonyme konsulent. Takkt også til André Anundsen for hjelp ved datainnsamling og tilrettelegging, og til Pål Boug, Eilev S. Jansen og Knut Moum for kommentarer på tidligere utkast. Dette arbeidet ble presentert på Forsker møtet 2009, som ble arrangert ved Universitetet i Bergen.

troverdigheten til inflasjonsmålet svekkes, vil både inflasjonsforventningene og inflasjonen påvirkes like mye, og forventningsfeilen forblir upåvirket. Men som ofte er tilfellet med entydige konklusjoner, så er også denne modellavhengig. Relasjonene mellom faktisk og forventet inflasjon kan være mer kompleks enn det modellen spesifiserer, og i så fall er det heller ikke sikkert at inflasjonen påvirkes like mye som forventningene av en endring i troverdigheten til det pengepolitiske regimet. Analysen sier heller ikke hva som skjer med inflasjonsprosessen ved et formelt skifte av regime, for eksempel fra valutakursstyring til inflasjonsstyring. I slike situasjoner er det ikke lett å si *a priori* hva som påvirkes først og sterkest, inflasjonen eller forventningene.

Men det finnes også andre argumenter for at endringer i det formelle pengepolitiske regimet kanskje ikke er av så stor betydning for forventningsfeilen som en først skulle tro. I Norge har hensynet til kostnadmessig konkurransevne alltid vært viktig i den økonomiske politikken. Den vedvarende oppmerksomheten om sammenhengen mellom innenlandsk inflasjon og konkurransevnen kan ha bidratt til at forventningene har vært i samsvar med hovedtrekkene i inflasjonsprosessen, slik at de store feilene som aktørene har gjort har blitt forholdsvis få. Inntektspolitikken, og et institusjonalisert system for hovedlinjene i lønnsdannelsen, er faktorer som nok har virket i samme retning, se Bowitz og Cappelen (2001) og Barkbu mfl. (2002). Disse faktorene representerer strukturelle trekk i den norske makroøkonomien, og kan ha bidratt til at lønns- og prisdannelsen har blitt mindre endret av skifte i pengepolitisk opplegg, enn det en kanskje skulle tro ved første øyekast, jf også Bårdsen mfl. (2003) og Akram og Nymoen (2009).

I denne artikkelen bruker vi data om forventningene til profesjonelle prognosemakere til å teste hypotesen om at forventningsfeil er nært knyttet til skifte av pengepolitisk regime. Nærmere bestemt bruker vi publiserte prognoser for KPI inflasjonen i et gitt år, laget og publisert i løpet av året før. Datasettet inneholder årlige observasjoner fra 1970-tallet fram til og med 2007.

Det er kanskje behov for å begrunne relevansen av dette datasettet for problemstillingen. For det første: inflasjonsprognoser er inflasjonsforventninger. «Forventningsdan-

nerne» i vårt utvalg er imidlertid ikke representative for befolkningen, fordi de i egenskap av å være profesjonelle prognosemakere selvfølgelig kan bruke veldig mye mer tid og ressurser på forventningene enn det vanlige folk vil se seg tjent med. Vårt premiss er derfor at de vil danne forventninger av god kvalitet dersom forholdene ligger til rette for det, men at kvaliteten vil forringes dersom det blir vanskelig å fiksere inflasjonsforventningene. Derfor baserer vi oss på at tilfeller av fall i kvalitet vil kunne avdekkes ved bruk av formelle statistiske tester. Vi benytter en metode for objektiv estimering av brudd i forventningsfeilene til dette formålet. Forventningene til aktørene i vårt utvalg er spesielt interessante også fordi det er realistisk å tro at disse prognosemakerne påvirker inflasjonsforventningene til lønnstakere og foretaksledere. For noen prognosemakere er slik påvirkning selve poenget med prognosene.

Vår undersøkelse viser at ekspertene stort sett har unngått systematiske feil i sine inflasjonsforventninger, uansett hva som har vært det formelle nominelle ankeret, og også uavhengig av hvor aktivt man gjennom pengepolitikken har tatt sikte på å påvirke inflasjonsforventningene. Dette er et interessant funn fordi det viser at de tidvise problemene med det nominelle forløpet ikke primært skyldes brudd i, eller dårlig kvalitet i forventningsdannelsen, men at inflasjonen har reagert på en forutsigbar måte på de sjokkene som hadde inntruffet. Det er særlig Finansdepartementet, med sine modellbaserte prognoser, som ser ut til å ha godt grep på dette med regimeskift i inflasjonen. Dette betyr ikke at Finansdepartementets inflasjonsprognoser nødvendigvis vil gjøre det spesielt skarp i prognosekonkurranser, noe som bekreftes av Bjønnes mfl. (1998), eller i internasjonale sammenlikninger, slik det er framkommer i Öller og Barot (2000).¹ Disse studiene identifiserer imidlertid ikke de årene der prediksjonsfeilene er større enn det en skulle forvente på bakgrunn av det institusjonene presterer i gjennomsnitt, mens det er nettopp dette spørsmålet som er fokus i vår empiriske undersøkelse av strukturelle brudd i sammenhengen mellom inflasjon og forventet inflasjon.

Før vi presenterer den detaljerte analysen, gir vi et kort resymé av relevante hendelser innenfor lønnsdannelse, inntektspolitikk og utenriksøkonomi i Norge i den perioden som analysen gjelder for. Disse forholdene har hatt

¹ Datasettet Öller og Barot (2000) slutter i 1997, mens vi har data til 2007.

Tabell 1 Årlig inflasjon i Norge og eurosonen. Tall i prosent.

	1973-79	1980-85	1986-89	1990-95	1996-99	2000-07
Norge	8,5	9,4	6,8	2,7	2,1	1,9
Eurosonen	10,9	9,4	3,3	3,9	1,6	2,2
Differanse	-2,4	0	3,5	-1,2	0,5	-0,3

Kilde: OECD Historical Statistics 1960-97, Table 8.11 og Economic Outlook 2008/1, Annex Table 18. Norske tall er fra Statistisk Årbok div. årganger.

betydning for faktisk inflasjon, og kan ha hatt betydning for inflasjonsforventningene.

2 DET NOMINELLE FORLØPET I UTVALGSPERIODEN Forventningskanalen blir i dag av mange økonomer framhevet som pengepolitikken kanskje eneste pålitelige kanal til påvirkning av økonomien, samtidig som nominell stabilitet i økonomien er helt avhengig av om pengepolitikken lykkes eller ikke. Gjennom taler, artikler og i sine pengepolitiske rapporter kommer det fram at dette også er Norges Banks syn.²

Her vil vi minne om et annet perspektiv, nemlig at det nominelle forløpet i lange perioder *de facto* har vært forankret i sentralisert lønnsdannelse med industrien som lønnsleder. Dog ikke i forhold til et absolutt mål, men i forhold til inflasjonen i utlandet. I tråd med ankeranalogien kan vi si at Den norske modellen har sørget for i alle fall et nominelt drivanker, og at dersom inflasjonen ute varierer rundt en stabilt langsiktig rate, så befestes også den innenlandske inflasjonen mer absolutt. Denne stabilisatoren har ikke vært tilstrekkelig til å takle alle sjokk som økonomien har blitt utsatt for, og direkte inngrep har vært brukt flere ganger (lønnslovene i 1988 og 1989 for eksempel), og det har vært perioder da selvreguleringen (drivankeret) ikke har fungert i det hele tatt. Men Den norske modellen har tilpasset seg erfaringen fra disse krisene, og har bidratt til fortsatt høy reallønnsfleksibilitet, samtidig som det har vært mulig opprette lønnsforskjeller som er små sammenlignet med mange andre land.

Tabell 1 viser gjennomsnittlig inflasjon i Norge og EU/euroområdet i ulike perioder. Tabellen illustrerer at

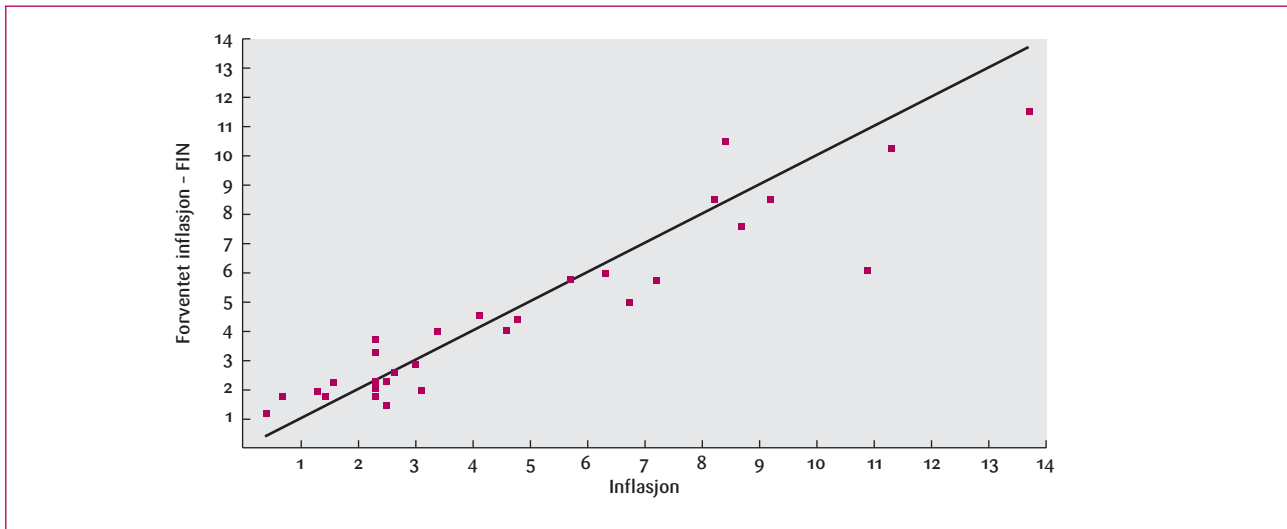
selv om inflasjonen i Norge var høy i perioden med fast valutakurs, var den om lag på samme nivå som i EU. Det er interessant at i perioden med små, men hyppige devalueringer i første halvdel av 1980-tallet, var inflasjonen i Norge på samme nivå som i EU. Det var altså ikke høy særnorsk inflasjon som forårsaket devalueringene i denne perioden. Devalueringene var snarere en del av den økonomiske politikken, da man trodde at man på denne måten kunne bedre norsk industris internasjonale konkurransevne, altså at man kunne oppnå en høyere reallønnsfleksibilitet ved hjelp av pengepolitikken. Den maritime analogien blir at man besluttet seg for å kutte ankerlina i disse urolige tidene, for så å gjenfinne kursen etter å ha ridd stormen av.

Perioden etter devalueringen i 1986 skiller seg imidlertid ut. Sammenliknet med inflasjonen på 1970-tallet og på første halvdel av 1980-tallet var ikke inflasjonen høy, men det var den sammenliknet med inflasjonen ute. I denne perioden, 1986-89, hadde vi altså ikke noe nominelt drivanker engang, på tross av at Norge formelt sett hadde fast valutakurs som nominelt anker.³ Som en bakgrunn vil vi minne om at devalueringen i 1986 ikke kan sammenliknes med de mindre devalueringene tidligere i perioden. Devalueringen var forårsaket av et uventet fall i oljeprisen, som ble halvert, men kunne også skyldes at man fryktet at Den norske modellen for lønnsdannelse var brutt sammen. Det er liten tvil om at oppgjøret 1986 var en dårlig dag på jobben for lønnsdannelsessystemet i Norge, og starten på flere vanskelige år for norsk økonomi, med blant annet raskt økende arbeidsledighet. Lønnsoppgjøret endte med full retrett for arbeidsgiversiden etter en kortvarig lockout. Det ble vedtatt at arbeidstidsforkortelsen i januar 1987 skulle skje med full lønnskompensasjon.

² «Pengepolitikken fremste oppgave er å sørge for at inflasjonsforventningene er lave og stabile. Forventninger om lav og stabil inflasjon gir et nominelt anker. [...] Våre erfaringer - og erfaringene fra andre land - viser at uten et nominelt anker får vi heller ikke stabilitet i sysselsetting og produksjon». Gjedrem (2007).

³ I desember 1986 ble lavrentepolitikken forlatt. Pengepolitikken ble rettet inn mot å understøtte den faste valutakursen som et nominelt ankerfeste, Gjedrem (2008), s 81.

Figur 1 Finansdepartementets inflasjonsforventninger og faktisk inflasjon (1977-2007). Den heltrukne linjen representerer perfekte prognosetreff.



Om vi skal tenke på disse i for seg dramatiske hendelsene som en slags midlertidig systemsvikt i lønnsdannelsen, slik det har vært vanlig å gjøre i tidligere analyser av det som skjedde på midten av 1980-tallet, eller som at det nominelle ankeret glapp, kan være smakssak. Den gang ble det uansett lagt vekt på å styrke Den norske modellen framfor å innføre et inflasjonsmål, og det såkalte solidaritetsalternativet ble lansert i 1992. Etter dette var det stabil lav inflasjon, og ledigheten kom ned igjen.

3 EN ANALYSE AV INFLASJONSFORVENTNINGER GJENNOM SKIFTENDE REGIMER

Inflasjonen er en av de variable som flest prognosemakere uttaler seg om og som vi har lengst sammenhengende observasjoner av, se Bjønnes mfl. (1998). Dette er antakelig fordi «prisutsiktene» er viktig i mange overveielser og avgjørelser, det være seg til krav om lønnstillegg, i regulering av kontrakter, i verdsetting av pensjonsforpliktelser og i planlegging av økonomisk politikk. Vi ser her på feilene – som uttrykk for forventningsfeil – i prognosene for årlig inflasjon ett år fram i tid. Alle prognosene er publisert året før prognoseåret.

Vi har samlet inn inflasjonsforventninger, i form av prognoser, fra de 10 institusjonene som er listet opp i tabell 7 i vedlegget. Der forklarer vi også hvilke prognosetall som

er benyttet i testene som blir gjennomført i denne artikkelen. Vi ser først, og i mest detalj, på Finansdepartementets prognoser. Det er flere grunner til å vie disse forventningene spesiell oppmerksomhet. For det første er Finansdepartementets inflasjonsprognoser den forventningsserien som vi har flest observasjoner av (ved siden av OECD). For det andre har Finansdepartementet alltid lagt stor vekt på utarbeidelsen og presentasjonen av inflasjonsprognosene, blant annet fordi denne prognosen har vært viktig for vurderingen av Norges internasjonale konkurransevne, som har dannet rettesnor for gjennomføringen av inntektspolitikken som har stått sentralt uansett pengepolitiske regimer. For det tredje har Finansdepartementets inflasjonsprognose for neste år alltid vært blant de første som blir publisert, i begynnelsen av oktober hvert år, og det kan godt tenkes at denne prognosen påvirker inflasjonsforventningene til andre profesjonelle prognosemakere, og forventningene i befolkningen. I perioder har nok en slik effekt også vært tilsiktet (såkalt indikativ planlegging), slik at vi kan si at også Finansdepartementet har benyttet seg av forventningskanalen for å nå sine mål om prisstigningen. I den grad Finansdepartementet har greid å unngå systematiske feil i sine inflasjonsprognoser, viser det i så fall at departementet ved hjelp av sin modell MODAG (og tidligere MODIS IV) og sin øvrige ekspertise, har greid å gi en god vurdering av private aktørers forventninger og deres rolle i inflasjonsprosessen.⁴

⁴ Informasjon og dokumentasjon om MODAG finnes på internett: <http://www.ssb.no/emner/09/90/sos111/>

3.1 Finansdepartementets inflasjonsforventninger

Figur 1 viser Finansdepartementets forventninger om prisveksten ett år fram (den vertikale akse), og faktisk inflasjon målt med KPI (den horisontale akse). Disse prognosene er fra nasjonalbudsjettene og utarbeides i september året før prognoseåret. De tre høyeste inflasjonsratene i perioden finner vi i 1980 (10,9 %), 1981 (13,7 %) og 1982 (11,3 %). Av disse årene var det likevel bare i 1980 at prognosefeilen var ekstremt stor (4,8 prosentpoeng for lav forventet inflasjon). Denne underprediksjonen har man tidligere forklart ved at OPEC-II sjokket ikke kunne forutses, og at prisstoppen som ble innført i september 1978, ble avvirket i januar 1980, og man var antakelig ikke i stand til å fastslå godt hva denne dereguleringen ville bety for inflasjonen.

Den heltrukne linjen i figur 1 angir det tenkte tilfellet der alle forventningene traff helt perfekt («line of perfect forecasts»). Selv om observasjonene noen ganger befinner seg på oversiden av denne linjen og noen ganger på undersiden, så «oppsummerer» linjen for perfekte forventninger tendensen i materialet ganske godt. Som en kontroll av at dette inntrykket stemmer, kan vi foreta statistiske tester basert på en enkel modell for sammenhengen mellom faktisk inflasjon i år t , som vi symboliserer med π_t , og Finansdepartementets forventninger, symbolisert med π_{t-1}^{FIN}

$$(1) \quad \pi_t = \alpha + \beta \pi_{t-1}^{FIN} + \varepsilon_t.$$

α og β er modellens parametre, og ε_t er et restledd.

Resultatet av estimering med minste kvadraters metode (MKM) er oppgitt i første linje i likning (2), der 0,26 og 1,11 er estimatene på henholdsvis konstantleddet (α) og stigningskoeffisienten (β). Det betyr at regresjonslinjen har en litt slakere helning enn 45-graderslinjen for perfekte forventninger i figur 1. Grunnen til det er at regresjonslinjen «trekkes» mot ekstremobservasjonene i 1980-82. Tallene i parentes under koeffisientene er estimerte standardavvik, og viser at ut i fra vanlige krav til statistisk signifikans så avviker regresjonslinjen i (2) likevel ikke signifikant fra linjen for perfekte forventninger.⁵

$$\pi_t = -0,26 + 1,11\pi_{t-1}^{FIN}$$

(0,41) (0,07)

$$(2) \quad T = 31(1977 - 2007), R^2 = 0,89, \hat{\sigma} = 1,25\%$$

$$DW = 1,75, F_{AR} = 0,42[0,52], F_{ARCH} = 0,20[0,66]$$

$$F_{x^2} = 1,18 [0,32], X_N^2 = 18,3[0]$$

Under den estimerte likningen har vi ført opp opplysninger om antallet observasjoner (angitt med T , og årstallene i parentes), og om styrken på sammenhengen mellom forventningene og inflasjonen: Både målt med R^2 , som er den multiple korrelasjonskoeffisienten fra regresjonen, og med det residuale standardavviket ($\hat{\sigma}$). De neste to linjene inneholder statistiske testobservatorer som belyser egenskapene til restleddet ε_t . Disse restleddsobservatorene er viktige for gyldigheten av de statistiske testene av hypoteser om størrelsen på parametrene α og β . Det er derfor nødvendig å gå litt inn på hver enkelt at dem.

DW og F_{AR} er to forskjellige tester av en hypotese om fravær av autokorrelasjon av første orden i restleddet ε_t .⁶ For at denne hypotesen skal kunne forkastes på 5% signifikansnivå, må DW være mindre enn 1,49, eller større enn 2,54, noe som vi ser ikke er tilfellet. F_{AR} testen tyder heller ikke på at restleddene er autokorrelerte, noe som framkommer både ved at denne testen er nokså nær null og fordi tallet i hakeparentesen, den såkalte « p -verdien», er 0,52. « p -verdien» er det signifikansnivået som vi måtte velge for å forkaste nullhypotesen om fravær av autokorrelasjon på basis av $F_{AR} = 0,42$. F_{ARCH} og F_{x^2} er to tester av heteroskedastiske restledd, og ingen av disse testene tyder på signifikante avvik fra homoskedastisitet.⁷ Den siste testen, X_N^2 er en test for avvik fra normalfordeling, og siden denne testen har en « p -verdi» som er null, gir den en klar indikasjon om «avvik fra normalitet». Det er nærliggende å anta at for eksempel året 1980 bidrar til dette resultatet.

I tabell 2 har vi gjengitt utfallet av noen tester på kvaliteten av Finansdepartementets forventninger. Kolonne (a) viser tester for modellen som ble estimert i likning (2). Først viser vi utfallet av en mye brukt test på om forventningene er fri for systematiske feil eller skjevhet. Dette er hypotesen om at forventningene er svakt rasjonelle, eller

⁵ Vi tenker her på tester av de to enkelt hypotesene om $\alpha = 0$ og $\beta = 1$, som på basis av (2) hver for seg kan forkastes på 5% signifikansnivå. Utfallet av testen av den sammensatte hypotesen om $\alpha = 0$ og $\beta = 1$ finnes i tabell 2, og omtales i den tilhørende teksten.

⁶ DW er den såkalte Durbin-Watson observatoren, mens F_{AR} er en test for autokorrelasjon som er F -fordelt under nullhypotesen om fravær av autokorrelasjon. Disse og de andre testene som kommenteres i teksten er standard og finnes nærmere forklart i lærebøker i økonometri. Vi har beregnet dem her ved hjelp av PcGive 12, se Doornik og Hendry (2007).

⁷ F_{ARCH} er en test for såkalt «autoregressive conditional heteroscedasticity», og F_{x^2} tester for heteroskedastisitet av den formen der restleddsvariansen varierer med kvadratet av forklaringsvariablene.

Tabell 2 *Inflasjonsforventningene i nasjonalbudsjettene, 1977-2007.*

(a)	(b)
$\pi_t = \alpha + \beta\pi_{t-1}^{FIN} + \varepsilon_t$	$\pi_t = \alpha + \pi_{t-1}^{FIN} \tau + e_t$
Test av $H_0: \alpha = 0$ og $\beta = 1$:	Test av $H_0: \tau = 0$:
$F(2,29) = 1,74[0,19]$	$N(0,1) = 1,11[0,27]$
Test av parameterstabilitet	Test av parameterstabilitet
$\alpha_{stab} = 0,13$	$\tau_{stab} = 0,51^*$
$\beta_{stab} = 0,05$	$\sigma_{e,stab} = 0,33$
$\sigma_{\varepsilon,stab} = 0,34$	

konsistente, se Clements (2005). Med referanse til modell (1), tester vi her den sammensatte hypotesen om at konstantleddet er 0 samtidig som stigningstallet β er 1. Testen på denne hypotesen er F -fordelt, men bare tilnærmet, siden vi har sett at restleddene ε_t antakelig ikke er normalfordelte. Med dette forbeholdet ser vi at nullhypotesen i kolonne (a) ikke forkastes, noe som bekrefter inntrykket av at det ikke gjør seg gjeldende noen signifikant forskjell mellom regresjonslinjen og linjen for perfekte forventninger i figur 1. Konklusjonen er følgelig at Finansdepartementet ikke har hatt systematiske feil i sine forventninger om inflasjonen de siste 30 år!

Stabiliteten av parametrene α og β i forskjellige perioder er av opplagt interesse for spørsmålet om glipp i det nominelle ankeret, for eksempel fordi det kan være systematiske forskjeller i treffsikkerheten av prognosene i perioder med høy og lav inflasjon. Testene som er angitt med α_{stab} og β_{stab} i kolonne (a) har verdier nær null dersom det ikke gjør seg gjeldende avvik fra hypotesen om parameterstabilitet. Nærmere bestemt er 5 % kritisk verdi 0,47 og 10 % kritisk verdi 0,35 for begge disse testene, jf Hansen (1992). Det er også relevant å teste hypotesen om standardavviket til restleddet ε_t er en stabil parameter. Heller ikke denne hypotesen er det grunnlag for å forkaste på 5 % signifikansnivå, jf at $\sigma_{\varepsilon,stab}$ er 0,34.

Et logisk problem ved testen for fravær av skjevhet i forventningene i kolonne (a) er at det finnes en annen restriksjon på (1) som også har som implikasjon at forventningene er uten systematiske feil, nemlig

$$\alpha = (\beta - 1)\pi_{t-1}^{FIN}.$$

Det er derfor anbefalt å teste hypotesen om fravær av systematiske feil med utgangspunkt i modellen

$$(3) \quad \pi_t - \pi_{t-1}^{FIN} = \tau + e_t$$

slik som i kolonne (b) i tabellen. « t -verdien» til MKM estimatoren for τ er t -fordelt dersom restleddet e_t er normalfordelt, og standard normalfordelt dersom normalitetsforutsetningen ikke gjelder. Siden avviket fra normalitet i restleddene ε_t nødvendigvis også vil gjøre seg gjeldende for e_t , bruker vi normalfordelingen $N(0,1)$ i kolonne (b). Vi ser at $H_0: \tau = 0$ ikke kan forkastes.

Kolonne (b) i tabell 2 inneholder også tilsvarende tester for parameterstabilitet som i kolonne (a), og i denne modellen er testen for stabilitet av skjevhetsparameteren τ signifikant på 5% nivå, noe som er angitt ved * i tabellen. Det ville være interessant om denne ustabiliteten kan knyttes til 1986, eller kanskje til ett eller flere av årene på 1990 tallet med høye depresieringsforventninger i valutamarkedet. For å undersøke denne muligheten nærmere, er det praktisk å utnytte en funksjon i økonometriprogrammet PcGive som heter *Autometrics*, og som lar oss identifisere år med uventet store forventningsfeil på en objektiv måte, se Doornik og Hendry (2007).

Autometrics er et program for automatisk modellvalg. I vår sammenheng er det spesielt interessant å studere om det gjør seg gjeldende strukturelle brudd, enten i sammenhengen mellom inflasjon og forventninger (1), eller i forventningsfeilen (3). *Autometrics* inneholder både en metode som benytter «uteliggere» (observasjoner som påvirker regresjonslinjen sterkt), og en metode som heter dummy-

metning («dummy saturation»). I metoden med dummy-metning utvides for eksempel likning (3) med en dummy for hvert år. Basert på den algoritmen som er programmert i *Autometrics*, spesifiseres det så automatisk en endelig modell. Denne endelige likningen kan vise seg å inneholde dummier for ett eller flere enkeltår. Tolkningen er i så fall at dette er år der prognosefeilen ble større enn det en normalt skulle forvente.

Vi ser først på stabiliteten i sammenhengen mellom inflasjonen og Finansdepartementets prognoser, altså likning (1), ved å benytte metoden med dummy-metning. På grunn av at det gjøres mange tester i den automatiske modellspefisikasjonen, er det viktig hvilket signifikansnivå som brukes i hver test. Dersom signifikansnivået settes høyt, øker sjansen for å få med dummier for år som egentlig ikke representerer noen signifikant brudd. Vi har brukt både det konvensjonelle 5 % nivået og det moderat strenge 2,5 % nivået. Den eneste konsekvensen av dette valget er at 1981 kommer med som et år med uventet stor prognosefeil dersom vi bruker 2,5 % som signifikansnivå. Vi har derfor også benyttet 1 % nivået, og sluttmodellen blir den samme som med 2,5 % signifikansnivå, nemlig⁸

$$\pi_t = 1,08 \pi_{t-1}^{FIN} + 4,31 d_{1980} - 2,94 d_{1983} \quad (0,03) \quad (0,83) \quad (0,87)$$

(4) $T = 31(1977 - 2007), \hat{\sigma} = 0,81$
 $DW = 1,8, F_{ARCH} = 1,02[0,32],$
 $F_{\chi^2} = 0,34[0,85], \chi^2_N = 0,10[0,95]$

der d_{1980} og d_{1983} er variable som er 1 i henholdsvis 1980 og 1983 og 0 ellers. I denne likningen er det ikke lenger noen indikasjon om avvik fra normalitet i restleddet. Legg merke til at konstantleddet ikke er med i den foretrukne likningen. *Autometrics* velger altså $\hat{\alpha} = 0$ som vil si at etter justering for 1980 og 1983 er det bare en liten forskjell i helning som skiller føyningslinjen basert på MKM fra linjen for perfekte forventninger i figur 1. Fordi det ikke er et konstantledd i likning (4), oppgir vi det residuale standardavviket, symbolisert med $\hat{\sigma}$, som et mål på treffsikkerheten.

Som nevnt ovenfor, er det grunn til å teste mer direkte for signifikante forventningsfeil også i tidsserien for Finans-

departementets prognosefeil. Det vil si at vi benytter *Autometrics* på modell (3). Med 2,5 % signifikansnivå blir sluttmodellen:

$$\pi_t - \pi_{t-1}^{FIN} = 4,80 d_{1980} + 2,20 d_{1981} - 2,10 d_{1983} \quad (0,81) \quad (0,81) \quad (0,81)$$

(5) $T = 31(1977 - 2007), \hat{\sigma} = 0,81$
 $DW = 1,7, F_{ARCH} = 0,36[0,55]$
 $F_{\chi^2} = 0,62[0,61], \chi^2_N = 0,16[0,92]$

som indikerer at med unntak av starten av 1980-tallet, så er det ingen skjevhet i Finansdepartementets inflasjonsforventninger. Vi ser at også 1981 nå kommer med som et år med strukturelt brudd i forventningsdannelsen. På samme måte som i likning (4) gir testene ingen indikasjoner om residual feilspefisikasjon. Det viser at (5) i alle fall ikke inneholder for få brudd-dummier. Dersom vi stiller strengere krav til signifikans, er det bare d_{1980} som kommer med i den foretrukne likningen.⁹

Estimering av bruddene i selve inflasjonprosessen gir i alt 7 brudd: 1978, 1980, 1981, 1982, 1986, 1987 og 1988.¹⁰ Departementets forventninger inneholder altså langt færre brudd enn det som karakteriserer inflasjonen selv. De fleste bruddene i inflasjonprosessen har altså blitt forutsett. Siden det, ifølge *Autometrics*, ikke var brudd i inflasjonprosessen på 1990-tallet eller 2000-tallet, så er det heller ikke underlig at analysen av forventningsfeilene heller ikke fant brudd i denne perioden, som inneholdt både spekulative angrep på krona og omlegging av pengepolitikken.

Selv om sammenlikning av prognosenøyaktighet ikke er noe hovedanliggende i denne artikkelen, der fokus er på brudd i forventningsdannelsen, hører det med til en prognoseevaluering å sammenligne med en «tommelfingerprognose» om at inflasjonen neste år blir lik inflasjonen i dag. En slik enkel prognosemekanisme er i mange praktiske tilfeller vanskelig å slå, fordi den har den gode egenskapen at den relativt raskt, og automatisk, tilpasser seg de strukturelle endringer som har skjedd. Prognoser som bygger på et mer omfattende analyseopplegg, med eller uten bruk av formelle og kvantifiserte modeller, er ofte tregere til å tilpasse seg strukturelle endringer. Prognose-

⁸ Her bruker vi altså modell (1) utvidet med dummy-metning og signifikansnivå 0,025.

⁹ Med 1% nivå er det bare d_{1980} som beholdes av *Autometrics*. Den andre metoden til å estimere brudd ved hjelp av *Autometrics*, altså metoden med signifikante uteliggere er gjennomgåene mer konservativ enn metoden med dummy-metning. Anvendt på Finansdepartementets prognosefeil gir denne alternative algoritmen en sluttmodell med brudd kun i 1980, selv med 5% nivå på testene.

¹⁰ Vi benyttet en 2. ordens autoregressiv modell for π_t , og metoden med dummy-metning med 0,025 signifikansnivå.

nøyaktighet krever derfor overvåkenhet fra de økonomene som jobber med prognosene, for å kunne foreta fordelaktig justering av den direkte modellprognosen, jf Hendry (2001) og Bårdsen og Nymoen (2009).

Nasjonalbudsjettets inflasjonsprognoser er nettopp et produkt av «tung modellbruk», først MODIS IV og senere MODAG, så sammenlikningen med prognosen $\pi_t = \pi_{t-1}$ (ingen endring) er svært relevant. Det kan bemerkes at på ett viktig punkt gir sammenlikningen en fordel til «ingen endring» prognosen: Hele prisendringen gjennom inneværende år er bakt inn i den naive prognosen, mens Finansdepartementets prognosemakere bare kan bygge på 8 måneder av observert inflasjon.

Tallene for perioden 1977 til 2007 viser at $\pi_t - \pi_{t|t-1}^{FIN}$ har lavere gjennomsnittlig spredning enn $\pi_t - \pi_{t-1}$. Det vanlige nøyaktighetsmålet «root mean squared forecast error», RMSFE, gir henholdsvis 1,6 og 1,9 for de to prognosene. Den såkalte Morgan-Granger-Newbold testen, se Clements (2005), gir som resultat at denne forskjellen i nøyaktighet er statistisk signifikant på 5 % nivå: Den *t*-fordelte testobservatoren (med 30 frihetsgrader) har verdien 3,0. Til tross for at vi har gitt den naive prognosen klare informasjonsfortrinn, er altså Finansdepartementets prognoser signifikant mer presise i gjennomsnitt. Dette er samme konklusjon som i Öller og Barot (2000).

3.2 Inflasjonsforventninger fra flere institusjoner

I dette avsnittet utvider vi analysen av inflasjonsforventningene til å inkludere flere prognosemakere. For oversiktens skyld ser vi først på prognosene fra Finansdepartementet, OECD, Norges Bank, Finansnæringens hovedorganisasjon (FNH), og Kredittkassen/Nordea (KRN), fordi disse prognosene dekker så og si hele 1980-tallet, i tillegg til 1977, 1978 og 1979 for FIN og OECD sin del. Vi kaller dette inflasjonsforventninger over en «lang» periode. Dernest utvider vi med to andre institusjoner, Statistisk sentralbyrå (SSB) og Skandinaviske Enskilda Banken (SEB) der vi for begge har prognoser fra 1987 og framover.

Inflasjonsforventninger over «lang» periode

I tabell 3 viser vi resultatet av å bruke *Autometrics* på tilsvarende sammenheng som (1). Modellen i likning (4) finner vi igjen kolonnen merket FIN i tabellen. Deretter følger likningene for OECD, Norges Bank, Kredittkassen/Nordea og Finansnæringens hovedorganisasjon.

Vi kan legge merke til at ingen av likningene inneholder et konstantledd $-\alpha$ er altså valgt lik 0 av *Autometrics* for alle institusjonene. Videre er det, i henhold til *Autometrics*, ingen år i perioden der sammenhengen mellom OECDs prognoser og den faktiske inflasjonen skiller seg ut spesielt, mens likningene for Norges Bank og FNH inneholder de samme dummiene for tidlig 1980-tall som gjorde seg gjeldende i Finansdepartementets prognosefeil. Likningen for Kredittkassen/Nordea skiller seg fra de andre ved at det kun er 1986 som framstår som et problematisk prognoseår.

Basert på tabell 3 kan vi lage en aggregert sammenheng mellom forventet og faktisk inflasjon. Den blir:

$$(6) \quad \pi_t = 1,01 \pi_{t|t-1} + 2,16 d1980 + 0,38 d1982 - 1,01 d1983 + 0,43 d1986$$

(0,01) (0,28) (0,14)
(0,23) (0,14)

som viser at det i gjennomsnitt gjør seg gjeldende et én til én forhold mellom forventet inflasjon og faktisk inflasjon. Den gjennomsnittlige prognosen for 1980 undervurderte inflasjonen med 2,16%, som dermed framstår som det året da det var vanskeligst å ha korrekte inflasjonsforventninger. 1986 er representert med dummy kun fordi det er Kredittkassen/Nordea som har en forventningsfeil i det året. Dummiene for 1982 er det også bare en aktør som står bak: Finansnæringens hovedorganisasjon.

Tabell 4 viser resultatene av å bruke *Autometrics* med dummy-metning på modellen for forventningsfeilen, jf modell (3) ovenfor. Også i denne tabellen er likningene basert på 2,5 % signifikansnivå. Det er rimelig at utvalget av år med vanskeligheter i forventningsdannelsen blir litt annerledes enn i tabell 3 siden *Autometrics* nå ikke kan «spille på» stigningstallet β til å finne den beste sammenhengen mellom inflasjonsforventninger og faktisk inflasjon. Vi ser at dette er spesielt tydelig for OECD, der *Autometrics* nå gir en modell med 2 årsummier, mens det ikke var noen for OECD-likningen i tabell 3. I tabell 4 inneholder likningen for OECD akkurat de samme brudd-dummiene som likningen for Finansdepartement, og i tillegg er OECD den eneste prognosemakeren som har problemer med forventningsdannelsen i 1991 og 2007, da inflasjonen begge år ble lavere enn det OECD forventet. For de andre prognosemakerne er det mindre forskjeller fra forrige tabell. Spesielt legger vi merke til at også for for-

Tabell 3 Sammenhengen mellom inflasjon og forventninger i perioden 1977-2007: Resultater av modellspekifisering med Autometrics, metode med dummy-metning og 2,5% signifikansnivå.

Generell modell: $\pi_t = \alpha_i + \beta_i \pi_{t-1}^i + \text{årsdummier} + \varepsilon_{it}$					
	FIN	OECD	NB ¹	KRN ²	FNH ³
α					
β	1,08 (0,03)	1,03 (0,04)	1,03 (0,03)	1,00 (0,02)	0,93 (0,03)
d1980	4,31 (0,83)		4,33 (0,78)		
d1982					1,91 (0,74)
d1983	-2,94 (0,87)		-2,11 (0,81)		
d1986				2,19 (0,72)	
$\hat{\sigma}$	0,81	1,3	0,75	0,71	0,69

¹ Data fra 1980 til 2007. ² Data fra 1981 til 2007. ³ Data fra 1981 til 2005.

Tabell 4 Forventningsfeilene for perioden 1977-2007: Resultater av modellspekifisering med Autometrics, metode med dummy-metning og 2,5 % signifikansnivå.

Generell modell: $\pi_t - \pi_{t-1}^i = \tau_i + \text{årsdummier} + e_{it}$					
	FIN	OECD	NB ¹	KRN ²	FNH ³
τ					
d1980	4,80 (0,81)	4,65 (0,65)	4,67 (0,82)		
d1981	2,20 (0,81)	2,20 (0,65)			
d1983	-2,10 (0,81)	-2,60 (0,65)			-2,00 (0,69)
d1986				2,20 (0,69)	
d1991		-1,80 (0,65)			
d2007		-1,90 (0,65)			
$\hat{\sigma}$	0,81	1,3	0,75	0,71	0,69

¹ Data fra 1980 til 2007. ² Data fra 1981 til 2007. ³ Data fra 1981 til 2005.

ventningsfeilene blir konstantleddet (τ i likning (3)) valgt til 0 av Autometrics. Tolkningen er at det ikke gjør seg gjeldende systematiske skjevheter i noen av forventningsseriene.

Den aggregerte forventningsfeilen basert på tabell 4 blir

$$(7) \quad \pi_t - \pi_{t-1} = 4,7 d1980 + 0,88 d1981 - 1,22 d1983 + 0,44 d1986 - 0,36 d1991 - 0,39 d2007$$

(0,43) (0,20) (0,25)
(0,14) (0,13) (0,13)

som bekrefter at 1980 var det året da inflasjonen var vanskelig å forutse. Helt i tråd med likning (6) er den

Tabell 5 Sammenhengen mellom inflasjon og forventninger i perioden 1987-2007: Resultater av modellspesifikasjon med *Autometrics*, metode med dummy-metning og 2,5 % signifikansnivå.

Generell modell: $\pi_t = \alpha_t + \beta_t \pi_{t-1}^i + \text{årsdummier} + \varepsilon_{it}$							
	FIN	OECD	NB	KRN	FNH ¹	SSB	SEB
α							
β	1,03 (0,06)	1,03 (0,03)	1,01 (0,05)	1,06 (0,04)	0,93 (0,04)	0,99 (0,04)	0,83 (0,04)
d_{1987}							2,03 (0,69)
d_{1991}		-1,94 (0,51)					
d_{1992}				-1,68 (0,62)			
d_{1996}		-1,27 (0,49)					
d_{2000}							1,60 (0,61)
d_{2004}		-1,24 (0,48)					
d_{2007}		-1,97 (0,49)					
$\hat{\sigma}$	0,84	0,48	0,76	0,60	0,64	0,57	0,60

¹ Data fra 1987 til 2005.

aggregerte forventningsfeilen nest størst for 1983, da inflasjonen ble overraskende lav i følge disse beregningene. Overraskende lav var inflasjonen også 1991 og 2007, men særlig stor ble forventningsfeilen ikke. Det samme må kunne sies om den for lave forventede inflasjonen i 2007, som var på under 0,5 for prognosemakerne sett under ett. Feilen var 10 ganger større i 1980, da det nominelle ankeret som tidligere nevnt ble midlertidig lettet som en del av gjennomføringen av den økonomiske politikken.

Det er interessant at opphevelsene av prisloven var annonsert og kjent på det tidspunktet som prognosene ble dannet, slik at treffsikkerheten burde vært bedre for 1980 dersom forutsetningen om rasjonell forventningsdannelse hadde vært oppfylt. Det kan virke som at det er forutsetningen om at prognosemakerne kjente den korrekte modellen for prisjusteringer som ikke var oppfylt i dette tilfellet. Men som nevnt ovenfor, er det også mulig at OPEC-II sjokket kom så sent i 1979 at de ikke ble innarbeidet i prognosene for 1980. En tredje mulighet er at prognosene fra Finansdepartementet inneholdt et sterkt indikativt element ved denne anledningen.

Inflasjonsforventninger over «kort periode»: 1987-2007

For å kunne inkludere forventningene til Statistisk sentralbyrå (SSB) og Skandinaviske Enskilda banken (SEB) har vi også sett på 20 års perioden fra 1987 til 2007. Det er ikke overraskende at *Autometrics* finner flere signifikante årsdummier for denne perioden, der årene med virkelig høy inflasjon mellom 1977 og 1986 ikke er med i utvalget. Dette bekreftes av tabell 5 der det særlig er OECDs forventninger som trenger støtte av mange årsdummier. Den aggregerte sammenhengen basert på tabell 5 blir

$$(8) \quad \pi_t = 0,98 \pi_{t-1} + 0,29 d_{1987} - 0,27 d_{1991} \\ - 0,24 d_{1992} - 0,18 d_{1996} + 0,43 d_{2000} \\ - 0,17 d_{2004} - 0,28 d_{2007}$$

(0,02) (0,10) (0,07)
(0,09) (0,07) (0,07)
(0,07) (0,07)

som inneholder mange årsdummier, men der hver enkelt av dem har forholdsvis lav koeffisient siden de stammer fra bare en prognosemaker hver. Vi ser forøvrig at både 2004 og 2007, da det nominelle ankerfestet igjen burde

Tabell 7 Oversikt over inflasjonsforventningsdatabase: Prognoseinstitusjoner med mer enn 10 observasjoner av inflasjonsprognoser.

INSTITUSJON	FORKORTEELSE	UTVALGSPERIODE
Finansdepartementet (Nasjonalbudsjettene)	FIN	1977-2007
OECD	OECD	1977-2007
Kredittkassen/Nordea	KRN	1981-2007
NAF/NHO	NHO	1980-1996, 2002-2007
Norges Bank	NB	1980-2007
Skandinaviske Enskilda Banken	SEB	1987-1991, 1995-2007
Statistisk Sentralbyrå	SSB	1987-2007
Finansnæringens hovedorganisasjon	FNH	1980, 1984-2005
NAF/NHO	NHO	1980-1996, 2002-2007
DnB	DNB	1991-2007
Handelsbanken	H	1998-2007
International Monetary Fund	IMF	1993-2007

sjonsutsiktene, og ønsket om forutsigbarhet og en viss kontroll med inflasjonen, har vært til stede også i de pengepolitiske regimene som gjaldt tidligere. Finansdepartementets forventninger har vært modellbasert i hele perioden (først MODIS IV, siden MODAG). Det virker som at systematisk modellbruk, og gode økonomiske vurderinger, har gitt Finansdepartementet en kompetanse på å forutse de større bruddene i inflasjonsprosessen. Vi har påpekt at disse bruddene er sammenfallende med velkjente begivenheter i den perioden vi har sett på. Det er interessant at de store sjokkene i valutamarkedet på 1900-tallet, eller innføring av inflasjonsmålet ikke befinner seg blant dem.

Det er flere problemstillinger som ikke er dekket av vår analyse av ett-steg fram forventningsfeilene. Feilene i prognoser for to eller flere år fram i tid kan vises å inneholde informasjon som kan benyttes til å undersøke de ulike tolkningene nærmere. En annen mulighet er å studere regimeskift i selve inflasjonsprosessen nærmere, fordi implikasjonene av skiftende pengepolitiske regimer kan være vel så klare der som i forventningsfeilene.

DATAMATERIALET

Tabell 7 gir en oversikt over datasettet med inflasjonsprognoser for år t , som er laget og publisert i år $t-1$. Tabellen viser hvilke institusjoner som vi har greid å skaffe til veie minst 10 forventningsobservasjoner fra. Av

disse 11 institusjonene er det de 7 første i tabellen som vi har valgt å ta med i analysen.

Det er «hull» i observasjonsrekken for SEB (3 forventningstall mangler) og FNH (også der 3 observasjoner). For å kunne ta med disse prognosemakerne i analysen, er manglende observasjoner erstattet med gjennomsnittet av de forventningene som vi har observasjoner for. For NAF/NHO mangler det 5 observasjoner (for 1981 til 1985), og dette vurderte vi som så mange at NAF/NHO er utelatt fra analysen. DnB, Handelsbanken og IMF er utelatt på grunn av antallet observasjoner er så vidt lite for disse tre.

REFERANSER:

Akram, Q. F. og R. Nymoen (2008): «Model Selection for Monetary Policy Analysis. How Important is Empirical Validity?», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 71, 35-68.

Bårdsen, G., E. S. Jansen og R. Nymoen (2003): «Econometric Inflation Targeting», *Econometrics Journal*, 6, 429-460.

Bårdsen, G. og R. Nymoen (2009): «Macroeconometric Modelling for Policy», kommer i Mills T.C. and K. Patterson (red), *Palgrave Handbook of Econometrics Vol 2*, Palgrave Mac-Millan, Houndsmill, Basingstoke, UK

Barkbu, B. B., R. Nymoen og K. Røed (2003): «Wage Coordination and Unemployment Dynamics in Norway and Sweden», *Journal of Socio-Economics*, 32, 37-58.

Bjønnes, G. H., A. J. Isachsen og S. O. Stoknes (1998): «Den store gjettekonkurransen. Treffsikkerheten i makroøkonomiske prognoser», *Økonomiske Analyser*, 17(9/98), 34-41.

Bowitz, E. og Å. Cappelen (2001): «Modelling Incomes Policies: Some Norwegian Experiences 1973-1993», *Economic Modelling*, 18, 349-379.

Clements, M. P. (2005): «Evaluating Econometric Forecasts of Economic and Financial Variables», *Palgrave Texts in Econometrics*. Palgrave MacMillan, Houndsmill, Basingstoke, UK.

Doornik, J. og D. H. Hendry (2007): *Empirical Econometric Modelling*. PcGive 12. Timberlake Consultants LTD, London.

Gjedrem, S. (2007): «Usikkerhet, økonomiske modeller og pengepolitikk», foredrag i regi av Centre for Monetary Economics BI, 17. september 2007.

Gjedrem, S. (2008): «Prisstabilitet kommer ikke seilende på ei fjøl», i Festskrift i anledning Per Kleppes 85-Årsdag, side 75-84. FAFO, Oslo.

Hansen, B. E. (1992): «Testing for Parameter Instability in Linear Models», *Journal of Policy Modelling*, 14, 517-533.

Hendry, D. F. (2001): «How Economists Forecast», i Ericsson, N. R. og D. F. Hendry (red.), *Understanding Economic Forecasts*, kapittel 2, side 15-41, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

Öller, L. E. og B. Barot (2000). The Accuracy of European Growth and Inflation Forecasts. *International Journal of Forecasting*, 16, 293-315.



Norad

Norad søker rådgiver/seniorrådgiver (samfunnsøkonom)

Den dramatiske utviklingen i internasjonal økonomi vil ramme de fattige i mange land hardt, og viser at økonomiske svingninger skjer fortere og sprer seg raskere i en globalisert økonomi. Som svar på disse utfordringene må bistand innrettes på en best mulig måte. Norad vil derfor øke sin innsats med overvåkning, analyser og formidling av den globale økonomiske utviklingen internasjonalt og i sentrale samarbeidsland.

Avdeling for samfunnsøkonomi og offentlig forvaltning har et sentralt ansvar for dette arbeidet, og ønsker nå å styrke sin kapasitet med en erfaren makroøkonom.

Søknadsfrist: 31 mars 2009.

For fullstendig kunngjøringstekst, se på www.norad.no



LEIF JOHANSEN
Professor (1930-1982)

Bankenes rolle i en makroøkonomisk modell

Artikkel fra Statsøkonomisk tidsskrift nr. 70, 1956

FORORD: Da denne artikkelen ble publisert i Statsøkonomisk Tidsskrift i 1956, var det – så vidt vites – første gang samspillet mellom banksektoren og realøkonomien ble modellert i makro. Leif Johansen var da bare 26 år gammel. I enkle makromodeller var det den gangen – som det delvis fortsatt er – vanlig å trekke inn finansmarkedene kun gjennom en pengeetterspørselsfunksjon og en eksogent gitt pengemengde i et standard IS-LM oppsett. Skulle en se på banksektoren, ble den presentert i en egen modell med en såkalt kreditt- og innskuddsmultiplikator uten noe samspill med realøkonomien. Leif Johansen ønsket med sin artikkel å svare på blant annet følgende spørsmål: Kan en vanlig pengeetterspørselsfunksjon – eller LM-delen av en IS-LM modell – utledes fra en makromodell med en eksplisitt modellert banksektor? Videre, er en kreditt- og innskuddsmultiplikator forenlig med et samspill mellom banksektoren og realøkonomien? Svaret på begge spørsmålene er ja. For det første spørsmålet hvertfall hvis en holder seg til et pengepolitisk regime hvor rentenivået klarer kredittmarkedet, og gjerne tolker pengemengden i modellen kun som sentralbankpenger (bankenes innskudd i sentralbanken pluss sedler og mynt i omløp).

Modelloppsettet Leif Johansen bruker, er såpass fleksibelt at han relativt enkelt kan studere andre regimer enn klarering av kredittmarkedet: For det første et system med administrativt fastsatt lav rente og rasjonering av kreditten, slik vi hadde i norsk økonomi fra tidlig på 1950-tallet og nesten uavbrutt frem til midten av 1980-tallet.¹ Dessuten gjennomgår han tilfellet hvor bankene ut fra vurdering av låntakernes kredittverdighet selv rasjonerer kreditten, og hvor renten heller ikke klarer kredittmarkedet. Det siste tilfellet kan jo minne mye om den situasjonen flere lands økonomier nå er kommet inn i som følge av den internasjonale finanskrisen. En slik situasjon er imidlertid ikke historisk enestående. Det minner Leif Johansen oss om i fotnote 12 i artikkelen hvor han sier: «... Forøvrig er det jo ikke noe ukjent fenomen i konjunkturbeskrivelser og i de «monetære» konjunkturteori-er at det kan være kreditten som begrenser investeringene også i andre konjunkturfaser enn boom-perioden.»

Sammenhengen mellom makroøkonomi og finanssektoren var ikke det feltet Leif Johansen ble mest kjent for. Imidlertid ble denne artikkelen av samtiden betraktet som et viktig bidrag til faget. Et bevis for det er at International

¹ Se for eksempel NOU 1980:4 for en nærmere beskrivelse av dette systemet. Hanisch, Søylen og Ecklund (1999, s. 183-187) gir også noe av bakgrunnen for innføringen av systemet. Se for øvrig St.meld. 75 (1952).

Economic Association (IEA) oversatte artikkelen til engelsk og fikk den utgitt av Macmillan i en egen artikkelserie, se Johansen (1958). Med denne serien tok IEA sikte på å få gjort kjent viktige artikler av ledende økonomer, som opprinnelig ikke var skrevet på engelsk, for en vid krets av økonomer.² Blant andre kjente økonomer som har fått sine arbeider gitt ut der er Tinbergen, Frisch, Lindahl, Theil og Lange. Trass i dette har ikke artikkelen til Leif Johansen hatt særlig innflytelse verken på senere forskning eller i undervisningen i makroøkonomi. Hvorfor?

For å ta undervisningen først, Leif Johansen viste jo i artikkelen at den vanlige IS-LM modellen kan tolkes som en makromodell hvor hele privat sektor inklusive bankene er aggregert til én sektor – dette gjelder i hvertfall under et regime med markedsklarere rente. Dermed var det ikke nødvendig å komplisere modellen med en eksplisitt banksektor. Riktignok ville det være nødvendig å trekke banksektoren eksplisitt inn i tilfellene med bankbestemt kredittasjonering eller politisk bestemt rentenivå og rasjonering. Men disse tilfellene ble kanskje betraktet som for spesielle til at en skulle bruke særlig tid på dem i makroundervisningen. Ikke desto mindre ble det, både i Oslo og Bergen, fra tid til annen undervist i Leif Johansens makromodell med banker.

Når det gjelder økonomisk forskning, fokuserte en lite på banksektoren i de første 25 årene etter at Leif Johansens artikkel kom ut. Det skyldtes nok i stor grad at selve

kredittformidlingen ikke var spesielt spennende, det var jo ikke der problemene i økonomien manifesterte seg i de utviklede landene, hvertfall ikke før mot slutten av 1980-tallet. Blant finansøkonomer hadde en dessuten fått etablert det såkalte Modigliani-Miller teoremet³ som av mange ble tolket som at sammensetningen av bedriftenes passivaside (gjeld eller egenkapital) var av liten eller ingen betydning for verdien av bedriftenes aktiva. Dermed var heller ikke finansforskere spesielt interessert i banklån sammenlignet med andre finansobjekter. Først da en på slutten av 1970-tallet og tidlig på 1980-tallet ble klar over at en i modellering av kredittgivning kunne benytte teorier om markedsimperfeksjoner som skjevfordelt informasjon, ble det fart i økonomisk forskning rundt bankadferd. Blant annet ble det vist hvordan optimerende banker kunne finne det lønnsomt å rasjonere lånekunder fremfor å la utlånsrenten bli høy nok til å klarere kredittmarkedet⁴ – ett av de tilfellene Leif Johansens artikkel kan sies å dekke. Utviklingen i bankforskningen på 1980-tallet har igjen gitt opphav til forsøk på å ta en kredittformidlingsprosess eksplisitt inn i makromodeller eller helst i generelle likevektsmodeller med optimerende adferd.⁵

Allerede i denne artikkelen som Leif Johansen publiserte tidlig i sin karriere, viste han sin utrolige evne til en meget klar og ikke minst pedagogisk fremstilling. God lesning!

BENT VALE⁶

REFERANSER:

Benanke, Ben S. og Mark Gertler (1995): «Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission», *Journal of Economic Perspectives volume 9, issue, s. 27-48*.

Hanisch, Tore Jørgen, Espen Søylen og Gunhild Ecklund (1999): *Norsk økonomisk politikk i det 20. Århundre*. Høyskoleforlaget, Kristiansand S.

Johansen, Leif (1958): «The Role of the Banking Sector in a Macroeconomic Model» *International Economic Papers, no 8. Macmillan, London. Også gjentrykket i Collected Works of Leif Johansen*, edited by Finn R. Førsund. North-Holland, Amsterdam 1987.

Miller, Merton H. og Franco Modigliani (1958): «The Cost of Capital and the Theory of Investment» *American Economic Review* 48, s. 261-297.

NOU 1980: 4 Rentepolitikk, Universitetsforlaget.

Stiglitz, Joseph E. og Andrew Weiss (1981): «Credit Rationing in Markets with Imperfect Information» *American Economic Review* 71, s. 393-410.

Stortingsmelding 75 (1952): Retningslinjer for penge- og kredittpolitikken.

Tsomoocos, Dimitrios P., Sudipto Bhattacharya, Charles A.E. Goodhart og Pojanart Sunirand (2007): «Banks, relative performance, and sequential contagion» *Economic Theory* 32, s. 381-398.

² Se <http://www.palgrave.com/products/title.aspx?PID=269184>.

³ Se Modigliani og Miller (1958).

⁴ Klassikeren her er Stiglitz og Weiss (1981).

⁵ Se Bernanke og Gertler (1995) for en oversikt over noe av denne litteraturen. Et nylig eksempel på et slikt forsøk finnes i Tsomoocos, Bhattacharya, Goodhart og Sunirand (2007).

⁶ Assisterende direktør i Norges Bank. Synspunkter og konklusjoner står kun for forfatterens regning og kan ikke tillegges Norges Bank.

1 INNLEDNING

I vanlig makroøkonomisk teori finner en sjelden bankene innført som en egen sektor ved utformingen av modellene. Bankene må – hvis de eksisterer – på en eller annen spesifisert måte gjøre seg gjeldende gjennom den totale likviditetspreferansefunksjonen for samfunnet. Enkelte av de atferdsmønstre bankene følger i visse perioder, er det i det hele tatt vanskelig å få plassert innenfor de vanlige makromodeller. Det gjelder f.eks. kredittrasjoner, som utvilsomt ofte er vel så vesentlig som rentenivået når det gjelder å bestemme investeringens størrelse.¹ I det hele tatt er det ikke plass for noen *aktiv* rolle fra bankenes side i de vanlige makromodeller.

På den annen side har man i penge- og kredittlæren analysert av bankenes rolle som innebærer at de *kan* spille en aktiv rolle, f.eks. gjennom kredittrasjoner eller gjennom igangsetting av kredittkspansjoner. En finner bl.a. formler for sammenhengen mellom primær utlånsøking og samlet utlånsøking under en kredittkspansjon, for sammenhengen mellom utlån og innlån, osv. Disse tingene ses imidlertid ensidig fra bankenes synspunkt, og knyttes som regel bare ved løse betraktninger til økonomien for øvrig.

Formålet med denne artikkelen er å forsøke å bygge inn eksplisitt visse ting fra denne bankteorien i en makromodell, slik at vi f.eks. kan studere hva som skjer med konsum, investering, nasjonalprodukt og eventuelt andre makroøkonomiske størrelser – altså ikke bare bankenes utlån, innlån, kasserese osv. – under en kredittkspansjon. Det viser seg da også at en slik innbygging er nødvendig selv om en i og for seg bare er interessert i de størrelser som direkte angår bankene.

Da vi først og fremst er interessert i selve *måten* en slik sammenkobling kan skje på, vil vi nøye oss med å bygge en svært enkel makromodell, og også gjøre svært forenklingene forutsetninger med hensyn til banksektoren.

2 EN VANLIG MAKROMODELL UTEN SPESIFISERT BANKSEKTOR

Vi skal først gi en kort beskrivelse av en enkel makromodell *uten* spesifisert banksektor. Denne modellen vil vi senere bruke som utgangspunkt for oppbygging av en

modell *med* eksplisitt banksektor. Vi vil også for visse tilfelle sammenlikne resultatene fra modellen med eksplisitt banksektor med de resultater en får ved den enkle makromodellen uten eksplisitt banksektor.

Vi gjør fire vesentlige forenklingene forutsetninger:

- 1) Vi forutsetter at vi har en lukket økonomi, altså ingen utenrikshandel.
- 2) Vi antar at de offentlige inntekter er konstante og lik de offentlige utgifter.
- 3) Vi forutsetter at vi har konstante, gitte priser.
- 4) Hele analysen er statisk.

Av disse forutsetningene vil det ikke by på vesentlige vanskeligheter å sløyfe de to første. Å sløyfe den tredje forutsetningen medfører noe større vanskeligheter, men er selvfølgelig ikke ugjørlig. Det samme kan sies om den fjerde.

Vi vil også forenklingene ved at vi bare opererer med lineære sammenhenger som vi betrakter som tilnærmelser i omegnen av løsningspunkter. Vi taper ikke noe ved det jamført med å operere med generelle funksjonsformer og derivere implisitt i systemet – forenklingen er nærmest av typografisk art.

Følgende størrelser inngår i modellen:

R = netto-nasjonalproduktet

C = privat konsum

I = privat nettoinvestering

M = total pengemengde utenfor den offentlige sektor.
(Her kan folioinnskudd i sentralbanken inngå, men vi bruker for letthets skyld betegnelsen penger eller kassehold.)

Z = rentenivået.

Da vi rekker med faste priser, volder ikke spørsmålet om måleenhetene for størrelsene her noe besvær.

Mellom størrelsene i listen ovenfor rekker vi med følgende sammenhenger:

$$(2.1) \quad R = C + I + g$$

$$(2.2) \quad C = aR + b$$

$$(2.3) \quad I = cZ + d$$

$$(2.4) \quad M = eR + fZ + h + X$$

$$(2.5) \quad M = \text{autonomt gitt.}$$

¹ Dette fremheves ofte i alminnelige vendinger i elementære lærebøker; se f.eks. *Kenneth Boulding: Economic Analysis. Revised edition. New York 1948. S. 345-46.*

Alle små bokstaver her representerer konstanter. g må spesielt tolkes som de offentlige utgifter til varer og tjenester. Betydningen av likningene er følgende: (2.1) gir nasjonalproduktet oppsplittet etter anvendelsene. (2.2) sier at det private konsumet avhenger av nasjonalinntekten. Egentlig burde vi her ha de privat disponible inntekter, men da skattene er konstante, kan vi bruke formuleringen (2.2). Virkningen av skattene går da inn i de konstante koeffisientene. (2.3) sier at de private investeringer avhenger av rentenivået. (2.4) er likviditetspreferansefunksjonen for den private sektor i alt. Størrelsen X som er innført i (2.4) er en (additiv) skiftparameter for likviditetspreferansefunksjonen. Dvs. at hvis vi er interessert i å studere virkninger av skift i likviditetspreferansen, kan vi gjøre det ved å studere virkningen av endringer i X . Det er hensiktsmessig for visse formål i det følgende å ha denne parameteren med. (2.5) betyr at det offentlige bestemmer den samlede pengemengde i den private sektor ved sin pengepolitikk. Da vi har forutsatt likhet mellom inntekter og utgifter, må denne bestemmelsen skje gjennom markedsoperasjoner.

Modellen (2.1)-(2.5) er en modell av vanlig Keynesk type. Den gir følgende løsning for nasjonalproduktet uttrykt ved pengemengden og skiftparameteren X :

$$(2.6) \quad R = \frac{c}{(1-a)f + ce} (M - X) + \dots$$

Skrivemåten «+...» markerer at det hører med til løsningen et tillegg som bare avhenger av konstantene i modellen. Dette konstantleddet er ikke av noen interesse; vi benytter derfor her og i det følgende denne enkle skrivemåten hver gang vi har med et slikt konstantledd å gjøre.

Nasjonalproduktet er den størrelsen det er mest interessant å ha løsningen for. Når en først har denne, følger løsningen for de andre størrelsene greitt av likningene (2.1)-(2.4).

Vi antar at følgende betingelser er oppfylt:

- 1) Den marginale konsumtilbøyelighet er positiv og mindre enn 1 ($0 < a < 1$).
- 2) Investeringen er mindre jo høyere renten er ($c < 0$).
- 3) Likviditetsetterspørselen er større jo større nasjonalproduktet er ($e > 0$).

- 4) Likviditetsetterspørselen er mindre jo høyere renten er ($f < 0$).

Under disse (rimelige) betingelser vil etter (2.6) nasjonalproduktet bli større jo større pengemengden er. (Vi har forutsatt faste priser, og må holde oss til situasjoner hvor etterspørselen ikke drives ut over kapasitetsgrensene og den grensen som arbeidskrafttilgangen setter.)

Vi ser også av formelen at et positivt skift i likviditetspreferansefunksjonen (dvs. en øking i den private sektors tilbøyelighet til å holde kasse) har nøyaktig samme virkning som en tilsvarende minskning av pengemengden.

Av løsninger for andre størrelser enn R , vil vi bare anføre løsningen for rentenivået Z :

$$(2.7) \quad Z = \frac{1-a}{(1-a)f + ce} (M - X) + \dots$$

Ut fra de samme fortegnsoverveielser som ovenfor, ser vi at en øking i M eller minskning i X vil føre til senket rentenivå, og omvendt.

3 EN ENKEL KREDITTEKSPANSJONSFORMEL

Vi skal her bare kort forklare en enkel kredittexpansjonsformel som finnes i mange lærebøker², men som (såvidt jeg har kunnet se) alltid fremstilles løst fra makroanalyser basert på modeller av den type vi beskrev i foregående avsnitt.

I konsentrert form er framstillingen vanligvis følgende.

Anta at bankvesenet vanligvis vil ha et kassehold som utgjør en brøkdel i av den samlede innskuddsmasse, men at det i en viss situasjon har en kasse M_* utover dette. Bankene går så til utlån av disse pengene. Av disse pengene vil en brøkdel j bli avleiret som kassehold hos «publikum» – dvs. hos private utenfor banksektoren. En pengemengde $(1-j)M_*$ kommer da tilbake til bankvesenet som innskudd. Av disse innskuddene må nå $i(1-j)M_*$ beholdes som kassereseerve i bankene, mens $(1-i)(1-j)M_*$ kan lånes ut igjen. Nå kommer en mengde $(1-i)(1-j)^2M_*$ tilbake som nye innskudd. Av dette kan $(1-i)^2(1-j)^2M_*$ lånes ut igjen, osv. Den samlede øking i utlånene blir da

² Se f.eks. *Erich Schneider: Einführung in die Wirtschaftstheorie, III. Teil, Tübingen 1955 (3. utgave), spesielt side 41-48. En utredning hvor sammenhengen mellom kredittexpansjon sett fra en enkelt banks synspunkt og kredittexpansjon fra hele bankvesenets synspunkt, kommer særlig klart frem, finnes i J.H. Rogers: The absorption at bank credit. Econometrica 1933.*

$$(3.1) \quad M_* \sum_{\lambda=0}^{\infty} (1-i)^{\lambda}(1-j)^{\lambda} = M_* \frac{1}{1-(1-i)(1-j)}$$

Uttrykket tilhøyre her får en ved hjelp av formelen for summen av en geometrisk rekke. Vi har da bygget på de vanlige forutsetninger $0 < i < 1$ og $0 < j < 1$.³ «Kredittmultiplikatoren» $\frac{1}{1-(1-i)(1-j)}$ blir under disse forutsetninger større enn 1 i verdi.

(3.1) gir den vanlige kredittespansjonsformelen. Den uttrykker altså den samlede utlånsøking som følge av at bankene setter igang en kredittespansjon ved å låne ut sin overskuddskasse M_* . (Formelen kan også brukes om bankene i utgangssituasjonen har for liten kasserreserve og sier opp utlån for å rette opp det.)

I formelen (3.1) er koeffisienten i – bankenes kasseholdsprosent (eg. brøkdeler) – en forholdsvis grei størrelse. Koeffisienten j derimot er noe mer uklart. Den må ha noe med publikums likviditetspreferanse å gjøre – den uttrykker jo hvor mye av utlånsøkingen publikum velger å beholde som kasse. Men hvor mye publikum velger å holde i kasse, må etter tankegangen bak likviditetspreferansesfunksjonen avhenge av hvordan kredittespansjonen virker på nasjonalproduktet og renten. Dette gir oss grunn til å tro at j er en noe komplisert størrelse som må avhenge av nær sagt hele modellen for publikums atferd. Feks. må den avhenge av den marginale konsumtilbøyelighet a , da jo kredittespansjonen kan finansiere investeringene skal medføre i nasjonalproduktet via multiplikatoreffekten. Et hovedpunkt i det følgende er bl.a. nettopp å klarlegge nærmere hva som ligger i koeffisienten j i forskjellige situasjoner, ved å se på en kredittespansjon innenfor rammen av en fullstendig modell.

4 EN MAKROMODELL MED SPESIFISERT BANKSEKTOR

Med utgangspunkt i modellen i avsnitt 2, vil vi nå bygge opp en makromodell med spesifisert banksektor. Vi vil da også kunne undersøke om en kredittespansjonsformel som (3.1) kan gjenfinnes i sammenheng med økonomien utenfor banksektoren.

Vi spesifiserer i modellen fire sektorer:

- 1) Staten (inkl. sentralbanken).
- 2) Bankene utenom sentralbanken.
- 3) De private bedrifter.
- 4) De private husholdninger.

Vi vil ikke ta i betraktning alle mulige transaksjoner som disse sektorene kan foreta, men forenkler til det som er viktigst for å få frem banksektorens rolle. For de forskjellige sektorer rekner vi da med følgende transaksjoner:

1 Staten

Som i avsnitt 2 antar vi at staten hele tiden har konstante utgifter som er balansert med inntektene (skatteinntekter fra husholdene, jfr. senere). Staten påvirker pengemarkedet ved å kjøpe og selge statsobligasjoner. Av de private sektorer er det bare bankene som holder statsobligasjoner.

2 Bankene

Bankene mottar innskudd fra de private hushold, og gir lån til staten (kjøper statsobligasjoner) og til de private bedrifter. Dessuten holder de kasse. (Vi sondrer ikke mellom pengesedler og folioinnskudd i sentralbanken.) Angående rentefastsettelsen, vil vi spesifisere nærmere forskjellige muligheter senere.

Det er husholdene som eier bankene, og eventuelle over- og underskudd utbetales til eller dekkes av disse.

3 De private bedrifter

Her skapes hele nasjonalinntekten (hvis vi betrakter rentebetalingsene bare som overføringer av inntekt). Kapitalen i bedriftene, som består av produksjonskapital (fast kapital + lager) og kassehold, skaffes ved lån fra bankene. Alle overskudd deles ut til de private hushold, som derved får hele nasjonalinntekten. (Lønnsutbetalingene går jo også til de private hushold, og via bankene tilfaller rentebetalingsene husholdene.)

4 De private hushold

De private hushold mottar inntekter fra bedriftene og bankene og disponerer disse inntektene til konsum og sparing. Sparingen skjer i to former: ved bankinnskudd og ved øking av kasseholdet. Da vi rekner med at hele nasjonalinntekten deles ut til husholdene, rekner vi også med at staten skaffer seg hele sin inntekt ved skatter fra husholdene.

³ For konvergens av den geometriske rekken i formel (3.1), er det tilstrekkelig at $|(1-i)(1-j)| < 1$. Dette kan selvfølgelig være oppfylt selv om ikke både i og j er større enn 0 og mindre enn 1. Disse forutsetninger anses imidlertid i alminnelighet for opplagte. Vi skal senere dra i tvil om forutsetningen $j < 1$ vil være oppfylt under alle forhold, jfr. slutten av avsnitt 5.

Av de forenklinger vi har foretatt her, ser vi at vi rekner som om all sparing skjer i husholdene. Det ville neppe føre til store komplikasjoner og vesentlige endringer i konklusjonene om en innførte muligheten for bedriftsparing. Hovedpoenget er at vi får skilt mellom nettolångivere og nettolåntakere, og at vi rekner med at kredittformidlingen mellom disse skjer via bankene.

For å sette i system de transaksjoner som er beskrevet ovenfor, er det greit å innføre følgende *beholdningsstørrelser*:

H = bankenes utlån til staten = bankenes beholdning av statsobligasjoner.

U = bankenes utlånsmasse til de private bedrifter.

B = innskuddsmassen i bankene fra de private hushold.

M_2 = bankenes kassebeholdning.

M_3 = bedriftenes kassebeholdning.

M_4 = husholdenes kassebeholdning.

M = total pengemengde i den private sektor (som i avsnitt 2).

K = bedriftenes produksjonskapital = fast kapital + lager.

(Vi vil senere dessuten få bruk for bankenes ekstrakasse eller overskuddskasse M_* som vi benyttet oss av i avsnitt 3.)

Disse beholdningene inngår på følgende måte i de forskjellige sektorer status (idet vi formelt oppfatter seddelmengden i den private sektor som et passivum for staten):

1) Staten		2) Bankene	
Aktiva	Passiva	Aktiva	Passiva
	H	H	B
	M_2	U	
	M_3	M_2	
	M_4		

3) Bedriftene		4) Husholdene	
Aktiva	Passiva	Aktiva	Passiva
K	U	B	
M_3		M_4	

Dette er de eneste beholdninger vi rekner med endringer i.

Det systemet vi vil benytte i det følgende vil vi tolke som et statisk «en-periode-system». Verdiene av beholdningene ved begynnelsen av perioden betegner vi da H^0 , U^0 , B^0 osv., mens symbolene uten toppskrifter betegner verdiene ved utgangen av perioden. Beholdningsendringene i perioden blir altså $H - H^0$, $U - U^0$, $B - B^0$ osv. Spesielt er $I = K - K^0$. Disse beholdningsendringene vil da inngå i bokholdermessige relasjoner sammen med strømningsbegrepene R , C , I , g (som har samme betydning som i avsnitt 2) på følgende måte.

Statens budsjettlikning:

$$(4.1) \quad (M - M^0) + (H - H^0) = 0$$

Bankenes budsjettlikning:

$$(4.2) \quad (H - H^0) + (U - U^0) + (M_2 - M_2^0) = (B - B^0)$$

Bedriftenes budsjettlikning:

$$(4.3) \quad I + (M_3 - M_3^0) = (U - U^0)$$

Husholdenes budsjettlikning:

$$(4.4) \quad C + (B - B^0) + (M_4 - M_4^0) + g = R$$

Definisjonen av M :

$$(4.5) \quad M = M_2 + M_3 + M_4$$

Disse relasjonene følger greit av beskrivelsen ovenfor av hvilke transaksjoner som forekommer og av statusoppstillingene for de forskjellige sektorer.⁴

Økosirkrelasjonen (2.1) i den enkle modellen vi betrakter i avsnitt 2 bør gjelde også her. Det at vi har splittet opp den private sektor i banker, bedrifter og hushold bør jo ikke forandre denne økosirkssammenhengen. Vi kan imidlertid ikke føre opp (2.1) som en selvstendig relasjon ved siden av (4.1-5). Mens ingen av relasjonene (4.1-5) kan utledes av de øvrige, kan nemlig relasjonene $R = C + I + g$ utledes ved simpelthen å legge sammen budsjettlikningene for de private sektorer (bankene, bedriftene og husholdene), altså likningene (4.2-4.4), og så benytte (4.1) og (4.5).

⁴ En bemerkning er kanskje på plass i forbindelse med (4.3). I (4.3) øker bedriftenes gjeld med et beløp som svarer til *nettinvesteringen* (pluss økingen i kasseholdet). Dette bygger på en antagelse om at amortiseringen av lånene skjer i takt med depresieringen av de investeringsobjektene lånene er tatt opp for. For å være helt presise kunne vi i relasjonene ovenfor og i fortsettelsen ta med eksplisitt statens *renteutgifter* som atskilt fra utgiftene til kjøp av varer og tjenester. Slik relasjonene nå er oppført, er det rimeligst å si at g er utgiftene til varer og tjenester og videre at det er skattene (stønader regnet som negative skatter) minus *renteutgiftene* som er konstante og lik g .

Av atferdsrelasjonene fra modellen i avsnitt 1 tar vi konsumfunksjonen uforandret over i vår modell her, men skriver for ordens skyld opp på nytt:

$$(4.6) \quad C = aR + b$$

Vi kan her tenke oss at konsumet avhenger av husholdenes bankinnskudd og kassebeholdning ved begynnelsen av perioden – henholdsvis B^o og M_4^o – men da disse er gitt i vår en-periode-analyse, kan virkningen av dem inngå i konstantleddet b .

Med hensyn til investeringsatferden, vil vi rekne med to alternativer som må knyttes til tilsvarende alternativer med hensyn til bankenes atferd.

Det ene alternativet er å rekne med samme investeringsatferd som i modellen i avsnitt 2, altså rekne med en investeringsrelasjon som bare avhenger av rentenivået Z^5 :

$$(4.7a) \quad I = cZ + d$$

På tilsvarende måte som for konsumfunksjonen (4.6), kan her en eventuell virkning av K^o , M_2^o og U^o gjøre seg gjeldende gjennom konstantleddet.

Bak denne investeringsrelasjonen ligger den forutsetning at bedriftene kan få låne hvor mye de vil fra bankene til gjeldende rente, altså en forutsetning om at det ikke forekommer kredittrasjonering. Renten fungerer altså her på tilsvarende måte som en pris under frie markedsforhold.⁶

Som det andre alternativet vil vi rekne med at bedriftenes investeringer begrenses av kredittgivingen fra bankenes side. Bedriftene har altså i dette alternative store investeringsønsker; disse bremses imidlertid ikke ved en høy rente (dvs. vi kan da ikke rekne med relasjonen (4.7a)), men ved bankenes beslutning om hvor stor kreditt de vil yte. Vi får da ikke noen annen «investeringsrelasjon» istedenfor (4.7a). (4.7a) må erstattes med noe som uttrykker bankenes utlånsbeslutninger.

La oss se på hvorledes likviditetspreferansefunksjonen må dekomponeres med den sektorinndeling vi nå har. Vi

ser da særskilt på bedriftenes, husholdenes og bankenes kassehold.

Bedriftenes kassehold antar vi er motivert ut fra rene omsetningsformål. Vi kan da anta at den kasse bedriftene ønsker å holde ved slutten av perioden avhenger av nasjonalinntekten R . Hele denne inntekten skriver seg jo fra produksjon i bedriftene. Når vi antar at kassen ved slutten av perioden avhenger av nasjonalinntekten (og dermed omsetningsnivået) i løpet av perioden, kan det begrunnes med at bedriftenes forventninger om det fremtidige inntekts- og omsetningsnivå avhenger av de samme størrelser i denne perioden. Vi setter altså

$$(4.8) \quad M_3 = kR + l$$

(Her kan eventuelle virkninger av K^o , U^o og M_3^o inngå i konstantleddet l .)

For husholdningene er den samlede sparing $R - C - g = (B - B^o) + (M_4 - M_4^o)$. Sparingen tar altså enten form av øking i bankinnskuddene eller øking i kasseholdet. Vi har allerede innført en relasjon som sier hvorledes konsumet avhenger av nasjonalinntekten, nemlig (4.6). Sparingen bli da også en funksjon av nasjonalinntekten ved $R - C - g = (1 - a)R - b - g$. Hvorledes denne sparing fordeles på øking i bankinnskuddene og øking i kasseholdet, antar vi videre bestemmes av rentenivået og nasjonalinntekten. Virkningen av disse to faktorene kunne eventuelt forbindes med henholdsvis husholdenes spekulasjonsmotiver og husholdenes omsetningsbehov.

Det er her likegyldig om vi skriver opp en relasjon for kasseholdet eller for bankinnskuddene. Vi velger her det siste da det stort sett gir de enkleste formler, og setter

$$(4.9) \quad B = mR + nZ + o$$

hvor virkningen av B^o og M_4^o inngår i konstantleddet o . Om vi har bruk for det, kan da relasjonen for M_4 utledes av (4.4), (4.6) og (4.9). Det gir

$$(4.9') \quad M_4 = (1 - a - m)R - nZ + \dots$$

⁵ Vi bruker med hensikt uttrykket «rentenivået» istedenfor simpelthen «renten». Det er jo ikke noe i veien for at vi kan ha med forskjellige rentesatser å gjøre i modellen (forskjellige rentesatser for bankinnskudd, bankulån til bedriftene og statens obligasjonslån), bare de forskjellige rentesatser varierer sammen på en bestemt måte (f.eks. konstante rentemarginaler). En størrelse er da nok til å indikere hele rentestrukturen.

⁶ Relasjonen kan selvfølgelig tenkes å være basert på noe mer raffinerte forutsetninger. Vi kan tenke oss kredittrasjonering også her, men da må stramheten i kredittrasjoneringen variere på en systematisk måte med rentenivået.

hvor som før «+ ...» markerer et uttrykk i størrelser som betraktes som konstanter.

La oss se på bankenes kassehold.

Vi rekner da på samme måten som i avsnitt 3 med at bankene ser sitt kassehold i relasjon til innskuddsmassen B , og at de anser iB for å være «normalt» kassehold, idet i er en konstant brøkdeler. Men samtidig vil vi rekne med muligheten av at bankene kan ha en ekstra kasse M_* utover det «normale» kassehold. Da kan vi skrive bankenes kasseholdsrelasjon på følgende måte:

$$(4.10) \quad M_2 = iB + M_*$$

Hva som bestemmer hvor stor denne overskuddskassen M_* blir, kunne gjøres til gjenstand for nærmere drøftelser. F.eks. kunne den i visse situasjoner tenkes å avhenge av rentenivået nå og forventningen om fremtidig rentenivå ut fra spekulasjonsmessige motiver.⁷ Vi vil ikke gå nærmere inn på dette, men betrakter M_* som autonomt bestemt:

$$(4.11) \quad M_* = \text{autonomt bestemt (av bankene)}$$

Med hensyn til bankenes utlånspolitikk, vil vi rekne med tre muligheter.

- Vi rekner for det første med som en mulighet at bankene låner ut alt som etterspørres av kreditt fra bedriftene til gjeldende rente. Dette alternativ for utlånspolitikken kombineres da med den hypotese om investeringsatferden som er uttrykt ved (4.7a).
- For det andre vil vi rekne med den mulighet at bankene driver kredittrasjonering. Vi vil uttrykke det på den enkle måten at vi setter

$$(4.7b) \quad U = \text{autonomt bestemt (av bankene)}$$

Hvor stort utlån bankene velger i dette tilfelle, kan f.eks. avhenge av bankenes vurdering av de lånsøkende bedrifters kredittverdighet.

- For det tredje vil vi rekne med den mulighet at bankene inngår avtale med staten om å fikserer rentenivået

og avta en bestemt mengde statsobligasjoner. Ved det fikserte rentenivå vil bankene få en bestemt innskuddsmengde, som lånes ut til bedriftene etter at bankene har sikret seg det kassehold de ønsker i henhold til (4.10)-(4.11). Denne hypotesen uttrykkes da ved at

$$(4.7c) \quad Z = \text{autonomt fastsatt (av bankene og staten)}$$

erstatte (4.7a). Om investeringsønskene må vi da anta at de er så store at det finnes kredittverdige lånsøkere nok til å avta den kredittmengde bankene på denne måten får å stille til disposisjon. Fra bedriftenes synspunkt har vi også i dette tilfelle kredittrasjonering.

Statens politikk i vår modell består i å bestemme hvor stor masse statsobligasjoner den skal legge ut. Da statens utgifter og inntekter balanserer, er det det samme som å bestemme hvor stor den samlede pengemengde i den private sektor skal være. Vi kan altså sette

$$(4.12) \quad M = \text{autonomt bestemt (av staten)}$$

Hvis vi rekner med alternativ (4.7c) ovenfor, kan fastleggelsen av obligasjonsutstedelsen eller obligasjonsoppkjøpet eventuelt skje i henhold til avtale med bankene.

I vår modell ovenfor inngår 12 størrelser: $R, C, I, Z, M, M_2, M_3, M_4, M_*, H, U$ og B . Modellen er determinert, når vi bare rekner med *ett* av alternativene (4.7a), (4.7b) og (4.7c).⁸

I de følgende avsnitt skal vi gi løsningene av modellen ovenfor for de forskjellige tilfelle og diskutere innholdet i dem. Vi vil også jmføre med fremstillingen og resultatene i avsnittene 2 og 3.

Først vil vi imidlertid av modellen ovenfor utlede likviditetspreferansefunksjonen for hele den private sektor. Det kan vi gjøre ved simpelthen å legge samme (4.8), (4.9') og (4.10) og sette inn for B fra (4.9). Det gir

$$(4.13) \quad M = [1 - a + k - (1 - i)m]R + [-(1 - i)n]Z + M_* + \dots$$

Denne funksjon svarer til den totale likviditetspreferansefunksjonen (2.4). Vi kan sette

⁷ Se i denne forbindelse bl.a. *Kjeld Philip: A Statistical Measurement of the Liquidity Preference of Private Banks*, og *Børje Kragh: Two Liquidity Functions and the Rate of Interest: A Simple Dynamic Model*, begge artikler i *The Review of Economic Studies* 1949-50. Her legges vekt nettopp på bankenes spekulasjonsmessige kassehold.

⁸ Selvmotsigelser kan oppstå ved visse verdier av de koeffisienter som er innført; dog ikke ved slike verdier som vi tillater etter fortegnsdrøftelsene i fortsettelsen.

$$(4.14) \quad e = 1 - a + k - (1 - i) m, f = - (1 - i) n$$

Disse formlene viser hvorledes koeffisientene i likviditetspreferansefunksjonen er bygget opp av koeffisienter som angår de enkelte undersektorer: bankene, bedriftene og husholdene. Angående fortegnene her har vi i avsnitt 2 forutsatt $e > 0, f < 0$. Det stemmer med rimelige antagelser som kan gjøres om a, k, i, m og n : $0 < a < 1, 0 < i < 1, k > 0, m > 0, n > 0$. Dessuten vil vi anta at husholdene alltid bruker en del av en inntektsøking til å styrke sitt kassehold. Det betyr etter (4.9') at $1 - a - m > 0$.

Sammenlikner vi (4.13) med (2.4), ser vi at endringer i bankenes overskuddskasse kan betraktes som additive skift i den totale likviditetspreferansefunksjonen. Det er også lett å innse ved betraktning av modellen (4.1-12) at en endring i M_* alltid vil virke på samme måte som en like stor, men motsatt, endring i M .⁹

5 TILFELLET UTEN KREDITTRASJONERING

Ved hjelp av modellen fra foregående avsnitt, vil vi nå diskutere noe nærmere tilfellet uten kredittrasjonering fra bankenes side. Vi antar altså nå at bedriftene uten noen begrensning får lån i bankene til å realisere de investeringer de finner lønnsomme i den perioden vi betrakter ved gjeldende rentenivå. Det betyr at vi av alternativene (4.7a), (4.7b) og (4.7c) nå rekner med (4.7a).

I dette tilfelle kan hele systemet representeres ved et system som (2.1)-(2.5), hvor koeffisientene e og f i likviditetspreferansefunksjonen (2.4) tolkes som ved (4.14) og skiftparameteren X representerer bankenes overskuddskasse M_* . Løsningene for nasjonalinntekten R rentenivået Z blir altså

$$(5.1) \quad R = \frac{c}{(1-a)f + ce} (M - M_*) + \dots$$

$$(5.2) \quad Z = \frac{1-a}{(1-a)f + ce} (M - M_*) + \dots$$

Hvis vårt formål bare har vært å studere virkningene på nasjonalinntekten og de andre totalstørrelser og på rentenivået, har vi altså i det tilfelle vi nå ser på i og for seg ikke oppnådd noe utover følgende:

- 1) Vi har fått dekomponert den totale likviditetspreferansefunksjonen i funksjoner for de enkelte undersektorer. Dette kan lette tolkingen av den totale likviditetspreferansefunksjonen, og vil kunne være til nytte om en skal studere likviditetspreferansefunksjonen empirisk.
- 2) Vi har lært at virkningen av en endring i bankenes overskuddsmasse er den samme som virkningen av en like stor, men motsatt, endring i den samlede penge-mengde. Dette er en forholdsvis enkel slutning, som vi vel kunne innse uten noe stort apparat.

Hvis vi ikke er spesielt interessert i disse punktene, kunne vi derfor nøye oss med å anvende den enkle modellen i avsnitt 2. Dette er et rimelig resultat. Når en modell som (2.1-5) benyttes, forutsettes det jo vanligvis – hvis spørsmålet i det hele tatt berøres – at det ikke forekommer kredittrasjonering.

La oss imidlertid rette interessen mot pkt. 2) ovenfor – altså mot virkningene av en endring i bankenes overskuddskasse –, og la oss se litt på virkningene spesielt på bankenes innlån og utlån.¹⁰

Vi tar utgangspunkt i en *minskning* av bankenes overskuddskasse. Dette kan vi tolke som at bankene settes i

⁹ Tankegangen bak vår modell i dette avsnittet er selvfølgelig mye den samme som i Ragnar Frisch: *Open Market Operations og deres Virkninger på Banksystemet*. (Bilag til Pengekomiteens innstilling av 30. november 1935. Stensilert i «Fire Sosialøkonomiske Artikler», Universitetets Studentkontor 1943.) For en jamføring kan kanskje følgende symbolsammenstilling være nyttig (vi nevner først Frisch's symboler):

$x = c + j$ svarer til $(M - M^0) = - (H - H^0)$
 $j + s$ svarer til $(M_2 - M_2^0)$
 r svarer til $(M_3 - M_3^0) + (M_4 - M_4^0)$
 i svarer til $(B - B^0)$
 u svarer til $(U - U^0)$

En ytterligere jamføring vil kreve nærmere forklaringer, og vil derfor føre for langt her.

¹⁰ Når vi her og i det følgende snakker om «endring», «øking», «minskning» osv. i en størrelse må det selvfølgelig tolkes innen rammen av en statisk en-periode-analyse av den typen vi anvender. En «øking» i M_* fra M_*^0 til M_*^1 henspiller f.eks. på at vi sammenlikner løsningen svarende til en ekstrakasse på M_*^0 ved slutten av perioden med løsningen svarende til en ekstrakasse på M_*^1 ved slutten av perioden, hvor $M_*^1 > M_*^0$. Vi sammenlikner altså virkningene av alternative verdier for M_* . I visse sammenhenger kan imidlertid dette falle sammen med en mer konkret tolking av «endring»; vi kan jo sammenlikne virkningene av M_*^1 og M_*^0 hvor $M_*^1 = M_*^0$, altså hvor alternativet M_*^1 betyr at ekstrakassen holdes på samme nivå ved slutten av perioden som ved begynnelsen av perioden.

gang en kredittkspansjon. Da bedriftene nå hele tiden får låne det de ønsker til gjeldende rente, er det åpenbart at en *rentesenkning* nå må finne sted for at bankene skal få gjennomført reduksjonen av sin overskuddskasse. Dette kommer til uttrykk i (5.2), hvor uttrykket foran parentesen $(M - M_*)$ som vi før har sett er negativt.

La oss se hva sammenhengen mellom bankenes *samlete* utlånsøking og deres reduksjon i overskuddskassen blir. Vi er spesielt interessert i om vi kan finne igjen noen kredittkspansjonsformel svarende til den vi kort diskuterte i avsnitt 3. Dette spørsmålet undersøkes lett ved å finne løsningen for U – bankenes samlete utlån til bedriftene ved slutten av perioden – innenfor det system vi nå betrakter. Vi får løsningen ved å anvende (5.1) og (5.2) sammen med (4.3) og (4.7a) og (4.8):

$$(5.3) \quad U = \frac{c(1-a+k)}{(1-a)f+ce} (M - M_*) + \dots$$

Brøken foran parentesen $(M - M_*)$ uttrykker nå hva den samlete utlånsøking blir pr. kroners reduksjon i bankenes overskuddskasse M_* . Vi skulle altså her ha en kredittkspansjonsformel av samme art som den vi betraktet i avsnitt 3.

Innfører vi betegnelsen

$$(5.4) \quad j' = 1 - \frac{cm + (1-a)n}{c(1-a+k)}$$

kan (5.3) skrives som

$$(5.5) \quad U = \frac{1}{1 - (1-i)(1-j')} (M - M_*) + \dots$$

Denne formel er nå helt analog med (3.1).

La oss kontrollere om j' her kan gis den samme tolkning som j i (3.1), nemlig som den brøkdel av en utlånsøking fra bankenes side som avleirer seg som økt kassehold hos publikum, dvs. bedrifter pluss hushold. For å gjøre det må vi finne et uttrykk for sammenhengen mellom $M_3 + M_4$, som er publikums kassehold, og utlånsmassen U . Vi får da

$$(5.6) \quad M_3 + M_4 = \left[1 - \frac{cm + (1-a)n}{c(1-a+k)} \right] U + \dots = j'U + \dots$$

som stadfester at vi kan gi j' nettopp den nevnte tolkning. (5.6) representerer ikke en løsning av systemet i samme forstand som f.eks. (5.1) og (5.2). Både M_3 , M_4 og U er jo endogene variable. Betydningen av (5.6) er at alle kombinasjoner av verdier på M_3 , M_4 og U som kan frembringes

ved variasjoner i de autonome variable M og M_* må tilfredssette (5.6).

Ved (5.4) har vi nå fått klart opp den tidligere noe mystiske størrelse som uttrykker hvor stor del av utlånsøking fra bankene som ikke vender tilbake som innskudd. Vi ser at den, som vi ventet, er en ganske komplisert størrelse, idet den avhenger av alle de koeffisientene a , c , k , m , n som vi har brukt for å beskrive bedriftenes og husholdenes reaksjoner.

Ved hjelp av de forutsetninger vi tidligere har gjort om størrelsen på a , k , m og n og forutsetningen $c < 0$ er det lett å vise at $j' > 0$. *Derimot er de forutsetninger vi har gjort ikke tilstrekkelige til å vise at $j' < 1$.*

Vi vil se litt nærmere på den mulighet at $j' > 1$, altså at mer enn økningen i bankenes utlån avleirer seg som økt kassehold hos publikum. Ved første øyekast kan dette fortone seg som en umulighet, men forklaringen ligger selvsagt i at publikum kan trekke ut innskudd fra bankene.

Ser vi formelt på (5.4), ser vi at vi kan få $j' > 1$ hvis c (som er negativ) er *liten* i tallverdi, mens n (som er positiv) er *stor* i tallverdi. (Både m og $(1-a)$ er positive, nevneren i brøken i (5.4) er negativ.) At c er liten, betyr at det skal en stor rentesenkning til for å få øket investeringene og dermed bedriftenes ønske om å ta lån i bankene. At n er stor, betyr at husholdene reagerer på en gitt rentesenkning med å trekke tilbake store beløp i bankinnskudd. Vi innser da hva som skjer når vi har tilfellet $j' > 1$. Bankene ønsker å øke sine utlån til bedriftene. For å få bedriftene til å ta større lån må det en betydelig rentenedsettelse til. Dermed reagerer husholdene med å trekke ut store bankinnskudd. Foruten dette får vi forskjellige virkninger på transaksjonsmotivert kassehold via utlånene, investeringene og dermed nasjonalinntekten. Formlene viser imidlertid at nettovirkningen *kan* bli $j' > 1$.

Hvis j' blir større enn 1, ser vi at brøken foran $(M - M_*)$ i (5.5) – «kredittmultiplikatoren» – blir mindre enn 1. Da er det lite «flukt» over kredittkspansjonen; den samlete utlånsøking blir jo da mindre enn den reduksjon bankene har bestemt seg for å gjennomføre i sin overskuddskasse M_* .

Det er lett å innse av (5.1) at det tilfelle vi nå ser på vil være karakterisert ved ganske liten øking i nasjonalinntekten. Vi har altså nå en kredittkspansjon som blir beskjeden i omfang og hvis vesentligste virkninger er ren-

tenedgang og øking i husholdenes kassehold. Årsaken til dette ligger i investeringenes ubetydelige rentefølsomhet på den ene side og kasseholdets store rentefølsomhet på den annen side.

Det tilfelle vi har diskutert her, er selvsagt et spesialtilfelle. Med andre forutsetninger om investeringenes og kasseholdets rentefølsomhet, ville vi kunne få en kredittexpansjon med større utlånsmultiplikator og større effekt på nasjonalproduktet.

6 KREDITTRASJONERING UT FRA BANKENES

VURDERING AV BEDRIFTENES KREDITTVERDIGHET

Vi vil nå se på det tilfelle vi får ved å rekne med alternativet (4.7b) istedenfor (4.7a) i modellen i avsnitt 4. Vi antar altså nå at bankene direkte bestemmer autonomt hvor mye de vil låne ut og at det i bedriftene er så store investeringsønsker at de alltid vil ta imot den kreditt bankene er villige til å yte.

Kredittmengden, og ikke rentenivået, begrenser altså nå bedriftenes investering.

Bankenes bestemmelse av utlånsmassen kan skje ut fra vurderingen av bedriftenes kredittverdighet, som vi har satt som overskrift på dette avsnittet. Men det kan selvsagt også ligge andre motiver bak, f.eks. økonomisk-politiske, eventuelt i samråd med staten.

Vi har nå tre autonome variable i modellen, nemlig pengemengden M , bankenes overskuddskasse M_* , og bankenes utlånsmasse til bedriftene U . Å løse systemet vil altså nå si å finne de øvrige variable i modellen uttrykt ved disse tre størrelsene.

For R får vi nå følgende enkle løsning:

$$(6.1) \quad R = \frac{1}{1-a+k} U + \dots$$

Nasjonalinntekten avhenger altså nå bare av utlånsmengden U , og ikke av M og M_* . Forklaringen ligger åpenbart i at U så å si direkte bestemmer investeringens størrelse, og investeringer bestemmer entydig nasjonalinntekten gjennom multiplikatoren – den eneste komplikasjon er at en del av utlånsøkingen går til styrkelse av bedriftenes kasse. Det er dette siste som bringer koeffisienten k inn i formelen (6.1). Bortsett fra denne lille komplikasjon, ser vi at (6.1)

svarer til den vanlige multiplikatorformel for en modell med autonomt bestemt investering.

For å se rentens funksjon i det tilfelle vi nå betrakter, skriver vi også opp løsningen for Z . Vi får da

$$(6.2) \quad Z = -\frac{e}{(1-a+k)f} U + \frac{1}{f} (M - M_*) + \dots$$

hvor e og f er gitt ved (4.14).

Da vi har $e > 0$, $f < 0$ og $(1-a+k) > 0$, ser vi at en øking i utlånene vil medføre en *hevning* av renten (hvis M og M_* er konstante). Vi kan også si *krever* en hevning av renten. Mekanismen er at hvis bankene vil øke sitt utlån U , så må renten heves for at de skal få publikum til å skyte inn tilstrekkelig med innskudd i bankene til at disse skal kunne finansiere sin utlånsøking uten å redusere på sine egen kassekrav. Her ligger altså rentens funksjon i det tilfellet vi nå ser på.

Vi ser også av (6.2) at hvis M øker eller M_* minker, behøver ikke renten heves så mye som hvis bare U endres. Det lar seg lett forstå: At M øker betyr (jfr. (4.1)) at bankene finansierer en del av utlånsøkingen ved salg av statsobligasjoner (til staten), og derved kan greie seg med å lokke fram en mindre innskuddsmasse ved hjelp av rentehaving. At M_* minskes, betyr at bankene finansierer en del av utlånsøkingen ved å redusere sin overskuddskasse.

I det tilfelle vi drøfter i dette avsnitt, får begrepet kredittexpansjon et noe annet innhold enn i avsnitt 5. Der kunne bankene sette igang kredittexpansjon ved å redusere sin overskuddskasse M_* , og vi kunne utlede en kredittexpansjonsformel som sa hvor stor utlånsøking en viss reduksjon i M_* medførte. Denne problemstilling har nå ikke noen mening. Bankene bestemmer jo nå U autonomt, dvs. U reagerer ikke automatisk på endringer i de *andre* størrelsene i modellen. Om vi skal bruke ordet kredittexpansjon, måtte vi nå bruke det om denne autonome øking i U . Vi får da altså ikke noen kredittexpansjon hvor utlånene «blåses opp» ved en multiplikator ut over den primære utlånsøking.

Løsningen for innskuddsmassen blir

$$(6.3) \quad B = \frac{1}{1-i} (U - M + M_*) + \dots$$

Formelen er grei å tolke: en utlånsøking må føre til en noe større innskuddsøking enn det beløp av utlånsøkingen

som ikke finansieres ved salg av statsobligasjoner eller reduksjon i overskuddskassen – simpelthen fordi innskuddsøkningen forårsaker øking i bankenes normale kassekrav iB .

Om bankene her reduserer sin overskuddskasse M_* , uten å endre utlånene U , vil det føre til en rentereduksjon. Det må til for at publikum skal være villig til ved tilbaketrekning av innskudd å overta den kasse bankene ikke vil sitte med. (Virkningen på innskuddene blir multiplisert opp med $\frac{1}{1-i}$ fordi tilbaketrekkingen av innskudd også påvirker bankenes normale kassekrav.) Utover denne renteendringen og formuessplasseringen, får reduksjonen i M_* nå ingen virkninger, jfr. (6.1).¹¹

7 TILFELLET MED FIKSERT RENTENIVÅ

Innenfor vår modell fra avsnitt 4 vil vi nå endelig diskutere alternativet (4.7c), dvs. alternativet med fiksert rentenivå. Denne fikseringen av rentenivået kan vi tenke oss skjer etter avtale mellom bankene og staten. Bankene står da passive overfor innskytterne og tar imot de innskudd de ønsker å gjøre ved den gjeldende, fikserte rente. Av innskuddene låner de ut til bedriftene det som er utover summen av det bankene må beholde selv for sin kasseresevne og det de etter avtale med staten må plassere i statsobligasjoner. Bedriftene har ved den gjeldende rente så store investeringsønsker at det blir kredittmengden som bestemmer de faktiske investeringer (på samme måte som i avsnitt 6).

Bankenes mulighet for å gripe aktivt inn i økonomien ligger nå i at de kan endre sin overskuddskasse M_* , og i at de (eventuelt i samråd med staten) kan velge hvilket nivå de vil fikserer renten på.

I dette tilfelle kan vi igjen snakke om kreditt ekspansjon igangsatt av bankene på liknende måte som vi gjorde i

avsnitt 5. Vi vil nå kunne finne ut hvor stor endring i de samlede utlån som følger av en reduksjon i bankenes overskuddskasse M_* . Det er da særlig interessant å se om vi nå får den samme kredittmultiplikator som i (5.3-5), dvs. om vi nå kan finne noe uttrykk for den brøkdel av en utlånsoeking som ikke vender tilbake til bankene som innskudd, og om denne brøkdelen i tilfelle er den samme som j' i formlene (5.4-5).

Løsningen for nasjonalinntekten i dette tilfelle blir

$$(7.1) \quad R = -\frac{f}{e} Z + \frac{1}{e}(M - M_*) + \dots$$

hvore og f er gitt ved (4.14). (7.1) følger simpelthen av (4.13).

Da $e > 0$ og $f < 0$, viser (7.1) at vi nå får større nasjonalinntekt jo høyere renten settes.¹² Tolkningen av dette resultatet er følgende: Det er nå kreditten som begrenser investeringene. En heving av renten bremser ikke investeringene, men bevirker at husholdene avgir en del av sin kasse til bankene. Etter å ha dekket sitt kassekrav, låner bankene dette ut til bedriftene hvor investeringene da kan økes, hvilket videre bevirker øking i nasjonalinntekten.¹³

Det er greitt at øking i pengemengden eller reduksjon i bankenes overskuddskasse virker til å øke nasjonalinntekten. Begge delene setter jo bankene i stand til å øke utlånene.

Løsningen for bankenes innskudd og utlån blir henholdsvis

$$(7.2) \quad B = \frac{n(1-a+k)}{e} Z + \frac{m}{e}(M - M_*) + \dots$$

$$(7.3) \quad U = \frac{(1-i)n(1-a+k)}{e} Z + \frac{1-a+k}{e}(M - M_*) + \dots$$

Disse formlene viser hvorledes både innskudd og utlån blir større jo høyere rentenivået fikseres.

¹¹ Ved alle konklusjoner vi trekker, kan det selvfølgelig sies at konklusjonene avhenger av de forutsetninger vi har gjort. Her bør det imidlertid kanskje påpekes spesielt at konklusjonen avhenger av at vi har antatt at renten bare betyr noe for hvilken form publikum sparer i, men ikke for hvor mye de sparer, jfr. teksten fra (4.8) til (4.9). Det kan også bemerkes at en renteendring i praksis vil kunne ha virkninger på etterspørsel og inntekt via virkninger på inntektsfordelingen.

¹² Det tilfelle vi ser på her, kan ved første øyeblikk kanskje virke noe kunstig når det gjelder økonomisk mening, idet vi samtidig som vi reknar med mulighet for å øke nasjonalproduktet under faste priser som svar på en etterspørselsøkning, reknar med «store investeringsønsker». Resonnementet gjelder imidlertid – som alle andre tilsvarende resonnementer i denne artikkelen – like godt om vi snur på retningen, altså i dette tilfelle til lavere rente – lavere nasjonalprodukt. I så fall behøver vi ikke bygge på noen forutsetninger om ledig kapasitet, arbeidsløshet osv. i utgangstillingen, og det vil da kanskje fortone seg mindre kunstig å forutsette «store investeringsønsker». For øvrig er det jo ikke noe ukjent fenomen i konjunkturbeskrivelser og i de «monetære» konjunkturteorier at det kan være kreditten som begrenser investeringene også i andre konjunkturfaser enn boom-perioden. Betrakningene i denne fotnoten kan også knyttes til det tilfelle som ble drøftet i avsnitt 6.

¹³ Dette siste påvirker publikums kassebehov igjen, derved videre bankinnskuddene, utlånene, investeringen, nasjonalinntekten osv. Vi kan fortsette slik i det uendelige. Modellen er ikke rekursiv; innholdet i den kan derfor ikke gjengis korrekt ved et resonnement med et endelig antall trinn hvor resonnementet stadig går i én retning fra «årsak» til «virkning».

La oss nå studere nærmere på liknende måte som i avsnitt 5 kredittmultiplikatoren i tilfellet med fiksert rentenivå. Vi ser av (7.3) at vi for hver kroners minskning i bankenes overskuddskasse får en øking i samlet utlån på

$$\frac{1-a+k}{e} \text{ kr.} = \frac{1-a+k}{1-a+k-(1-i)m} \text{ kr.}$$

Dette er altså nå vår kredittmultiplikator. Den kan skrives som

$$(7.4) \quad \frac{1}{1-(1-i)(1-j'')}$$

hvor vi har innført

$$(7.5) \quad j'' = 1 - \frac{m}{1-a+k}$$

Ved (7.4) er kredittmultiplikatoren skrevet på samme form som i avsnitt 3.

La oss kontrollere om vi også kan tolke j'' som den brøkdel av en utlånsøking som ikke vender tilbake til bankene som innskudd. Vi kontrollerer det på tilsvarende måte som i avsnitt 5 ved å finne sammenhengen mellom publikums kasse $M_3 + M_4$ og utlånsmassen U . Det gir nå

$$(7.6) \quad M_3 + M_4 = \left(1 - \frac{m}{1-a+k}\right) U - nZ + \dots$$

som nettopp kan skrives som

$$(7.7) \quad M_3 + M_4 = j'' U - nZ + \dots$$

Størrelsen j'' kan altså gis den nevnte tolking.

Det er interessant å merke seg at den j'' vi nå har fått er forskjellig fra den j' vi fikk i avsnitt 5, selv om alle koeffisienter som karakteriserer publikums likviditetspreferanser, nemlig a , m , n og k (at a bør nevnes her ser vi av (4.9')) er de samme. Bare hvis $n = 0$ ville de bli like, dvs. hvis renten ikke betydde noe for husholdenes valg mellom kassehold og innskudd. Vi har imidlertid forutsatt $n > 0$.

Koeffisienten j som inngår i den vanlige kredittøkspansjonsformel slik vi fremstilte den i avsnitt 3, er altså ikke noe som bare karakteriserer publikums likviditetspreferanse. Den vil være forskjellig under forskjellige økonomiske forhold, selv om publikums likviditetspreferanse er den samme. Dette viser nødvendigheten av å studere en kre-

dittøkspansjon innenfor rammen av en modell for hele økonomien, slik vi har forsøkt å gjøre det i denne artikkelen.

I motsetning til hva vi fant for j' i avsnitt 5, kan vi vise at j'' under de forutsetninger vi har gjort tilfredsstillende betingelsen $0 < j'' < 1$. Dette fremgår direkte ved å skrive j'' på formelen

$$j'' = \frac{1-a+k-m}{1-a+k}$$

hvor både teller og nevner vil være positive (jfr. fortegn-drøftelsen etter (4.14)) og telleren mindre enn nevneren da også m er positiv. I motsetning til i det tilfelle vi så på i avsnitt 5, er altså våre forutsetninger om koeffisientene i modellen nå tilstrekkelige til å kunne si at koeffisienten j i kredittøkspansjonsformelen tilfredsstillende de forutsetningene som vanligvis gjøres om den, og kredittmultiplikatoren vil derfor nå alltid være større enn 1 i verdi.

Det tilfelle vi har sett på hittil i dette avsnittet, må ikke forveksles med et annet tilfelle med «fiksert rentenivå» som hører med til de tilfelle som en ofte kan se behandlet i forbindelse med vanlige makromodeller uten spesifisert banksektor. Vi kan her kort beskrive dette tilfelle ut fra drøftelsen i avsnitt 5.

I avsnitt 5 hadde staten pengemengden M (eller obligasjonsmassen H) som aksjonsparameter. Vi pekte der bare på virkningene av alternative størrelser på M , men drøftet ikke nærmere hva som kunne være bestemmende for statens valg.

Vi ser av (5.2) hvorledes rentenivået her blir påvirket av M . Dette åpner muligheten for at staten kan bestemme M ut fra ønsket om å fikserte et bestemt rentenivå \bar{Z} . Den må da ta de konsekvenser det medfører med hensyn til pengemengden. Av (5.2) ser vi at fikseringen av rentenivået til \bar{Z} betyr at pengemengden må bli

$$(7.8) \quad M = \frac{(1-a)f + ce}{1-a} \bar{Z} + M_* + \dots$$

Nasjonalinntekten uttrykt ved det fikserte rentenivå istedenfor pengemengden blir da

$$(7.9) \quad R = \frac{c}{1-a} \bar{Z} + \dots$$

Vi ser at (7.9) er noe helt annet enn (7.1).

Forskjellen på de to tilfellene kan oppsummeres slik.

I tilfelle (7.1) er både Z , M og M_* disponible som aksjonsparametre for staten og bankene, fordi bankene alltid får lånt ut det de ønsker til bedriftene uansett rentenivået. Vi har tenkt oss at Z og M (eller H) avtales mellom staten og bankene, mens M_* bestemmes av bankene.

I (7.9) avhenger bedriftenes lånevillighet (gjennom investeringsfunksjonen) av rentenivået. Da er bare to av størrelsene Z , M og M_* disponible som aksjonsparametre. Vi har da tenkt oss at M_* bestemmes autonomt av bankene, mens staten bestemmer M ut fra ønsket om å fikserte rentenivået Z til \bar{Z} .

Vi kan kanskje illustrere forskjellen nærmere ved å si at i tilfelle (7.1) er det utlånet U til bedriftene som blir restbestemt etter at bankene ved det fikserte rentenivå har mottatt innskuddene, kjøpt statsobligasjoner for det beløp som er avtalt med staten og sørget for sin egen kasse $M_2 = iB + M_*$. I tilfellet (7.9) er det bankenes beholdning H av statsobligasjoner (og dermed pengemengden M) som blir restbestemt etter at bankene ved det fikserte rentenivå har mottatt innskuddene, lånt ut til bedriftene det de etterspør av kreditt, og sørget for sin egen kasse.

I tilfellet (7.9) påvirker ikke bankenes overskuddskasse M_* nasjonalinntekten, og dermed heller ikke konsumet og investeringen. Det kommer av at ethvert ønske fra bankenes side om å endre M_* her blir imøtekommet av staten ved kjøp eller salg av statsobligasjoner, jfr. (7.8). Endringer i M_* påvirker derfor ikke utlånene til bedriftene og dermed heller ikke den økonomiske aktivitet.

I (7.9) blir nasjonalinntekten *lavere* jo høyere det fikserte rentenivå er. I (7.1) blir nasjonalinntekten *høyere* jo høyere det fikserte rentenivå er. Forklaringen på denne forskjell ligger selvfølgelig i det som allerede er sagt. I (7.1) er det *kreditten* som begrenser investeringene, og jo høyere renten settes, jo større del av sin kasse vil husholdene avgi til bankene som igjen (bortsett fra hensynet til sitt eget kassehold) låner pengene videre til bedriftene. I (7.9) er det *renten* som begrenser investeringene, og på en slik måte at investeringene blir *lavere* jo høyere renten er.

8. SLUTTMERKNADER

De tilfellene vi har behandlet i avsnittene 5, 6 og 7 ovenfor, gir ikke en uttømmende liste over mulige kombinasjoner av hypoteser om statens, bankenes og bedriftenes atferd. I visse situasjoner kan det bl.a. komme på tale å

endre forutsetningen (4.11) om at M_* er autonomt bestemt, som vi har holdt på gjennom hele drøftelsen. Det kan henge sammen med at bankene sedvanemessig må ta imot alt som strømmer inn av innskuddet, samtidig som de ikke kan eller ikke vil låne ut tilsvarende, men heller lar det hope seg opp udisponerte midler.

Hvis bankene på denne måten lar M_* være en passiv, restbestemt størrelse, må den frihetsgrad som derved oppstår elimineres igjen ved at det innføres et atferdsmønster eller en autonom beslutning på et annet punkt i modellen. Vi kan da tenke oss muligheten av å operere med *to* av relasjonene (4.7a), (4.7b) og (4.7c) samtidig, istedenfor alltid å bruke bare *en*. Disse tilfellene vil vi imidlertid ikke diskutere nærmere.

Det kan ved første øyekast se ut som om det ved våre kombinasjoner av hypoteser om de forskjellige sektorens atferd i de tidligere avsnitt og her i sluttmerknadene, har vært rent formelle matematiske kriterier som har ligget til grunn. Det er jo av hensyn til modellens matematiske mening vi alltid har sløffet en av de tidligere hypoteser når vi innførte en ny, slik at vi f.eks. ikke opererte med alle hypotesene $I = cZ + d$, $Z =$ autonomt bestemt, $M_* =$ autonomt bestemt og $M =$ autonomt bestemt *samtidig*. Vi har med andre ord kombinert hypotesene ut fra det matematiske krav at modellen hele tiden skulle være akkurat determinert.

Dette matematiske krav er imidlertid bare uttrykk for et krav om *realisme* ved modellen. En modell som er overdeterminert har *ingen* løsning; en modell som er underdeterminert, har *uendelig mange* løsninger. Ingen av disse typer av modeller kan derfor forklare det som faktisk skjer – dvs. de kan ikke gi en realistisk beskrivelse av virkeligheten. Kravet om akkurat determinerthet er derfor uttrykk for et krav om *realisme* ved modellen, og de formelle matematiske kriterier (i vårt tilfelle med lineære likninger simpelthen basert på opptelling av ukjente størrelser og uavhengige likninger) er et hjelpemiddel til å nå denne *realisme*.

Kravet om determinerthet er selvfølgelig bare en *nødvendig* betingelse for *realisme*. Det er (dessverre) langt fra å være noen tilstrekkelig betingelse.

Som vi påpekte i innledningen, har hovedhensikten med denne artikkelen vært å vise hvordan *selve sammenknytningen* mellom visse elementer fra bankteorien og

den vanlige makroteori kan foretas. For å diskutere f.eks. aktuelle problemer for Norge i dag, ville det åpenbart være nødvendig å bygge ut makromodellen til å omfatte utenrikshandel og til å tillate prisutslag – selv

om vi kanskje allerede på forhånd med forsiktighet kan anta at vi da ville få prisøkning og importøkning i de tilfellene hvor vi i drøftelsene foran har fått øking i nasjonalinntekten.

Veiledning for bidragsyttere

1. Økonomisk forum trykker artikler om aktuelle økonomifaglige emner, både av teoretisk og empirisk art. Temaet bør være av interesse for en bred leserkrets. Bidrag må ha en fremstillingsform som gjør innholdet tilgjengelig for økonomer uten spesialkompetanse på feltet.
2. Manuskripter deles inn i kategoriene artikkel, aktuell kommentar, debatt og bokanmeldelse. Bidrag i førstnevnte kategori sendes normalt til en ekstern fagkonsulent, i tillegg til vanlig redaksjonell behandling.
3. Manuskriptet sendes i elektronisk format til Samfunnsøkonomenes Forening, ved sekretariatet@samfunnsokonomene.no. Det kan også sendes direkte til en av redaktørene (se side 2). Det oppfordres til innsending av elektroniske manuskripter (fortrinnsvis i Word). Artikler bør ikke være lengre enn 20 A4-sider, dobbel linjeavstand, 12 pkt. skrift. Aktuelle kommentarer skal ikke overstige 12 sider av tilsvarende format. Debattinnlegg og bokanmeldelser bør normalt ikke være lengre enn 6 sider av samme format.
4. Artikler og aktuelle kommentarer skal ha en ingress på maks. 100 ord. Ingressen bør oppsummere artikkelens problemstilling og hovedkonklusjon.
5. Matematiske formler bør brukes i minst mulig grad. Unngå store, detaljerte tabeller.
6. Referanser skal ha samme form som i Norsk Økonomisk Tidsskrift. Veiledning for bidragsyttere for NØT, se www.samfunnsokonomene.no.

Valutaseminaret 2009

INGVAR STRØM
Pensjonert samfunnsøkonom

Etter nærmere 40 år på gnistrende fjellvidder ble det tradisjonsrike Valutaseminaret flyttet til et sne- og tåketungt Lysebu i hovedstadens nærområde. Det faglige innholdet traff nok en gang blink med dets fokus på den finanskrisen som tidens åpenbart mest sentrale tema for foreningens medlemmer. Det sosiale ble vel noe mer begrenset ved at seminaret var konsentrert rundt en overnatting – uten tid til verken bordtennis eller skiaktiviteter. Men til gjengjeld mer effektivt for deltakere og foredragsholdere.

MYNDIGHETENES PRESTISJETUNGE NÆRVÆR

Finansminister Kristin Halvorsen åpnet seminaret og kastet glans over forsamlingen med sine synspunkter på perspektivmeldingen ved hjelp av humørfylte talegaver, om enn dessverre innenfor et heller dagsfernt emne og på et altfor generelt plan. Det hun burde ha snakket om i slike krisetider både i Norge og internasjonalt var det bare journalistene eksklusivt som fikk ta del i utenfor foredragssalen, mens hennes statssekretær tro vannet inne i salen for å fylle ut tiden. Det politikere kan og bør foredra om er politikk og da så aktuelt som mulig.

Denne første formiddagen ble reddet av Erling Holmøy, forsker i SSB, som fulgte opp finansministerens generelle perspektiver med konkrete fremskrivninger og kompetente analyser, ved å stille ulike prioriteringer vedrørende skatt og velferd opp mot hverandre, og fremfor alt ved å avsløre egne og velfunderte meninger om hva som var mulig og ønskelig. Et forbilledlig instruktivt og engasjerende faglig innlegg hvor den ellers sedvanlige byråkratiske nøytralitet var lagt til side.

Kristin Clemets flanerier omkring den nordiske velferdsmodellen fortjener også en positiv omtale, et friskt fore-

drag med mye konkret info og bare avdempete politiske overtoner som seg hør og bør et forutsatt faktabasert innlegg. Men igjen kan man spørre om hvor dagsaktuelt dette tema egentlig var, noe særlig intensiv diskusjon om dette var vanskelig å etterspore under lunsjen.

KREDITILSYNET BEFESTER SIN POSISJON

Bjørn Skogstad Aamo leverte nok en gang en særdeles kvalifisert gjennomgang av den aktuelle situasjonen relatert til dagsaktuelle problemstillinger, som han har gjort til glede for deltakerne på Valutaseminaret i en årrekke. Han har en sjelden evne til å kombinere relevant dokumentasjon med faglig overbevisende argumentasjon og små innsidebetroelser som gir et tillitvekkende helhetsbilde av et kredittilsyn som gjør jobben sin. Vi sitter igjen med det inntrykk at norsk regulering vil bestå sin prøve under denne finanskrisen, og tror på at det ikke dreier seg om en bankkrise. At noen mener at reguleringsregimet for 20 år siden faktisk bidro til den tidens bankkrise i stedet for avverge den, rokker ikke ved troverdigheten i dag.

Fra tidenes morgen, dvs. fra starten på Valutaseminaret i begynnelsen av 1970-årene, har Norges Bank og etter

hvert i særdeleshet sentralbanksjef Hermod Skånland fremstått som Valutaseminarets store beskytter, både ut fra de formaliserte styringsregimer som eksisterte den gang, og ut fra Skånlands faglige bidrag og ustoppelige engasjement. I tillegg må også nevnes finansministeres velvillige deltagelse opp gjennom årene. I faglig sammenheng kan nok ingen måle seg med Per Kleppe, som for eksempel i 1977 på Norges Banks feriested Venastul presterte å holde på i nærmere tre timer med et foredrag som skulle vare i halvannen time. Og tålmodige deltakere den gang var i hovedsak sjefer på høyt nivå i store norske bedrifter og nøkkelpersoner på myndighetssiden som på ekte konspiratorisk og udemokratisk vis kunne drøfte viktige spørsmål uten forstyrrende overvåking av nyhetssøkende mediarepresentanter. Men i seminarsammenheng var det en elektrisk atmosfære, som almenheten først ble kjent med resultatene av gjennom de etterfølgende politiske beslutninger.

TIDENE HAR FORANDRET SEG

Dette intime forholdet mellom myndigheter og næringsliv kunne naturligvis ikke være evig. Etter noen år med halv-hjertet åpenhet overfor media – adgang, men med referatforbud uten spesiell avtale – måtte tiden komme da Dagens Næringsliv satte inn sitt avgjørende angrep og foreningen måtte gi avkall på sitt sterkeste salgargument – tilgangen på eksklusiv informasjon. Pressefrihet ble innført. Dermed økte journalistenes deltakelse langt utover de få med eksamen fra Blindern, noe som forhåpentligvis også styrket det faglige innhold i medias skrivelser om økonomisk politikk.

Trolig var det ikke tilfeldig at navnet Valutaseminar ble tatt i bruk helt fra starten. 1970-årene var en intensiv periode i prøving og feiling av valutakursregimer, og for Norges vedkommende knyttet nært til andre deler av den økonomiske politikken. Nærmest til enhver tid var det faglige diskusjoner og tilhørende rykter om at gjeldende valutakurs ville bli endret. Spenningen knyttet til dette var å sammenligne med rykter om pris- og lønnsregulering samt renteendringer uten forvarsel. Ikke rart at Valutaseminalet utviklet seg til å bli et must for ledende økonomer i bedrifter, organisasjoner og academia, og hvor ledende embetsmenn og professorer kunne opptre som popstjerner i faglig forstand, om enn ikke alltid i sprudlende fortellerkunst. Men det siste gjelder jo også i dag for noen hver.

Etter hvert ble også valutareguleringen så liberal at det ikke lenger var noen stor gevinst i å få førstehåndskjenning til nye regler fra Norges Bank. Men spennende episoder har det vært, som både i Morgedal og på Gausdal når deltakere har feiltolket foredragsholdere og satt i gang ballader i valutamarkedet via rykter om devaluering. Årets seminar på Lysebu fortjener vel egentlig sitt valutavn i større grad enn på lenge i og med de ekstraordinære valutautslag vi har sett særlig det seneste året. Kanskje litt rart at ikke programmet hadde satset mer direkte på de ubalanserte og utfordringer slike skiftninger byr på. På den annen side har vel markedet for samfunnsøkonomene aldri vært like interessant som politisk styring og reguleringer?

GLOBALISERT KRISEHÅNDTERING

Globaliseringen har også gjort sitt inntog på Valutaseminalet, ikke bare i innhold men denne gang også i antall foredragsholdere fra andre land, i programmet hele 6 mot 8 norske. Med hele verden i krise samtidig - av nær sammenfallende årsaker og med likeartede problemer og forsøk på løsninger – var dette både riktig og nærliggende av kurskomiteen. Mye fokus ble lagt på håndtering av finanskrisen med innlegg fra et imponerende utvalg av internasjonal ekspertise. Spørsmålet kan reises om det ble litt for mye av det samme. Men for all del, som grunnlag for å forstå og mene noe om de tallrike krisepakker som utformes i nær sagt alle land var det mye interessant å få med seg. Det er jo bl.a. i slike spørsmål at samfunnsøkonomer bør kunne fremstå som ressurspersoner både på jobb og i privatlivet, og da gjerne takket være sin deltakelse på Valutaseminalet.

Hva som måtte skje fremover i mer tradisjonell prognoseforstand ble ikke særlig berørt, bortsett fra noen lite lesbare sluttplansjer fra sjeføkonomen i HSBC, Stephen King. Forunderlig forresten, hvor mange foredragsholdere som fortsatt bruker uleselige plansjer med alt for mye info på altfor liten plass – og det selv om de selvsagt vet at det bare er unyttig og irriterende! Før han kom så langt hadde han imidlertid levert en meget kompetent og informativ oversikt over krisens utvikling og årsaker, som ikke minst trakk frem en del i ettertid åpenbare politiske feiltrinn før krisen var et faktum.

Visesentralsjef Jan F. Qvigstad holdt den tradisjonelle sentralbankens time mot slutten av seminaret, men hadde vel ikke en helt lett oppgave av flere grunner. Han la hoved-

vekten på å forklare bakgrunnen for rentenedsettelsen på 0.5 prosent fra dagen før, men den begrunnelsen sto jo å lese i morgens aviser formidlet av de allestedsnærværende journalister. Dessuten har jo Norges Bank de senere år på en fortjenestefull måte lagt vekt på å holde markedet og folk flest best mulig orientert om styringsgrunnlag og vurderingene bak rentendringer, slik at det kanskje ikke var mye nytt å si.

Spørsmålet ble likevel reist fra salen om ikke renten tidligere på 2000-tallet ble holdt for lav for lenge, og senere for høy for lenge, underforstått at både boligboblen var blitt større og nedgangen etterpå mer dramatisk enn nødvendig. Til det svarte Qvigstad ved å henvise til Norges Banks instruks, samt at det å inkludere eiendomspriser i prisindeksen hadde vært diskutert de senere år. I den grad andre forhold hadde vært drøftet kunne han tolkes som at ja, hensynet til eksportindustrien på Vestlandet og derav ikke for sterk valutakurs hadde kanskje spilt inn, men nei, å trekke ut Kinaeffekten av prisstigningstakten hadde ikke vært tema. På et senere valutaseminar vil nok deltakerne sette pris på et noe bredere anlagt foredrag, og for min egen del hadde jeg nok sett at ja og nei i foregående setting var byttet om.

For øvrig har vel den pågående finanskrisen avslørt at en del vedtatte sannheter i norsk økonomisk politikk som holder vann under mer normale konjunktursvingninger, ikke nødvendigvis holder når det blåser opp til 100-årsstorm. Det kunne være et uhyre interessant tema for neste Valutaseminar ett år frem i tiden!

SJEFØKONOMENES FRAVÆR

Sammensetningen av deltakerne har utvilsomt endret seg de senere år. Et generasjonsskifte synes for lengst å være et faktum, kanskje i litt for stor grad. Dialog mellom yngre og eldre kan være stimulerende både for den enkelte og seminaret som helhet. Det er positivt at media opprettholder sin interesse og at deltakelsen fra jerntriangellet pluss Kredittilsynet var så stor.

Flyttingen ned fra fjellviddene synes dessuten å ha medført større oppslutning totalt sett og det er svært positivt. Noe av årsaken er trolig at tre dagers fravær langt unna er dyrt og kronglete for dagens effektive samfunnsøkonomer. I tillegg hevdes det at dagens barneforeldre, enten det dreier seg om mor eller far, ikke kan tillate seg å la være å hente og bringe barn i henhold til inngåtte familiære avtaler. Hvilket altså var noe greiere å håndtere i tidligere tider, særlig for fedrene.

Avslutningsvis er det umulig å la være å kommentere et stadig tilbakevendende fenomen fra en del år tilbake, nemlig sjeføkonomenes likegyldighet overfor å delta steder de ikke selv er invitert til å holde foredrag. Valutaseminarer er kanskje foreningens og samfunnsøkonomifagets fremste utstillingsvindu overfor samfunnet rundt oss. Men den gruppe samfunnsøkonomer som liker seg best i rampelyset, nemlig sjeføkonomene og tilsvarende nøkkeløkonomer, glimrer stort sett med sitt fravær. For dem er det tydeligvis mye viktigere å stå frem i aviser og tv/radio enn å bidra til det faglige miljøet rundt Valutaseminaret. Det burde kunne være et både og, i alle fall for langt flere enn de få som var tilstede på Lysebu. Med all respekt tror jeg faktisk de aller fleste av sjeføkonomene også ville ha hatt personlig faglig utbytte av noen timer lyttende til vel forberedte foredrag og ved å delta i diskusjoner med kompetente økonomkolleger som de ikke omgås til daglig.

Ellers må det tilføyes at 14 foredrag på rekke og rad i løpet av to knappe dager synes i overkant, det blir dessuten en del overlapping og det blir lite tid til mer engasjement fra deltakerne. I tillegg burde man finne plass til uenige foredragsholdere og dertil hørende opphetede diskusjoner mellom dem. Her burde både sjeføkonomer og andre på snarvisitt fra hovedstadskontorene kunne delta, og vel egentlig kurskomiteen selv også. For ordens skyld, jeg hadde ikke anledning til å overvære siste foredrag, av sjeføkonom Elisabeth Holvik i Glitnir, la det være et forbehold fra min side.

Kjære kurskomite, dere har fortsatt noen utfordringer – vel blåst på Lysebu, lykke til videre!

B-PostAbonnement

Retur: Samfunnsøkonomenes Forening
PB. 8872 Youngstorget
0028 OSLO

