VISTA ANALYSE

RAPPORT

2012/44

Kalkulasjonsrenten

Michael Hoel og Steinar Strøm

VISTA ANALYSE AS

Dokumentdetaljer

Vista Analyse AS	Rapportnummer 2012/44
Rapporttittel	Kalkulasjonsrenten
ISBN	978-82-8126-093-1
Forfatter	Michael Hoel og Steinar Strøm
Dato for ferdigstilling	17 desember 2012
Prosjektleder	Steinar Strøm
Kvalitetssikrer	Nic Heldal
Oppdragsgiver	Oljedirektoratet
Tilgjengelighet	Ja
Publisert	17 desember 2012
Nøkkelord	Kalkulasjonsrente, usikkerhet, langsiktige prosjekter

Forord

Vår oppdragsgiver har vært Oljedirektoratet. Vi har mottatt nyttige og konstruktive innspill fra John Dagsvik, Bjørnar Kvinge og Terje Sørenes. Vi har hatt god hjelp fra Vivian Dyb og Alice Ciccone.

17 desember 2012

Steinar Strøm

Prosjektleder

Vista Analyse AS

Innhold

Sammendrag

Basert på norske konsumdata og avkastningen av Oljefondet finner vi at kalkulasjonsrenter knyttet til petroleumsprosjekter kan være 4% de første 40 år. For årene deretter brukes en rente på 3%. Vi tar ikke stilling til om renten bør være enda lavere på veldig lang sikt, f eks 2% fra 75 år som Hagen-utvalget foreslår. Om renten er 2% eller 3% så langt inn i fremtiden vil neppe spille noen rolle for vurderinger av petroleumsrelaterte investeringsprosjekter.

1 Innledning

Et investeringsprosjekt har typisk et ressursbruk i en begynnende fase og deretter en netto inntektsstrøm som kan strekke seg over mange år. I beregninger av prosjektets nåverdi vil det være nødvendig å benytte en kalkulasjonsrente. Denne renten skal reflektere hva ressursene puttet inn i et prosjekt alternativt kan kaste av seg, gitt den systematiske risikoen som prosjektet kan være kjennetegnet ved. Den systematiske risikoen er knyttet til den korrelasjonen som prosjektets avkastning kan ha med avkastningen på landets nasjonalformue. En samfunnsøkonomisk kalkulasjonsrente vil typisk bestå av en risikofri rente og et påslag, en risikopremie, som reflekterer korrelasjonen med avkastningen på nasjonalformuen.

Dersom den samfunnsøkonomiske kalkulasjonsrenten settes lavere enn hva investeringer i den private sektoren kaster av seg med tilsvarende risikoprofil, kan det bli startet for mange offentlige investeringsprosjektet som kan trenge ut annen ressursbruk i samfunnet, blant annet private investeringsprosjekter. Omvendt hvis den samfunnsøkonomiske kalkulasjonsrenten settes for høyt. Da kan for få offentlige investeringsprosjekter bli satt i gang.

Størrelsen på den samfunnsøkonomiske kalkulasjonsrenten kan ha stor betydning i beregningen av verdien av langsiktige prosjekter, dvs. prosjekter med levetid opp mot 30-40 år og lenger. Jo høyere kalkulasjonsrenten settes, alt annet likt, desto mindre vil fremtidige nytte- og pengestrømmer bidra til verdien av prosjektet. Innen olje- og gassvirksomhet er det mange eksempler på prosjekter med lang levetid, blant annet gassrør. Størrelsen på kalkulasjonsrenten kan også ha stor betydning for valg av transportløsninger for gass. Dersom valget står mellom transport av gass i rør eller LNG fra Barentshavet vil en høy kalkulasjonsrente gi LNG alternativet en fordel. Gassrør kan ha en lengre levetid, det vil ha en høyere ”sunk cost” og vil være mer sårbar for fremtidig usikkerhet med hensyn til gasspriser. I neste avsnitt ser vi nærmere på et enkelt eksempel som belyser valg mellom rør og LNG.

I avsnitt 3 vil vi først gi en kort oversikt over dagens praksis med hensyn til fastsetting av kalkulasjonsrenten. Kort fortalt innebærer dagens praksis at en normalt skal operere med tre rentenivåer; 2 prosent for prosjekter som ikke i det hele tatt er beheftet med systematisk risiko, 4 prosent for prosjekter med en moderat korrelasjon med avkastningen på nasjonalformuen og 6 prosent for prosjekter med den antatt sterkeste korrelasjonen.

I avsnitt 4 gir vi en kort oppsummering av hva det såkalte Hagen utvalget, NOU 2012:16, har anbefalt. Disse anbefalingene innebærer lavere kalkulasjonsrenter enn dagens praksis, og fallende kalkulasjonsrenter over tid for prosjekter med lang levetid.

I avsnitt 5 gir vi en oversikt over hvilke samfunnsøkonomiske kalkulasjonsrenter andre land benytter.

Avsnitt 6 viser hvordan en risikofri rente kan beregnes når et investeringsprosjekt bidrar til å øke en fremtidig konsumstrøm som er usikker. Vi går gjennom noen analyser som nylig er blitt publisert internasjonalt. Et hovedpoeng i disse analysene er at den risikofrie kalkulasjonsrenten kan falle over tid, og dette resultatet er da også med som begrunnelse for Hagen utvalgets tilråding om fallende kalkulasjonsrenter over tid i langsiktige prosjekter. Jo høyere fremtidig vekst i privat konsum forventes å bli, desto høyere bør kalkulasjonsrenten settes. Grunnen er at en må redusere investeringer slik at veksten ikke blir enda høyere. Jo høyere variansen forventes å bli i fremtidig konsum, desto lavere bør kalkulasjonsrenten settes. Grunnen er at en risikoavers aktør som det offentlige kan være, vil stimulere veksten gjennom å tillate flere investeringer slik at et eventuelt fall i fremtidig konsum, kan motvirkes.

I avsnitt 7 er en risikofri rente for Norge beregnet basert på norske konsumdata. Den risikofrie renten er anslått til om lag 2-2.6 prosent og faller bare svakt over tid, i motsetning til resultatet i de internasjonale studiene i avsnitt 6. Kalkulasjonsrenten i et konkret prosjekt er avledet fra et slags gjennomsnitt (avledet fra den såkalte kapitalverdimodellen) av diskonteringsfaktorene til et risikofritt prosjekt og til et prosjekt nært knyttet til avkastningen til nasjonalformuen. I og med at Norge har verdens største offentlige fond investert i utlandet benytter vi avkastningen på dette fondet som avkastning på nasjonalformuen. Vi setter denne avkastningen til 4 prosent som er i overensstemmelse med hva Finansdepartementet antar. Selv om fondet ikke har oppnådd en slik høy avkastning de siste årene, er det grunn til å vente at avkastningen tar seg noe opp når verdensøkonomien kommer gjennom dagens kriser.

Utfallet av analysene våre er at prosjektavkastninger med en 50 prosent korrelasjon med avkastningen på oljefondet kan ha kalkulasjonsrenter på rundt 3 prosent og svakt fallende over tid. Helt risikofrie prosjekter har altså 2-2.6 prosent og svakt fallende over tid, mens prosjekter sterkt korrelert med oljefondet har 4 prosent.

De samfunnsøkonomiske kalkulasjonsrentene kan derfor variere noe med hensyn til graden av systematisk risiko og prosjektenes levetid. Det er ingen grunn til å benytte ulike kalkulasjonsrenter avhengig av type prosjekt, som miljø-, olje eller gassprosjekt.

Avsnitt 8 konkluderer med at i olje- og gassprosjekter kan det være aktuelt med en kalkulasjonsrente på 4 prosent de første 40 år, for år utover dette 3 prosent.

2 Kalkulasjonsrente og usikkerhet: Et eksempel

I dette avsnittet ser vi på et stilisert eksempel for å belyse betydningen av kalkulasjonsrentens størrelse og hvordan hensynet til usikkerhet påvirker kalkulasjonsrentens størrelse. Anta at problemstillingen er valg mellom to transportløsninger for gass, rør versus LNG med skip. Vi antar at rørtransport har høyere investeringskostnader enn LNG, men lavere driftskostnader. Vi ser bort fra alle andre forskjeller mellom de to alternativene, inklusive den økte fleksibiliteten mht markeder som LNG-løsningen vil gi.

Det er to perioder (”nåtid” og ”fremtid”). Investeringen foretas i første periode, gass utvinnes og selges i andre periode. Nåverdien av å velge rør fremfor LNG er

$$V = -I + \frac{1}{1+r}Y$$

Her er *I* differensen mellom investeringskostnadene for rør og LNG; *I* antas positiv da rør-alternativet har høyest investeringskostnader. Fremtidige inntekter for prosjektet ”rør i stedet for LNG” er de sparte driftskostnadene ved å velge rør-alternativet; Y er positiv siden rør-alternativet antas å ha de laveste driftskostnadene. Kalkulasjonsrenten er *r*. Rør-alternativet bør velges hvis og bare hvis *V* er positiv; fortegnet på *V* vil avhenge av størrelsen på *r*, slik at rør-alternativet vil fortone seg mer lønnsomt jo lavere kalkulasjonsrenten er.

Hvis det ikke var noen usikkerhet skal *r* være risikofri rente (antatt lik 2%). I dette enkle prosjektet antar vi at investeringskostnaden er sikker, mens fremtidige driftskostnader knyttet til LNG er usikre. Dersom denne usikkerheten er korrelert med hvordan det for øvrig går med norsk økonomi, skal dette avspeiles i beregningen av nåverdi. Det er to måter å korrigere for denne usikkerheten: En kan direkte risikojustere *Y*, eller en kan ta hensyn til usikkerheten gjennom valg av kalkulasjonsrenten. En grundig gjennomgang og sammenligning av disse to alternativene er gitt i en rapport fra Vista Analyse: Vennemo et al. (2012).

Vi ser først på direkte risikojusterning av *Y*: Dersom *Y* er forventningsverdien av de sparte driftskostnadene, og disse driftskostnadene er høye når det ellers går bra for Norge, skal en i stedet for *Y* ha (θY) i nåverdiuttrykket, hvor $0 < \theta < 1$. Vi sier at (θY) er sikkerhetsekvivalenten til *Y*, dette betyr at hvis vi fikk (θY) med sikkerhet ville dette vurderes som nøyaktig like bra som å få den usikre gevinsten med forventningsverdi *Y*. Hvis *r* er risikofri rente vil altså nåverdien av prosjektet være

$$V = -I + \frac{1}{1+r}(\theta Y)$$

Usikkerhet i driftskostnaden til LNG *svekker* altså lønnsomheten til rør-alternativet (*V* er mindre jo lavere θ er). Dette synes muligens kontraintuitivt, men følger direkte av at høye driftskostnader ved LNG er positivt korrelert med hvordan det ellers går med norsk økonomi: Vi er ikke så opptatt av de høye utfallene for disse kostnadene siden Norge i de tilfellene har høy inntekt.

Alternativet til å korrigere *Y* med *6* er å ta hensyn til usikkerheten gjennom renten. La r_I være den relevante risikojusterte renten for dette prosjektet, nåverdien blir da

$$V = -I + \frac{1}{1+r_I} Y$$

For at dette skal gi samme nåverdi som når vi korrigerte *Y* med *6*, må

$$\frac{1}{1+r_I} = \frac{\theta}{1+r}$$

dvs

$$r_I = r + \left(\frac{1}{\theta} - 1 \right)(1+r)$$

som er større enn r når $\theta < 1$.

Det er nyttig med et talleksempel. Anta at den riktige risikojusterte renten er 6% per år. Hvis avkastningen i sin helhet kommer etter 10 år, betyr dette at i uttrykket over er r=0,22 mens r_I=0,79. Fra ligningen over har vi $\theta = (1+r)/(1+r_I) = 0{,}68$. I dette eksempelet antas altså en usikker besparelse av driftkostnader med forventningsverdi på 100 millioner kroner å være like my verd som en sikker besparelse på 68 millioner kroner.

Merk at usikkerhet om fremtidige gasspriser ikke er direkte relevant for beregningen over. Dette skyldes at vi har antatt at gassen uansett skal utvinnes og selges. For å se på en situasjon hvor usikkerheten i gassprisen spiler en rolle antar vi nå at *V* er positiv, slik at LNG-løsningen ikke er aktuell. Et alternativ til rørledning kan være ingen ny transportkapasitet, som vi antar innebærer langsommere gassutvinning. Vi utvider modellen til tre perioder. Investering antas som før i periode 0. Uten investering i ny rør-kapasitet antas gassen å bli utvunnet og solgt i de to siste periodene (1 og 2), mens med ny rør-kapasitet blir all gassen solgt i den første av de to siste periodene (periode 1). Formelt kan vi da sette opp følgene nåverdi for investeringen i ny rørledning:

$$W = -J + \frac{1}{1+r}(\phi_1 Y_1) - \frac{1}{(1+r)^2}(\phi_2 Y_2)$$

Her er $(\phi_1 Y_1)$ den risikojusterte inntekten fra økt gassalg i periode 1 mens $(\phi_2 Y_2)$ er det risikojusterte inntektstapet i periode 2 grunnet at det ikke blir noe gassproduksjon i denne perioden med økt rør-kapasitet; all gassen utvinnes i periode 1. Det virker rimelig at $\phi_2 < \phi_1$ siden gassprisen trolig er mer usikker jo lengre inn i fremtiden vi ser. Det er ikke opplagt at $\phi_2 = (\phi_1)^2$, noe som implisitt forutsettes når en tar hensyn til usikkerhet gjennom justering av renten. Hvis denne likheten gjelder kan vi alternativt ta hensyn til usikkerhet gjennom en risikojustert rente r_J:

$$W = -J + \frac{1}{1+r_J} Y_1 - \frac{1}{(1+r_J)^2} Y_2$$

hvor

$$\frac{1}{1+r_J} = \frac{\phi_1}{1+r}$$

dvs

$$r_J = r + \left(\frac{1}{\phi_1} - 1 \right) (1+r)$$

Merk at risikojusteringen ϕ_1 knytter seg til usikkerhet i gassprisen, mens risikojusteringen *6* i valg av transportsystem knyttet seg til usikkerhet i driftskostnader for LNG-transport. Det er ikke opplagt at $\phi_1 = \theta$; hvis denne likheten ikke gjelder vil den riktige risikojusterte renten være forskjellig for de to prosjektene.

Vi ser igjen på et talleksempel. La periode 1 være 10 år frem i tid mens periode 2 er 20 år frem i tid. På tilsvarende måte som over har vi $\phi_1 = (1+r)/(1+r_J) = 0{,}68$. Risikojusteringen 20 år frem i tid blir $\phi_1^2 = 0{,}46$. En usikker gasspris med forventningsverdi lik 100 blir altså betraktet som likeverdig med en sikker gasspris lik 46. Dersom en i dette eksemplet i stedet antar at den risikojusterte renten er 4% finner vi $\phi_1^2 = 0{,}68$, dvs at en usikker gasspris med forventningsverdi lik 100 blir betraktet som likeverdig med en sikker gasspris lik 68.

3 Dagens praksis i Norge

I følge den siste veilederen for nytte- kostnadsanalyse utarbeidet av Finansdepartementet (september 2005) anbefales det bruk av risikojusterte kalkulasjonsrenter:

> ”Kalkulasjonsrenten skal gjenspeile hva det koster å binde opp kapital i langsiktige anvendelser og består av to elementer:
>
> - risikofri realrente (risikofri alternativkostnad)
>
> - risikotillegg (kompensasjon for å bære risiko)
>
> Risikotillegget skal gjenspeile risikoen i det aktuelle tiltaket. Den relevante risikoen i denne sammenheng er den systematiske risikoen. Størrelsen på denne avhenger av graden av samvariasjon mellom prosjektavkastningen og avkastningen på nasjonalformuen, dvs. nasjonalinntekten. Et samferdselsprosjekt vil for eksempel ha høyere trafikk, og dermed høyere avkastning når det er høy aktivitet ellers i økonomien (”høykonjunktur”). Risikotillegget i kalkulasjonsrenten kan vi se på som kalkulert pris for tiltakets risiko. For å sikre objektiv prisinformasjon er det hensiktmessig å legge markedspriser til grunn så langt som mulig i de samfunnsøkonomiske lønnsomhetsanalysene. Aksjemarkedene gir informasjon om hvordan systematisk risiko i privat sektor blir priset i form av en risikojustert avkastning. Det vil i prinsippet være mulig å finne private investeringer som har den samme systematiske risiko som et offentlig tiltak, slik at markedsinformasjon kan benyttes til å prise samfunnsøkonomisk relevant risiko. Vi antar dermed at de risikopremiene vi kan observere i aksjemarkedene er representative for de risikopremiene vi bør benytte i en samfunnsøkonomisk analyse. En vanlig modell å benytte i denne sammenheng er kapitalverdimodellen”.

Kapitalverdimodellen gjengis i Vedlegg 1.

Anbefaling i veilederen er en risikofri rente på 2% og et ”normalt” risikotillegg på 2% slik at realrenten blir på 4% ”for et normalt offentlig tiltak”. Departementet anbefaler også et høyt risikotillegg på 4%, enten fordi avkastningen i prosjektet er sterkt korrelert med avkastningen på nasjonalformuen (høy grad av konjunkturfølsomhet) eller som følge av store ikke gjenvinnbare faste kostnader i et prosjekt (”sunk costs”). Det betyr at veilederens maksimale sats er 6%.

I veilederen sies det imidlertid at den tiltaksansvarlige kan avvike fra det høye avkastningskravet på 6 % dersom egne analyser skulle tilsi enda høyere systematisk risikotillegg.

I veilederen heter det videre at det ”… bør ikke fastsettes noen egne kalkulasjonsrenter for spesielt langvarige prosjekter.”

I kapitalverdimodellen avhenger risikotillegget av hvordan avkastningen i prosjektet j, R_j, varierer med avkastningen på landets totalformue. Denne formuen er summen av landets realkapital, naturkapital, kunnskapskapital og fordringer på andre land. Avkastningen på denne formuen er nasjonalinntekten. I kapitalverdimodellen anslås avkastningen på landets nasjonalformue ved hjelp av data fra det private aksjemarkedet. Risikopremien $E[R_m\text{-}r]$ beregnes derfor som den forventete verdien av differansen mellom avkastningen på totalindeksen på Oslo Børs, R_m, og en risikofri rente r. Multipliserer en med den korrekte β_j for prosjekt j, så vil en kunne få et anslag på det samfunnsøkonomiske risikotillegg som prosjektet skal belastes med. Faktoren β_j for et prosjekt j tar vare på samvariasjonen mellom avkastningen på prosjektet og avkastningen på landets total formue. Risikotillegget er en systematisk risiko.

Forventet avkastning på Oslo Børs, R_m, er anslått til 6%. Med en risikofri rente på 2% blir den forventete risikopremien på 4%. Fra kapitalverdimodellen har vi da (se Vedlegg 1):

$E(R_j)=r+\beta_j\,[E(R_m)-r]=(1-\beta_j)r+\beta_j E(R_m)= 0.02(1-\beta_j) +\beta_j 0.06.$

Vi ser da at for et prosjekt som ikke er korrelert med avkastningen til totalformuen (ingen systematisk risiko), dvs $\beta_j=0$, er $E(R_j)=r=0.02$

Vi ser da at for et prosjekt som er perfekt korrelert med avkastningen til totalformuen (maksimal systematisk risiko, og med samme spredninger), dvs $\beta_j=1$, er $E(R_j)= E(R_m)=0.06$.

Merk at β_j kan også være negativ. Hvis $\beta_j=-0,5$, så ser vi at $E(R_j)=0$.

Det vanlige er nok at $\beta_j>0$.

Det er flere svakheter ved å fastsette kalkulasjonsrentene på denne måten.

For det første er det åpenbart at avkastningen til landets nasjonalformue omfatter langt mer enn aksjeavkastningene på Oslo Børs. Børsverdiene som ligger til grunn for markedsprisen på risiko er ikke nødvendigvis representativ for risikoprofilen til nasjonalformuen. En kan stille spørsmål om avkastningen på kunnskapskapital (som er den største komponenten i landets nasjonalformue) blir godt nok reflektert i de avkastninger som en kan observere i børsdata. Det er mange private og ikke minst offentlige foretak og institusjoner (for eksempel offentlige sykehus og forskningsinstitusjoner) som ikke er børsnoterte.

For det andre er det ikke åpenbart at de personer som handler på børsen, og dermed er med på å bestemme aksjeverdier og avkastninger, gir oss god nok informasjon om risikojustert avkastning, spesielt i forbindelse med store investeringsprosjekter med svært lang tidshorisont. Det hevdes ofte at bedriftsledere og –eiere tenker kortsiktig. Konsernsjef i Agder Energi påstår for eksempel at

"[i] den oppvarmede økonomien vi opplever Norge i dag synes innholdet i lederskapsrollen å ha mindre interesse ut over kortsiktig resultatfokusering. Kombinasjonen av gründerdyrking og kortsiktighet skaper lett et lederskap basert på makt, manipulasjon og frykt." (Aftenposten, 15. juni 2006)

Osmundsen m.fl (2005) viser til en økende tendens til at oljeindustrien prioriterer kortsiktige lønnsomhetsmål. Hvis dette er tilfellet, vil oljeselskapene legge til grunn høyere diskonteringsfaktorer i sine analyser, og dermed bli mer tilbakeholdne med å investere i mer langsiktige prosjekter.

For det tredje ser veilederen bort fra at kalkulasjonsrenten kan variere over tid. For tiden er det mange olje- og gassprosjekter i Norge, men gradvis vil det bli færre slike prosjekter. Hvis en fortsetter med å investere inntekter fra norsk olje- og gassvirksomhet i utenlandske verdipapirer og eiendommer, vil den norske nasjonalformuen gradvis bli mer diversifisert noe som burde ha konsekvenser for risikojusterte avkastninger i fremtiden. Korrelasjonen mellom avkastningen til prosjekter og avkastningen til nasjonalformuen kan endre seg over tid.

For det fjerde er det blitt en dreining i faglitteraturen i det siste med mer vekt på vekstmodeller og usikkerhet som grunnlag for beregning av kalkulasjonsrenter enn på bruk av kapitalverdimodellen. Dette gjelder spesielt renter brukt i kalkulasjonen av langsiktige prosjekter. Dette kommer vi tilbake til i avsnittene 6 og 7.

Mye tyder på at en revidert veileder for nytte- kostnadsanalyser vil ta hensyn til disse svakhetene ved dagens praksis, spesielt renter brukt i kalkulasjonen av langsiktige prosjekter. Veilederens anbefaling om en risikofri rente på 2 prosent var knyttet til renten på statsobligasjoner. En kan i dag stille spørsmål ved så vel om hvor risikofri en slik rente er og om nivået for en eventuell risiko fri rente skulle være lavere enn 2 prosent. Statens pensjonsfond utland gir en avkastning på en diversifisert portefølje. Handlingsregelen sier at en skal bruke avkastningen på 4 prosent til innenlandske formål. I det siste har avkastningen snarere vært 3 prosent eller lavere. Dette taler for at den risikojusterte realrenten "for et normalt offentlig tiltak" er lavere enn 4 prosent.

I Weitzman (2012, b) vises at hvis en i stedet for å ta et veid gjennomsnitt av en (konstant) risikofri rente og den risikojusterte renten i kapitalverdimodellen, tar et veid gjennomsnitt av diskonteringsfaktorene, så vil den renten en skal bruke, gradvis synke over tid (fra for eksempel 6%) ned til den risikofrie renten (for eksempel 2%). Dette poenget er for øvrig også vist i Dalen et al. (2008).

4 Hagen-utvalget

Hagen-utvalget (NOU 2012:16) har blant utredet kalkulasjonsrenter. Utvalgets tilrådinger er:

> ”I prinsippet bør reell risikojustert kalkulasjonsrente reflektere risikofri rente og risikoen i prosjektet og således reflektere prosjektets alternativkostnad, men diskonteringsrenten til bruk i vurdering av offentlige tiltak bør imidlertid være basert på enkle regler som fanger opp de viktigste sidene ved problemstillingen.

For offentlig forretningsdrift i direkte konkurranse med private aktører vil det være naturlig å benytte en kalkulasjonsrente som tilsvarer den som private bedrifter står overfor.

Til bruk i samfunnsøkonomisk analyse av et normalt offentlig tiltak, som et samferdselstiltak, vil en reell risikojustert kalkulasjonsrente på 4 prosent være rimelig for de første 40 år fra analysetidspunktet.

Utover 40 år er rimelig å anta at man ikke kan sikre en langsiktig rente i markedet og kalkulasjonsrenten bør da settes ut fra en fallende sikkerhetsekvivalent rente. For årene fra 40 til 75 år fram i tid anbefales en rente på 3 prosent. Som diskonteringsrente for årene deretter anbefales en rente på 2 prosent.”

Hagen-utvalget stiller spørsmål ved hvor godt egnet kapitalverdimodellen og børsdata er til å angi kalkulasjonsrenter i langsiktige offentlige prosjekter. Vi er enige med Hagen-utvalget i at denne modellen og børs data ikke er et godt grunnlag for å tallfeste kalkulasjonsrenter i langsiktige prosjekter. Det er all grunn til å tvile på om den gjennomsnittlige avkastningen på Oslo Børs gir et godt anslag på den forventete avkastningen på landet nasjonalformue. Vi deler også utvalgets syn i at det kan være vanskelig å bestemme korrelasjonen mellom et offentlig prosjekts avkastning og avkastningen på landets nasjonalformue.

I likhet med Hagen-utvalget vil vi tilrå at for offentlig forretningsdrift i direkte konkurranse med private aktører vil det være naturlig å benytte en kalkulasjonsrente som tilsvarer den som private bedrifter står overfor.

For prosjekter som ikke er i direkte konkurranse med private prosjekter antar utvalget en risikofri rente på 2,5 prosent de første 40 år og viser til at det er mulig å sikre en risikofri rente på dette nivået ved plasseringer i det internasjonale finansmarkedet. For år utover 40 år anbefales en risikofri rente på 2 prosent. Begrunnelsen for fallet i den risikofrie renten er usikkerheten i fremtidig økonomisk utvikling. (Påslaget til den risikofrie renten for å gi en risikojustert rente er 1,5 prosent de første 40 år, 1 prosent frem til 75 år og null deretter). Som bakgrunn for fallet i kalkulasjonsrenter over tid viser Hagen-utvalget til analyser gjort av Gollier og Weitzman (se referanselisten). Utvalget foretar ikke egne analyser.

Våre analyser i avsnitt 7 er basert på Gollier og Weitzman modellen, men vi bruker norske data og får forkastet den empiriske versjonen av Gollier og Weitzman modellen.

Vår empiriske modell innebærer mindre fall over tid i den risikofrie renten enn hva Hagen utvalget anbefaler.

5 Kalkulasjonsrenter i andre land

Kilden for informasjonen om kalkulasjonsrenter er en rapport utarbeidet for OECD av Cameron Hepburn (2007).

I de fleste land er kalkulasjonsrenten bestemt ut fra private investeringer kaster av seg, og da mer eller mindre knyttet til kapitalverdimodellen (CAPM) og børsdata. Bruk av markedsrenter var en viktig anbefaling i Lind (1982, side 89) : "… equate the social rate of discount with the social rate of time preference as determined by consumption rates of interest and estimated on the basis of the returns on market instruments that are available to investors".

Det er kun i to land at myndighetene anbefaler kalkulasjonsrenter som faller over tid, Frankrike og Storbritannia.

Renter som omtales nedenfor er realrenter, og før skatt der det er aktuelt. I mange land, som i Norge, er for tiden veiledninger for nytte- kostnadsanalyser under revisjon.

Australia

For de fleste prosjekter anbefales 10%, men det er også anbefalinger, basert på CAPM, knyttet til investeringer i eiendom hvor rentene er 12%, 10% og 8%.

Østerrike

Det er ingen anbefaling fra myndighetene og med den begrunnelse at: "This is because changes in the interest rate in recent decades made the use of discounting not very feasible".

Canada

Fra 1998 av var myndighetenes anbefaling 10% realrente og med bruk av 8% og 12% i sensitivitetsanalyser. I dag brukes imidlertid 7%, og med alternativene 5% og 9%, i miljøprosjekter.

Tsjekkia

For langsiktige miljøprosjekter anbefales 1% (basert på renten i 2006 på statsobligasjoner, nominell rente 4% minus inflasjon på 3%). Hvis prosjektkostnadene er delt mellom private og offentlige investorer brukes et veid gjennomsnitt, med kapitalinnsatsandeler som vekter. Privat realrente var 4% i 2007.

Danmark

Miljømyndighetene anbefaler et gjennomsnitt av en rente knyttet til konsumstrømmer på 3% og en skyggepris på bruk av kapital (markedsrente) på 6%. Finansdepartementet anbefaler bare bruk av skyggepris på kapital, dvs 6%.

Finland

Det er få anbefalinger fra sentrale myndigheter. I transportprosjekter brukes 5%.

Frankrike

Siden 2005 brukes 4% for kontantstrømmer opptil 30 år og 2% etter 30 år. Trolig gjelder dette i hovedsak for miljøprosjekter.

Ungarn

Her brukes renter knyttet til statsobligasjoner og med risikotillegg.

Irland

I henhold til anbefaling fra EU kommisjonen brukes 5% i alle offentlige investeringsprosjekter.

New Zealand

Her brukes 10% men tiltaksansvarlige kan bruke lavere rente, for eksempel er det blitt brukt 7,5% i noen miljøprosjekter.

Norge

Her benyttes en risikofri rente på 2%, og to risikotillegg på henholdsvis 2% og 4%. Den høyeste satsen er dermed på 6% og er i samsvar med den gjennomsnittlige avkastningen på Oslo børs. I veilederen fra Finansdepartementet vises det til kapitalverdimodellen som begrunnelse for de renter som benyttes.

Slovakia

Her brukes 5% i alle offentlige prosjekter. Det vises til anbefaling fra EU-kommisjonen.

Spania

Også Spania følger EU kommisjonens anbefaling om 5%, men det er avvik. I vannforsyningsprosjekter brukes 4%.

Sverige

Inntil nylig ble det benyttet 4% i alle prosjekter.

Sveits

Ingen anbefalinger fra sentrale myndigheter.

Tyrkia

Det benyttes renter lik de som er knyttet til gjelden som finansierer prosjektene.

Storbritannia

Her brukes en rente som avtar med tidshorisonten for prosjektene. For prosjekter med en horisont på 30 år brukes 3,5%. For årene mellom 31 og 75 brukes 3,0% , deretter

2,5% (76-125 år), 2% (126-200 år), 1,5% (201-300 år) og 1% for prosjekter med en horisont over 300 år!

USA

Her brukes 3% med en henvisning til renten (inntil 2007) på statsobligasjoner for prosjekter som påvirker direkte privat konsum. For andre prosjekter brukes det en rente på 7% som er et anslag på realavkastningen i privat sektor før skatt. For svært langsiktige miljøprosjekter brukes renter mellom 1% og 2,5%.

6 Kalkulasjonsrenter ved langsiktige investeringsprosjekter og når rentegrunnlaget er usikkert

I det siste har det kommet mange artikler som *igjen* har tatt utgangspunkt i en vekstmodell hvor en representativ aktør handler på vegne av oss alle, den såkalte Ramsey modellen. Grunnen til å si *igjen* er at dette var tilfelle blant annet i Norge før en gikk over til kapitalverdimodellen som et utgangspunkt for beregning av kalkulasjonsrenten, se Johansen (1967). Det nye i senere artikler er at en tar hensyn til at konsumstrømmen i en økonomi kan være stokastisk.

La S være samfunnets velferdsfunksjon og la $U(c_t)$ være nytten til den representative aktøren av konsum c_t på tidspunkt t. Vi definerer c_t som det totale private forbruket C_t dividert med befolkningen N_t. Videre er δ en ikke-negativ parameter som sier at aktøren har større nytte av konsum "i dag" i forhold til " i morgen". Vi starter med et resonnement hvor konsumstrømmen er deterministisk.

(1) $$S = \sum_{t=0} e^{-\delta t} U(\frac{C_t}{N_t}) = \sum_{t=0} e^{-\delta t} U(c_t)$$

Anta et marginalt risikofritt investeringsprosjekt som reduserer konsumet i dag, dvs. for t=0, med *en* enhet og som gir en gevinst på e^{rt} på tidspunkt t. Med risikofritt prosjekt menes at prosjektets avkastning er ukorrelert med avkastningen på nasjonalformuen. Endringen i samfunnets velferd er da

(2) $$\Delta S = e^{rt} e^{-\delta t} U'(c_t) - U'(c_0)$$

Det første leddet gir verdien av gevinsten e^{rt} verdsatt ved grensenytten av konsum på tidspunkt t sett fra i dag. Det andre leddet gir kostnaden ved å oppgi en enhet av konsum i dag.

Vi ser at ΔS øker i r. Det må da eksistere en rente r_t slik at ΔS =0 for $r=r_t$. r_t er samfunnets risikofrie kalkulasjonsrente og er gitt ved

(3) $$e^{r_t t} = e^{\delta t} \frac{U'(c_0)}{U'(c_t)}$$

eller

(4) $$r_t = \delta - \frac{1}{t} \ln \frac{U'(c_t)}{U'(c_o)}$$

Anta at konsumstrømmen (totalt privat forbruk delt på befolkningen) er deterministisk og slik at

(5) $$c_t = c_0 e^{gt}$$

Anta videre at nyttefunksjonen er gitt ved:

(6) $U(c) = \frac{1}{1-\lambda} c^{1-\lambda}$

(7) $U'(c) = c^{-\lambda} > 0$

(8) $U''(c) = -\lambda c^{-(1+\lambda)}$

(9) $\frac{U''(c)}{U'(c)} c = -\lambda$

Her er λ>0 og ulik 1. Når λ går mot 1, går nyttefunksjonen mot U= lnc. Uttrykket i (9) sier at λ er lik tallverdien av pengenes grensenyttefleksibilitet (i Frisch's vokabular)

Fra (4), (5) og (7) får vi

(10) $r_t = \delta - \frac{1}{t} \ln \frac{c_0^{-\lambda} e^{-\lambda g t}}{c_0^{-\lambda}} = \delta + \lambda g$

Vi ser at den samfunnsøkonomiske kalkulasjonsrenten er konstant over tid, gitt at parametrene som inngår er konstante. I Dagsvik et al. (2006) er λ estimert på norske data. Parameteren λ ble estimert til å være svært høy for konsum ned mot eksistensminimum og lik 1 for et svært høyt konsum. For privat konsum per capita rundt dagens nivå kan 1.3 være et rimelig anslag.

I perioden 1970-2010 var veksten i privat konsum per hode på 2,5 prosent. Ser en hele det forrige hundreåret under ett er veksten om lag 2 prosent. Setter en δ=0, λ=1,3 og g=0,020, blir r=0,026 eller 2,6 prosent. Vi ser at hvis vi setter λ lik den nedre grensen i anslaget til Dagsvik et al. (2006), dvs λ=1, og δ=0, blir anslaget på den risikofrie renten 2 prosent, slik den i dag er i Finansdepartementets veileder.

Fordi λ kan falle med nivået på konsumet, kan kalkulasjonsrenten falle med økende konsum. Tar vi hensyn til at λ varierer med konsum slik som i Dagsvik et al. (2006) er

$$\lambda = \frac{1}{1 - \frac{c_{\min}}{c_t}}.$$

Hvis C_{min} antas å utgjøre for eksempel 23% av konsumet C_t, vil λ holde seg konstant og lik 1,3.

Hvis C_{min} er konstant, får vi at $\frac{\partial r_t}{\partial t} = g \frac{\partial \lambda}{\partial t} = g^2 \lambda (1-\lambda) < 0 \;\; for \;\; \lambda > 1.$ Dette betyr at den risikofrie renten kan falle over tid.

I fortsettelsen vil vi se bort fra dette og antar at λ er konstant. Ved å bringe inn at veksten i privat konsum ikke er deterministisk, kan vi likevel få at kalkulasjonsrenten vil falle over tid.

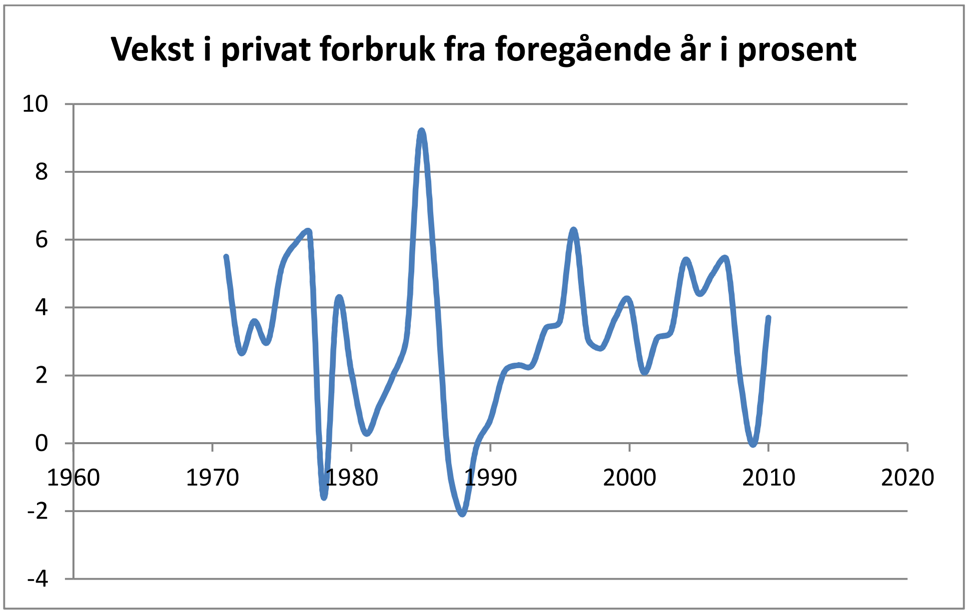
I Figur 1 viser vi veksten i privat konsum i den tiden Norge har vært en oljenasjon, dvs. fra 1970 og til i dag. Vi ser at den årlige veksten svinger ganske mye. Figuren viser at de første årene etter «den første olje» er kjennetegnet av en ganske sterk vekst i det private konsumet. Unntaksåret var 1978 og hang sammen med de problemer som oljeimporterende land, og derfor mange av Norges handelspartnere, slet med etter den kraftige økningen i oljeprisen i 1973-1974. I ettertid er det naturlig å se forbruksveksten på 1970-tallet som et resultat av at man tilpasset seg det faktum at Norge var blitt en oljenasjon, forsterket av at oljeprisene økte kraftig.

Som vi ser av Tabell 1, var den gjennomsnittlige forbruksveksten på 1970-tallet noe høyere (3,5 prosent) enn i hele perioden 1970-2010 sett under ett (3,0 prosent). Den perioden som skiller seg noe ut, er 1980-årene. I gjennomsnitt var konsumveksten moderat; 1,7 prosent, jfr. Tabell 1. Frem til det kraftige oljeprisfallet midt i tiåret, var imidlertid forbruksveksten svært høy. Den kom opp i hele 9,2 prosent i 1985, og veksten var også sterk i 1986, etter at oljeprisen hadde falt kraftig. Denne forbruksutviklingen var åpenbart godt over det som kan sies å være bærekraftig i et langsiktig perspektiv. Flere forhold bidrar til å forklare de sterke utslagene i samlet etterspørsel på 1980-tallet. Spesielt førte endringer i rente- og skattepolitikken, sammen med tidligere gjeldsoppbygging, til en kraftig tilstramming i det private forbruket mot slutten av tiåret.

Befolkningsveksten i perioden 1970-2010 var i gjennomsnitt på 0,5 prosent. Veksten i privat konsum per hode var dermed på 2,5 prosent. Veksten i privat forbruk per hode fra 1900 til 1970 var i gjennomsnitt på 1,9 prosent og fra 1950 til 1970 på 2,7 prosent.

Fra 1970 til 2010 har den gjennomsnittlige veksten i offentlig forbruk vært på 3,2 prosent, altså 0,2 prosentpoeng mer enn veksten i det private forbruket. Bortsett fra på 1970-tallet har veksten i offentlig forbruk vært relativt moderat, og lavere enn veksten i privat forbruk de siste 20 årene.

Figur 1. Vekst i privat forbruk, 2005 priser



Tabell 1. Vekst i privat og offentlig forbruk, Gjennomsnitt for fire 10-årsperioder. Prosent.

Perioder	1970-1979	1980-1989	1990-1999	2000-2009	1970-2010
Privat forbruk	3,5	1,7	3,0	3,0	3,0
Offentlig forbruk	4,5	2,2	2,8	2,3	3,2

Det kan derfor være gode grunner for å anta at konsumvekst ikke har et deterministisk forløp.

I flere artikler av Gollier og Weitzman, hver for seg og sammen, er veksten i konsumet stokastisk. I referanselisten er det vist til en rekke artikler og bøker de har skrevet.

Anta at veksten i konsumet per hode er gitt ved:

$$(11) \quad \ln c_t - \ln c_{t-1} = Y_t$$

Gollier og Weitzman antar at Y_t består av en permanent komponent X_t og en komponent som reflekterer tilfeldige og forbigående sjokk, z_t. Vi antar videre at den permanente komponenten følger en "random walk":

$$(12) \quad Y_t = X_t + z_t$$

$$(13) \quad X_t = X_{t-1} + w_t$$

De stokastiske variablene $\{z_t\}$og $\{w_t\}$er uavhengige Gaussiske prosesser med fordelinger

$$(14) \; z_t \sim N(0, \sigma_y^2)$$

$$(15) \; w_t \sim N(0, \sigma_x^2)$$

La

$$(16) \quad Z_t = \sum_{s=1}^{t} z_s$$

og

$$(17) \quad W_t = \sum_{\tau=1}^{t} \sum_{s=1}^{\tau} w_s$$

Fra (11)-(13), (16) og (17) får vi ved rett frem iterering og summering at:

(18) $\ln c_t - \ln c_0 = tX_0 + Z_t + W_t$

Vi ser at

(19) $E(Z_t) = \sum_{s=1}^{t} E(z_s) = 0$

(20) $Var(Z_t) = \sum_{s=1}^{t} Var(z_s) = t\sigma_y^2$

Vi ser videre at

(21) $E(W_t) = \sum_{\tau=1}^{t}\sum_{s=1}^{\tau} E(w_s) = 0$

Variansen til W_t er mer komplisert. Vi ser at

(22) $W_t = \sum_{\tau=1}^{t}\sum_{s=1}^{\tau} w_s = tw_1 + (t-1)w_2 + (t-3)w_3 + \ldots + w_t$

Fordi var (tw_1)=$t^2\sigma_x^2$ *og* $\mathrm{var}((t-1)w_2) = (t-1)^2\sigma_x^2, etc$, og fordi w-ene er stokastisk uavhengige, får vi:

(23) $\mathrm{var}(W_t) = \mathrm{var}(\sum_{\tau=1}^{t}\sum_{s=1}^{\tau}\mathrm{var}(w_s)) = \sigma_x^2\sum_{k=1}^{t}k^2 = \sigma_x^2 t(t+1)(t+0.5)/3 \cong \sigma_x^2 t^3/3\ (for\ stor\ t)$

Hvis den permanente vekstkomponenten ikke er direkte observerbar, så blir også X_0 en stokastisk variabel. Anta at

(24) $X_0 \sim N(g, \sigma_0^2)$

Vi har da kommet fram til at

(25) $E(\ln c_t - \ln c_o) = tg$

dvs.

(26) $\frac{E(\ln c_t - \ln c_o)}{t} = g$

$\frac{E(\ln c_t - \ln c_0)}{t}$ er direkte knyttet til den forventete gjennomsnittlige fremtidige vekstraten, g, i perioden (0,t).

Videre har vi at

(27) $Var(\ln c_t - \ln c_0) = t^2\sigma_0^2 + t\sigma_y^2 + t^3\sigma_x^2/3$

Fordi de stokastiske variabler som inngår er normalfordelte, har vi at:

(28) $(\ln c_t - \ln c_0) \sim N(tg, t^2\sigma_0^2 + t\sigma_y^2 + t^3\sigma_x^2/3)$

Likningene (1) og (3) må nå endres på grunn av at konsumet, eller snarere veksten i konsumet, er stokastisk (initiale nivået på konsumet, c_0 er ikke stokastisk) :

$$(1') \quad ES = \sum_{t=0} e^{-\delta t} E\left[U(c_t)\right]$$

og

$$(3') \quad e^{r_t t} = e^{\delta t} \frac{U'(c_0)}{E(U'(c_t))}$$

Fra nyttefunksjonen i (6) får vi da:

$$(29) \quad r_t = \delta - \frac{1}{t} \ln E[\exp(-\lambda(\ln c_t - \ln c_0)]$$

I Vedlegg 2 viser at hvis *logX=μ+η*, hvor *η* er normalfordelt (*μ,σ²*), så er

E(X)=E(exp(μ+η))=exp(μ+ σ²/2). Ved å bruke dette får vi at

$$(30) \quad r_t = \delta - \frac{1}{t}[-\lambda E(\ln c_t - \ln c_0) + (-\lambda)^2 \frac{\mathrm{var}(\ln c_t - \ln c_0)}{2}]$$

dvs

$$(31) \quad r_t = \delta - \frac{1}{t}[-\lambda tg + \frac{\lambda^2}{2}(t^2\sigma_0^2 + t\sigma_y^2 + \frac{t^3\sigma_x^2}{3})]$$

dvs

$$(32) \quad r_t = \delta + \lambda g - \frac{\lambda^2}{2}(t\sigma_0^2 + \sigma_y^2 + \frac{t^2\sigma_x^2}{3})$$

Vi ser at hvis $\sigma_0^2 = \sigma_y^2 = \sigma_x^2 = 0$, så får vi den kalkulasjonsrenten som følger av den deterministiske Ramsey modellen.

Vi ser at hvis $\sigma_0^2 = \sigma_x^2 = 0, \; men \; \sigma_y^2 > 0$ vil kalkulasjonsrenten være konstant over tid, men lavere enn kalkulasjonsrenten i det deterministiske tilfellet:

$$(33) \quad r_t = \delta + \lambda g - \frac{\lambda^2}{2}\sigma_y^2 < \delta + \lambda g$$

Forklaringen er at tilfeldige sjokk i konsumveksten, når den representative aktøren er risikoavers, gjør risikofrie investeringer mer attraktive.

Usikkerheten knyttet til den permanente komponenten i konsumveksten gjør at kalkulasjonsrenten vil falle over tid. Det at eventuelt $\sigma_x^2 > 0$ reflekterer den frykt at vi ikke vet hvilken veg konsumet vil bevege seg på lang sikt. $\sigma_0^2 > 0$ innebærer at vi ikke vet hva den underliggende trendveksten i konsumet er. Det siste skyldes at vi ikke vet hvordan vi skal tolke støyen i tidligere observasjoner av konsumvekst.

Konsekvensen av en tidsavhengig kalkulasjonsrente er ikke at en skal bruke ulike kalkulasjonsrenter fra prosjekt til prosjekt, gitt samme tidshorisont. Konsekvensen er at prosjekters netto inntektsstrøm skal ha en lavere kalkulasjonsrente over tid.

Antar vi som over at δ=0, λ=1,3 og g=0,02, og dessuten at σ_y=0,03, σ_x=0,0001, σ_0=0,0001(Weitzman og Golliers' antakelse), får vi en risikofri kalkulasjonsrente som vist i tabellen nedenfor.

Tabell 2. Risikofri kalkulasjonsrente avledet fra en Ramsey modell med usikker konsumstrøm. Weitzman/Gollier modellen. Prosent.

År t	1	20	40	60	80	100
Renten r_t (%)	2,52	2,39	2,04	1,46	0,65	-0,38
Diskonteringsfaktor, $e^{-r_t t}$	0,975	0,620	0,442	0,416	0,595	1,462
Trappvis variabel rente (%)	2,52	2,39	2,00	0,30	-1,77	-4,49

I tabellen gir øverste linje den renten som gir diskonteringsfaktoren gitt ved ligning (3'). Diskonteringsfaktorene er gitt i linjen under. I siste linje gir vi en trappvis variabel rente som gir de aktuelle diskonteringsfaktorene: I kolonnen for 60 år betyr tallet 0,30 at renten fra 40 år til 60 år må være 0,30% for å bringe diskonteringsfaktoren ned fra 0,442 til 0,416. Vi ser at etter drøyt 60 år blir renten med de beregnede tallene negativ – etter hvert kraftig negativ.

Det er mange grunner til at fremtidig konsumvekst er usikker. Det er derfor gode grunner for at kalkulasjonsrenten skal falle over tid. Dette vil gjøre langsiktige prosjekter mer lønnsomme enn hva som har vært praksis i Norge. Dette vil kunne ha konsekvenser for investeringer i rør fra Barentshavet ned til eksisterende gassnett i Norskehavet versus videre utbygging av LNG-kapasiteten. Begge prosjekter er langsiktige. Merk at i den eksisterende veileder for kalkulasjon av prosjekter skal "sunk cost" gi grunn for et ekstra påslag i renten, noe som gjør at rørprosjekter kan ha en høyere kalkulasjonsrente enn utbygging av LNG prosjekter.

Det er som nevnt flere grunner til at kapitalverdimodellen og bruk av børsdata gir for høye anslag på kalkulasjonsrenten, spesielt for prosjekter med lang levetid. En Ramsey modell som tar hensyn til stokastisk konsumvekst er et alternativ som ivaretar hensynet til kombinasjonen av langsiktighet og usikkerhet. Den utvidete Ramsey modellen har imidlertid også sine svakheter:

1) Nyttefunksjonens form er usikker.

2) Hvordan usikkerheten inngår, er litt tilfeldig valgt. Er normalfordelingen en bra forutsetning? Er kombinasjonen av hvit støy og "random walk" rimelige forutsetninger? Her er det behov for konkrete estimeringer, noe vi kommer tilbake til i neste avsnitt.

3) Er en representativ aktør modell et troverdig utgangspunkt?

Groom et al. (2007) diskuterer økonometrisk modellvalg knyttet til modeller hvor diskonteringsfaktorer og dermed kalkulasjonsrenter er stokastiske og hvor forventet verdi faller over tid. Data fra USA er brukt i estimeringen av rentemodeller, hvorav "Random Walk" er ett av dem, men ikke det beste i følge statistiske kriterier. En test av om den økonometriske modellen i (18) ikke forkastes av norske data ville være å estimere følgende relasjon $(\ln c_t - \ln c_{t-1}) = g + a(\ln c_{t-1} - \ln c_{t-2}) + e_t$. Modellen til Goullier og Weitzman, dvs likning (18), er forkastet dersom a er signifikant forskjellig fra 1. Dette er mulig å gjøre på norske konsumdata.

7 Kalkulasjonsrenter beregnet på norske data

Det er gode grunner for å bruke kalkulasjonsrenter som avtar over tid. Men det er også gode grunner til å benytte risikotillegg som tar hensyn til hvordan avkastningen til et prosjekt korrelerer med avkastningen til nasjonalformuen, og hvor denne korrelasjonen og dermed risikotillegg er knyttet til observerbare forhold i norsk økonomi.

Fra kapitalverdimodellen har vi at

$E[R_j] = r + \beta_j \{E[R_m] - r\}$. Som nevnt foran kan β_j være negativ, men det vanligste er at β_j er positiv. Vi har som vist foran at

$$(34) \quad E[R_j] = (1-\beta_j)r + \beta_j E[R_m]$$

Hvis prosjektets avkastning er perfekt korrelert med avkastningen til nasjonalformuen, vil vi anta at $\beta_j=1$ og $E[R_j]=E[R_m]$. Hvis avkastningen til prosjektet er helt uavhengig av avkastningen til nasjonalformuen, er $\beta_j=0$, og $E[R_j]=r$. Forøvrig er $E[R_j]$ normalt noe mellom disse to ytterpunktene, men kan være under og over ytterpunktene.

La $E[R_j]=r_{jt}$ og la $E[R_{mt}]=r_{Mt}$. La oss anta at den risikofrie renten r_t kan være gitt ved uttrykket som følger av Ramsey modellen med usikkerhet, dvs. som gitt i likning (32). I stedet for å ta gjennomsnittet av renten tar vi gjennomsnittet av diskonteringsfaktorene, dvs.

$$(35) \quad \exp(-r_{jt}t) = (1-\beta_j)\exp(-r_t t) + \beta_j \exp(-r_{mt}t)$$

som gir

$$(36) \quad r_{jt} = -\frac{1}{t}\ln[(1-\beta_j)\exp(-r_t t) + \beta_j \exp(-r_{mt}t)]$$

Antar vi at $\delta=0$, $\lambda=1{,}3$ og $g= 0{,}020$, og dessuten at $\sigma_y=0{,}03$, $\sigma_x=0{,}0001$, $\sigma_0=0{,}0001$(anslagene til Gollier og Weitzman) er den risikofrie renten r_t gitt i Tabell 2. Som forenkling antar vi at r_{mt} er konstant over tid, men i praksis vil det være av betydning å tillate at den kan variere over tid. Her setter vi den lik den avkastning som en mener oljefondet kan oppnå (4%).

Vi får da kalkulasjonsrenter for et prosjekt j som vist i Tabell 3.

Tabell 3. Kalkulasjonsrente for et prosjekt j. Risiko fri rente avledet fra en Ramsey modell med usikker konsumstrøm (Weitzman/Gollier modellen) og forventet markedsrente (avkastning på nasjonalformuen) på 4%. β_j viser korrelasjonen mellom avkastningen til prosjektet og nasjonalformuen. Prosent.

År t	1	20	40	60	80	100
β_j=0: rente r_{jt} (%)	2,52	2,39	2,04	1,46	0,65	-0,38
β_j=0,5: rente r_{jt} (%)	3,26	3,13	2,83	2,29	1,43	-0,03
β_j=1: rente r_{jt} (%)	4,0	4,0	4,0	4,0	4,0	4,0

Rentene i i Tabell 3 (og i Tabell 5 under) har samme tolkning som rentene i første linje i tabell 2.

Anslagene ovenfor er ikke avledet fra konkrete estimeringer på norske data og resultatet for den risikofrie renten er basert på modellen og parametrene til Gollier/Weitzman.

Vi har derfor estimert relasjonen $lnc_t - lnc_{t-1} = g + a(lnc_{t-1} - lnc_{t-2}) + e_t$ på norske data for perioden 1950-2010. Data er fra http://www.ssb.no/histstat/aarbok/ht-0901-355.html

Som nevnt foran innebærer modellen til Gollier/Weitzman at a=1. Resultatet av estimeringen er gitt i Tabell 4. Parameteren g er et estimat på den gjennomsnittlige vekstraten i privat forbruk per hode.

Tabell 4.Estimat av ($\ln C_t - \ln C_{t-1}$)=g+a($\ln C_{t-1} - \ln C_{t-2}$)+$e_t$. Privat konsum per hode i perioden 1950-2010.

Koeffisienter	Estimat	Standardavvik	t-verdi
g	0.0204	0.0042	4.79
a	0.2142	0.1275	1.68

Antall observasjoner: 59, Adj.R^2=0.0305, estimat på var(e_t)=s^2=0.001.

Estimatet på *a* betyr at modellen i likning (18), som er basert på *a*=1, er forkastet. Vi kan ikke forkaste hypotesen om at a=0

I Vedlegg 3 viser vi utledningen av E($\ln c_t - \ln c_0$) og var($\ln c_t - \ln c_0$). Vi får da:

$$(37) \quad E[\ln c(t) - \ln c(0)] = \frac{g}{(1-a)^2}\left\{t(1-a) - a(1-a^t)\right\}$$

og

$$(38) \quad \text{Var } [\ln c(t) - \ln c(0)] = \left(\frac{s}{1-a}\right)^2 [(t-1) - 2\frac{a(1-a^{t-1})}{1-a} + \frac{a^2(1-a^{2(t-1)})}{1-a^2}].$$

For å sammenlikne modellen her med Weitzman/Gollier modellen lar vi a gå mot 1. Fordi uttrykket for forventing og varians er av typen 0/0 når a går mot 1, må vi bruke L'Hopitals regel for å finne grenseverdiene.1 Vi får da at grenseverdien for forventningen er gt+g(t-1)/2. Dette er lik verdien i Weitzman/Gollier modellen for t=1. Modellen estimert på norske data, med *a*<1, gir med andre ord en grenseverdi, og verdi forøvrig som overstiger forventningsverdien i Weitzman/Gollier modellen for t>1. Grenseverdien for variansen er imidlertid identisk med variansen for den stokastiske vekstraten X_t i Weitzman/Gollier modellen, se Vedlegg 2.

Fordi a ikke er signifikant forskjellig fra 0 ser vi at når a=0 har vi

$$(37 \mid a = 0) \quad E[\ln c(t) - \ln c(0)] = gt$$

og

1 Forventningsuttrykket i (37) er av typen F(a)/G(a).

$$Lim_{a \to 1} \frac{F(a)}{G(a)} = Lim_{a \to 1} \frac{F'(a)}{G'(a)} = Lim_{a \to 1} \frac{F''(a)}{G''(a)} = gt + \frac{gt(t-1)}{2}$$. Tilsvarende for variansen.

(38|a=0) $\text{var}[\ln c_t - \ln c_{t-1}] = s^2(t-1)$

I dette tilfellet er forventingen som i Weitzman/Gollier modellen, mens variansen ikke er det.

Benytter vi nyttefunksjonen ovenfor er den risikofrie renten gitt ved likning (30), dvs.

$$(30) \quad r_t = \delta - \frac{1}{t}[-\lambda E(\ln c_t - \ln c_0) + (-\lambda)^2 \frac{\text{var}(\ln c_t - \ln c_0)}{2}]$$

Setter vi a lik null (λ=1.3, δ=0), får vi Tabell 5, som er en parallell til Tabell 3.

Tabell 5. Kalkulasjonsrente for et prosjekt j. Risiko fri rente avledet fra en Ramsey modell med usikker konsumstrøm, estimert på norske data, og forventet markedsrente (avkastning på nasjonalformuen) på 4%. β_j viser korrelasjonen mellom avkastningen til prosjektet og nasjonalformuen. Prosent

År t	1	20	40	60	80	100
β_j=0: rente r_{jt} (%)	2,60	2,44	2.43	2.43	2.43	2.43
β_j=0,5: rente r_{jt} (%)	3,30	3.16	3.09	3.04	2,98	2,93
β_j=1: rente r_{jt} (%)	4,0	4,0	4,0	4,0	4,0	4,0

Beregningene er usikre og den risikofrie renten vil falle sterkere jo høyere variansen i vekstraten er, dvs jo høyere s^2 er. Men beregninger basert både på Weitzman/Gollier modellen og på modellen estimert på norske data viser at den risikofrie renten kan falle over tid, noe i og for seg også markedsrenten kan. Sammenlikner vi Tabellene 3 og 5 ser vi at fallet over tid i den risikofrie renten og renten knyttet til en beta verdi lik 0.5, er langt svakere basert på norske data enn på modellen og parameterverdien til Weitzman/Gollier. Vi ser at for de første 40 år er den risikofrie renten i vårt opplegg omtrent lik anbefalingen til Hagen utvalget. I motsetning til Hagen faller den nesten ikke over tid. Variansen til vekstraten for konsumet per hode stiger for lite til å gi et sterkere fall i renten.

For tiden må en anta at avkastningen i olje- og gassrelaterte prosjekter er korrelert med avkastningen på nasjonalformuen. Hvor sterk korrelasjonen er, vil kreve egne undersøkelser.

Tabellene 2 og 3 indikerer at renten kan bli svært lave eller t.o.m. negativ etter 50-60 år. Tabell 5, som er basert på norske data, gir ikke samme konklusjon; her holder den risikofrie renten seg på ca 2,4% selv etter 100 år. Det er imidlertid stor usikkerhet knyttet til tallene så langt inn i fremtiden. Vi kan ikke utelukke at en "riktig" rente på veldig lang sikt er lavere enn hva Tabell 5 antyder. Hagen-utvalget foreslår en kalkulasjonsrente på 2% fra år 75%. For de fleste prosjekter vil det spille liten rolle om kalkulasjonsrenten er 2 eller 3% fra 75 år. Et unntak kan være ulike problemstillinger knyttet til klima og miljø, da realverdiene av det som skal diskonteres kan være svært store langt inn i fremtiden (som omtalt i Hagen-utvalget samt i Hoel og Sterner, 2007).

8 Konklusjon

Gitt beregningene i avsnitt 7 kan en enkel regel for petroleumsprosjekter være at for inntekter og utgifter de første 40 år brukes en rente på 4%. For årene deretter brukes en rente på 3%. Vi tar ikke stilling til om renten bør være enda lavere på veldig lang sikt, f. eks. 2% fra 75 år som Hagen-utvalget foreslår. Om renten er 2% eller 3% så langt inn i fremtiden vil neppe spille noen rolle for vurderinger av petroleumsrelaterte investeringsprosjekter.

Litteratur

Dagsvik, J.. K, Z. Jia ,and S. Strøm (2006):"Utility of income as a random function: Behavioral characterization and empirical evidence", *Mathematical Social Science*, Vol 51 No 1, 23-57.

Dalen, D.M., M.Hoel og S. Strøm (2008): "Kalkulasjonsrenten i en usikker verden", Samfunnsøkonomen nr 8.

Gollier, C. (2008): *"Discounting with fat-tailed economic growth"*. Manuscript.

Gollier, C. (2012): *"Pricing the Planet's Future: The Economics of Discounting in an Uncertain World"*, Princeton University Press (forthcoming in October).

Gollier, C. and M. L. Weitzman (2010): "How should the distant future be discounted when discount rates are uncertain", *Economics Letter*s, **107**, 350-353.

Groom, B, P. Koundouri, E. Panopoulou and T. Pantelids (2007): "Discounting the distant future: How much does model selection affect the certainty equivalent rate? *Journal of Applied Econometrics*, 22, 641-665.

Hepburn, C. (2007):*"Use of discount rates in the estimation of the costs of inaction with respect to selected environmental concerns"*, OECD, Paris.

Hoel, M. and Sterner T. (2007), "Discounting and Relative Prices", *Climatic Change* 84, 265-280.

Johansen, L. (1967): Investeringskriterier fra samfunnsøkonomisk synspunkt, Finansdepartementet, Oslo.

Lind, R.C. (1982): "A primer on the major issues relating to the discount rate for evaluating national energy options", in Lind, R. C. (ed): *"Discounting for time and risk in energy policy",* Washington, DC, Resources for the Future, 21-94.

NOU 2012:16: *"Samfunnsøkonomiske analyser*".

Osmundsen, Petter, Frank Asche, Bård Misund og Klaus Moen (2005): Valuation of internasjonal oil companies – the RoACE era. CESifo Working Paper No. 1412.

Vennemo, H., Hoel, M. og Wahlquist, H. (2012), Systematisk usikkerhet i norsk økonomi. Rapport 40, Vista Analyse.

Weitzman, M.L. (2010*):"* Risk-adjusted gamma discounting", *Journal of Environmental Economics and Management*, **60**, 1-13.

Weitzman, M.L. (2012,a)*:"The Ramsey discounting formula for a hidden-state stochastic growth process"*, Manuscript.

Weitzman, M.L. (2012,b):*"On the risk-adjusted discount rate for public investment".* Manuscript.

Vedlegg 1. Kapitalverdimodellen

Modellen som benyttes til å prise risiko er kapitalverdimodellen, og vi skal gi en kort oppsummering av opplegget for prising av samfunnsøkonomisk risiko her.

La r være den risikofrie renten. R_j er en usikker avkastning i prosjekt j og R_m er avkastningen i en markedsportefølje, f.eks. uttrykt ved avkastningen på totalindeksen på Oslo Børs. Da sier kapitalverdimodellen at risikopremien i prosjekt j, definert som avviket mellom forventet avkastning på prosjektet, $E[R_j]$ og den risikofrie renten r, dvs $E[R_j]-r$, er proporsjonal med risikopremien til markedsporteføljen, dvs $E[R_m]-r$, og hvor proporsjonalitetsfaktoren er β_j. Dette betyr at

(1) $\{E[R_j]-r\}=\beta_j \{E[R_m]-r\}$

Vi ser da at risikopremien til et prosjekt j, definert som uttrykket til venstre i likningen, kan anslås ved uttrykket til høyre i likningen. Risikopremien til prosjekt j er med andre ord lik $\beta_j \{E[R_m]-r\}$.

Vi ser at vi kan skrive likning (1) som

(2) $E[R_j] = r+ \beta_j \{E[R_m]-r\}$

Det risikojusterte avkastningskravet til prosjektet er med andre ord lik summen av en risikofri rente r og risikopremien til høyre i likning (1).

β_j har karakter av å være en regresjonskoeffisient, dvs at

$$(3) \quad \beta_j = \frac{\mathrm{cov}(R_j, R_m)}{\sigma_m^2} = \frac{\rho_{jm}\sigma_j}{\sigma_m}$$

hvor cov (R_j,R_m) er kovariansen mellom avkastningen i prosjekt j og markedsporteføljen. σ_j og σ_m er standardavvikene i fordelingen av usikkerheten til prosjekt j og markedsporteføljen. ρ_{jm} er korrelasjonskoeffisienten mellom avkastningen til prosjekt j og avkastningen til markedsporteføljen. β_j kan estimeres på data fra aksjemarkedet. I bruken av denne modellen må vi ta hensyn til at private investeringsprosjekter kan enten finansieres ved egenkapital eller ved låneopptak. Fordi det gjelder ulike skatteregler knyttet til eierinntekter og utgifter til lånerenter, må en ta hensyn til finansieringsformen ved bruk av kapitalverdimodellen i beregningen av kalkulasjonsrenter.

Vedlegg 2. Forventningen og variansen i en log-normal fordeling

La log X være en normalt fordelt variabel med forventning μ og spredning σ.

(1) $\log X = \mu + \eta$

hvor $\eta \sim N(0, \sigma^2)$

dvs (1)$\log X = \mu + \sigma\varepsilon$

hvor $\varepsilon \sim N(0,1)$

(2) $X = e^{\mu+\sigma\varepsilon}$

da er

(3) $E(X) = e^{\mu} E(e^{\sigma\varepsilon})$

(4) $E(e^{\sigma\varepsilon}) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{\sigma x} f(x) dx$

hvor $f(x)$ *er standardnormaltettheten, da er*

(5) $E(e^{\sigma\varepsilon}) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{(\sigma x - \frac{x^2}{2})} dx = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{(-\frac{(x-\sigma)^2}{2} + \frac{\sigma^2}{2})} dx = e^{\frac{\sigma^2}{2}} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\sigma)^2}{2}} dx$

dvs

(6) $E(e^{\sigma\varepsilon}) = e^{\frac{\sigma^2}{2}} \int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = e^{\frac{\sigma^2}{2}}$

og

(7) $E(X) = e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}}$

Variansen til X er gitt ved

(8) $V(X) = V(e^{\mu+\sigma\varepsilon}) = E[(e^{\mu+\sigma\varepsilon})^2] - [E(e^{\mu+\sigma\varepsilon})]^2$

(9) $(e^{\mu+\sigma\varepsilon})^2 = (e^{\mu+\sigma\varepsilon})(e^{\mu+\sigma\varepsilon}) = e^{2\mu+2\sigma\varepsilon}$

(10) $E[(e^{\mu+\sigma\varepsilon})^2] = e^{2\mu} E(e^{2\sigma\varepsilon}) = e^{2\mu} e^{4\frac{\sigma^2}{2}} = e^{2\mu+2\sigma^2}$

(11) $V(X) = e^{2\mu+2\sigma^2} - e^{\mu+\frac{\sigma^2}{2}} e^{\mu+\frac{\sigma^2}{2}} = e^{2\mu+2\sigma^2} - e^{2\mu+\sigma^2}$

dvs

(12) $V(X) = e^{2\mu+\sigma^2}(e^{\sigma^2} - 1)$

Vedlegg 3. Utregning av E(log c_t-logc_0) og var(log c_t-logc_0)

Utregning av E(log c_t-logc_0), og var(log c_t-logc_0) når konsumveksten er gitt ved

($\ln c_t - \ln c_{t-1}$)=g+a($\ln C_{t-1} - \ln C_{t-2}$)+$e_t$ og hvor e_t er normalfordelt (0,s):

La $Z(t) = se(t) + g$, $X(t) = \ln c(t)$ og $Y(t) = X(t) - X(t-1)$.

Da er

$$X(1) - X(0) = Y(1),$$

(1) $$X(2) - X(1) = aY(1) + Z(2),$$

$$X(3) - X(2) = a^2Y(1) + aZ(2) + Z(3),$$

$$X(t) - X(t-1) = a^{t-1}Y(1) + a^{t-2}Z(2) + \ldots + Z(t).$$

Summerer vi disse likningene får vi at venstre side blir $X(t) - X(0)$ slik at

(2)
$$X(t) - X(0) = Y(1) + (1 + a + a^2 .. + a^{t-1})Y(1) + (1 + a + a^2 + .a^{t-2})Z(2) + (1 + a + a^2 + .. + a^{t-3})Z(3) + .Z(t).$$

Fra den siste likningen ovenfor får vi at

(3) $$X(t) - X(0) = \frac{(1-a^t)}{1-a}Y(1) + \frac{(1-a^{t-1})}{1-a}Z(2) + \frac{(1-a^{t-2})}{1-a}Z(3) + .. + Z(t).$$

Fra dette følger det at

(4) $$Var(X(t) \mid X(0), Y(1)) = \left(\frac{(1-a^{t-1})}{1-a}\right)^2 s^2 + \left(\frac{(1-a^{t-2})}{1-a}\right)^2 s^2 + \left(\frac{(1-a^{t-3})}{1-a}\right)^2 s^2 \ldots + s^2.$$

Vi har da at

(5)
$$Var(X(t) \mid X(0), Y(1)) = \left(\frac{s}{1-a}\right)^2 (1 - 2a^{t-1} + a^{2(t-1)}) + \left(\frac{s}{1-a}\right)^2 (1 - 2a^{t-2} + a^{2(t-2)}) + \ldots + \left(\frac{s}{1-a}\right)^2 (1-a)^2$$
$$= \left(\frac{s}{1-a}\right)^2 [(t-1) - 2\frac{a(1-a^{t-1})}{1-a} + \frac{a^2(1-a^{2(t-1)})}{1-a^2}].$$

La oss dernest beregne variansen i grensetilfellet når *a* går mot 1. Ved gjentatt bruk av l'Hôpitals regel får vi at

(6) $$Var(X(t)|X(0),Y(1)) \rightarrow \frac{t(2t+1)(t-1)s^2}{6} = \frac{t(t+0.5)(t-1)s^2/2}{3}.$$

Videre blir

(7) $$E(X(t)|X(0),Y(1)) = X(0) + \frac{(1-a^t)E(Y(1))}{1-a} + \frac{g\{1-a^{t-1}+1-a^{t-2}+..+1-a\}}{1-a}$$

$$= X(0) + \frac{(1-a^t)E(Y(1))}{1-a} + \frac{g[t-1-a(1-a^{t-1})/(1-a)]}{1-a}$$

Med $E(Y_1)$=g, får vi

(8) $$E(X(t)-X(0)) = \frac{g}{1-a}(t-a\frac{1-a^t}{1-a})$$

Når *a* går mot 1 vil

(9) $$E(X(t)|X(0),Y(1)) \rightarrow X(0)+tY(1)+gt(t-1)/2.$$

Vi har da at

(10) $$\text{Var [lnc(t)-lnc(0)]} = \left(\frac{s}{1-a}\right)^2 [(t-1) - 2\frac{a(1-a^{t-1})}{1-a} + \frac{a^2(1-a^{2(t-1)})}{1-a^2}].$$

(11) $$E[\ln c(t) - \ln c(0)] = \frac{g}{(1-a)^2}(t(1-a) - a(1-a^t))$$