



Klimabetingede erstatningsutbetalinger

*Hvor stor samfunnsøkonomisk gevinst kan oppnås med en
kjent erstatningsforpliktelse?*

Kenneth Feiring og Vebjørn Trønsdal Bævre

Veileder: Fred Schroyen

Masterutredning i økonomi og administrasjon

Hovedprofil: samfunnsøkonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

Dette selvstendige arbeidet er gjennomført som ledd i masterstudiet i økonomi- og administrasjon ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at Høyskolen eller sensorer innestår for de metoder som er anvendt, resultater som er fremkommet eller konklusjoner som er trukket i arbeidet.

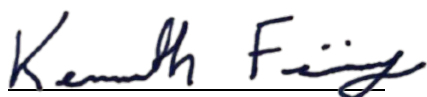
Forord

Denne utredningen er skrevet som en del av masterstudiet i økonomi og administrasjon ved Norges Handelshøyskole (NHH). Oppgaven tilsvarer 30 studiepoeng og er skrevet innenfor hovedprofilen samfunnsøkonomi. Gjennom høsten har vi fått muligheten til å anvende den kunnskapen vi har ervervet gjennom snart fem år med økonomistudier. I tillegg er det ingen tvil om at arbeidet med denne utredningen også har gitt oss muligheten til å jobbe med temaer som vi ikke har jobbet så mye med før. Arbeidet med masterutredningen har derfor vært en utfordrende, men samtidig interessant prosess.

Temaet for utredningen bygger på ideen om samfunnsøkonomiske kostnader som oppstår ved at offentlige utgifter finansieres over skatteseddelen. Etter forslag fra vår veileder Fred Schroyen, fant vi det interessant å relatere dette til den klimabetingede erstatningsordningen i norsk landbruk.

Derfor er det på sin plass å takke vår veileder Fred Schroyen for uvurderlig hjelp. Ikke bare for forslag til tematikk, men også for gode tilbakemeldinger og innspill underveis i hele arbeidsprosessen. Dette har vært med på å bidra til at vi har fått en givende og lærerik høst. Vi vil også rette en stor takk til Landbruksdirektoratet, som har bidratt med informasjon og statistikk på erstatningsutbetalinger.

Bergen, 18. desember 2019



Kenneth Feiring



Vebjørn Trønsdal Bævre

Sammendrag

I denne masterutredningen ser vi på mulig samfunnsøkonomisk gevinst ved at staten forsikrer den ukjente forpliktelsen knyttet til den klimabetingede erstatningsordningen i norsk landbruk. Erstatningsordningen dekkes i dag over statsbudsjettet, og den årlige erstatningsforpliktelsen vil være ukjent ex ante. Det vil forekomme et dødvektstap når staten finansierer sine utgifter gjennom skatt på arbeidsinntekt, ettersom dette påvirker aktørens tilpasninger i arbeidsmarkedet. I utredningen utnytter vi at dødvektstapet kan sees på som en konveks funksjon av nødvendig skatteproveny, slik at vi kan kalkulere den samfunnsøkonomiske gevinsten ved å stå overfor en sikker erstatningsforpliktelse.

I utredningen modelleres dødvektstapet ved en andregradstilnærming, før denne modifiseres med en tredjegradstilnærming. Den samfunnsøkonomiske gevinsten vil være et resultat av at det er en differanse mellom dødvektstapet av den forventede erstatningsforpliktelsen, og det forventede dødvektstapet av erstatningsforpliktelsen. For å komme frem til et numerisk resultat, implementeres det empiriske estimater i modellene for samfunnsøkonomisk gevinst. I modellene er arbeidstilbudseffekter essensielle, og det har vist seg at den kompenserte arbeidstilbudselastisiteten i så henseende er en nøkkelparameter.

Vi finner at den samfunnsøkonomiske gevinsten ved å stå overfor en kjent erstatningsforpliktelse er på 0,031-0,050 % av den forventede erstatningsforpliktelsen. I kronebeløp ligger gevinsten omtrentlig mellom 42 000 og 69 000, noe som utgjør en liten andel av forventet erstatningsforpliktelse på rundt 137 millioner kroner. Sistnevnte verdi er kalkulert som gjennomsnittet av totale inflasjonsjusterte erstatningsutbetalinger i perioden 1991-2018. Til tross for at det konkluderes med en neglisjerbar gevinst, gjør tematikken seg likevel aktuell med en rådende konsensus om at været fremover blir mer ekstremt, som igjen kan resultere i mer varierende erstatningsutbetalinger. Tema og problemstilling vil for øvrig også være overførbart til andre risikorelaterte utgifter finansiert over skatteseddelen.

Tabell- og figurliste

Tabell 2.1: Erstatningsberegning Landbruksdirektoratet.....	5
Tabell 4.1: Elastisiteter i 1994 og 2006.....	48
Tabell 4.2: Benyttede elastisitetsestimater.....	51
Tabell 4.3: Sysselsettings- og lønnsstatistikk.....	56
Tabell 6.1: Nøkkelparametere.....	63
Figur 3.1: Optimal tilpasning ved skatt på arbeidsinntekt.....	12
Figur 3.2: Optimal tilpasning ved lumpsum-skatt.....	13
Figur 3.3: Nyttmessig ekvivalent tilpasning ved de to skatteregimene.....	15
Figur 3.4: Dødvectstap ved en vridende inntektsskatt.....	16
Figur 3.5: Laffer-kurven.....	20
Figur 3.6: Proveny- og skattesatsfunksjoner.....	24
Figur 3.7: Dødvectstap på markedsnivå.....	26
Figur 3.8: Konveks dødvectstapsfunksjon.....	39
Figur 5.1: Totale erstatningsutbetalinger 1991-2018.....	60
Figur 5.2: Totale erstatningsutbetalinger 1993-2017.....	61

Innholdsfortegnelse

Forord	ii
Sammendrag	iii
Tabell- og figurliste	iv
Innholdsfortegnelse	v
1. Introduksjon.....	1
1.1 Bakgrunn for utredningen.....	1
1.2 Problemstilling og disposisjon.....	2
2. Dagens erstatningsordning	3
3. Samfunnsøkonomisk kostnad.....	7
3.1 Optimalt arbeidstilbud	7
3.1.1 Optimal tilpasning ved skatt på arbeidsinntekt	8
3.1.2 Optimal tilpasning ved lumpsum-skatt.....	13
3.2 Dødvektstap	14
3.2.1 Grafisk analyse av dødvektstapet	15
3.2.2 Utfordringer knyttet til estimering av dødvektstapet	17
3.3 Skatteproveny	19
3.3.1 Skatteprovenyfunksjonen	20
3.3.2 Provenyfunksjonens egenskaper	21
3.4 Kalkulering av dødvektstapet	25
3.4.1 Den indirekte nyttefunksjonen	25
3.4.2 Ulike måter å kalkulere dødvektstapet	26
3.4.3 Dødvektstap basert på EV	29
3.4.4 Dødvektstap ved en andregradstilnærming	31
3.4.5 Dødvektstap ved en tredjegradstilnærming	35
3.5 Samfunnsøkonomisk gevinst	38

3.5.1	Grafisk fremstilling av den samfunnsøkonomiske gevinsten.....	38
3.5.2	Samfunnsøkonomisk gevinst ved en andregradstilnærming	40
3.5.3	Samfunnsøkonomisk gevinst ved en tredjegradstilnærming.....	41
4.	Empiriske estimater	43
4.1	Empirisk arbeidstilbudselastisitet	43
4.1.1	Metodologiske utfordringer.....	45
4.1.2	Estimater.....	47
4.2	Empirisk lønnsats og arbeidstilbud	53
4.2.1	Arbeidstilbud og timeverk.....	53
4.2.2	Brutto lønnsinntekt.....	55
4.3	Proveny og gjennomsnittlig skattesats.....	57
5.	Erstatningsutbetalinger	60
6.	Resultat og diskusjon.....	63
6.1	Resultat	63
6.2	Diskusjon	65
7.	Avsluttende kommentarer	71
	Litteraturliste	72

1. Introduksjon

1.1 Bakgrunn for utredningen

Landbruket er en naturbasert næring, og produksjonsnivået vil være sterkt preget av herskende vær- og klimaforhold. Med ekstremtørken i 2018, så vi et godt eksempel på hvor værutsatt landbruksnæringen er. Landet sett under ett, så vi den tørreste mai-juli-perioden på nesten hundre år. Når det gjelder temperatur har man ikke sett et så høyt avvik fra normalen siden målingene begynte i 1900. Dette resulterte i at deler av Norge opplevde en halvering av sine korn- og grasavlinger fra året før, og kornavlingene var de dårligste man har sett på nesten 50 år (Bjørlo, 2019; Statistisk sentralbyrå, 2019c). Været er en innsatsfaktor helt utenfor produsentenes kontroll, og dette er noe som kan skape stor usikkerhet til forventet inntekt.

Norsk landbruksnæring er sterkt subsidiert av staten. I tillegg til en rekke tilskudd som for eksempel produksjons- og pristilskudd, finnes det en erstatningsordning tilknyttet klimabetingede skader. Landbruksdirektoratet stadfester at ordningen ikke er en inntektsgaranti, men heller er ment som et sikkerhetsnett hvor produsenten ikke kan sikre seg på annen måte (Eide og Schweigaard, 2018a, s. 6). Denne ordningen dekkes over statsbudsjettet og staten forsikrer ikke eventuelle tap forbundet med erstatningsordningen.

Vi kan tenke oss at staten står overfor en fast utgift tilsvarende dagens nivå på skatteproveny fra arbeidsinntekt, i tillegg til en usikker forpliktelse knyttet til erstatningsordningen. Dette skal dekkes gjennom skatt på arbeidsinntekt. Med den usikre forpliktelsen vil det nødvendige skatteprovenyet derfor være usikkert ex ante. Vi antar at staten opptrer som en risikonøytral aktør i forbindelse med den usikre erstatningsforpliktelsen, så staten oppnår ingen nyttemessig gevinst ved å forsikre denne. Men ved å innhente skatteprovenyet gjennom skatt på arbeidsinntekt, vil det forekomme et dødvektstap. Med et dødvektstap som en konveks funksjon av nødvendig skatteproveny, vil dødvektstapet i økonomien kunne bli redusert hvis staten står overfor en kjent erstatningsforpliktelse. Det kan derfor være interessant å se på mulig samfunnsøkonomisk gevinst ved at staten forsikrer seg.

1.2 Problemstilling og disposisjon

Dette leder oss til problemstillingen vi har valgt for denne utredningen:

Hvor mye kan samfunnet tjene på å forsikre seg?

Med dette ønsker vi å se på hvor stor samfunnsøkonomisk gevinst som kan oppnås ved at staten forsikrer seg. Ved å forsikre erstatningsforpliktelsen vil staten stå overfor en kjent kostnad hvert år, ettersom erstatningsforpliktelsen er eneste kostnad som anses som usikker ex ante i denne utredningen. For at det skal være en mulig samfunnsøkonomisk gevinst ved å stå overfor en kjent kostnad hvert år må man først finne grunnlag for å påstå at dødvektstapet er en konveks funksjon av skatteprovenyet. Dersom man kan bevise at funksjonen er konveks, vet man fra økonomisk teori at dødvektstapet av den forventede kostnaden vil være lavere enn det forventede dødvektstapet. Her vil man kunne oppnå en samfunnsøkonomisk gevinst ved å forsikre erstatningsforpliktelsen. Gitt at en aktuarisk priset forsikring er tilgjengelig, vil den kjente kostnaden staten skal dekke gjennom skatt på arbeidsinntekt være lik den forventede erstatningsforpliktelsen pluss den faste øvrige utgiften hvert år, som vi her antar tilsvarer dagens proveny fra skatt på arbeidsinntekt.

Masterutredningen er organisert i syv hovedkapitler. Dette første kapitlet presenterer valg av tema og problemstilling. Med bakgrunn i dette introduserer vi i det neste kapitlet dagens erstatningsordning. I kapittel 3 presenteres utredningens teoretiske grunnlag. Dette kapitlet definerer innledningsvis sentrale begreper og tar for seg en representativ aktørs valg mellom fritid og arbeid, før skatteprovenyfunksjonen og utledning av denne funksjonens egenskaper introduseres. Videre i kapittel 3 utledes tilnærminger for dødvektstapet, før hovedkapitlet avsluttes med å presentere utredningens sentrale formler for samfunnsøkonomisk gevinst ved en aktuarisk priset forsikring. I kapittel 4 drøftes empiriske estimater som implementeres i sistnevnte sentrale formler. Statistikk for erstatningsutbetalinger blir presentert i kapittel 5. Det påfølgende kapitlet tar for seg masterutredningens resultater og en drøftelse av disse. Kapittel 7 runder av denne masterutredningen med konklusjon og forslag til videre forskning.

2. Dagens erstatningsordning

Norsk landbruk har en erstatningsordning knyttet til klimabetingede skader, som administreres av Landbruksdirektoratet. Det uttales fra Landbruksdirektoratets side at erstatningsordningens hensikt er å redusere økonomiske tap forårsaket av skade som man ikke kan sikre seg mot, og at den er etablert for hendelser hvor man ikke har et generelt forsikringstilbud (Landbruksdirektoratet, 2019c). I Norge har vi også noe som kalles Statens naturskadeordning, men denne må ikke forveksles med erstatningsordningen for klimabetingede skader. Naturskadeordningen dekker skader som direkte forårsakes av *naturulykker*, som for eksempel skred, storm, flom og stormflo (Naturskadeerstatningsloven, 2019). Å dekke slike naturskader er lovpålagt for forsikringsselskapene, og administreres gjennom en forsikringspool: Norsk Naturskadepool. Det som derimot faller inn under den offentlige erstatningsordningen for klimabetingede skader, er skader som er forårsaket av *klimatiske forhold*, og ikke av naturulykker. Klimatiske forhold innebærer blant annet tørke, stor nedbør, flom eller frost, som skaper vanskelige vekst- og innhøstingsforhold (Landbruksdirektoratet, 2019b; Eide og Schweigaard, 2018a).

Ordningen ble etablert i 1973, men er gjennom årene blitt endret flere ganger. I motsetning til en vanlig forsikringsordning, betales det ikke av bøndene forsikringspremier for å benytte seg av ordningen. Den statlige erstatningsordningen innebærer en implisitt egenandel på 30 prosent av normal avling. Dette betyr at man kun får dekket tap utover denne prosentandelen. Gjennom det private forsikringsmarkedet har produsentene mulighet til å dekke deler av den implisitte egenandelen. Et eksempel på dette er forsikringsordningen til Landkreditt, der produsenten kan få dekket inntil 50 prosent av egenandelen den offentlige erstatningsordningen har fastsatt (Landkreditt forsikring, 2019).

Det settes av penger i jordbruksavtalen til fondet som erstatningene betales ut fra (Landbruksdirektoratet, 2019c). Den årlige avsetningen til fondet fungerer som en *overslagsbevilgning*; i jordbruksavtalen blir det satt av penger tilnærmet lik gjennomsnittlig tap hvert år, men en utvidelse av rammene kan forekomme ved at det legges frem en proposisjon for Stortinget ved ekstraordinære år. Et eksempel på dette så vi i 2018, da ekstrem

tørke ga mye høyere utbetalingskrav enn normalt (Prop. 119 S 2017-18). For å forstå hvor ekstremt 2018 var, kan man sammenligne dette årets søknader og utbetalinger opp mot tidligere år. Det ble for landbruksåret 2018 mottatt nesten 15 000 søknader om erstatning, mens toppåret de siste ti foregående årene var 2011 med knappe 2 500 søknader. Utbetalingene i 2018 beløp seg til 1,97 milliarder kroner, mens «toppåret» 2011 bare kunne skilte med 90 millioner i erstatninger (Landbruksdirektoratet, 2019a). I denne utredningen tar vi for oss data tilbake til 1991. Gjennomsnittlig årlig utbetaling for perioden har vært knappe 117 millioner, og foruten året 2018 er det 1992 som har vært med på å dra opp snittet med sine 370 millioner i utbetalinger. Dersom man ser på de siste ti årene før ekstremåret 2018, får vi et gjennomsnitt på omtrentlig 45 millioner, som er nær de årlige avsetningene til fondet de siste årene. I perioden 2016-2020 har det vært satt av 43 millioner kroner hvert år (Prop. 1 S 2015-16, s. 129; Prop. 1 S 2016-17, s. 139; Prop. 1 S 2017-18, s. 123; Prop. 1 S 2018-19, s. 117; Prop. 1 S 2019-20, s. 120). Alle disse tallene er nominelle. Mer deskriptiv statistikk blir presentert i kapittel 5.

Erstatning for avlingssvikt søkes for hver vekstgruppe for seg. Det vil i praksis si at en produsent som produserer for eksempel poteter og korn kan motta erstatning for tap i avlingene uavhengig av hverandre. Dagens erstatningsordning deles opp i følgende vekstgrupper: grovfôr, korn, frukt, bær, poteter og grønnsaker (Forskrift om klimabetingede skader i plante- og honningproduksjon, 2018). I denne utredningen velger vi å se på totale erstatningsutbetalinger i forbindelse med ordningen, som vil si at alle vekster er inkludert. Likevel kan det være interessant å se et eksempel på hvordan en slik erstatningsberegning kan se ut.

For en produsent som produserer grovfôr vil erstatningsberegningen foregå på følgende vis:

Tabell 2.1: Erstatningsberegning Landbruksdirektoratet

Forventet avling FEm i skadeåret (normavling*areal i skadeåret)	208 080
Trekk 30 % egenrisiko, FEm	- 62 424
Trekk avling i skadeåret, FEm (fôrlager – overlagret fôr + solgt grovfôr + fôropptak på grovfôrarealet)	- 88 649
Avlingssvikt i skadeåret, FEm	57 007
Avlingssvikt som skyldes klima, %	100
Andel avlingssvikt som kan erstattes. Beregningsgrunnlag, FEm	57 007
Erstatningssats, kr per FEm	5,4
Andel avlingssvikt som kan erstattes. Beregningsgrunnlag, kr	307 838
Samlet erstatningsgrunnlag, kr	307 838

Det regnes ut en forventet avling basert på hvor mange dekar areal produsenten har, og hvilken normavlingsgruppe man tilhører. Denne gruppen er en norm på hvor mange forenheter melk (FEm) man i snitt oppnår per dekar grovfôr, hvor Norge per dags dato er delt inn i fem ulike soner. Man får da en forventet avling målt i forenheter melk. Det subtraheres en egenrisiko på 30 prosent av denne summen, i tillegg til at det subtraheres en beregning av årets avling. Man kommer da frem til avlingssvikt målt i forenheter melk, som så multipliseres med en fastsatt erstatningssats (Forskrift om klimabetingede skader i plante- og honningproduksjon, 2018).

Søknadsprosess, beregningsmåter for erstatningsutbetalingene, samt satser har blitt endret opp gjennom årene. Dette vil naturlig nok være med og påvirke beløpene som har blir utbetalt. Et eksempel på en endring i beregningsmåte ser vi for vekstgruppen grovfôr, hvor man i 2014 gikk fra erstatningsberegning basert på individuelle gjennomsnittsavlinger til fastsatte normavlinger for de ulike sonene i landet. Landbruksdirektoratet uttalte i den forbindelse at: «Beregningen før 2014 inneholdt mange faktorer og i mange saker var det vanskelig å peke

på de faktorene som hadde avgjørende betydning for resultatet. Den nye beregningsmåten gjør det enklere for søkere og forvaltning både å forstå og å kunne forutsi beregnet erstatning» (Eide og Schweigaard, 2018b, s. 4). En forenkling av søknadsprosessen, både for søkere og saksbehandlere, var et klart mål. Slike endringer i søknads- og erstatningsprosessen vil ofte være omdiskutert. Et eksempel på dette er fra 2018 da Fylkesmannen i Trøndelag kom med et høringsinnspill, der det hevdtes at man burde gå tilbake til gjennomsnittsavling, og bort fra normavling. Dette begrunnes i at kommunene er store, og dermed kan det være betydelige avvik mellom hva som er «normal» avling hos ulike produsenter i samme kommune (Eide og Schweigaard, 2018b).

Videre vil endringer i satser naturligvis påvirke erstatningsutbetalingene. Ekstremtørken i 2018 er her et godt eksempel. På grunn av de ekstraordinære omstendighetene, ble det innført en del midlertidige unntak. I krisepakken vedtatt av Stortinget ble blant annet erstatningssatsen for grovfôr i foretak med husdyr økt fra 3,85 til 5,40 kr per FEm (Eide og Schweigaard, 2018a). Alt av slike endringer, som vi nå har vist til med et fåtall eksempler, vil naturligvis påvirke hva erstatningsutbetalingene blir til slutt. I denne utredningen fokuserer vi imidlertid kun på hva de totale utbetalingene har vært, og vi tar heller ikke høyde for administrative kostnader forbundet med ordningen.

Som nevnt i bakgrunn for utredningen, er norsk landbruk sterkt subsidiert. Dette begrunnes med at OECD (2019a) anslår norsk landbruk til å være det mest subsidierte i hele OECD. Med et subsidieringsnivå på over 60 prosent av bønders inntekter, er nivået tre ganger så høyt som gjennomsnittet i OECD. Dette betyr at 60 prosent av bønders inntekter kommer direkte eller indirekte fra subsidier, for eksempel gjennom produksjonstilskudd, pristilskudd og tollbarrierer. I kroner tilsvarte subsidiene i 2018 totalt 29,34 milliarder kroner (26,97 mrd. kr i 2017). En viktig bestanddel av dette er såkalt «market price support», som innebærer blant annet tollbarrierer, og dette er estimert til å tilsvare 13,10 milliarder kroner i 2018 (13,01 mrd. kr i 2017). Dette viser bare at subsidiering handler om så mye mer enn bare direkte overføringer til produsentene. Til sammenligning ser man at det var satt av 15,11 milliarder kroner til gjennomføring av jordbruksavtalen i statsbudsjettet 2018 (Prop. 1 S 2017-18).

3. Samfunnsøkonomisk kostnad

I en offentlig utredning om flatere skatt skriver Agnar Sandmo om avveininger man må ta i utformingen av et skattesystem (NOU 1999: 7). Hensikten med å ta inn skatter, er å skaffe rom til offentlig sektors etterspørsel etter varer og tjenester. I valget mellom ulike skattesystem og måter å ta inn skatt på, vil følgende krav være ønskelige å tilfredsstille: effektivitet, rettferdighet og enkelhet. Videre argumenteres det for at hvis man kun ser på effektivitet, så vil et helt flatt skattesystem være det som gir minst effektivitetstap. Men er det realistisk å ha et slikt system? Lite trolig. Problemet med et helt flatt skattesystem er at det ville fortonet seg som svært urettferdig, og derfor er det mer realistisk med en progressiv beskatning.

Videre hevder Sandmo at det man kan få ut av en slik tankemodell, hvor man vurderer lumpsum-skatt opp mot inntektsskatt, er virkningen på arbeidstilbudet. Pålegges man en ekstra lumpsum-skatt på et gitt antall kroner, vil trolig folk reagere med å arbeide mer; *inntektsvirkningen* på arbeidstilbudet er positiv. Hvordan man reagerer på en økning i en proporsjonal inntektsskatt, vil også vise samme virkning; *inntektsvirkningen* på arbeidstilbudet er positiv. Men i tillegg vil man også se en effekt man ikke så ved innføring av lumpsum-skatten, og det er *substitusjonsvirkningen*. På marginen blir det mindre lønnsomt å arbeide, og dette vil ha en negativ virkning på arbeidstilbudet. Ulik virkning på arbeidstilbudet ved de to skatteregimene, er med på å skape et effektivitetstap. Vennemo (1991) sier seg enig i at en grunn til å analysere lumpsum-skatt er at det er den eneste skattetyper med kun inntektseffekter ved innføring. Den kan således fungere som et referansepunkt når man studerer annen beskatning.

3.1 Optimalt arbeidstilbud

Vi kan starte analysen om hvordan et effektivitetstap oppstår som følge av ulik tilpasning i arbeidstilbudet ved de to skatteregimene, med å se på optimal tilpasning i arbeidstilbudet ved de to skatteregimene hver for seg.

3.1.1 Optimal tilpasning ved skatt på arbeidsinntekt

Vi kan ta utgangspunkt i en enkel nyttefunksjon som modellerer nytten til en representativ aktør. Aktøren er fri til å bestemme hvor mange timer hen vil arbeide, ved alle gitte lønnsnivåer (Røed og Strøm, 2002). Vi anvender en standard modell for arbeidstilbudet gitt i Schroyen (2019c), der en aktør har preferanser representert gjennom nyttefunksjonen $u(c, l)$, hvor c er konsum og l er fritid. Aktøren ønsker å maksimere sin nytte ved å tilby sin arbeidskraft, underlagt budsjettbetingelsen $c = (1 - t)WL + m$, hvor t er marginal skattesats på arbeidsinntekt, W er brutto lønnsats, L er timer arbeid og m er eksogen inntekt fritatt for skatt. Netto lønnsats w vil da være $(1 - t)W$. Vi forutsetter at aktøren konsumerer all inntekt, og prisen på konsum er satt lik én. Ved å normalisere prisen på konsum til én, kan vi tolke lønnen w som den relative prisen på fritid over konsum (Paradisi, 2016). Med en total disponibel tid T , vil fritid kunne uttrykkes som $l = T - L$. Maksimeringsproblemet blir:

$$\max_L u(wL + m, T - L) \quad (3.1)$$

Den marginale nytten av fritid kan defineres som endringen i nytte ved én time mer fritid, samtidig som man holder konsumnivået konstant (Borjas, 2013). Det samme gjelder for konsum. Den marginale nytten av konsum kan defineres som endringen i nytte når aktøren konsumerer én krone mer i konsum, samtidig som antall timer fritid holdes konstant. Vi kan anta at en arbeider øker sin nytte med økt konsum og fritid, og reduserer sin nytte ved arbeid. Preferansene kan bli utledet som $u_c > 0$ og $u_l > 0$. Førsteordensbetingelsen $\frac{\partial u}{\partial L}$ gir oss:

$$u_c w - u_l = 0 \quad (3.2)$$

$$\frac{u_l}{u_c} = w$$

Ratioen av de marginale nyttene i absoluttverdi gir oss helningen på indifferenskurven, som kalles den marginale substitusjonsbrøk (Borjas, 2013). Denne ratioen forteller oss hvor mye mer aktøren behøver av konsum ved én marginal enhets reduksjon av fritid, for å opprettholde samme nytte som før. I optimal tilpasning er aktørens marginale substitusjonsbrøk lik den relative prisen. Den relative prisen er gitt ved absoluttverdien av helningen på

budsjettbetingelsen, og altså lik nettolønnen w som er prisen markedet lar arbeideren substituere en time med fritid mot konsum. Dersom for eksempel $\frac{u_l}{u_c} > w$, vil aktøren få økt sin nytte ved å «konsumere» én enhet mer fritid og redusere sitt konsum med w (Mas-Colell, Whinston og Green, 1995). Vi antar at u_{cc} og u_{ll} er negative, altså at den marginale nytten faller når man konsumerer mer og mer av konsum eller fritid; og u_{cl} er positiv, den marginale nytten øker ved konsum av det andre godet. Dette resulterer i at andreordensbetingelsen er oppfylt:

$$SOC = u_{cc}w^2 - 2u_{cl} + u_{ll} < 0$$

At andreordensbetingelsen er negativ, er ikke en uvanlig antagelse (Schroyen, 2019e). Løsningen på nyttemaksimeringsproblemet (3.1) gir den ukompenserte (Marshalliske) arbeidstilbudskurven $L^*(w, m)$. Denne kurven gir oss optimal arbeidsmengde (målt i timer) som en funksjon av lønn og eksogen inntekt. Arbeidstilbudsfunksjonen kombinerer implisitt inntekts- og substitusjonseffekten. Hvis vi tenker oss at lønnen reduseres, vil aktøren tendere til å arbeide mindre som følge av at alternativkostnaden (prisen på fritid) går ned, med forutsetningen om at fritid er å anse som et normalt gode. Dette er substitusjonseffekten. Men siden aktøren tjener mindre for hver arbeidstime, vil aktøren tendere til å jobbe mer for å kompensere for tapt inntekt. Dette er inntektseffekten (Paradisi, 2016). Disse to effektene virker i hver sin retning på arbeidstilbudet.

Vi kan spørre oss om hvordan en endring i lønn eller eksogen inntekt vil påvirke arbeidstilbudet. Med utgangspunkt i Schroyen (2019d; 2019c) kan vi utlede de tidligere nevnte inntekts- og substitusjonseffektene. Ved å sette optimalt arbeidstilbud inn i (3.2) kan vi utlede inntektseffekten ved å derivere med hensyn på den eksogene inntekten m . Dette gir oss:

$$\frac{\partial L^*(w, m)}{\partial m} = L_m = -\frac{u_{cc}w - u_{cl}}{u_{cc}w^2 - 2u_{cl}w + u_{ll}} = -\frac{u_{cc}w - u_{cl}}{SOC} \quad (3.3)$$

Inntektseffekten vil som tidligere nevnt være negativ, og dette bekreftes av uttrykket ettersom vi har antatt at $u_{cc} < 0, u_{cl} > 0$ og $SOC < 0$. Videre kan vi utlede den ukompenserte

arbeidstilbudseffekten ved å derivere uttrykket hvor optimalt arbeidstilbud er satt inn i (3.2), med hensyn på lønnen w . Dette gir oss:

$$\frac{\partial L^*(w, m)}{\partial w} = L_w = -\frac{u_c}{SOC} - \frac{u_{cc}w - u_{cl}}{SOC}L \quad (3.4)$$

Ettersom den ukompenserte arbeidstilbudseffekten vil bestå av to effekter, kan vi benytte Slutsky-ligningen (3.5) for å finne siste effekt, nemlig den kompenserte (Hickske) arbeidstilbudseffekten:

$$L_w = \widehat{L}_w + L_m * L \quad (3.5)$$

$$\widehat{L}_w = L_w - L_m * L$$

$$\frac{\partial L^*(w, m)}{\partial w} \Big|_{du=0} = \widehat{L}_w = -\frac{u_c}{SOC} \quad (3.6)$$

(3.6) er da substitusjonseffekten, som ser på hvordan arbeidstilbudet endres ved en endring i lønn, mens nytten holdes konstant. Vi ser at denne effekten er positiv med antagelsene om at $u_c > 0$ og $SOC < 0$. Det betyr at ved en lønnsnedgang så vil aktøren redusere sin arbeidsmengde, noe som er ensbetydende med mer konsum av fritid. Substitusjonseffekten er en relativ prisseffekt (Tresch, 2008). Arbeideren vil substituere sin arbeidsmengde mot det nå billigere alternativet fritid, som vil opprettholde samme nytte, gitt lønnsnedgangen (Bhuller og Aaberge, 2012). Som tidligere nevnt, og som vi nå ser av (3.3) og (3.6) vil inntekts- og substitusjonseffekten virke i hver sin retning på arbeidstilbudet. Videre kan vi uttrykke Slutsky-ligningen på elastisitetsform ved å multiplisere (3.5) med $\frac{w}{L}$ og utvide (3.3) med $\frac{m}{m}$:

$$L_w \frac{w}{L} = \widehat{L}_w \frac{w}{L} + L_m L \frac{w}{L} \frac{m}{m}$$

$$\varepsilon_{L_w} = \widehat{\varepsilon}_{L_w} + \frac{wL}{m} \eta_L \quad (3.7)$$

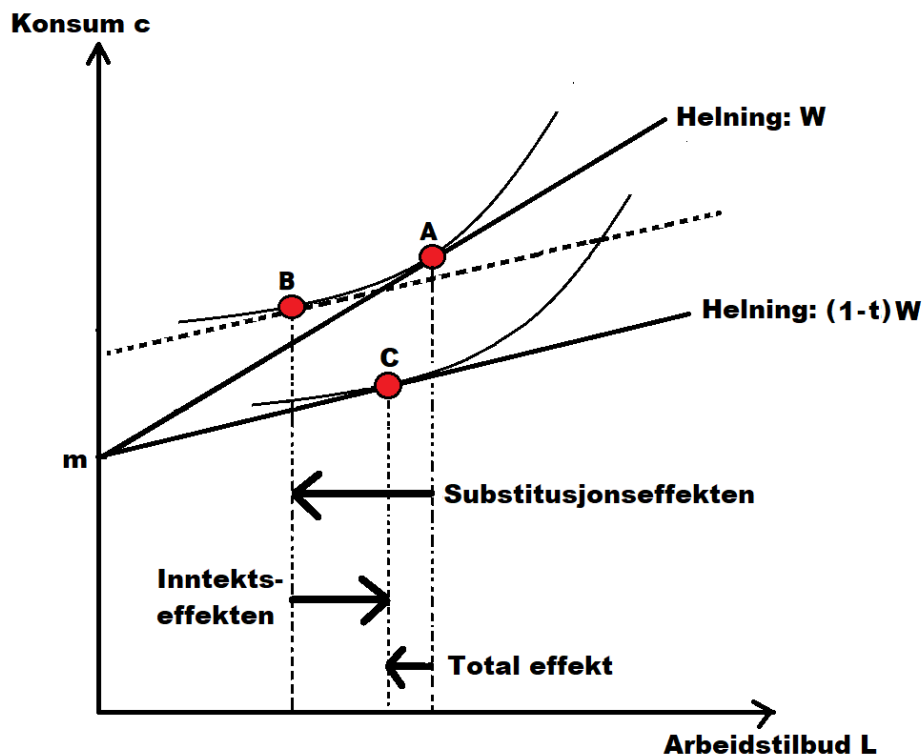
I senere analyser vil arbeidstilbudselastisitetene spille en sentral rolle. Bhuller, Vestad og Aaberge (2016, s. 22) definerer den ukompenserte elastisiteten \mathcal{E}_{L_w} som: «Prosentvis økning i antall tilbudte arbeidstimer som følge av en økning av timelønnen på én prosent». Videre definerer de inntektselastisiteten η_L som: «Prosentvis økning i antall tilbudte arbeidstimer som følge av en økning i arbeidsuavhengige inntekter på én prosent». Stiglitz (1988, s. 464) definerer den kompenserte elastisiteten $\widehat{\mathcal{E}}_{L_w}$ som den prosentvise endringen i arbeidstilbudet som følge av en kombinasjon av prosentvis nedgang i lønnsnivået og nødvendig kompensasjon for å holde aktøren på det samme nyttenivået. Hvis vi kan anta at vi kjenner disse parameterne vil den empiriske anvendelsen av modellen for dødvektstapet bli lettere.

Vi har nå sett på virkningen på arbeidstilbudet som følge av en endring i lønnen. Men i realiteten ønsker vi å se på virkningen på arbeidstilbudet ved en endring i marginal skattesats t . Dette kan enkelt relateres til virkningen på arbeidstilbudet som følge av en endring i nettolønnen (Strøm og Vislie, 2007). Hvis marginal skattesats øker vil nettolønnen reduseres, da $\frac{\partial w}{\partial t} = -W$. En endring i arbeidstilbudet som følge av en endring i skattesatsen vil være gitt ved:

$$\frac{\partial L^*(w, m)}{\partial t} = \frac{\partial L^*(w, m)}{\partial w} \frac{\partial w}{\partial t} = \frac{\partial L^*(w, m)}{\partial w} (-W)$$

Dette vil skifte fortegnene i (3.5), men intuisjonen er den samme (økt marginal skattesats er ensbetydende med en redusert nettolønn, alt annet likt). Som Hausman (1985) poengterer, fokuserer det meste av arbeid rundt effekten av skatt på arbeidstilbudet, på hvordan endring i nettolønn påvirker arbeidstilbudstilpasningen. Siden vi i senere analyser og utledninger ønsker å benytte empiriske elastisiteter, vil vi forholde oss til virkningen på arbeidstilbudet som følge av en endring i lønn etter skatt w . Vi velger derfor å forholde oss til (3.5) og (3.7), med forbehold om en proporsjonal skatt på arbeidsinntekt.

La oss se grafisk på det underliggende arbeidstilbudsvalget på et individuelt nivå. Antall timer arbeid er gitt ved den horisontale aksen, mens konsum c er gitt langs den vertikale aksen. Ved å anvende all disponibel tid til å konsumere fritid, altså ikke arbeide, vil konsumet c være m .

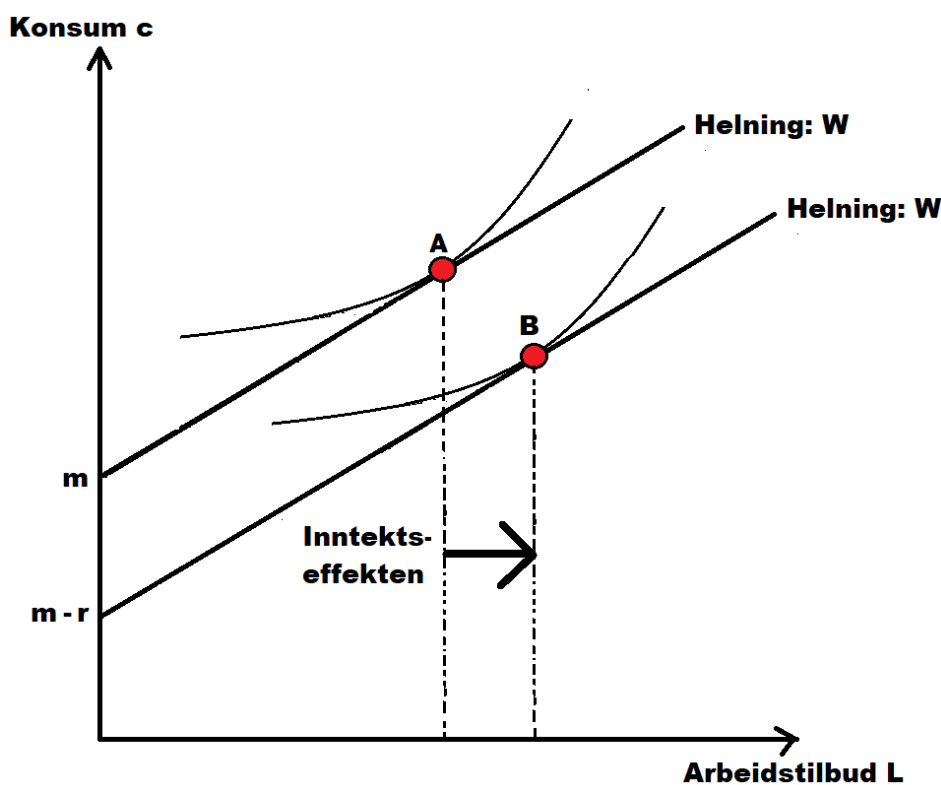


Figur 3.1: Optimal tilpasning ved skatt på arbeidsinntekt

Optimal tilpasning uten skatteleggelse av arbeidsinntekt er gitt ved punkt A . Budsjettbetingelsen vil ha et stigningstall lik bruttolønnen W , da én time mer arbeid gir muligheten til å konsumere W mer. Ilegges en proporsjonal skatt på arbeidsinntekt lik t , vil budsjettbetingelsen rotere med klokken, og ha et stigningstall gitt ved nettolønnen $w = (1 - t)W$. Holder vi nytten konstant, vil arbeideren reagere på den lavere lønnen ved å redusere sin arbeidsmengde (A til B) ettersom den relative prisen på fritid har gått ned. Dette er substitusjonseffekten. Men en lavere lønn fører til at arbeideren tjener mindre for et gitt antall timer og vil øke sin arbeidsmengde gjennom inntektseffekten (B til C). Den totale effekten av en lønnsnedgang som følge av skatteleggelse av arbeidsinntekten (A til C), er da sammensatt av substitusjons- (A til B) og inntektseffekten (B til C). I dette illustrative eksempelet dominerer substitusjonseffekten, slik at den totale arbeidsmengden reduseres ved en skatteleggelse av arbeidsinntekten.

3.1.2 Optimal tilpasning ved lumpsum-skatt

Som vi har kartlagt i analysene over, så vil innføringen av skatt på arbeidsinntekt resultere i at aktøren får et lavere nyttenivå. Ettersom substitusjons- og inntektseffekten endrer arbeidstilbudet i hver sin retning, vil det være et empirisk spørsmål om arbeidstilbudet vil reduseres eller økes ved en lønnsnedgang. En reduksjon i arbeidsuavhengige inntekter derimot, vil entydig øke arbeidstilbudet når vi forutsetter at fritid er et normalt gode (Bhuller og Aaberge, 2012). Strøm og Vislie (2007, s. 68) skriver at: «Lumpsum-skatt er en skatt som skattebetaleren selv ikke kan påvirke gjennom egne handlinger». Dette kan vi illustrere:



Figur 3.2: Optimal tilpasning ved lumpsum-skatt

Vi ser at en lumpsum-skatt på r kun reduserer kjøpekraft, og påvirker ikke de marginale avveiningene, da prisen på fritid ikke endres (Strøm og Vislie, 2007). Inntektseffekten er en absolutt pris- eller kjøpekraftseffekt (Tresch, 2008). Lumpsum-skatten skifter kun budsjettbetingelsen nedover og endrer arbeiderens tilpasning fra punkt A til B . Tilpasningen vil kun bestå av inntektseffekten (Ringstad, 2003).

3.2 Dødvektstap

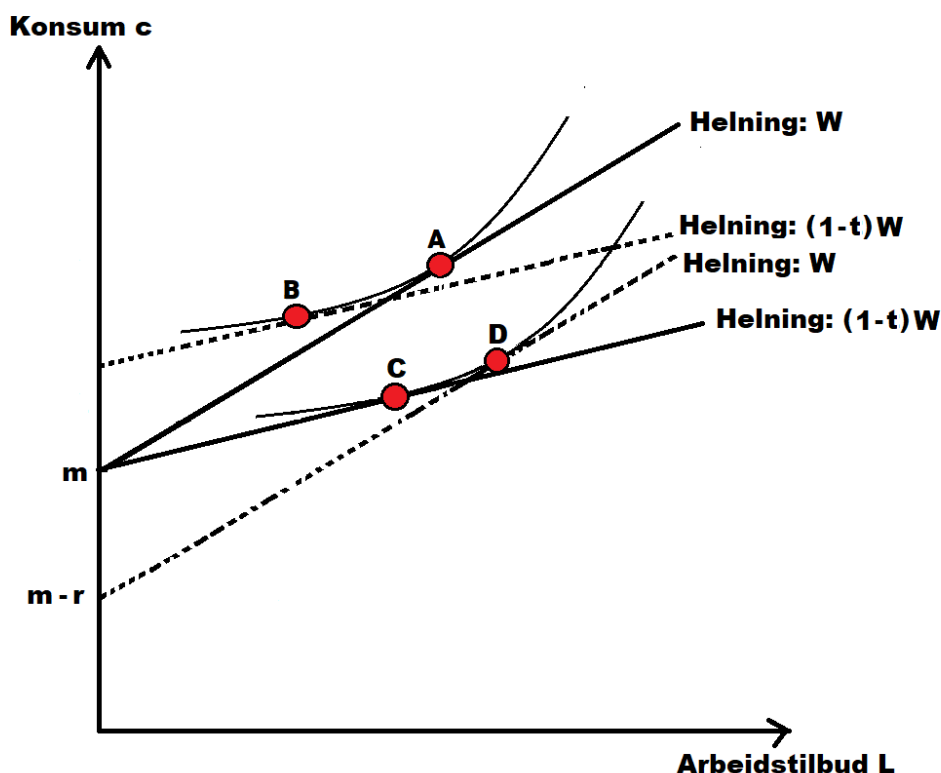
Som tidligere nevnt vil det nok være lite realistisk å innføre et skattesystem som er helt flatt, men ved å introdusere en hypotetisk lumpsum-skatt kan man analysere det samfunnsøkonomiske tapet som en vridende inntektsskatt skaper. «Hovedpoenget er at effektivitetstapet forårsakes av en substitusjonsvirkning som skyldes at prisen på fritid etter skatt er forskjellig fra prisen på fritid før skatt» (Strøm og Vislie, 2007, s. 260).

Siden dødvektstapet bare skyldes substitusjonseffekten, er de vanligste målene på dødvektstapet basert på hypotetiske beløp som fjerner inntektseffekten. Røed og Strøm (2002) trekker frem to metoder man kan måle dødvektstapet på: *den kompenserte variasjon i inntekt* (CV) og *den ekvivalente variasjon i inntekt* (EV). CV tar utgangspunkt i aktørens indirekte nyttefunksjon, og ser på hvilket beløp aktøren må kompenseres med for å opprettholde den samme nytten når en situasjon uten skatt blir erstattet med det eksisterende skattesystemet (altså skatt på arbeidsinntekt). Dødvektstapet vil da være differansen mellom den nødvendige kompensasjonen, og den eventuelle merinntekten det eksisterende skattesystemet gir. EV er det beløpet aktøren er villig til å betale for å bli kvitt det eksisterende skattesystemet. Dødvektstapet er da differansen mellom dette beløpet og skatteprovenyet. EV er ifølge Røed og Strøm (2002) den metoden som typisk er foretrukket i empirisk arbeid, da den benytter eksisterende priser og lønninger.

Videre kan man se på *den marginale skattefinansieringskostnaden* (MCF), som er ment å måle kostnaden ved en marginal endring i skatteinntekt. Ved å anta at skatteinntekten ikke returneres til konsumentene eller produsentene, vil velferdstapet kunne beregnes som reduksjonen i konsument- og produsentoverskudd. MCF vil derfor være et forholdstall som gir dette velferdstapet for hver krone i skatteinntekt. En MCF større enn 1, vil indikere at det målt i kroner koster samfunnet mer i form av redusert konsument- og produsentoverskudd, enn det staten får inn av skatteinntekt (Holtsmark og Bjertnæs, 2015). I Norge er effektivitetstapet per skattekrone estimert til å ligge rundt 0,20-0,30 (Strøm og Vislie, 2007; Holtsmark og Bjertnæs, 2015). I Finansdepartementets rundskriv fra 2014 settes skattefinansieringskostnaden, altså den marginale kostnaden ved å hente inn én ekstra skattekrone, til 20 øre per krone. Denne benyttes for alle sektorer (Finansdepartementet, 2014).

3.2.1 Grafisk analyse av dødvektstapet

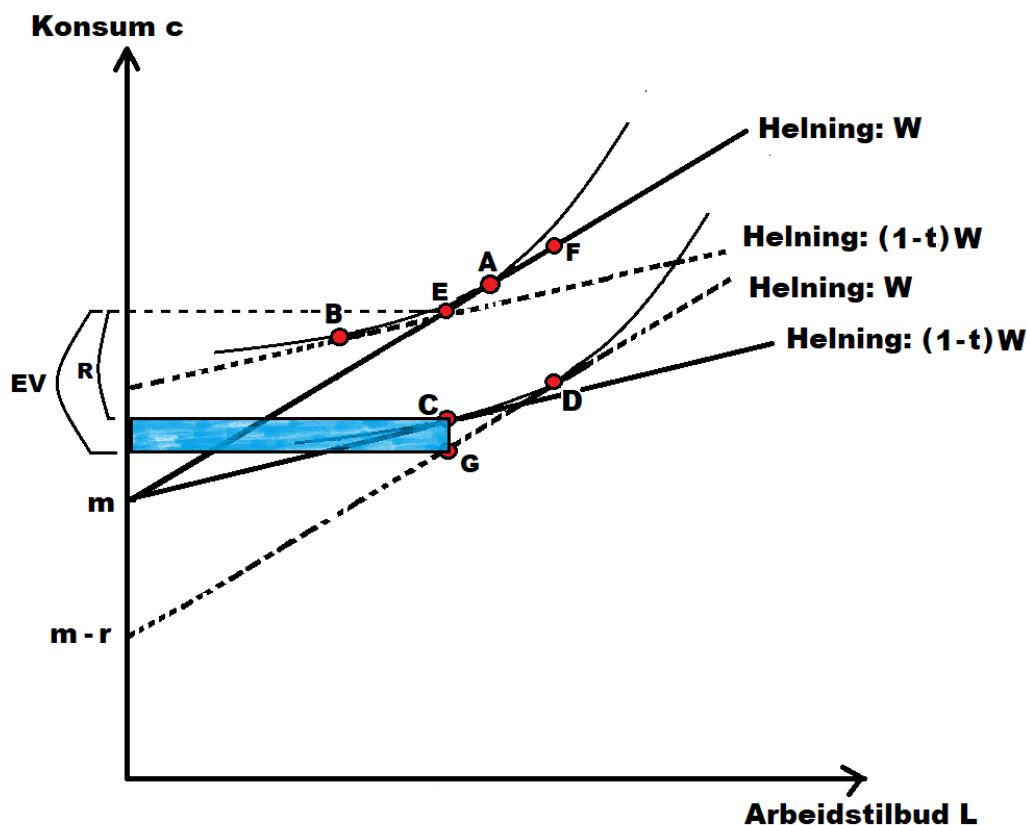
I dette delkapittelet vil vi foreta en grafisk analyse av hvordan dødvektstapet ved skatt på arbeidsinntekt oppstår. Senere i utredningen vil vi gå over til mer kvantitative analyser av dødvektstapet, og se på hvordan staten kan få inn et beløp som dekker de totale utgiftene med lavest mulig dødvektstap. Vi kan illustrere effektivitetstapet ved skatt på arbeidsinntekt ved å kombinere de tidligere grafene:



Figur 3.3: Nyttmessig ekvivalent tilpasning ved de to skatteregimene

Optimal tilpasning ved fraværet av begge skatteregimene er gitt ved punkt A. Hvis vi starter analysen ved å innføre en skatt på arbeidsinntekt, vil optimal tilpasning være gitt i punkt C, bestående av substitusjons- (A til B) og inntektseffekten (B til C). Denne skatten vil resultere i et lavere arbeidstilbud og konsumnivå, samt at aktørens nyttenivå vil gå ned. Hvis vi nå innfører en lumpsum-skatt slik at nyttenivået blir det samme under de to skatteregimene, vil budsjettbetingelsen parallellforskyves helt til den tangerer indifferenskurven som går gjennom punkt C. Denne lumpsum-skatten må da tilsvare den inntektsreduksjonen som er nyttemessig ekvivalent med den vridende inntektsskatten (Strøm og Vislie, 2007). Med en slik lumpsum-

skatt vil arbeideren tilpasse seg i punket D , med et høyere arbeidstilbud og konsumnivå. Dette er et resultat uten samfunnsøkonomisk kostnad. Som tidligere diskutert, ser vi at arbeidstilbudet er høyere ved lumpsum-skatt enn ved skatt på arbeidsinntekt.



Figur 3.4: Dødvektstap ved en vridende inntektsskatt

Det vil nå være nyttig å sammenligne skatteprovenyet ved de to skatteregimene. Dette måles som differansen mellom budsjettbetingelsene før og etter skatt (Stiglitz, 2000). Skatteprovenyet R fra arbeidsinntekt, vil være gitt som differansen $E - C$. Provenyet EV fra en lumpsum-beskatning, vil være den vertikale distansen mellom budsjettbetingelsene før og etter skatt, og distansen vil være den samme uansett arbeidstilbud. Derfor vil differansen $F - D$ tilsvare differansen $E - G$, og begge vil gi provenyet ved en lumpsum-beskatning. Vi kan se av grafen at skatteprovenyet vil være $C - G$ større ved en lumpsum-beskatning, som vil være dødvektstapet av en vridende inntektsskatt.

Grunnen til det samfunnsøkonomiske tapet er den arbeidsinnsatsen som blir fortrent av inntektsskatten. Ettersom arbeideren anser lønnen etter skatt som prisen på fritid, vil en reduksjon i timelønn fra W til $(1 - t)W$ gi arbeideren et insitament til å etterspørre *for mye* fritid, sett fra et samfunnsøkonomisk perspektiv. Bevegelsen langs indifferenskurven fra D til C vil skyldes substitusjonseffekten (Strøm og Vislie, 2007). Som et resultat, vil skatt på arbeidsinntekt ha et dødvektstap så lenge det er mulig å substituere mellom fritid og konsum, noe det som regel er (Nechyba, 2018).

3.2.2 utfordringer knyttet til estimering av dødvektstapet

Blomquist og Simula (2019) og Harberger (1964a) skriver at studier av effektivitetstap som følge av inntektsvridende skatt går så langt tilbake som Dupuit (1844). Harberger (1964a) trekker også frem Hotelling (1938), Hicks (1946), Debreu (1951), Meade (1955) og Johnson (1960) som viktige navn innen forskningsfeltet. Harberger på sin side blir trukket frem av Blomquist og Simula (2019), som beskriver hans arbeid på 1950- og 60-tallet som innflytelsesrikt, hvor han blant annet utforsker mulige måter å formulere mål på dødvektstap (se for eksempel Harberger (1964a)). Her foreslår Harberger blant annet noen enkle mulige grunner til at studier av dødvektstap ikke har fått den helt store populariteten på den aktuelle tiden, og dette er utfordringer som fortsatt kan anses som aktuelle. Det første som trekkes frem er at selv de enkleste formene for å måle effektivitetstap krever numeriske verdier for enkelte nøkkelparametere (etterspørselastisiteter, substitusjonelastisiteter og så videre). Disse kan bli estimert, men om mulig med en stor grad av usikkerhet, eller så kan de være nærmere umulig å få tak i. Videre kan det være relativt enkelt å måle et effektivitetstap som følge av en bestemt vridende effekt når andre effekter er antatt å være fraværende. Beregningene blir mer kompliserte når andre vridende effekter skal tas høyde for. Et siste punkt som er verdt å trekke frem er at mange kan finne det vanskelig å isolere beregningen av effektivitetstapet grunnet en bestemt vridende effekt, fra endringer i distribusjonen av inntekten som ville hendt hvis de vridende effektene ble fjernet. Dette krever antagelser som mange kanskje ikke er villig til å gjøre.

Det empiriske arbeidet som fulgte Harbergers bidrag fokuserte ifølge Auerbach og Hines Jr. (2002) i stor grad på enkle formler for å estimere dødvektstap ved blant annet arbeidstilbud,

sparing og konsum av goder. Auerbach og Hines Jr. (2002) trekker også frem de praktiske vanskelighetene ved å estimere dødvektstapet da det ofte er et mer komplekst forhold ved en virkning av beskatning enn bare gjennom en enkelt variabel. De trekker frem et eksempel angående skatt på arbeidsinntekt som er særlig relevant i vår utredning. Denne skatten er ment å påvirke antall timer arbeid, men som de skriver vil den også kunne påvirke blant annet intensiteten i arbeidet, akkumuleringen av humankapital, samt valg av eventuelle skattefaviserte ordninger som for eksempel pensjoner. Dette underbygges i NOU 1999: 7, der det påpekes at en progressiv beskatning kan påvirke valg av utdanning og yrke. En progressiv beskatning beskatter høy inntekt hardere, og utdanning kan bli mindre privatøkonomisk lønnsomt. I tillegg kan valg av yrke eller arbeidstimer påvirkes da høy inntekt og lite fritid vil beskattes hardere enn mye fritid og lav inntekt, ettersom fritid er et gode fritatt for beskatning.

Feldstein (1999) mener at de mer tradisjonelle analysene har underestimert arbeidstilbudselastisitetene og derav også dødvektstapet. Feldstein estimerer et høyere dødvektstap ved å se på hvordan total skattbar inntekt endres ved endringer i marginale skattesatser, der han tar høyde for effektene en økt inntektsskattesats har på skatteunndragelse gjennom endring av kompensasjonsordninger (for eksempel arbeidsgiverbetalt helseforsikring) og forbruksmønstre (f.eks. å eie bolig selv).

Blomquist og Simula (2019) finner det overraskende at det meste av teoretisk arbeid om hvordan man kalkulerer dødvektstap fokuserer på lineær skatt, og derav lineære budsjettbetingelser, når det faktiske skattesystemet bare er stykkevis lineært. Dagsvik *et al.* (2007) poengterer at et viktig fenomen i utviklingen av arbeidstilbudsmodeller, som skal modellere effektene av skatteendringer, er at marginals kattene i skattesystemene ikke er proporsjonale med inntekt, men en trappeformet funksjon av inntekten. Her vil for eksempel første trinn i denne «trappen» være første innslagspunkt for trinnskatten. Hausman (1985) ser på hvordan den tradisjonelle analysen endres når et ikke-proporsjonalt skattesystem er vurdert. Et viktig element i analysen er det som betegnes som «virtuell inntekt» som følger av forlengelsen av en gitt budsjettbetingelse til den vertikale akse. Virtuell, fordi hvis aktøren sto overfor denne lineære budsjettbetingelsen ville hen fortsatt valgt sin optimale tilpasning.

Lindquist, Sannes og Stølen (1990, s. 18) presenterer den virtuelle inntekten regnet nominelt som $I_j = m_0 + WLt_j - WL\bar{t}_j$, hvor t_j er marginal skattesats på segment j og \bar{t}_j er den tilhørende gjennomsnittsskatten. Den virtuelle inntekten vil derfor være avhengig av arbeidsuavhengig inntekt (m_0), samt avviket mellom skatt som måtte blitt betalt hvis den marginale skattesatsen skulle blitt benyttet på hele lønnsinntekten, og faktisk betalt inntektsskatt. Man ser for eksempel at ved et progressivt skattesystem hvor en aktør som står overfor en høyere marginal skattesats ($t_j > \bar{t}_j$), vil ha en høyere virtuell inntekt sammenlignet med en aktør i et proporsjonalt skattesystem ($I_j = m_0$). Man får da en ytterligere inntektseffekt som trekker i retning av et lavere arbeidstilbud, sammenlignet med om analysen hadde ignorert den virtuelle inntekten.

Men Blomquist og Simula (2019) trekker frem at det finnes fordeler med å anvende den tradisjonelle analysen med et proporsjonalt skattesystem ved en teoretisk analyse. Man får relativt simple resultater, samtidig som mange aktører muligens har en atferd som om man står overfor en helt lineær budsjettbetingelse. Videre vil det å anta en helt lineær budsjettbetingelse simplifisere analysen slik at man kan enten endre skjæringspunktet på y-aksen, som fører til en ren inntektseffekt; eller man kan endre den proporsjonale skattesatsen, som fører til både en inntekts- og substitusjonseffekt. Naturlig nok er virkeligheten kompleks og simplifiseringer av modellen øker mulighetene for feil i estimeringer. Litteraturen rundt kalkulering av dødvektstap er rik, og dette var bare et lite utsnitt, som er med på å vise noen av utfordringene rundt estimeringen av dødvektstapet.

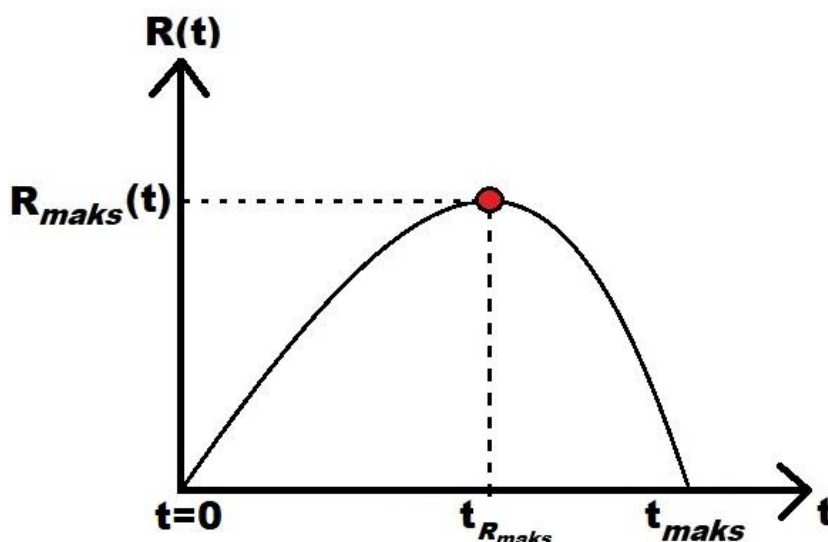
3.3 Skatteproveny

For staten vil det være et sentralt spørsmål om hva som skjer med provenyet ved en endring i skattesatsen (Ringstad, 2003). Som tidligere nevnt, kan det tenkes at staten henter inn nødvendig beløp for å dekke sine kostnader gjennom skatt på arbeidsinntekt. Skatteprovenyet må derfor tilsvare den ex ante usikre erstatningsutbetalingen, pluss den faste øvrige utgiften (tilsvarende dagens proveny fra skatt på arbeidsinntekt). Vi kan betegne det totale nødvendige skatteprovenyet som R , bestående av erstatningsforpliktelsen betegnet som r , pluss den faste øvrige kostnaden.

3.3.1 Skatteprovenyfunksjonen

$$R(t) = tWL(w, m) \text{ hvor } w = (1 - t)W \quad (3.8)$$

Skatteprovenyet vil være en funksjon av marginal skattesats, brutto lønnsats og timer arbeid. Antall timer arbeid vil igjen være sammensatt av netto lønnsats og eksogen inntekt. Vi kan introdusere Laffer-kurven for å illustrere egenskapene til skatteprovenyfunksjonen. Denne kurven viser sammenhengen mellom skattesats og proveny (Ringstad, 2003).



Figur 3.5: Laffer-kurven

Ved en marginal skattesats lik null vil provenyet være tilsvarende. Videre vil en maksimal marginal skattesats, som gir et arbeidstilbud og proveny lik null, være gitt ved t_{maks} . Ved å øke skattesatsen ved en lav skattesats ser man av Laffer-kurven at provenyet vil øke, men bare opp til et visst nivå. Det maksimale skatteprovenyet som staten kan oppnå er gitt ved $R_{maks}(t)$. Skattesatsen som gir det maksimale provenyet, vil være t løst fra $\frac{dR}{dt} = 0$ som gir $t = \frac{L(w, m)}{WL_w}$. Deretter vil en økning i skattesats være hemmende på produksjon og sysselsetting, og føre til et redusert skatteproveny. Skal staten dekke kostnadene gjennom skatt på arbeidsinntekt, må nødvendig skatteproveny være mindre enn det maksimale provenyet som kan innhentes. Hvis denne betingelsen er oppfylt, noe som er å anta, står man overfor valget mellom to skattesatser

som gir samme proveny. Hvis skattesatsen ligger til høyre for toppunktet i Laffer-kurven, vil en reduksjon i skattesats gi et høyere skatteproveny. Dette omtales ofte som *dynamisk skattepolitikk* (Ringstad, 2003). Når man står overfor valget mellom de to satsene som gir et gitt proveny, er det naturlig å anta at det vil føres en effektiv skattepolitikk, og vi tar derfor utgangspunkt i den laveste satsen.

3.3.2 Provenyfunksjonens egenskaper

Formålet med dette delkapittelet er å kartlegge provenyfunksjonens egenskaper (første- og andrederiverte). Disse utledningene vil være nyttig for videre analyser og utledning av dødvektstapet som en funksjon av skatteprovenyet $D(R)$. Ettersom marginal skattesats vil være avhengig av nødvendig proveny som skal innhentes, kan vi også uttrykke dødvektstapet som en funksjon av marginal skattesats $D(t(R))$. Vi benytter en tilnærming rundt en nullskattesats, altså $t = 0$ og følgelig $R = 0$, og fokuserer den videre analysen av skatteprovenyfunksjonens egenskaper rundt dette punktet i Laffer-kurven. Videre utledninger og analyser i dette delkapittelet er basert på Schroyen (2019e; 2019c). I analysen fokuserer vi på den stigende delen av Laffer-kurven og hvordan skatteprovenyet endres som følge av en endring i skattesatsen. Vi totaldifferensierer (3.8) og får:

$$dR = (WL + tWL_w(-W))dt$$

$$\frac{dR}{dt} = R'(t) = WL\left(1 - \frac{t}{1-t}\epsilon_{L_w}\right) \quad (3.9)$$

Dette resulterer i:

$$\frac{dt}{dR} = t'(R) = \frac{1}{WL\left(1 - \frac{t}{1-t}\epsilon_{L_w}\right)} \quad (3.10)$$

Med forbehold om at vi befinner oss til venstre i Laffer-kurven kan vi anta at provenyet vil øke med økt skattesats $\frac{dR}{dt} > 0$, og videre anta at skattesatsen er økende med provenyet

$\frac{dt}{dR} > 0$. Dette bekreftes ved å analysere de respektive førstederiverte (3.9) og (3.10) ved en marginal skattesats og et proveny på null:

$$R'(0) = W\widetilde{L}_0 > 0 \quad (3.11)$$

$$t'(0) = \frac{1}{W\widetilde{L}_0} > 0 \quad (3.12)$$

Nevneren i (3.12) vil være total arbeidsinntekt ved en marginalsatt på arbeidsinntekt lik null. Det vil være nødvendig å utlede den andrederiverte av Laffer-kurven for å bekrefte at provenyfunksjonen er konkav. Følgelig vil den andrederiverte av (3.8) kunne uttrykkes som:

$$\frac{d^2R}{dt^2} = R''(t) = \frac{d}{dt} \left(WL \left(1 - \frac{t}{1-t} \varepsilon_{L_w} \right) \right) \quad (3.13)$$

Her vil det kunne være nyttig med en mellomregning for å finne den deriverte av den ukompenserte arbeidstilbudselastisiteten med hensyn på den marginale skattesatsen. Vi betrakter den kompenserte arbeidstilbudselastisiteten $\widehat{\varepsilon}_{L_w}$ og inntektselastisiteten η_L som konstante, og benytter (3.7). Vi antar at $\eta_L < 0$ og $\varepsilon_{L_w} > 0$. Hvorvidt sistnevnte antagelse holder er et empirisk spørsmål nærmere belyst i kapittel 4.1.2. Dette gir oss en positiv $\frac{d\varepsilon_{L_w}}{dt}$:

$$\frac{d\varepsilon_{L_w}}{dt} = -\eta_L \frac{WL}{m} (1 + \varepsilon_{L_w}) \quad (3.14)$$

Elastisiteten vil øke med en høyere marginal skattesats, noe som er ensbetydende med at elastisiteten øker med en redusert nettolønn. (3.13) kan uttrykkes som:

$$R''(t) = -WL \frac{\varepsilon_{L_w}}{1-t} \left(1 + \frac{1}{1-t} (1 - t\varepsilon_{L_w}) - t\eta_L \frac{WL}{m} \frac{1 + \varepsilon_{L_w}}{\varepsilon_{L_w}} \right) \quad (3.15)$$

Med en positiv førstederivert (3.9) og antagelsen om at $\eta_L < 0$, har vi i en strengt negativ andrederivert og skatteprovenyfunksjonen vil være en konkav funksjon. Hvis vi evaluerer (3.15) ved en nullskattesats bekreftes dette:

$$R''(0) = -2W\widetilde{L}_0\epsilon_{L_w} < 0 \quad (3.16)$$

Siden vi nå har et uttrykk for $R'(t)$ og $R''(t)$, kan vi finne den andrederiverte av den marginale skattesatsen som en funksjon av provenyet, ettersom denne relateres til den første- og andrederiverte av provenyfunksjonen gjennom:

$$t''(R) = -\frac{R''(t(R))}{[R'(t(R))]^2} t'(R) = -\frac{R''(t)}{R'(t)} t'(R)^2 \quad (3.17)$$

Med en negativ (3.15) og antagelsen om at vi forholder oss på venstre side av Laffer-kurven, vil (3.17) være positiv, altså den marginale skattesatsfunksjonen vil være konveks i skatteprovenyet. Vi kan videre bruke (3.9) og (3.15) for å finne den andrederiverte over den førstederiverte. Dette uttrykket vil bekrefte at marginal skattesats som en funksjon av provenyet $t(R)$ er en konveks funksjon. Uttrykket vil også brukes i den senere utledningen av dødvectstapsfunksjonen. I tillegg evaluerer forholdstallet kurvaturen til funksjonen $R(\cdot)$ (Schroyen, 2019f). Dette gis av uttrykket:

$$\frac{R''(t)}{R'(t)} = -\frac{(1-t)\epsilon_{L_w} + \epsilon_{L_w}(1-t\epsilon_{L_w}) - (1-t)t\eta_L \frac{WL}{m}(1+\epsilon_{L_w})}{(1-t)(1-t(1+\epsilon_{L_w}))} \quad (3.18)$$

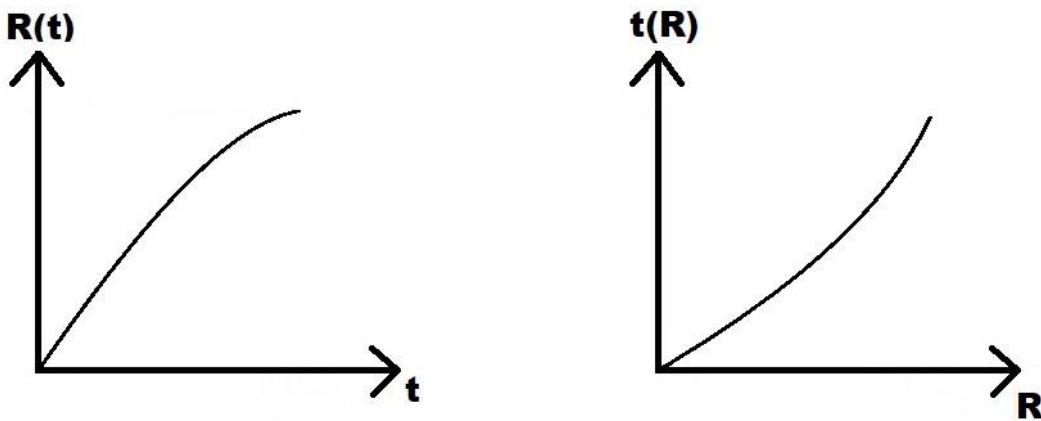
Evaluerer vi det negative av (3.18) ved en nullskattesats får vi et positivt uttrykk

$$-\frac{R''(t)}{R'(t)} \Big|_{t=0} = 2\epsilon_{L_w} \quad (3.19)$$

som bekrefter at den marginale skattesatsen som en funksjon av skatteprovenyet er en konveks funksjon:

$$t''(0) = 2\epsilon_{L_w} \left(\frac{1}{W\widetilde{L}_0} \right)^2 > 0 \quad (3.20)$$

Grafene nedenfor illustrerer funnene i dette delkapittelet, hvor vi antar at vi forholder oss på venstre side av Laffer-kurven. Etersom den andrederiverte av skatteprovenyfunksjonen er negativ, har vi en konkav provenyfunksjon. Dette innebærer at når den marginale skattesatsen økes, vil man få inn et økt proveny, men den marginale økningen i provenyet er avtagende i den marginale skattesatsen. Den andrederiverte av marginal skattesats som en funksjon av proveny er på sin side konveks. Dersom man krever et høyere nødvendig proveny, kreves en høyere marginal skattesats. Den marginale økningen i den marginale skattesatsen er tiltakende i skatteprovenyet. Dette vil si at økningen i den marginale skattesatsen vil øke mer og mer desto høyere nødvendig proveny er.



Figur 3.6: Proveny- og skattesatsfunksjoner

Skatteprovenyfunksjonens utledninger og egenskaper vil være nyttig i den videre analysen hvor vi ønsker å se på hvordan dødvektstapet varierer med nødvendig proveny. Med andre ord ønsker vi å utlede dødvektstapet som en funksjon av nødvendig skatteproveny, samt kartlegge funksjonens egenskaper. For å finne en tilnærming for dødvektstapsfunksjonen vil vi i første omgang benytte oss av første- og andreordens Taylor-tilnærminger rundt $t = 0$ og $R = 0$. Videre vil vi modifisere dødvektstapsfunksjonen med en tredjeordens Taylor-tilnærming.

3.4 Kalkulering av dødvektstapet

3.4.1 Den indirekte nyttefunksjonen

Sentralt for videre analyser og kalkulering av dødvektstapet står den indirekte nyttefunksjonen. Vi kan utlede den indirekte nyttefunksjonen for både skatt på arbeidsinntekt og for lumpsum-beskatning. Den indirekte nyttefunksjonen gir oss den maksimale nytten som aktøren kan oppnå ved gitte priser og inntekter (Strøm og Vislie, 2007). Den indirekte nyttefunksjonen kan uttrykkes som:

$$v(w, m) \stackrel{\text{def}}{=} u(wL(w, m) + m, T - L(w, m)) \quad (3.21)$$

Den indirekte nyttefunksjonen for skatt på arbeidsinntekt, samt den for lumpsum-beskatning, oppnås ved å sette inn uttrykket for det optimale arbeidstilbudet inn i nyttefunksjonene. Vi vil da ha to nyttefunksjoner som gir det maksimale nyttenivået under de respektive skatteregimene (Blomquist og Simula, 2019). Formålet med introduksjonen av indirekte nyttefunksjoner er å utlede et uttrykk for dødvektstapet under betingelsen om at aktøren skal oppnå en lik nytte under begge skatteregimene. Når det gjelder hvilket nyttenivå som skal benyttes som referanse, er to naturlige kandidater nivåene av nytte som oppnås enten før eller etter en skatteleggelse av arbeidsinntekt (Auerbach, 1985). Ettersom vi i den grafiske analysen har innført skatt på arbeidsinntekt, og hypotetisk fjerner denne for å se hvilket beløp vi kan trekke fra aktørens eksogene inntekt uten å endre nyttenivået, kan denne metoden relateres til *den ekvivalente variasjon i inntekt*. Referansenyttenivået vil da være nytten ved en skatt på arbeidsinntekt. Beløpet vi kan trekke fra, men fortsatt holde nytten på referansenivået, vil være gitt ved absoluttverdien av EV.

$$v(W, m - |EV|) = v((1 - t)W, m) \quad (3.22)$$

Dette er beløpet aktøren er villig til å betale for å slippe unna en skatt på arbeidsinntekt (Auerbach og Hines Jr., 2002). Gjennom den grafiske analysen har vi sett hvordan en vridende inntektsskatt resulterer i et samfunnsøkonomisk tap da staten kunne ha innhentet et større proveny ved en flat skatt. Vi kan da sette den indirekte nyttefunksjonen ved en skatt på arbeidsinntekt lik den indirekte nyttefunksjonen ved en lumpsum-beskatning tilsvarende det

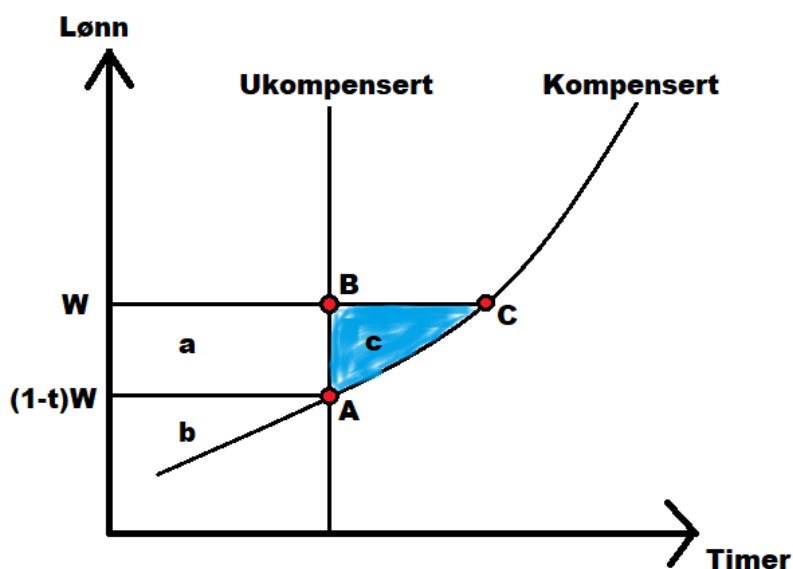
totale nødvendige skatteprovenyet R , men samtidig trekke fra et beløp D som representerer den pengemessige verdien av dødvektstapet:

$$v(W, m - R - D) = v((1 - t)W, m) \quad (3.23)$$

Vi kan da altså finne dødvektstapet som det overskytende av EV ($D = EV - R$). Denne metoden blir også referert til som «Hicksian equivalent variation» (Auerbach og Hines Jr., 2002).

3.4.2 Ulike måter å kalkulere dødvektstapet

Figuren under viser den ukompenserte og den kompenserte arbeidstilbudskurven på et markedsnivå. Den ukompenserte arbeidstilbudskurven vil være den observerbare i markedet. Denne er illustrert som perfekt uelastisk, noe som ikke er uvanlig da nettoeffekten av substitusjons- og inntektseffekten ofte er tvetydig (se kapittel 4.1.2). Denne kurven kan også illustreres som bakoverbøyd (se for eksempel Stiglitz (2000); Røed og Strøm (2002); Borjas (2013)). En bakoverbøyd kurve kan ifølge Hausman (1985) komme av at det ikke bare er en inntektseffekt som følge av endring i lønn, men også den ytterligere inntektseffekten som følger ved å ta høyde for den virtuelle inntekten som en effekt av skattesystemet. Den kompenserte arbeidstilbudskurven inkluderer kun substitusjonseffekten, og retningen på substitusjonseffekten vil alltid antyde at denne kurven er stigende.



Figur 3.7: Dødvektstap på markedsnivå

Ved en skatt på arbeidsinntekt vil aktøren tilpasse seg i punkt A . Med et *arbeidsoverskudd* målt langs den kompenserte kurven (som kan assosieres med konsumentoverskuddet som blir målt langs den kompenserte etterspørselskurven innen konsumentteori), vil man få et arbeidsoverskudd lik b (Nechyba, 2018). Under en lumpsum-skatt som etterlater aktøren på samme nyttenivå, vil tilpasningen være i punkt C , med et arbeidsoverskudd lik abc . Henter man inn det samme provenyet (a) som aktøren allerede har betalt i punkt A , får man en differanse i arbeidsoverskudd på c . Dette representerer dødvektstapet. Selv om dødvektstapet ikke alltid er observerbart i markedet, vil skatt på arbeidsinntekt vil ha et dødvektstap grunnet substitusjonseffekten.

Det er ulike måter å kalkulere dødvektstapet som er illustrert med det blå arealet mellom den kompenserte og den ukompenserte grafen. Den generelle ideen er å vurdere hvordan aktørens tilpasning endres når de relative prisene i markedet (lønn etter skatt) endres. Siden prisendringer påvirker velferden til aktørene, vil en vurdering av dette stå sentralt i politiske beslutninger (Hausman, 1981). Hausman (1981) skriver innledningsvis i sin artikkel at konsumentoverskuddet sannsynligvis er det mest kontroversielle av mange brukte økonomiske konsepter. Dette utsagnet kan relateres til å gjelde arbeidsoverskuddet hvor han senere i sin artikkel demonstrerer at metoden, som han refererer til som den «Marshalliske metoden», kan være veldig unøyaktig. Den Marshalliske metoden måler arealet til venstre for den ukompenserte arbeidstilbudskurven mellom lønnen før og etter en skatteleggelse. Der arealet til venstre for den kompenserte arbeidstilbudskurven er det aktuelle analyseområdet i CV og EV, vil også inntektseffekten være en sentral brikke i den Marshalliske metoden (Hines Jr., 1999). Hausman (1981) finner det misvisende å kalkulere dødvektstapet basert på kun observerte markedskurver. Siden dødvektstapet som oftest kan bli kalkulert ved hjelp av den kompenserte markedskurven, er det ifølge Hausman ikke et problem å kalkulere dødvektstap i økonomien. Den generelle ideen er å bruke den *observerbare* markedskurven for å utlede den *uobserverbare* kompenserte arbeidstilbudskurven. Sistnevnte kurve vil kunne gi oss den kompenserte eller ekvivalente variasjon i inntekt.

Harberger (1964b) utviklet tidlig en enkel formel for å kalkulere dødvektstapet illustrert ved det blå triangelet. I sin artikkel definerer han arbeidstilbudskurven som kun bestående av

substitusjonseffekten, og viser at velferdstapet ved en proporsjonal skatt på arbeidsinntekt kan uttrykkes som

$$\frac{1}{2} \varepsilon_L t^2 WL \quad (3.24)$$

hvor ε_L er arbeidstilbudselastisiteten (kun bestående av substitusjonseffekten), WL er brutto lønnsinntekt og t er den marginale skattesatsen. Vi ser at tapet øker proporsjonalt med kvadratet til marginal skattesats, noe som kan indikere hvorfor det i moderne økonomi er vanlig med et bredt skattegrunnlag bestående av flere skattebaser. Formelen er utformet med bakgrunn i at arealet c kan tilnærmes som en trekant. Distansen $A - B$ kan tenkes å være provenyet fra skatt på arbeidsinntekt per enhet arbeid, tW . Videre vil den deriverte av arbeidstilbudsfunksjonen (kun bestående av substitusjonseffekten) med hensyn på lønnen være $\frac{\partial L}{\partial W}$. Reduksjonen i timer arbeid som følge av en marginalsatt på arbeidsinntekt vil derfor kunne uttrykkes som $\frac{\partial L}{\partial W} tW$ og være distansen $B - C$. Med en forutsetning om en lineær kompensert arbeidstilbudskurve mellom punkt A og C , vil dødvektstapet kunne tilnærmes som en trekant¹. Dødvektstap-trekanter er nå mer eller mindre kjent som «Harberger-trekanter» etter Harbergers innflytelsesrike arbeid (Hines Jr., 1999). Browning (1975) refererer til Harbergers arbeid som banebrytende. Han tar utgangspunkt i Harbergers arbeid og kommer frem til en enkel formel for dødvektstapet, hvor man benytter den kompenserte arbeidstilbudselastisiteten evaluert ved nettolønn og tilhørende arbeidsmengde, gitt i punkt A i figuren ovenfor. Dette resulterer i formelen for dødvektstap:

$$\frac{1}{2} \widehat{\varepsilon}_{Lw} \frac{t^2}{(1-t)} WL \quad (3.25)$$

Dette står i kontrast til (3.24) som gir velferdstapet hvis vi kalkulerer den kompenserte elastisiteten og arbeidsinntektene i fraværet av en vridende inntektsskatt. Men disse verdiene er ikke observerbare, og tilgjengelige estimater når det gjelder elastisiteter og arbeidstilbud er kun gitt ved en eksisterende skatteleggelse. Dette gjør (3.25) mer aktuell som et enkelt holdepunkt for kalkulering av dødvektstapet.

¹ $\frac{1}{2} \frac{\partial L}{\partial W} tW tW \frac{L}{L} = \frac{1}{2} \varepsilon_L t^2 WL$

I det påfølgende kapittelet vil vi utnytte den generelle ideen om å bruke informasjon fra observert markedskurve til å finne et estimat på den kompenserte arbeidstilbudskurven. Vi vil bruke dødvektstapet kalkulert i kapittel 3.4.3 som en tommelfingerregel og sammenligningsgrunnlag mot vår prioriterte kalkuleringsmetode basert på Schroyen (2019c). Sistnevnte metode er en mer direkte metode og vil benyttes for å kalkulere den samfunnsøkonomiske gevinsten ved å stå overfor en kjent kostnad.

3.4.3 Dødvektstap basert på EV

Vi kan (igjen) spørre oss om hvor stor flat skatt EV vi kan ilegge aktøren, under betingelsen om at aktøren skal ha samme nytte som ved en skatt på arbeidsinntekt. Vi kan benytte de indirekte nyttefunksjonene for å finne det minimumsbeløpet aktøren må ha for å nå nyttenivået u^* . Husk at vi definerer nettoskatten som $w = (1 - t)W$, og skatteprovenyet ved en skatt på arbeidsinntekt som $R = tWL(w, m)$. Videre kalkuleringer er basert på fremgangsmåten i Schroyen (2019b; 2019a).

De indirekte nyttefunksjonene må da gi en nytte lik u^* . Vi inverterer denne for begge skatteregimene slik at vi står igjen med *utgiftsfunksjonene* («expenditure functions»). Utgiftsfunksjonen bestemmer minimumsbeløpet aktøren trenger for å nå referansenyttensnivået ved gitte lønnsnivåer (Hausman, 1985). Dette vil da være $m = e(w, u^*)$ ved skatt på arbeidsinntekt, og $m - EV = e(W, u^*)$ ved lumpsum-beskatning. Dette gir oss et uttrykk for lumpsum-beløpet staten kan inndra, som holder aktøren på nyttenivå u^* :

$$EV = e(w, u^*) - e(W, u^*) \quad (3.26)$$

Med andre ord uttrykker EV velferdstapet som det pengemessige beløpet aktøren trenger for å nå referansenyttensnivået under en skatt på arbeidsinntekt, minus den arbeidsuavhengige inntekten i en situasjon uten skatteleggelse (Hausman, 1985). Siden nytten er holdt på det samme nyttenivået u^* , vil dette velferdstapet komme fra substitusjonseffekten. Inntektseffekten er eliminert. Vi kan benytte en andreordens Taylor-tilnærming rundt nettolønnen w . Altså ønsker vi et estimat for $e(W, u^*)$ ved å anvende informasjonen om

$e(\cdot, u^*)$ ved nettolønnen w :

$$e(W, u^*) \simeq e(w, u^*) + \frac{\partial e(w, u^*)}{\partial w} \Big|_{w=(1-t)W} (W - w) + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 e(w, u^*)}{\partial w^2} \Big|_{w=(1-t)W} (W - w)^2$$

Differansen mellom bruttolønnen W og nettolønnen w vil følgelig være tW . Vi benytter *Shephards lemma*, som er en anvendelse av «the envelope theorem», for å få den kompenserte arbeidstilbudsfunksjonen. Denne er ifølge teoremet den deriverte av utgiftsfunksjonen med hensyn på lønn: $\frac{\partial e(w, u^*)}{\partial w} \Big|_{w=(1-t)W} = \widehat{L}(w, u^*)$. Vi kan benytte (3.26) slik at vi sitter igjen med et tilnærmet lumpsum-beløp uttrykt som:

$$EV \simeq - \left(\widehat{L}(w, u^*)(tW) + \frac{1}{2} \frac{\partial \widehat{L}(w, u^*)}{\partial w} \Big|_{w=(1-t)W} (tW)^2 \right) \quad (3.27)$$

Siden staten har hentet inn et skatteproveny, trenger vi et mål på bidraget til individuell velferd som følge av at det offentlige bruker skatteinntektene. En antagelse som ofte brukes er at staten returnerer skatteinntektene via en inntektsoverføring som øker aktørens arbeidsuavhengige inntekt med samme beløp som skatteprovenyet (Hausman, 1985). Dødvektstapet vil da være definert som differansen mellom absoluttverdien av (3.27) og skatteprovenyet ved skatt på arbeidsinntekt R . Siden $R = tWL(w, m) = \widehat{L}(w, u^*)(tW)$ får vi en tilnærming for dødvektstapet gitt ved:

$$D(R) \simeq \frac{1}{2} \frac{\partial \widehat{L}(w, u^*)}{\partial w} \Big|_{w=(1-t)W} (tW)^2 \quad (3.28)$$

Dødvektstapet vil være positivt ettersom $\frac{\partial \widehat{L}(w, u^*)}{\partial w} \Big|_{w=(1-t)W} = \widehat{L}_w$, og vi vet at substitusjonseffekten (3.6) alltid er positiv. Økt skatteproveny ved å gå over til en lumpsum-beskatning, relativt til skatt på arbeidsinntekt kan uttrykkes som:

$$\frac{D(R)}{R} \simeq \frac{1}{2} \frac{\partial \widehat{L}(w, u^*)}{\partial w} \Big|_{w=(1-t)W} \frac{1}{\widehat{L}(w, u^*)(tW)} (tW)^2 \quad (3.29)$$

Ved å utvide (3.29) med $\frac{w}{w}$ kan vi oppnå et uttrykk for den kompenserte arbeidstilbudselastisiteten evaluert i punkt A i Figur 3.7. Vi sitter igjen med et tilnærmet dødvektstap i kroner uttrykt gjennom denne elastisiteten, nødvendig proveny R , og en marginal skattesats:

$$D(R) \simeq \frac{1}{2} \widehat{\varepsilon}_{L_w} \frac{t}{(1-t)} R \quad (3.30)$$

(3.30) tilsvarer den tidligere definerte formelen til Browning (3.25) hvor R kan betegnes som tWL . Formelen gir det totale velferdstapet i økonomien hvis vi antar at alle husholdninger står overfor samme marginale skattesats og har en lik kompensert elastisitet. Dette vil følgelig ikke være realiteten, men vi forholder oss til den representative aktør i våre analyser. Tilnærmingen baseres på en antagelse om en lineær kompensert arbeidstilbudskurve ettersom vi ser at dødvektstapet er proporsjonalt med den kompenserte arbeidstilbudselastisiteten. Videre ligger det en antagelse til grunn om at lønnsats ikke endres ved en endring i arbeidstilbudet. Alt annet likt, vil dødvektstapet øke proporsjonalt med kvadratet til den marginale skattesatsen, korrigert med $\frac{1}{1-t}$ ettersom den kompenserte elastisiteten er utledet med nettolønn. Dødvektstapet vil øke proporsjonalt med nødvendig skatteproveny, alt annet likt. Formelen vil som nevnt brukes som et sammenligningsgrunnlag for dødvektstapet mot vår prioriterte kalkuleringsmetode gitt i Schroyen (2019c). Vi retter nå fokus mot denne tilnærmingen for dødvektstapet.

3.4.4 Dødvektstap ved en andregradstilnærming

Vi kan kalkulere dødvektstapet, som gjengitt i Schroyen (2019c). Dette er en mer direkte metode enn foregående. Den benytter informasjon fra Laffer-kurven slik at den marginale skattesatsen kan uttrykkes som en funksjon av skatteprovenyet. Vi tar utgangspunkt i (3.23) og totaldifferensierer. Nytte og deriverte på høyre (venstre) side betegnes med (uten) en tilde:

$$v_m(-dR - dD) = \tilde{v}_w(-W)t'(R)dR \quad (3.31)$$

Siden vi allerede er i en optimal løsning, kan «the envelope theorem» anvendes. Dette teoremet sier at man bare trenger å forholde seg til den direkte effekten på nyttenivået av en parameterendring og kan ignorere den indirekte effekten (Schroyen, 2019d). Dette gjør at vi kan bruke *Roys identitet*, som relaterer $\tilde{v}_w = \tilde{v}_m L$, og sette inn i (3.31). Da får vi et uttrykk for hvordan dødvektstapet D endres ved en endring i skatteprovenyet R :

$$\frac{dD}{dR} = D'(R) = \frac{\tilde{v}_m}{v_m} W L t'(R) - 1 \quad (3.32)$$

Den førstederiverte vil være lik null, altså $D'(R) = 0$ dersom $R = 0$, da $t'(0) = \frac{1}{WL_0}$ og $\frac{\tilde{v}_m((1-t(R))W, m)}{v_m(W, m-R-D(R))} = \frac{\tilde{v}_m(W, m)}{v_m(W, m)} = 1$. Etersom det marginale dødvektstapet er null ved et skatteproveny på null, vil det indikere at det ikke er et dødvektstap ved å hente inn den første skattekronen. Videre kan vi finne den andrederiverte av funksjonen for dødvektstapet:

$$\frac{d^2 D}{dR^2} = D''(R) = \frac{d}{dR} \frac{\tilde{v}_m}{v_m} W L t'(R) + \frac{\tilde{v}_m}{v_m} W L_w (-W) t'(R)^2 + \frac{\tilde{v}_m}{v_m} W L t''(R) \quad (3.33)$$

Her vil det være nyttig å se på hvilken effekt skatteprovenyet R har på forholdet $\frac{\tilde{v}_m}{v_m}$:

$$\frac{d \left(\frac{\tilde{v}_m((1-t(R))W, m)}{v_m(W, m-R-D(R))} \right)}{dR} = \frac{1}{v_m} \left(\tilde{v}_{mw}(-W) t'(R) + \frac{\tilde{v}_m}{v_m} v_{mm} (1 + D'(R)) \right) \quad (3.34)$$

Vi benytter (3.32), samt Slutsky-ligningen for \tilde{v}_m som gir $\tilde{v}_{mw} = \tilde{v}_{mm} L + \tilde{v}_m L_m$. Dette gjør at (3.34) kan uttrykkes som:

$$\frac{d}{dR} \frac{\tilde{v}_m}{v_m} = \frac{\tilde{v}_m}{v_m} \left(\left(\frac{\tilde{v}_m v_{mm} m}{v_m v_m} - \frac{\tilde{v}_{mm} m}{\tilde{v}_m} \right) - \eta_L \right) \frac{WL}{m} t'(R) \quad (3.35)$$

(3.35) settes inn i (3.33). Vi utnytter at $t''(R) = -\frac{R''(t)}{R'(t)} t'(R)^2$ og får (3.33) uttrykt som:

$$\begin{aligned} \frac{d^2D}{dR^2} = D''(R) &= \frac{\tilde{v}_m}{v_m} \left(\left(\frac{\tilde{v}_m v_{mm} m}{v_m v_m} - \frac{\tilde{v}_{mm} m}{\tilde{v}_m} \right) - \eta_L \right) \frac{WL}{m} WL t'(R)^2 \\ &\quad - \frac{\tilde{v}_m}{v_m} \frac{\varepsilon_{Lw}}{1-t} WL t'(R)^2 - \frac{\tilde{v}_m}{v_m} WL \frac{R''(t)}{R'(t)} t'(R)^2 \end{aligned} \quad (3.36)$$

For å evaluere egenskapene til tapsfunksjonen ved $R = 0$, det vil si å finne $D''(0)$, utnytter vi at $\tilde{v}_m = v_m$ og $\tilde{v}_{mm} = v_{mm}$ når $R = 0$ samt (3.19) og (3.12).

$$\frac{d^2D}{dR^2} \Big|_{R=0} = D''(0) = \left(-\eta_L \frac{W\tilde{L}_0}{m} - \varepsilon_{Lw} + 2\varepsilon_{Lw} \right) W\tilde{L}_0 \left(\frac{1}{W\tilde{L}_0} \right)^2 \quad (3.37)$$

(3.7) anvendes for å uttrykke parentesen i (3.37) som den kompenserte arbeidstilbudselastisiteten: $\widehat{\varepsilon}_{Lw} = 2\varepsilon_{Lw} - \varepsilon_{Lw} - \eta_L \frac{W\tilde{L}_0}{m}$. Siden den kompenserte arbeidstilbudselastisiteten er større enn null, får vi en strengt positiv andrederivert for dødvektstapsfunksjonen ved $R = 0$:

$$D''(0) = \widehat{\varepsilon}_{Lw} \frac{1}{W\tilde{L}_0} > 0 \quad (3.38)$$

Vi har funnet ut at funksjonen for dødvektstapet er konveks. Nevneren er som tidligere nevnt total arbeidsinntekt ved en marginalsatt på arbeidsinntekt lik null. \tilde{L}_0 er da $L(W, m)$, altså arbeidstilbudet ved en nullskattesatt. Dette vil ikke være tilgjengelige data, men vi kan anvende en lineær Taylor-tilnærming for $L(W, m)$ rundt $L(w, m)$. Denne tilnærmingen blir definert som \tilde{L}_0 .

$$\begin{aligned} \tilde{L}_0 &\stackrel{\text{def}}{=} L(W, m) \simeq L(w, m) + \frac{\partial L(w, m)}{\partial w} \Big|_{w=(1-t)W} (W - w) \\ &\simeq L(w, m) \left(1 + \frac{t}{1-t} \varepsilon_{Lw} \right) \end{aligned} \quad (3.39)$$

Vi antar at likevektlønnsnivået i arbeidsmarkedet vil være det samme i en situasjon med nullskattesats, som nivået observert ved eksisterende skattesystem. Vi vil derfor i kapittel 4.2.2 kalkulere brutto lønnsats W som et forholdstall mellom observert brutto lønnsinntekt og timeverk.

Vi ønsker å utlede en funksjon for dødvektstapet som kan anvendes empirisk. Vi benytter andreordens Taylor-tilnærming for $D(R)$ rundt $R = 0$. Det gir oss en tilnærming for dødvektstapet:

$$D(R) \simeq D(0) + \frac{1}{1!} D'(0)(R - 0) + \frac{1}{2!} D''(0)(R - 0)^2$$

$$D(R) \simeq \frac{1}{2} \widehat{\varepsilon}_{L_w} \frac{R^2}{\widetilde{WL}_0} \quad (3.40)$$

Vi ser av (3.40) at dødvektstapet er avhengig av nødvendig skatteproveny, brutto timelønn, det tilnærmede arbeidstilbudet ved en nullskattesats samt den kompenserte arbeidstilbudselastisiteten. Alt annet likt så vil dødvektstapet være null ved et tilsvarende proveny, for så å øke proporsjonalt med kvadratet til skatteprovenyet. Tapet vil bli redusert ved en høyere bruttolønn eller høyere arbeidstilbud ved nullskattesats. Dødvektstapet er proporsjonalt med den kompenserte arbeidstilbudselastisiteten. Hvis aktøren beveger seg langs indifferenskurven og oppnår et høyere inntektsnivå (arbeider mer), og aktørens villighet til å gi opp en ekstra time med fritid i bytte mot et høyere konsum er relativt uforandret, vil den kompenserte elastisiteten være høy. Ekvivalent vil indifferenskurven mellom konsum og fritid være relativt flat. Hvis man på den andre siden observerer at aktøren arbeider mer og oppnår et høyere inntektsnivå, og krever et raskt økende konsum som kompensasjon, vil den kompenserte arbeidstilbudselastisiteten være liten. Dette vil være ekvivalent med en indifferenskurve med sterk kurvatur. Dødvektstapet vil da være større dersom det er en høy substituerbarhet mellom arbeid og konsum (høy kompensert arbeidstilbudselastisitet) (Stiglitz, 1988).

\widetilde{L}_0 vil være uavhengig av provenyet, ettersom dette er en tilnærming for en «situasjon» fritatt for beskatning. Vi antar derfor at den kompenserte arbeidstilbudselastisiteten og estimatet for total arbeidsinntekt ved en marginalsatt lik null, er konstante parametere. Dette gir den førstederiverte av dødvektstapsfunksjonen:

$$D'(R) \simeq \widehat{\varepsilon}_{L_w} \frac{R}{W\widetilde{L}_0} \quad (3.41)$$

Dette gir oss et anslag for det marginale dødvektstapet, altså dødvektstapet for å hente inn én ekstra krone gjennom skatt på arbeidsinntekt. (3.41) skal ved nåsituasjonen teoretisk sett være det samme som den tidligere definerte marginale skattefinansieringskostnaden (MCF) som benyttes av Finansdepartementet. Det marginale dødvektstapet er ikke konstant, men proporsjonalt i skatteprovenyet. Dette indikerer at det koster mer i form av økt dødvektstap ved en økning i skatteprovenyet for høye nivåer, og det bekreftes av en positiv andrederivert, ettersom den kompenserte arbeidstilbudselastisiteten alltid er positiv:

$$D''(R) \simeq \frac{\widehat{\varepsilon}_{L_w}}{W\widetilde{L}_0} \quad (3.42)$$

3.4.5 Dødvektstap ved en tredjegradstilnærming

Andregradstilnærmingen for dødvektstapet kan modifiseres med en tredjegradstilnærming. Med en andregradstilnærming vil tredjemomentet aldri slå inn. Med en antagelse om at fordelingen til erstatningsutbetalingene er skjev (synonymt med en skjev provenyfordeling), vil en tredjegradstilnærming kunne ta høyde for dette. Den videre utledningen er basert på Schroyen (2019c). Ved å benytte en tredjeordens Taylor-tilnærming for $D(R)$ rundt $R = 0$, får vi en tilnærming for dødvektstapet som kan uttrykkes som:

$$D(R) \simeq D(0) + \frac{1}{1!} D'(0)(R - 0) + \frac{1}{2!} D''(0)(R - 0)^2 + \frac{1}{3!} D'''(0)(R - 0)^3$$

Hvis vi fortsetter analysen med antagelsen om at inntektselastisiteten η_L og den kompenserte arbeidstilbudselastisiteten $\widehat{\varepsilon}_{L_w}$ er konstante, vil den tredjederiverte av dødvektstapsfunksjonen med hensyn på skatteprovenyet, evaluert ved $R = 0$ være gitt ved:

$$\begin{aligned} \frac{d^3 D}{dR^3} \Big|_{R=0} &= D'''(0) \\ &= \frac{1}{m^2} \frac{\eta_L^2}{\widehat{\varepsilon}_{L_w}} \left(3 \frac{W\widetilde{L}_0}{m} + 2 + \varepsilon_{L_w} - 2 \frac{W\widetilde{L}_0}{m} \eta_L \right) \\ &\quad + \frac{1}{(W\widetilde{L}_0)^2} \left(\widehat{\varepsilon}_{L_w}^2 + 3\varepsilon_{L_w} + 3 \frac{W\widetilde{L}_0}{m} \eta_L (1 + \varepsilon_{L_w}) - \widehat{\varepsilon}_{L_w} + 3\varepsilon_{L_w}^2 \right) \\ &\quad + \frac{\eta_L}{m^2} \end{aligned} \tag{3.43}$$

Dette resulterer i en tilnærming for dødvektstapet:

$$\begin{aligned} D(R) &\simeq \\ &\frac{1}{2} \widehat{\varepsilon}_{L_w} \frac{R^2}{W\widetilde{L}_0} + \frac{1}{6} \left(\frac{1}{m^2} \frac{\eta_L^2}{\widehat{\varepsilon}_{L_w}} \left(3 \frac{W\widetilde{L}_0}{m} + 2 + \varepsilon_{L_w} - 2 \frac{W\widetilde{L}_0}{m} \eta_L \right) \right. \\ &\quad \left. + \frac{1}{(W\widetilde{L}_0)^2} \left(\widehat{\varepsilon}_{L_w}^2 + 3\varepsilon_{L_w} + 3 \frac{W\widetilde{L}_0}{m} \eta_L (1 + \varepsilon_{L_w}) - \widehat{\varepsilon}_{L_w} + 3\varepsilon_{L_w}^2 \right) + \frac{\eta_L}{m^2} \right) R^3 \end{aligned} \tag{3.44}$$

Det vil være usikkert hvorvidt denne tredjegrads tilnærmingen vil gi et høyere dødvektstap enn andregrads tilnærmingen. (3.44) krever en rekke flere parametere hvor størrelsen på disse vil avgjøre om «tredjegradsleddet» vil være positivt eller negativ. Videre i sitt notat presenterer Schroyen (2019c) to «spesialtilfeller» for tilnærmingen for dødvektstapet. Tilnærmingen vil være avhengig av empiriske estimater for elastisitetene. Dersom man med grunnlag i empiri kan anta at inntektselastisiteten er lik null ($\eta_L = 0$), og dermed at den kompenserte arbeidstilbudselastisiteten er lik den ukompenserte elastisiteten ($\widehat{\varepsilon}_{L_w} = \varepsilon_{L_w}$), får vi uttrykt (3.43) som:

$$D'''(0) = \frac{2\widehat{\varepsilon}_{Lw}}{(\widehat{WL}_0)^2} (2\widehat{\varepsilon}_{Lw} + 1) \quad (3.45)$$

Tredjegradstilnærmingen for dødvektstapet hvor inntektselastisiteten betraktes som null er:

$$D(R) \simeq \frac{1}{2} \widehat{\varepsilon}_{Lw} \frac{R^2}{\widehat{WL}_0} + \frac{1}{3} \frac{\widehat{\varepsilon}_{Lw}}{(\widehat{WL}_0)^2} (2\widehat{\varepsilon}_{Lw} + 1) R^3 \quad (3.46)$$

Vi ser at tredjegradsleddet er positivt. (3.46) gir et høyere dødvektstap enn (3.40). Dersom det derimot er grunnlag for å kunne si at den ukompenserte arbeidstilbudselastisiteten er lik null, vil en annen tilnærming kunne anvendes. Hvis $\varepsilon_{Lw} = 0$, så vil $\widehat{\varepsilon}_{Lw} = -\frac{\widehat{WL}_0}{m} \eta_L$ og følgelig $\eta_L = -\frac{m\widehat{\varepsilon}_{Lw}}{\widehat{WL}_0}$. Dette er noe mer diskutabelt ettersom η_L og $\widehat{\varepsilon}_{Lw}$ har blitt ansett som konstante, noe som innebærer at ε_{Lw} er den variable. Men hvis vi forutsetter at sistnevnte elastisiteter kan benyttes, vil (3.43) forenkles til:

$$D'''(0) = \frac{\widehat{\varepsilon}_{Lw}}{(\widehat{WL}_0)^2} \left(2 \frac{\widehat{WL}_0}{m} + 3\widehat{\varepsilon}_{Lw} - 2 \right) \quad (3.47)$$

Tredjegradstilnærmingen for dødvektstapet hvor den ukompenserte arbeidstilbudselastisiteten er betraktet som null er:

$$D(R) \simeq \frac{1}{2} \widehat{\varepsilon}_{Lw} \frac{R^2}{\widehat{WL}_0} + \frac{1}{6} \frac{\widehat{\varepsilon}_{Lw}}{(\widehat{WL}_0)^2} \left(2 \frac{\widehat{WL}_0}{m} + 3\widehat{\varepsilon}_{Lw} - 2 \right) R^3 \quad (3.48)$$

Hvorvidt tredjegradsleddet er positivt, er et empirisk spørsmål. Nå som vi har funnet uttrykk for dødvektstapet ved både en andregradstilnærming og en tredjegradstilnærming, kan vi utlede uttrykk som skal gi oss den samfunnsøkonomiske gevinsten ved å stå overfor en kjent erstatningsforpliktelse.

3.5 Samfunnsøkonomisk gevinst

3.5.1 Grafisk fremstilling av den samfunnsøkonomiske gevinsten

Dødvaktstapet som en funksjon av skatteprovenyet er en konveks funksjon ettersom den andrederiverte ble funnet til å være strengt positiv. En mer formell definisjon på konveksitet finner vi i Khan *et al.* (2019) hvor en funksjon med reelle tall $f: I \rightarrow \mathbb{R}$ sies å være konveks hvis ulikheten

$$f(\alpha x + \beta y) \leq \alpha f(x) + \beta f(y)$$

holder for alle $x, y \in I$ og $\alpha + \beta = 1$. De skriver videre at $f: I \rightarrow \mathbb{R}$ er konveks hvis, og bare hvis

$$f\left(\sum_{i=1}^n \alpha_i x_i\right) \leq \sum_{i=1}^n \alpha_i f(x_i) \quad (3.49)$$

holder for alle $x_i \in I$ og $\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1$. (3.49) er den velkjente Jensens ulikhet. Med utstrakt bruk innen matematikk og statistikk, regnes den av mange som en svært viktig ulikhet (Bakula, Pečarić og Perić, 2012). Med forventningsparametere kan ulikheten uttrykkes som:

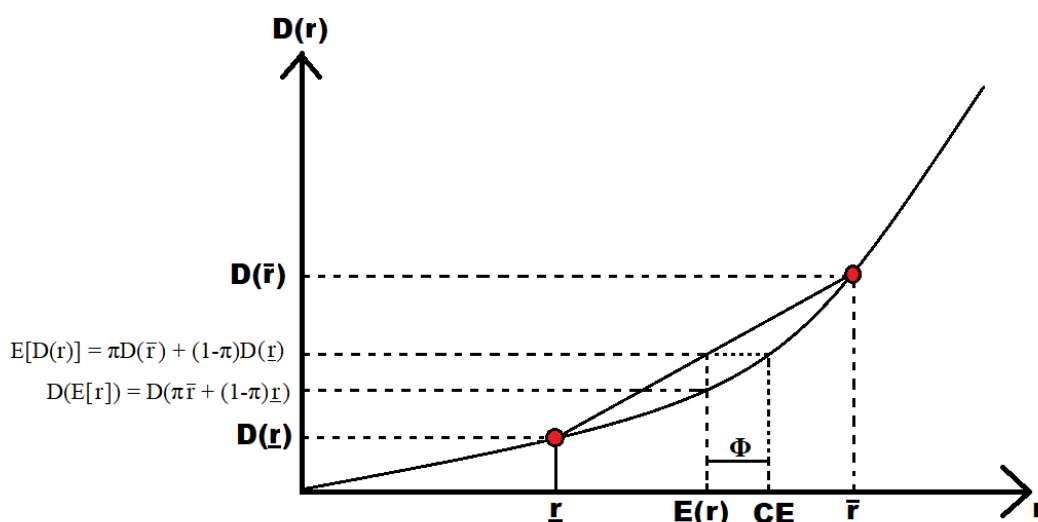
$$f(E[x]) \leq E[f(x)] \quad (3.50)$$

Funksjonsverdien for det vektete gjennomsnittet av x er lavere enn det vektete gjennomsnittet av funksjonsverdiene for x . Vi kan relatere (3.50) til vår funksjon for dødvaktstapet:

$$D(E[R]) \leq E[D(R)] \quad (3.51)$$

(3.51) kan bli tolket som at dødvaktstapet av det forventede skatteprovenyet er lavere eller lik det forventede dødvaktstapet av skatteprovenyet. Dette er ulikheten som viser at det kan oppnås en samfunnsøkonomisk gevinst ved at staten forsikrer seg slik at de står overfor en kjent forpliktelse. Ved å forsikre seg vil det samfunnsøkonomiske tapet kunne reduseres med

$E[D(R)] - D(E[R])$. Dersom vi kun konsentrerer oss om hvordan erstatningsforpliktelsene r varierer, og ser bort fra det faktum at nødvendig skatteproveny innebærer en fast øvrig kostnad, kan samfunnsøkonomisk gevinst illustreres grafisk som i Figur 3.8. Vi ser at korden mellom punkt $(\bar{r}, D(\bar{r}))$ og $(\underline{r}, D(\underline{r}))$ ligger over funksjonen $D(r)$. I vårt illustrative eksempel har vi kun to mulige utfall, \bar{r} og \underline{r} , hvor $\pi \in [0,1]$ angir sannsynligheten for å stå overfor en erstatningsforpliktelse lik \bar{r} . I realiteten vil mulige verdier av erstatningsforpliktelsen kunne sies å gå mot nærmere uendelig. r kan derfor defineres som en kontinuerlig stokastisk variabel, og nødvendig skatteproveny R vil derfor kunne ta hvilken som helst verdi over den faste øvrige utgiften.



Figur 3.8: Konveks dødvektstapsfunksjon

CE i figuren står for sikkerhetsekvivalent, og tilsvarer det beløpet som gjør staten indifferent mellom å stå overfor en sikker erstatningsutbetaling og dagens situasjon som uforsikret. CE vil være høyere enn forventet erstatningsforpliktelse $E(r)$ ettersom dødvektstapet er en konveks funksjon. Differansen mellom sikkerhetsekvivalenten og den forventede erstatningsforpliktelsen kaller vi Φ , og dette tilsvarer den samfunnsøkonomiske gevinsten i kroner ved å stå overfor den forventede kostnaden² $E(R)$. Siden sikkerhetsekvivalenten kan uttrykkes som $CE = (1 + \lambda)E(r)$, hvor λ er en «loading-faktor», vil λ tilsvare andelen som den samfunnsøkonomiske gevinsten Φ er av forventet erstatningsutbetaling $E(r)$. λ vil derfor uttrykke det maksimale påslaget staten kan godta at et forsikringsselskap tar, for at det skal være aktuelt å forsikre erstatningsforpliktelsen.

² Den forventede kostnaden $E(R)$ består som kjent av både $E(r)$ og den faste (kjente) øvrige kostnaden. Den faste øvrige kostnaden er nettopp fast, og vil derfor ikke forsikres.

3.5.2 Samfunnsøkonomisk gevinst ved en andregradstilnærming

Som tidligere anser vi $\widehat{\varepsilon}_{LW}$, W og \widehat{L}_0 som konstante parametere, og definerer (3.40) som:

$$D(R) \simeq \alpha R^2 \quad \text{hvor } \alpha = \frac{\widehat{\varepsilon}_{LW}}{2W\widehat{L}_0} > 0$$

Vi kan uttrykke dødvektstapet av det forventede skatteprovenyet som $D(E[R]) = \alpha[E(R)]^2$ og det forventede dødvektstapet av skatteprovenyet som $E[D(R)] = \alpha E[R^2]$. For å kalkulere redusert samfunnsøkonomisk kostnad ved at staten forsikrer erstatningsforpliktelsen, utnytter vi at $E[R^2]$ kan uttrykkes gjennom variansen og forventet verdi av nødvendig skatteprovenyet:

$$E[R^2] = Var(R) + [E(R)]^2$$

Den samfunnsøkonomiske gevinsten ved at staten forsikrer seg er:

$$\phi(\alpha, R) = \alpha E[R^2] - \alpha [E(R)]^2$$

$$\phi(\alpha, R) = \alpha [Var(R)] \tag{3.52}$$

$$\text{hvor } \alpha = \frac{\widehat{\varepsilon}_{LW}}{2W\widehat{L}_0}$$

Gevinsten ved å forsikre seg er økende med variansen³ til det nødvendige skatteprovenyet. Dette vil være variansen til erstatningsforpliktelsene, ettersom den øvrige kostnaden er antatt å være fast. For å kalkulere gevinsten behøver vi et estimat for α og variansen til erstatningsforpliktelsene. Variansen kalkuleres ut fra faktiske erstatningsutbetalinger for klimabetingede skader i perioden 1991-2018. For å finne et mål på α , benytter vi empiriske estimater for den kompenserte arbeidstilbudselastisiteten, brutto timelønn og parameterne som inngår i det tilnærmede arbeidstilbudet ved en nullskattesats. Før vi går over til de empiriske estimatene, vil vi utlede en formel for den samfunnsøkonomiske gevinsten ved en tredjegradstilnærming.

³ Per definisjon er dette populasjonsvariansen.

3.5.3 Samfunnsøkonomisk gevinst ved en tredjegradstilnærming

Vi fortsetter som tidligere og anser $\widehat{\varepsilon}_{L_w}$, W og \widetilde{L}_0 , samt den arbeidsuavhengige inntekten m som konstante parametere, og definerer (3.44) som:

$$D(R) \simeq \alpha R^2 + \Upsilon R^3$$

$$\text{hvor } \alpha = \frac{\widehat{\varepsilon}_{L_w}}{2W\widetilde{L}_0} \text{ og}$$

$$\begin{aligned} \Upsilon = & \frac{1}{6} \left(\frac{1}{m^2} \frac{\eta_L^2}{\widehat{\varepsilon}_{L_w}} \left(3 \frac{W\widetilde{L}_0}{m} + 2 + \varepsilon_{L_w} - 2 \frac{W\widetilde{L}_0}{m} \eta_L \right) \right. \\ & \left. + \frac{1}{(W\widetilde{L}_0)^2} \left(\widehat{\varepsilon}_{L_w}^2 + 3\varepsilon_{L_w} + 3 \frac{W\widetilde{L}_0}{m} \eta_L (1 + \varepsilon_{L_w}) - \widehat{\varepsilon}_{L_w} + 3\varepsilon_{L_w}^2 \right) + \frac{\eta_L}{m^2} \right) \end{aligned}$$

Dødvektstapet av det forventede skatteprovenyet kan uttrykkes som $D(E[R]) = \alpha[E(R)]^2 + \Upsilon[E(R)]^3$ og det forventede dødvektstapet av provenyet kan uttrykkes som $E[D(R)] = \alpha E[R^2] + \Upsilon E[R^3]$. Dette gir oss en samfunnsøkonomisk gevinst ved at staten forsikrer erstatningsforpliktelsen uttrykt ved:

$$\phi(\alpha, \Upsilon, R) = \alpha(E[R^2] - [E(R)]^2) + \Upsilon(E[R^3] - [E(R)]^3)$$

$$\phi(\alpha, \Upsilon, R) = \alpha[Var(R)] + \Upsilon(E[R^3] - [E(R)]^3) \quad (3.53)$$

Vi kan videre se på hvordan den samfunnsøkonomiske gevinsten kan uttrykkes ved de to «spesialtilfellene» presentert i Schroyen (2019c). Dersom inntektselastisiteten kan antas å være lik null, vil den samfunnsøkonomiske gevinsten ved at staten forsikrer seg være gitt ved:

$$\phi(\alpha, \beta, R) = \alpha[Var(R)] + \beta(E[R^3] - [E(R)]^3) \quad (3.54)$$

$$\text{hvor } \alpha = \frac{\widehat{\varepsilon}_{L_w}}{2W\widetilde{L}_0} \text{ og } \beta = \frac{\widehat{\varepsilon}_{L_w}}{3(W\widetilde{L}_0)^2} (2\widehat{\varepsilon}_{L_w} + 1)$$

Dersom den ukompenserte arbeidstilbudselastisiteten kan antas å være null, vil den samfunnsøkonomiske gevinsten ved at staten forsikrer seg være gitt ved:

$$\phi(\alpha, \gamma, R) = \alpha[\text{Var}(R)] + \gamma(E[R^3] - [E(R)]^3) \quad (3.55)$$

$$\text{hvor } \alpha = \frac{\widehat{\varepsilon}_{Lw}}{2W\widehat{L}_0} \text{ og } \gamma = \frac{\widehat{\varepsilon}_{Lw}}{6(W\widehat{L}_0)^2} \left(2\frac{W\widehat{L}_0}{m} + 3\widehat{\varepsilon}_{Lw} - 2 \right)$$

Ettersom vi nå har diverse uttrykk for den samfunnsøkonomiske gevinsten, vil vi i det påfølgende kapitlet finne empiriske estimater som kan brukes for å kalkulere denne. Vi vil også kalkulere den faste øvrige kostnaden staten står overfor, som er antatt å være lik dagens proveny fra skatt på arbeidsinntekt. Deretter presenterer vi statistikk for erstatningsutbetalinger for analyseperioden, slik at vi til sammen får et mål på det nødvendige skatteprovenyet R som må innhentes hvert år.

4. Empiriske estimater

De siste 50 årene har totalt sett vært preget av en økonomisk vekst, med økning i blant annet produktivitet og reallønn. Men utviklingen i disse makroøkonomiske variablene har flatet ut de siste ti årene (Statistisk sentralbyrå, 2019l; 2019m; 2019a). Veksten vil isolert sett trekke i retning av et mindre arbeidstilbud da husholdningene har hatt anledning til å opprettholde og kanskje til og med øke sitt materielle forbruk, selv med mindre jobbing. Men en økt reallønn resulterer i en høyere pris på fritid relativt til andre forbruks-goder. Så selv om en arbeidstime gir muligheten til å kjøpe mer forbruks-goder enn før, vil en økt pris på fritid trekke i retning av et høyere arbeidstilbud (Bhuller og Aaberge, 2012).

Utviklingen i arbeidstilbudet blir preget av endringer i husholdningenes preferanser for fritid og konsum, men også andre faktorer som endrer seg over tid. Dette kan for eksempel være hvilke jobber som er tilgjengelig, utnyttelse av arbeidsstokken, eller fordeling av befolkningens alder og utdanningsnivå. Bruk av antall timeverk som en tilnærming for arbeidstilbudet er ikke uproblematisk. Som Røed og Strøm (2002) poengterer er en arbeidstilpasning sjelden marginal, men heller et diskret valg for de fleste. Det vil si et valg mellom å arbeide, ikke arbeide, eller bare arbeide deltid. I de fleste jobber vil dessuten antall timer man skal arbeide enten være forhåndsbestemt eller kun kunne påvirkes i mindre grad. Stiglitz (2000) trekker frem at antall timer arbeid spesifisert i en jobb vil være et resultat av teknologiske og institusjonelle betraktninger, fagforeningsforhandlinger og politiske reguleringer. På kort sikt vil nok individer ha mindre mulighet til å bestemme over antall timer de arbeider, som gjør at tall for sysselsetting og antall timeverk ikke nødvendigvis reflekterer faktisk ønsket arbeidsmengde i markedet. Men det kan argumenteres for at det er endringer i arbeidstilbudet som reflekterer aktørenes preferanser på lengre sikt.

4.1 Empirisk arbeidstilbudselastisitet

Estimering av arbeidstilbudselastisitetene, kunne vært viet en studie i seg selv. Når vi skal benytte estimater for elastisitetene, vil vi ta utgangspunkt i tidligere forskningslitteratur. Det ideelle hadde vært om det fantes en standard estimeringsmetode når man skal analysere atferd

ved en endring i lønn, men det finnes ingen utstrakt konsensus til valg av metode (Bargain, Orsini og Peichl, 2014). Som Holmøy og Thoresen (2013) påpeker, har det internasjonalt vært betydelig uenighet om hvordan man skal modellere arbeidstilbudsresponsen metodologisk, og det har til tross for stor innsats vist seg å være vanskelig å oppnå robuste anslag på arbeidstilbudseffekter. Varierende resultater mellom ulike analyser kan blant annet skyldes metodologiske forskjeller i beregningsoppleggene, ulike definisjoner av inntekt, forskjellige utvalg og varierende kvalitet på datagrunnlagene. Dette gjør at man bør være forsiktig med å trekke sammenligninger mellom ulike studier for langt (NOU 1999: 7; Gruber og Saez, 2002).

En vanlig metode er å ta i bruk en form for strukturelle arbeidstilbudsmodeller, hvor man ser på hvordan en hypotetisk endring i et skattesystem (endring i lønn etter skatt) virker inn på enten arbeidstimer eller inntekter. Etter hvert har SSB utviklet rammeverket LOTTE-Arbeid, som er en mikrosimuleringsmodell flere studier baserer seg på (Statistisk sentralbyrå, 2019b). En annen analyseringsmetode baserer seg på faktiske observasjoner før og etter realiserede politiske endringer, og ved en paneldata-estimering forsøker man å kontrollere for andre forhold. Man kommer da frem til «elasticity of taxable income» (ETI), som er et mål på hvordan endring i «net-of-tax»-sats endrer skattbar inntekt. «Net-of-tax» kan defineres som $(1 - \text{marginal skattesats})$ (Thoresen og Vattø, 2013). En fordel ved å bruke ETI-rammeverket kan være at det er enklere å skaffe data på inntekter enn på arbeidstimer. Thoresen og Vattø (2013) hevder at ulempen kan være at man oppnår estimater med mer begrenset verdi når det kommer til prediksjon, sammenlignet med strukturelle modeller.

Hvorvidt estimater fra de ulike modellene i det hele tatt kan sammenlignes, er heller uklart. Et gjennomgående trekk i studier på norske forhold, er at arbeidstilbudselastisitetene er større for husholdningene med de laveste inntektene. Dette kan skyldes at arbeidstakere i de lavere inntektsdesilene oftere står overfor et valg mellom arbeid og ikke arbeid. Men også nivået på ulike trygder og overføringer, og hvordan disse avveies mot lønnsnivået, vil kunne påvirke arbeidstilbudet (NOU 1999: 7). Thoresen og Vattø (2013) mener at elastisiteten som viser endring i arbeidstimer ved endring i lønn (ved en gitt skattesats) er konseptuelt det samme som «elasticity of taxable income». Feldstein (1999) på sin side mener at de to elastisitetene er konseptuelt veldig ulike. Dette begrunnes med at en skattebetaler ved en økning i marginal

skattesats ikke bare kan arbeide færre timer, men også respondere på mange ulike måter som reduserer skattbar inntekt. Uansett standpunkt må det understrekes at empiriske undersøkelser basert på samme metode også spriker i resultat. Bargain og Peichl (2013) vier sin studie til å se på hvordan man i forskjellige forskningsprosjekter har kommet frem til helt ulike elastisiteter ved bruk av strukturelle arbeidstilbudsmodeller. Sprikende resultater burde i prinsippet gi informasjon om forskjeller mellom land i arbeidstilbudsrespons, men det viser seg at kun en liten del av forskjellene skyldes genuine ulikheter mellom land. Nok en gang fremheves det at andre faktorer, og da spesielt de av metodologisk art, er viktig for å forklare forskjellene.

4.1.1 Metodologiske utfordringer

Når vi videre i utredningen benytter estimerte elastisiteter, vil elastisitetene være basert på studier med strukturelle arbeidstilbudsmodeller. Selv om vi ikke skal gå for dypt inn på hvordan elastisitetene er estimert, er det greit å ta for seg noen få utfordringer som man vil støte på ved estimering av elastisiteter med arbeidstilbudsmodeller. Vi bruker strukturelle arbeidstilbudsmodeller som utgangspunkt for å diskutere økonometriske utfordringer, som gjengitt i Keane (2011). For å gjøre dette, kan det være nyttig å ta utgangspunkt i en simpel funksjon:

$$\ln h_{it} = \beta + e \ln W_{it}(1 - \tau_t) + \beta_I N_{it} + \varepsilon_{it}$$

Avhengig variabel er her antall arbeidstimer. Lønnsats etter skatt for individ i i periode t er gitt ved $W_{it}(1 - \tau_t)$. Arbeidsuavhengig inntekt er gitt ved N_{it} . Ved å kontrollere for arbeidsuavhengig inntekt, vil parameteren e gi den ukompenserte arbeidstilbudselasticiteten. Helt avgjørende er det stokastiske feilleddet ε_{it} , som er med på å beskrive heterogenitet i atferd. En høy verdi av feilleddet reflekterer høy preferanse for arbeid.

En sentral utfordring er de endogenitetsproblemene man støter på. Det kan for eksempel være at lønn eller arbeidsuavhengig inntekt er korrelert med preferanse for arbeid. Dette kan vise seg i at folk som velger å jobbe mange timer (fordi de har lite preferanser for fritid) også kan jobbe hardere og være mer produktive når de arbeider. Da vil feilleddet være positivt korrelert

med lønnen. Videre, de som jobber mye sparer kanskje mer, som kan gi høyere kapitalinntekter, som igjen vil gi en positiv korrelasjon mellom feilledet og arbeidsuavhengig inntekt.

En annen utfordring kan være hvorvidt man estimerer tilbuds- eller etterspørselskurven. Den ukompenserte elastisiteten kan være nær null på grunn av motvirkende substitusjons- og inntektseffekter. Men den kan også være nær null på grunn av en mulig uelastisk etterspørselsside i arbeidsmarkedet. Dersom for eksempel lønnsnivået i markedet øker, kan arbeidstakere ønske å øke arbeidstilbudet, mens bedriftene ikke ønsker å ansette flere som følge av at prisen på produksjonsfaktoren øker (NOU 1999: 7). Det kan godt være at det er etterspørselssiden i økonomien som i størst grad påvirker arbeidstilpasningen, og ikke tilbudssiden.

En tredje utfordring er behandlingen av skatter. Som vi har vært inne på tidligere, er ikke skattesystemet lineært, som det gjerne blir antatt i den tradisjonelle analysen. Både marginal skattesats og arbeidsuavhengig inntekt er da funksjoner av timer arbeid og lønnsats. Dette vil skape et endogenitetsproblem. Som Dagsvik *et al.* (2014) skriver, helt generelt når skattesystemet er ikke-lineært, vil marginallønn og virtuell inntekt være avhengig av timer arbeid, og derfor være endogen. For eksempel for et gitt nivå for lønn og arbeidsuavhengig inntekt, vil en person med lav preferanse for fritid arbeide flere timer, og således få en høyere marginal skattesats. Dette vil gi en negativ korrelasjon mellom feilledet og lønnsats etter skatt.

En fjerde utfordring er nokså åpenbar, og handler om målefeil, i både lønninger og arbeidsuavhengige inntekter. Selv om beregning av lønnsatser fra årlige lønninger kan være en kilde til feil, vil nok estimering av arbeidsuavhengige inntekter fort være enda mer kritisk. Ved modellering av arbeidstilbud må aktørens budsjettbetingelse formuleres, og eksakt estimering av denne kan være utfordrende i et komplekst skattesystem. Et nøkkelproblem er å vite hvilke fradrag en aktør nyttiggjør seg av i beregningen av skattbar inntekt. Dette må

kalkuleres på et vis. Å ta høyde for alle kilder til arbeidsuavhengig inntekt vil også være en utfordring.

Dette er noen av de problemene man må ta hensyn til ved bruk av arbeidstilbudsmodeller og estimering av elastisiteter. Dette er på ingen måte en uttømmende liste, men heller noen eksempler for å vise at estimering kan være problematisk. Det blir gjort valg og forutsetninger under estimering, og det kan være greit å ha i bakhodet når man skal benytte seg av empiriske estimater på arbeidstilbudselastisiteter.

4.1.2 Estimerer

I studier på arbeidstilbudselastisitet i Norge, varierer det hvor fokuset er rettet mot. I modelleringen skiller man gjerne mellom karakteristika som for eksempel kjønn, inntektsdesiler og sivilstatus. Beregning av arbeidstilbudselastisiteter kan også utgjøre kun en liten del av en gitt studie. Felles for de aller fleste studiene er imidlertid at de har beregnet ukompensert arbeidstilbudselastisitet og eventuelt inntektselastisitet, mens kompensert arbeidstilbudselastisitet ofte ikke har vært i fokus (Thoresen og Vattø, 2013). Vi vil kort presentere noen av studiene og hva de har kommet frem til, for å få frem litt av den historiske utviklingen.

Man ser at arbeidstilbudselastisiteten har gått fra å være sterkt positiv til å gå mot null, og i enkelte studier også over på negativ side. Det vil si at en økning i lønn ikke nødvendigvis fører til økt arbeidstilbud lenger, men kan føre til en reduksjon. Dette er en utvikling man har sett over tid. Bhuller og Aaberge (2012) finner for eksempel at den ukompenserte arbeidstilbudselastisiteten i årene 1979 og 1986 var henholdsvis 1,37 og 0,67 for kvinner, mens den var 0,30 og 0,20 for menn. Dette gjelder folk i parforhold. For årene 1994 og 2006 presenterer de følgende estimater:

Tabell 4.1: Elastisiteter i 1994 og 2006 (Bhuller og Aaberge, 2012)

	Ukompensert arbeidstilbudselastisitet	Inntektselastisitet
Kvinner enslig 1994	0,02	-0,89
Menn enslig 1994	0,02	-0,23
Kvinner par 1994	0,10	-0,30
Menn par 1994	0,16	-0,32
Kvinner enslig 2006	-0,11	-0,68
Menn enslig 2006	-0,08	-0,78
Kvinner par 2006	-0,10	-0,37
Menn par 2006	-0,06	-0,30

Utviklingen kan ha sammenheng med kvinners økte deltakelse på arbeidsmarkedet og økt likestilling, og man ser sånn sett at kvinner har blitt mer og mer lik menn. Når man estimerer negative verdier betyr det i realiteten at substitusjonseffekten går over fra å dominere, til å bli dominert av inntektseffekten. I studien presenterer de også estimater for inntektselastisiteter for årene 1994 og 2006, som vi kommer tilbake til senere. Aaberge og Colombino (2013) presenterer tilsvarende tall for 1994 som Bhuller og Aaberge (2012), med en enda mer detaljert fremstilling. I tillegg til par og enslige skiller de også mellom ulike inntektsdesiler som husholdningen er i, uten at vi går nærmere inn på det her.

Dagsvik *et al.* (2008) estimerer ukompenserte arbeidstilbudselastisiteter både for personer i parforhold og enslige, med data fra *Arbeidskraftundersøkelsen 1997* fra SSB. De skiller mellom ulike inntektsdesiler, kjønn og hvorvidt lønnsendringen skjer for begge kjønn eller kun det aktuelle kjønn. For de i parforhold finner man at menns arbeidstilbudselastisitet er 0,06 når man ser på hele utvalget samlet. I tillegg er det verdt å bemerke at for menn finnes tallene kun «gitt jobb», som vil si at beregningene er gjort for de som er i arbeid. For kvinner gjøres det også beregninger uten betingelsen om at de må være i jobb. Resultatene viser da

0,42. Dette er et relativt høyt estimat sammenlignet med det Bhuller og Aaberge (2012) finner for kvinner i 1994. Gitt jobb blir tallene noe lavere: 0,20. Estimatenes for de som er enslige viser resultater tett ned mot null: 0,03 for menn og 0,004/0,002 for kvinner⁴.

Ettersom det er den totale effekten ved en lønnsendring man som oftest er interessert i, er det færre studier som estimerer den kompenserte arbeidstilbudselastisiteten. En studie som derimot beregner denne elastisiteten, er Aaberge, Dagsvik og Strøm (1995). Med data fra 1979 for gifte par estimerer de en kompensert arbeidstilbudselastisitet på 1,31 for kvinner og 0,22 for menn. Dette betyr at en lønnsøkning på 1 % gir en økning i arbeidstilbudet på henholdsvis 1,31 % og 0,22 % når nyttenivået holdes konstant.

Nyere estimater på arbeidstilbudselastisiteter i Norge finner vi i SSB-rapporten *Virkinger av jobbskattefradrag på innvandreres arbeidstilbud* (Bhuller, Vestad og Aaberge, 2016). Hensikten med denne studien var som tittelen tilsier, å analysere virkningene på innvandreres arbeidstilbud hvis man innførte et jobbskattefradrag. Studien tar blant annet for seg estimering av arbeidstilbudselastisiteter for ulike grupper i befolkningen, men også for befolkningen totalt sett. Estimeringen baserer seg på registerbaserte statistikker fra SSB for 2011, og populasjonen består av personer over 18 år bosatt i Norge per 01.01.2011. Estimeringsutvalget omfatter personer mellom 22 og 61 år. I analysen utelates også selvstendig næringsdrivende og studenter, mens personer med redusert arbeidsevne inkluderes. I tillegg utelates personer som lever i likekjønnet partner- eller ekteskap.

I studien kommer man frem til at lønnselastisiteten for enslige kvinner og menn er henholdsvis -0,04 og 0,01, mens den for de i par er estimert til å være hhv. 0,13 og 0,11. Lønnselastisiteten defineres her som en ubetinget, og ukompensert arbeidstilbudselastisitet. Det som menes med ubetinget er at man tar hensyn til både det binære valget «yrkesdeltaking eller ikke», og valget av antall timer gitt yrkesdeltaking. Inntektselastisitetene presentert i rapporten er for enslige

⁴ 0,004 gjelder for enslige kvinner uten betingelsen «gitt jobb», mens 0,002 gjelder enslige kvinner med denne betingelsen.

på -1,14 for både kvinner og menn, mens for de i parforhold er den på henholdsvis -0,54 og -0,26.

Bhuller, Vestad og Aaberge (2016) opererer ikke med tall for den kompenserte arbeidstilbudselastisiteten, og tall for denne elastisiteten på norske forhold er begrenset. Aaberge, Dagsvik og Strøm (1995) estimerte kompenserte elastisiteter tilbake i 1995, med data for 1979, men disse vil kunne være relativt utdaterte. Vi velger derfor å bruke Bhuller, Vestad og Aaberge (2016) sine estimater fra 2011 for å konstruere et estimat for den kompenserte arbeidstilbudselastisiteten. Med utgangspunkt i Thoresen og Vattø (2015) samt Blomquist og Selin (2010) konstruerer vi den kompenserte arbeidstilbudselastisiteten ved å omorganisere (3.7) til $\widehat{\epsilon}_{L_w} = \epsilon_{L_w} - \frac{(1-t)WL}{m} \eta_L$. Som Blomquist og Selin (2010) skriver er det, til tross for det velkjente faktum at den kompenserte arbeidstilbudselastisiteten er en sentral parameter innen velferdsanalyser, lite av litteraturen som har fokusert på å spesifisere den arbeidsuavhengige inntekten og kalkulert den kompenserte elastisiteten. Forholdstallet arbeidsinntekter etter skatt over arbeidsuavhengige inntekter

$$\frac{(1-t)WL}{m} \tag{4.1}$$

er kalkulert fra Thoresen og Vattø (2015) sine utregninger for de kompenserte «net-of-tax»-elastisitetene (table B.5). Den arbeidsuavhengige inntekten spesifiseres som virtuell inntekt, hvor det inngår blant annet kapitalinntekter (etter skatt) og en imputert inntekt fra å eie bolig selv. Merk også at for personer i par så inngår inntekten til partneren (Blomquist og Selin, 2010). Dette gir oss kompenserte elastisiteter for enslige kvinner og menn på henholdsvis 1,05 og 1,15. For de i par får vi 0,645 og 0,355 for kvinner og menn.

Tabell 4.2: Benyttede elastisitetsestimater (Bhuller, Vestad og Aaberge, 2016; Thoresen og Vattø, 2015)

	Ukompensert elastisitet	$\frac{(1-t)WL}{m}$	Kompensert elastisitet	Inntekts- elastisitet	Andel av populasjon
Kvinner (enslig)	-0,04	0,956	1,05	-1,14	0,250
Menn (enslig)	0,01	1	1,15	-1,14	0,282
Kvinner (par)	0,13	0,953	0,645	-0,54	0,234
Menn (par)	0,11	0,943	0,355	-0,26	0,234
Vektet elastisitet	0,05		0,82	-0,79	1,000

For å komme frem til ett enkelt estimat for parameterne som benyttes i modellen for dødvektstap, vektes elastisitetene etter den andel de utgjør av populasjonen i Bhuller, Vestad og Aaberge (2016). Etersom personer som lever i likekjønnede ekteskap er utelatt i analysen, vektes elastisitetene for personer i parforhold med en 50/50-fordeling mellom kvinner og menn. Hvor sannsynlig det er at slike vektete elastisiteter er representative kan diskuteres, men man ser at det blir gjort for eksempel i Thoresen og Vattø (2015). I en slik diskusjon vil man stadig vende tilbake til det faktum at vi gjennomgående forsøker å se på en representativ aktør. Sammenligner man de ukompenserte elastisitetene med de Bhuller og Aaberge (2012) estimerte med tall for 1994 og 2006, så holder elastisitetene seg fortsatt forholdsvis nær null, men har igjen blitt positive totalt sett. Når det gjelder 2011-estimatene for inntektselastisitetene, så har disse blitt mer ekstreme totalt sett. Mer ekstreme inntektselastisiteter, kombinert med en relativt uendret ukompensert elastisitet, gir høyere kompenserte elastisiteter for 2011 enn hva 1994 og 2006 ville gitt, forutsatt at (4.1) er relativt uendret.

Når det kommer til (4.1) så trenger det ikke nødvendigvis å være et problem at forholdstallet er beregnet fra «net-of-tax»-elastisiteter. Men forholdstallet vil avhenge av hvordan de ulike inntektene defineres og estimeres, og dette kan variere i forskjellig forskningslitteratur. Det

som kan gi en grunn til bekymring, er at Thoresen og Vattø (2015) også rapporterer ukompenserte arbeidstilbudselastisiteter (table 5) fra en strukturell arbeidstilbudsmodell, og disse samsvarer ikke helt med estimatene til Bhuller, Vestad og Aaberge (2016). Førstnevntes elastisiteter, som er estimert med 2004-tall, gir henholdsvis 0,40 og 0,29 for enslige kvinner og menn, og 0,46 og 0,06 for de i parforhold. Vi ser også at det er lite samsvar mellom disse tallene og de Bhuller og Aaberge (2012) estimerte for 2006, som vi har presentert i Tabell 4.1. Det ser ut til at det er forholdsvis store metodologiske forskjeller mellom forskningslitteraturen, og dette kan man jo også tenke seg gjelder forholdstallet. Dette skaper usikkerhet rundt (4.1), men i mangel på alternativer velger vi å bruke forholdstallene kalkulert fra Thoresen og Vattø (2015).

Ved en empirisk anvendelse av dødvectstapsfunksjonen med en tredjegradstilnærming, som i (3.44), trenger man et estimat for $\frac{w\tilde{L}_0}{m}$. Dette vil være (4.1) ved en situasjon med marginal skattesats lik null. Forholdstallet hentet fra Thoresen og Vattø (2015) er derimot ved en nåsituasjon, hvor de ulike inntektene er skattlagt. Med antagelsen om at likevektslønnen i arbeidsmarkedet er konstant, og arbeidstilbudet ved en nullskattesats er gitt ved (3.39), vet vi at telleren i forholdstallet vil øke. Men det er også nærliggende å tro at de arbeidsuavhengige inntektene også vil kunne økes. For eksempel vil kapitalinntekter, samt partnerens arbeidsinntekter for de i et parforhold, inngå i arbeidsuavhengig inntekt. På den andre siden kan det tenkes at stønader reduseres. Hvordan forholdstallet endres ved en marginal skattesats lik null, er i det hele tatt usikkert. Dette gjør at vi må ta forutsetninger når vi behøver mål for (4.1) ved fraværet av en marginalsatt. Vi benytter forholdstallene kalkulert fra Thoresen og Vattø, og antar dermed at (4.1) er konstant, altså at forholdstallet er det samme i en situasjon med skatt, så vel som uten. For å komme frem til et representativt mål for $\frac{w\tilde{L}_0}{m}$ anvender vi (3.7) og de vektete elastisitetene i Tabell 4.2. Dette gir oss et estimat for (4.1) ved en situasjon uten marginalsatt på arbeidsinntekt lik 0,975.

4.2 Empirisk lønnsats og arbeidstilbud

For en empirisk anvendelse av modellen for dødvectstapet, trenger vi i tillegg til elastisitetene diskutert ovenfor, også tall for bruttolønn, antall timer arbeid tilbudt ved nettolønnen w og arbeidsuavhengig inntekt m , totalt proveny fra skatt på arbeidsinntekt og tilhørende gjennomsnittlig skattesats. $W\widetilde{L}_0$ er per definisjon total arbeidsinntekt ved en marginalsatt lik null, og det vil derfor ikke være mulig å hente tall for dette direkte. En mulighet er å hente total brutto lønnsinntekt for alle sysselsatte (ettersom vi har antatt at likevektlønnsnivået er konstant), og multiplisere med $\left(1 + \frac{t}{1-t} \varepsilon_{Lw}\right)$ (dette med bakgrunn i (3.39)). Samtidig vil det være beheftet stor usikkerhet til tall på brutto lønnsinntekt, og derfor ønsker vi å beregne oss frem til en lønnsats per time ved å kartlegge sysselsetting og timeverk. Dette gjør det enklere å vurdere usikkerheten til hver enkelt parameter i uttrykket.

4.2.1 Arbeidstilbud og timeverk

SSB har tre forskjellige statistikker for sysselsetting: arbeidskraftundersøkelsen (AKU), den registerbaserte sysselsettingsstatistikken og nasjonalregnskapet. De ulike statistikkene har ulik avgrensning av populasjonen og ulikt formål (NOU 2019: 7). Ønsker man å finne informasjon om nivået på sysselsettingen blant befolkningen bosatt i Norge, vil arbeidskraftundersøkelsen eller den registerbaserte sysselsettingsstatistikken være aktuell. Nasjonalregnskapet skiller seg fra de to andre statistikkene ved at det omfatter sysselsetting i alle virksomheter i Norge i mer enn ett år, og vil da også omfatte sysselsatte som pendler inn til Norge.

Arbeidskraftundersøkelsen definerer sysselsatte som: «Personer i alderen 15-74 år som utførte inntektsgivende arbeid av minst én times varighet i referanseuka, og personer som har et slikt arbeid, men som var midlertidig fraværende pga. sykdom, ferie, lønnet permisjon e.l.» (Statistisk sentralbyrå, 2019d). Dette gir oss en sysselsetting på 2 694 000 personer i 2018. AKU er en utvalgsbasert undersøkelse hvor populasjonen omfatter alle sysselsatte, både arbeidstakere og selvstendige. Et representativt og roterende utvalg på om lag 24 000 personer blir intervjuet hvert kvartal (NOU 2019: 7).

En annen mulighet, er å ta utgangspunkt i den registerbaserte sysselsettingsstatistikken fra SSB (Statistisk sentralbyrå, 2019e). Den oppgir 2 682 000 sysselsatte. Denne statistikken opererer med samme definisjon for sysselsetting som AKU, men den registerbaserte statistikken måler sysselsetting med referansetidspunkt i november av befolkningen som er registrert bosatt i Norge. For gruppen selvstendig næringsdrivende er totaltallet hentet fra AKU, da registergrunnlaget for denne gruppen er mindre presist. For lønnstakere vil a-ordningen være datakilden, hvor populasjonen er virksomheter og lønnstakere som i nasjonalregnskapet (NOU 2019: 7). «A-ordningen er en samordnet digital innsamling av opplysninger om arbeidsforhold, inntekt og skattetrekk til Skatteetaten, NAV og SSB», ifølge Statistisk sentralbyrå (2019e). Registertall basert på denne ordningen for lønnstakere publiseres hvert kvartal.

Nasjonalregnskapet viser den samlede arbeidsinnsatsen for ansatte og selvstendig næringsdrivende basert på en rekke statistikkilder. Arbeidsinnsatsen måles i personer og time- og årsverk for alle virksomheter lokalisert i Norge. Det benyttes gjennomsnittstall for perioden (sysselsetting for første kvartal er gjennomsnittet for januar, februar og mars). Antall sysselsatte ifølge nasjonalregnskapet er 2 792 500 personer (Statistisk sentralbyrå, 2019l).

Etttersom AKU er en utvalgsundersøkelse vil det være usikkerhet knyttet til innhenting av tall og beregning for hele befolkningen. Frafall og deltakelse vil som regel være en utfordring i intervjuundersøkelser, og Hamre og Sandvik (2018) i SSB skriver at: «De med svak tilknytning til arbeidsmarkedet svarer i mindre grad på undersøkelsen». For å få et representativt utvalg bruker SSB en ny estimeringsmetode i AKU som tar i bruk flere registre. Dette vil kunne redusere usikkerheten i undersøkelsen og skjevheten i svarutvalget. De finner at den nye estimeringsmetoden gir noe lavere sysselsettingstall enn tidligere metoder, samtidig som utvalgsusikkerheten, målt ved standardavvik, har blitt lavere med ny metode. Dette er med på å eksemplifisere usikkerheten som kan foreligge når vi henter ut estimater til modellen for dødvectstapet. Siden den registerbaserte sysselsettingsstatistikken er en fulltelling, vil sistnevnte statistikk kunne anses som en mer sikker informasjonskilde enn AKU.

Ulempen med AKU og den registerbaserte statistikken er at de ikke gir informasjon om timeverk slik nasjonalregnskapet gir. Utførte timeverk defineres som:

Antall timeverk utført av alle sysselsatte personer (lønnstakere og selvstendige) i løpet av et år i innenlandsk produksjonsaktivitet. Timeverkene gjelder arbeid utført innenfor effektiv normalarbeidstid, med tillegg for utført overtid og fradrag for fravær pga. sykdom, permisjon, ferie og eventuelle arbeidskonflikter (Statistisk sentralbyrå, 2019l).

Antall timeverk var i 2018 på 3 859,6 millioner timer. Siden vi har en modell som kun trenger tall på nasjonalt nivå, vil vi ta utgangspunkt i tall for sysselsetting og timeverk fra nasjonalregnskapet. Som tidligere nevnt er antall sysselsatte oppgitt til å være 2 792 500 i nasjonalregnskapet. En sysselsatt arbeider vil ifølge disse tallene arbeide omtrent 1 382 timer i året i gjennomsnitt. Dette er noe lavere enn et typisk årsverk som ofte blir ansett som 1 750 timer eksklusive ferie (Statistisk sentralbyrå, 2019f). Dette er naturlig, da sistnevnte tall gjelder for en fulltidsstilling, mens vår beregning omfatter alle typer sysselsatte.

4.2.2 Brutto lønnsinntekt

For å komme frem til en brutto lønnsats per time for en representativ aktør vil det være nødvendig å hente tall for total brutto lønnsinntekt. Som tidligere nevnt kunne den totale bruttoinntekten blitt brukt direkte i modellen, men for å vurdere dette beløpet vil det først være aktuelt å kartlegge gjennomsnittlig årlig brutto lønnsinntekt opp mot lignende estimater fra andre kilder. Vi baserer våre kalkulasjoner på tall fra nasjonalregnskapet hvor vi allerede har hentet tall for sysselsetting og timeverk. Her finner vi en total brutto lønnsinntekt på 1 312 906 millioner kroner for 2018 (Statistisk sentralbyrå, 2019l). Statistisk sentralbyrå (2019g) definerer lønn som: «Godtgjørelse til arbeidstakere for arbeidsinnsats i innenlandsk produksjonsaktivitet». SSB oppgir på e-post at dette inkluderer blant annet overtidsgodtgjørelse og feriepenger, mens arbeidsgivers lønnsutbetalinger knyttet til syke- og permisjonsfravær ikke inngår. I tillegg inngår andre fordeler finansiert av arbeidsgiver som blant annet mobiltelefon, bredbånd og rentefordeler ved lån i arbeidsforhold. Dette gjør at lønnstallene er relevante i vår sammenheng, da vi er interessert i tall for arbeidsinntekt.

Tabell 4.3: Sysselsettings- og lønnsstatistikk (Statistisk sentralbyrå, 2019I)

Tall fra nasjonalregnskapet	2018
Lønn (millioner kroner)	1 312 906
Sysselsatte personer. Lønnstakere og selvstendige (tusen personer)	2 792,5
Utførte timeverk for lønnstakere og selvstendige (millioner timeverk)	3 859,6
Gjennomsnittlig årlig bruttolønn (kroner, tilnærmet)	470 000
Gjennomsnittlig brutto lønnsats per time (kroner, tilnærmet)	340

Tall for brutto lønnsinntekt vil ha stor variasjon ut fra hva som inngår. Et eksempel på dette ser vi ved å sammenligne tallene fra SSB med tall fra OECD. Deler vi total brutto lønnsinntekt fra nasjonalregnskapet på antall sysselsatte får vi en omtrentlig gjennomsnittslønn på 470 000 kroner. Til sammenligning finner OECD i sin årlige utredning *Taxing Wages 2019* (OECD, 2019b, s. 492), som omfatter detaljert informasjon om inntektsskatter og sosiale bidrag (trygdeavgift i Norge) pålagt arbeidstakere og deres arbeidsgivere i OECD-land, en brutto gjennomsnittslønn på 596 000 kroner. Dette estimatet vil ligge en del høyere enn det vi velger å bruke da OECD bruker statistikk for fulltidsansatte, i tillegg til at de kun ser på tall for 13 av 21 næringer, som klassifisert av International Standard Industrial Classification of All Economic Activities (United Nations, 2008, s. 43). Noe lignende estimat finner vi i SSB-rapporten *This is Norway 2019* (Modig, 2019), som opplyser om en årlig gjennomsnittslønn på 556 000 kroner i 2018. Men dette er statistikk hvor formålet er at lønnsnivået skal være mer sammenlignbart mellom yrker og kjønn. Dette innebærer blant annet at lønnen til arbeidstakere som jobber deltid har blitt justert opp slik at den er ekvivalent til en fulltidsansatt (Statistisk sentralbyrå, 2019h). Siden vi ønsker å inkludere et estimat i modellen som skal reflektere den representative arbeiderens faktiske brutto lønnsats per time, finner vi det mest relevant å benytte tall for total brutto lønnsinntekt fra nasjonalregnskapet. Men disse eksemplene viser hvor sensitive estimatene kan være, alt etter hva som inngår i beregningsgrunnlaget.

For at vi skal få en representativ brutto lønnsats per time må valget sees i sammenheng med tall for utførte timeverk. Brutto lønnsats per time kalkuleres som forholdstallet mellom lønn og totalt antall utførte timeverk (Statistisk sentralbyrå, 2019g). Dette gir en brutto lønnsats per time på tilnærmet 340 kroner.

4.3 Proveny og gjennomsnittlig skattesats

Vi ønsker å finne totalt proveny fra skatt på arbeidsinntekt slik at vi kan kalkulere den tilhørende gjennomsnittlige skattesatsen som benyttes i tilnærmingen for arbeidstilbudet ved en marginalsatt lik null. I tillegg bruker vi totalt proveny fra skatt på arbeidsinntekt som et mål på den faste øvrige kostnaden staten står overfor hvert år. Men å isolere provenyet og skattesats til å gjelde kun arbeidsinntekt er imidlertid utfordrende.

I stortingsproposisjonen *Skatter, avgifter og toll 2019* (Prop. 1 LS 2018-19, s. 41) anslår Finansdepartementet at samlede skatter og avgifter beløper seg til 1 396,4 milliarder kroner for 2018. Provenyet for 2018 hentet fra personlige skattytere anslås til å være i alt 503,6 milliarder kroner. Dette utgjør 36 prosent av samlede skatte- og avgiftsinntekter. Hvis vi holder formuesskatten utenfor, vil beløpet være 489 milliarder kroner. Disse milliardene fordeler seg med 284,8 fra skatt på alminnelig inntekt, 60,5 fra trinnskatt og 143,7 fra trygdeavgift. I tillegg har vi en rekke små fradrag (totalt 13,5 mrd. kr) som må trekkes fra, slik at skatteprovenyet fra personlige skattytere vi sitter igjen med er 475,5 milliarder kroner. Her tenker vi at fradragene i kategorien *inntektsbeskatning av lønn og pensjon* (for eksempel individuell pensjonssparing), *beskatning av primærnæringene* (f.eks. særskilt fradrag i jordbruksinntekt) og BSU-ordningen simpelt reduserer provenyet fra skatt på personlige skattytere (Prop. 1 LS 2018-19, s. 427). Dette er en forenkling av virkeligheten.

I tillegg til å hente anslag for skatteinntekter fra proposisjonen til Stortinget, kan vi også se på SSBs skattestatistikk for personer gjeldende for 2017. Her oppgis provenyet fra personlige skattytere til å være totalt 509,75 milliarder kroner (Statistisk sentralbyrå, 2019i). Av dette utgjorde 15,41 milliarder skatt på formue. Det betyr at inntektsskatt til kommune, fylke og stat

(fellesskatt), trinnskatt og trygdeavgift i 2017 utgjorde totalt 494,34 milliarder kroner. Tallene fra SSB er imidlertid før et skattefradrag på 18,52 milliarder, som også er vanskelig å fordele mellom skatt beregnet av alminnelig inntekt og skatt beregnet av formue.

En enda større utfordring, som gjelder både hvis man skal ta utgangspunkt i stortingsproposisjonen og tallene fra SSB, er at man må anslå hvor mye av provenyet fra personlige skattytere som stammer fra arbeidsinntekt, kontra kapitalinntekter og skattbare overføringer. Både proveny innhentet fra trygdeavgift, trinnskatt og skatt på alminnelig inntekt vil komme fra andre inntekter enn kun arbeidsinntekter. Vi bestemmer oss for å ta utgangspunkt i 475,5 milliarder kroner hentet fra stortingsproposisjonen, og grunnen til dette er at faktiske tall for 2018 fra SSB ikke er tilgjengelig i skrivende stund. Men vi vet at alt dette ikke kommer fra skatt på arbeidsinntekt.

I alminnelig inntekt regnes alt av inntekter man kan ha, være seg lønnsinntekter, næringsinntekter, kapitalinntekter (inkludert gevinster ved realisasjon, aksjeutbytte og renteinntekter) og alle slags skattepliktige overføringer. Blant disse overføringene finner vi blant annet ytelser fra folketrygda, alderspensjon, avtalefestet pensjon fra offentlig eller privat sektor, uføretrygd og arbeidsavklaringspenger. I tillegg til å bli medregnet i de alminnelige inntektene vil skattepliktige overføringer også være med i utregningen av trinnskatt og trygdeavgift (trygdeavgift skattes med annen, lavere sats for pensjon). For utregningen av skatt fra alminnelig inntekt vil det for pensjonsinntekter være et annet nivå på minstefradrag enn for lønnsinntekter, i tillegg til at man har et særskattefradrag som virker særlig inn på lavere nivåer av pensjonsinntekter. Blant kapitalinntekter vil realisasjonsgevinster og aksjeutbytte beskattes annerledes enn ren lønnsinntekt i alminnelig inntekt. Her må det tas hensyn til både skjermingsrente og oppjusteringsfaktor.

Vi ser at skattesystemet på ingen måte er rent proporsjonalt. Med dette mener vi at hvilken type inntekt skatteprovenyet kommer fra ikke er ekvivalent med den prosentmessige fordelingen av ulike typer inntekter hos personer. For å isolere hvor mye av skatteprovenyet fra personlige skattytere som kommer fra arbeidsinntekter blir vi nødt til å gjøre noen

forenklinger. Vi må se bort fra at ulike inntektstyper blir behandlet forskjellig i skatteoppgjøret, som nevnt i det foregående avsnittet. I vår beregning må vi anta at de behandles likt. For å beregne andel av proveny som kommer fra arbeidsinntekt, ser vi på registrerte inntekter for husholdninger etter husholdningstype (Statistisk sentralbyrå, 2019j). I denne statistikken skiller man mellom 15 forskjellige husholdningstyper, hvor karakteristika er sammensetning og alder i husholdet. Statistikken viser registrerte inntekter og utlignet skatt knyttet til inntekter for hver type hushold. Inntektene fordeler seg i ulike grupper, hvor hovedgruppene er yrkesinntekter (lønnsinntekter og netto næringsinntekter), kapitalinntekter og skattepliktige overføringer (alt av pensjon og ytelser). For gruppen aleneboende over 67 år ser man for eksempel at arbeidsinntekter står for kun 7 prosent av inntektene, mens kapitalinntekter og skattepliktige overføringer står for henholdsvis 7 og 86 prosent. Vi antar at alle i gruppen er like, og regner ut hva 7 prosent av det totale provenyet denne gruppen bidrar med er. Vi gjør tilsvarende for alle grupper, og finner da ut hvor mye skatteproveny man får inn fra hver gruppe basert på arbeidsinntekter. Når vi summerer skatteprovenyet fra arbeidsinntekter, finner vi at 71,7 prosent av samlet skatteproveny fra ulike inntekter kommer herfra. En forutsetning for å gjøre dette, er at alle husholdninger i en bestemt gruppe husholdning er helt like. Det er nok lite realistisk, da det kan tenkes at det er svært stor grad av heterogenitet i en tilfeldig gruppe husholdning. Alt fra folk med veldig høy arbeidsinntekt til folk som nesten utelukkende lever på overføringer. For et enda mer nøyaktig estimat, så burde man hatt husholdninger gruppert etter enda flere karakteristika, som for eksempel inntekt, og tatt høyde for at ulike inntekter har ulik behandling i skattesystemet.

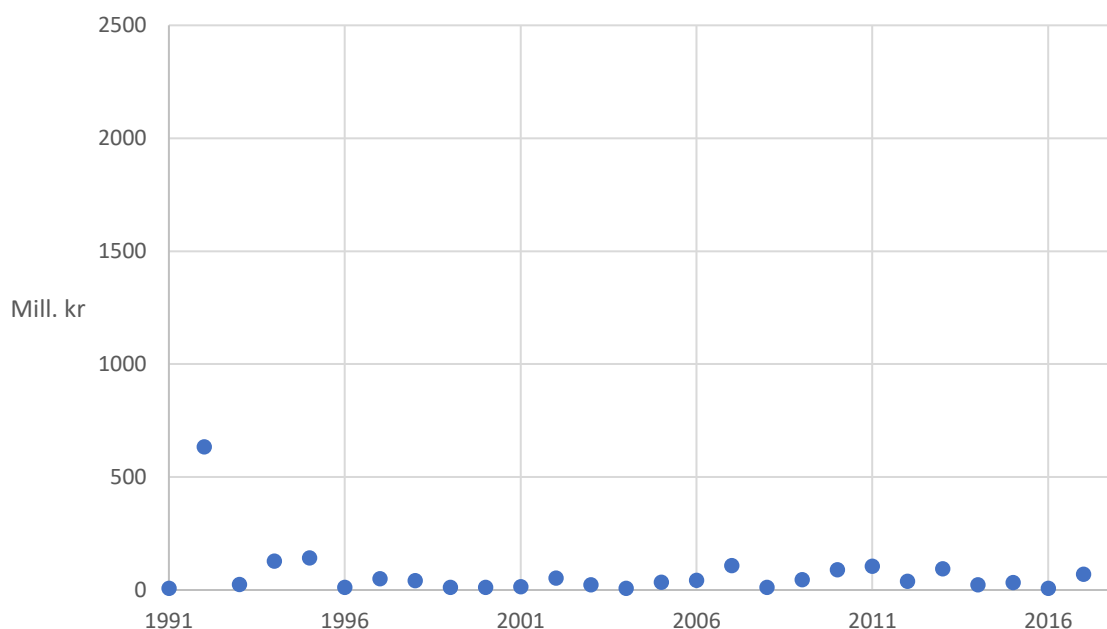
Merk at dette er statistikk på hvor husholdningene henter sin inntekt fra, og at tallene er fra 2017. Fordelingen mellom inntekter er det vi bryr oss om, og vi antar at denne ikke forandrer seg stort for 2018. Vi beregner oss frem til proveny fra skatt på arbeidsinntekt ved å anta at denne summen er 71,7 prosent av 475,5 milliarder kroner. Vi finner med denne tilnærmingen at det hentes 340,9 milliarder kroner fra skatt på arbeidsinntekt. Den gjennomsnittlige marginale skattesatsen for arbeidsinntekt er på $\frac{340,9}{1312,9} = 26 \%$ Staten vil dermed stå overfor en fast kostnad på 340,9 milliarder kroner hvert år, i tillegg til den ukjente forpliktelsen ved den klimabetingede erstatningsordningen.

5. Erstatningsutbetalinger

I denne utredningen har vi valgt å benytte totale erstatningsutbetalinger for klimabetingede skader. Statistikk er hentet fra Landbruksdirektoratets nettsider for årene 2009-2018 (Landbruksdirektoratet, 2019a), mens statistikk for årene før 2009 har vi mottatt direkte fra Landbruksdirektoratet. Tilgjengelig data strekker seg tilbake til 1991.

Som vi har vært inne på tidligere har ordningen endret seg i perioden hva gjelder beregning av erstatningsutbetalinger. Vi fokuserer på hva utbetalingene har vært, og gjør ingen vurdering av beregningsmetoden som ligger til grunn. Erstatningsutbetalingene har blitt oppjustert til 2018-verdi, for best mulig å kunne sammenligne utbetalingene fra ulike år. Tallene er justert med konsumprisindeksen hentet fra Statistisk sentralbyrå (2019k).

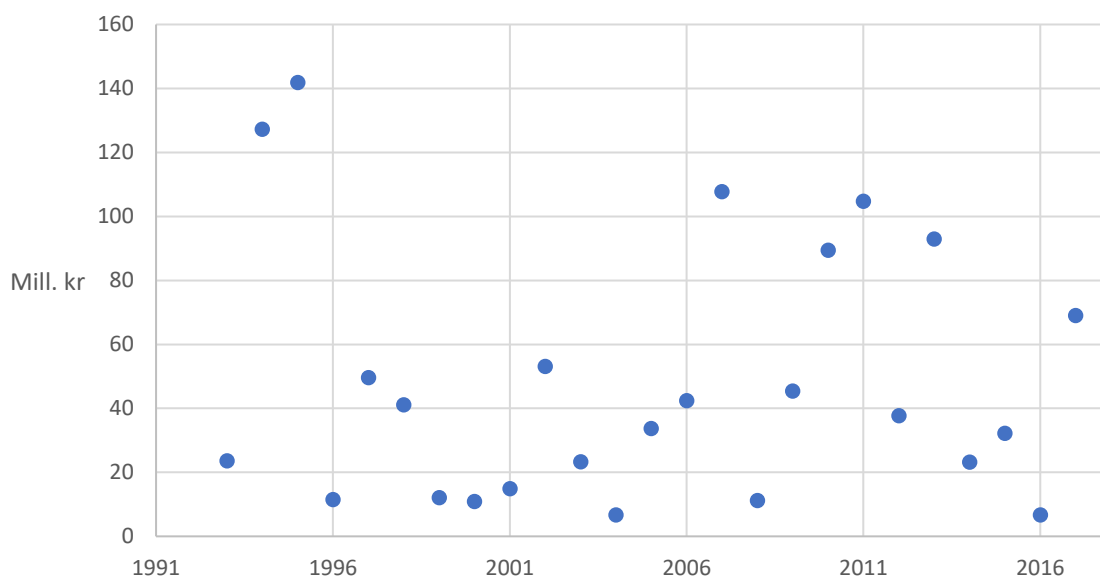
Vi vil starte analysen av dataen ved å se på hva de totale utbetalingene har vært i de ulike årene, og hvordan de har variert. 2018 var et særdeles ekstremt år. Utbetalingen på 1,97 milliarder kroner står for omtrent 51,4 prosent av totale utbetalinger gjennom 28 år.



Figur 5.1: Totale erstatningsutbetalinger 1991-2018

En slik grafisk fremstilling gjør det vanskelig å se variasjonen mellom årene, så hensikten med denne grafen er å vise hvor ekstremt 2018 var. Her ser man også at 1992 var et relativt ekstremt år, hvor utbetalingene var på 633 millioner kroner (370 mill. kr nominelt). Ser man bort fra disse to årene, så er høyeste utbetaling i 1995, da utbetalingene strakk seg til 142 millioner kroner (88 mill. kr nominelt).

For å vise hvordan utbetalingene har variert mellom mer «normale» år, viser vi her en graf hvor vi kutter årene 1991, 1992 og 2018.



Figur 5.2: Totale erstatningsutbetalinger 1993-2017

Gjennomsnittlige utbetalinger for hele perioden har vært ca. 136,6 millioner kroner (117 mill. kr nominelt). Standardavviket⁵ er på 371,4 millioner kroner. Kurtoseverdien er på hele 22,41, og kan dermed sies å være sterkt positiv, og kalles såkalt leptokurtisk da den er over 3. At den er leptokurtisk blir gjerne tolket som at tykkelsen på halen(e) er nettopp tykk, og at det dermed er en større sjans for ekstreme verdier. Selv uten ekstremåret 2018 ville denne vært på 20,82, langt over kurtoseverdien for normalfordelingen på 3 slik formelen er definert i statistikkprogrammet Stata (Fabozzi *et al.*, 2012; Cox, 2010). Verdien på skjevhet for utbetalingene er på 4,62 (4,35 uten 2018-utbetalingene). Dette bekrefter vår mistanke

⁵ Dette er populasjonsstandardavviket. Denne rapporteres da det er populasjonsvariansen som benyttes i modellen.

innledningsvis om at fordelingen er skjev. Positive verdier for skjevhet betyr at fordelingen er høyreskjev. En høyreskjev fordeling blir ofte tolket som at gjennomsnittet ligger til høyre for medianen, som også gjelder i dette tilfellet.⁶ Likevel kan det være greit å nevne at det finnes unntak til denne regelen (se for eksempel Von Hippel (2005)). Både kurtose og skjevhet blir ofte omtalt som to litt vage konsepter, og kan dermed ha sine begrensninger i analysen. Et poeng når man har et lite utvalg, som vi for så vidt har i dette tilfellet med kun 28 observasjoner, er at resultatene kan bli «biased», i den grad at fordelingen egentlig er mer ekstrem enn det testresultatene skulle tilsi. Selv om vi ikke gjør noe stort nummer ut av hvordan erstatningene beregnes, så er det likevel på sin plass å minne om den implisitte egenandelen på 30 prosent som ligger i ordningen. På grunn av dette vil små skadebeløp gi null i utbetaling for en produsent, og således øke skjevheten i fordelingen av erstatningsutbetalingene. Vi kan uansett konstatere at fordelingen av erstatningsutbetalinger, slik de faktisk er, langt fra ligner en normalfordeling (Cox, 2010).

⁶ Medianen er på nærmere 39,5 millioner kroner.

6. Resultat og diskusjon

6.1 Resultat

For å få en bedre oversikt over nøkkelparameterne som inngår i modellen, presenterer vi disse i en tabell:

Tabell 6.1: Nøkkelparametere

Fast øvrig kostnad (millioner kroner)	340 896,8
Forventet erstatningsforpliktelse $E(r)$ (millioner kroner)	136,6
Forventet nødvendig proveny $E(R)$ (millioner kroner)	341 033,4
Ukompensert arbeidstilbudselastisitet ε_{L_w}	0,05
Kompensert arbeidstilbudselastisitet $\widehat{\varepsilon}_{L_w}$	0,82
Brutto lønnsats per time W (kroner)	340
Totalt timeverk $L(w, m)$ (millioner timer)	3 859,6
Gjennomsnittlig marginal skattesats t	26 %
Tilnærmet arbeidstilbud ved nullskattesats \widehat{L}_0 (millioner kroner) $\widehat{L}_0 = L(W, m) \simeq L(w, m) \left(1 + \frac{t}{1-t} \varepsilon_{L_w}\right)$	3 927,3
$\alpha = \frac{\widehat{\varepsilon}_{L_w}}{2W\widehat{L}_0}$	$3,069 * 10^{-13}$
Varians av nødvendig proveny $Var(R)$ (millioner)	$371,4^2$
$\gamma = \frac{\widehat{\varepsilon}_{L_w}}{6(W\widehat{L}_0)^2} \left(2 \frac{W\widehat{L}_0}{m} + 3\widehat{\varepsilon}_{L_w} - 2\right)$	$1,845 * 10^{-25}$

Det kan være interessant å se på hvor stort dødvektstap som oppstår når vi vet at staten skal hente inn det totale provenyet fra skatt på arbeidsinntekt. Hvis vi tenker at staten skal hente inn et totalt proveny på 341 milliarder kroner, kan vi nå kalkulere dødvektstapet ved vridende skatt på arbeidsinntekt. Deretter vil vi som svar på problemstillingen kalkulere den samfunnsøkonomiske gevinsten som kan oppnås ved at staten står overfor en kjent erstatningsforpliktelse. Vi vil først presentere resultater oppnådd ved bruk av andregradstilnærmingen gitt av (3.40). Ved å anvende estimatene vi har ervervet, finner vi et dødvektstap i økonomien i forhold til totalt nødvendig proveny på:

$$\frac{D(R)}{R} \simeq \frac{0,82}{2} \frac{(341''')^2}{340 * 3\,927,3''} \frac{1}{341''}$$

$$\frac{D(R)}{R} \simeq 10,47 \%$$

Dødvektstapet i økonomien er på 10,47 % av skatteprovenyet. Gevinsten som kan oppnås ved at staten står overfor en kjent erstatningsforpliktelse er gitt av (3.52):

$$\phi(\alpha, R) = \alpha[Var(R)] = 42\,329 \text{ kroner}$$

Vi finner med dette at den samfunnsøkonomiske gevinsten ved å stå overfor en kjent erstatningsforpliktelse er på 42 329 kroner, gitt at en aktuarisk priset forsikring er tilgjengelig. Dette gir oss svaret på problemstillingen i denne utredningen: «*Hvor mye kan samfunnet tjene på å forsikre seg?*»

Denne gevinsten er gitt ved differansen mellom det forventede dødvektstapet av skatteprovenyet og dødvektstapet av forventet skatteproveny. Gevinsten utgjør 0,031 % av forventet erstatningsforpliktelse for perioden 1991-2018. Dette vil si at $\lambda = 0.00031$. Dette gir en sikkerhetsekvivalent på 136 637 519 kroner (= 136 595 190 + 42 329)⁷. Staten vil derfor være indifferent mellom dagens situasjon som uforsikret, og å betale denne summen.

⁷ Sensitiv til avrunding ettersom $136\,595\,190 * (1 + 0.00031) = 136\,637\,535$

Videre presenteres resultatene ved bruk av en tredjegradstilnærming. Vi har funnet den ukompenserte arbeidstilbudselastisiteten som fluktuerende rundt null, hvor en vektet elastisitet benyttet i denne utredningen er på 0,05. Dette gjør (3.55), hvor vi anser den ukompenserte elastisiteten som null, aktuell. Dette gir en samfunnsøkonomisk gevinst ved at staten står overfor en kjent erstatningsforpliktelse lik:

$$\phi(\alpha, \gamma, R) = \alpha[\text{Var}(R)] + \gamma(E[R^3] - [E(R)]^3)$$

$$= 68\,413 \text{ kroner}$$

Den samfunnsøkonomiske gevinsten utgjør 0,05 % av forventet erstatningsforpliktelse. Det er også interessant å se på det totale dødvektstapet i økonomien i forhold til nødvendig proveny. Vi finner dette ved å sette inn våre estimater i (3.48):

$$\begin{aligned} \frac{D(R)}{R} &\simeq \\ &\left(\frac{0,82}{2} \frac{(341''')^2}{340 * 3\,927,3''} + \frac{0,82}{6} \frac{(2 * 0,975 + 3 * 0,82 - 2)}{(340 * 3\,927,3'')^2} (341''')^3 \right) \frac{1}{341'''} \\ &= 12,61 \% \end{aligned}$$

Dødvektstapet i økonomien er på 12,61 % av skatteprovenyet når man kalkulerer med en tredjegradstilnærming hvor den ukompenserte arbeidstilbudselastisiteten er betraktet som null.

6.2 Diskusjon

Med en aktuarisk priset forsikring for de klimabetingede erstatningsutbetalingene, vil den samfunnsøkonomiske gevinsten være positiv, men svært liten. Det er å forvente at et forsikringselskap ville ha inkludert en «loading-faktor» for å skulle tilby forsikring. Denne faktoren ville blitt lagt til den forventede erstatningsforpliktelsen og vært ment for å dekke administrasjonskostnader og profitt, i tillegg til å kompensere selskapet for risiko. Når individuelle avlingstap kan ha en høy korrelasjon innenfor store geografiske områder, vil

mangelen på stokastisk uavhengighet kunne resultere i høye risikotillegg. Dersom et forsikringselskap ikke har mulighet til å diversifisere porteføljen globalt, vil dette tale for høye risikopremier. Dersom den samfunnsøkonomiske gevinsten ved å stå overfor en kjent erstatningsforpliktelse ikke overstiger forsikringspremien, vil dette tale for at staten forblir uforsikret. Man kan uansett forvente at denne «loading-faktoren» vil overstige 0,05 prosent av forventet erstatningsutbetaling, og forsikring vil dermed ikke være et aktuelt alternativ. Ettersom gevinsten er å betrakte som null vil heller ikke en rent aktuarisk pris for forsikring være aktuell for staten, selv om det hadde vært et reelt alternativ.

Ved modifiseringen av andregradstilnærmingen, valgte vi å anvende tredjegradstilnærmingen som anser den ukompenserte arbeidstilbudselastisiteten for å være null. Denne tilnærmingen var aktuell etter vurdering av de empiriske estimatene. Tredjegradstilnærmingen (3.46), hvor man betrakter inntektselastisiteten som null, ble utelukket ettersom inntektselastisiteten ble funnet å være langt fra null. Men tredjegradstilnærmingen (3.48), hvor den ukompenserte arbeidstilbudselastisiteten er lik null, er ikke uten kontroverser. I tidligere utledninger (se for eksempel kapittel 3.3.2 (3.14)) har vi ansett inntektselastisiteten og den kompenserte elastisiteten som konstante, noe som medfører at den ukompenserte elastisiteten har blitt ansett som en variabel parameter. Hvorvidt en ukompensert elastisitet på 0,05 er signifikant forskjellig fra null, eller kan regnes som null, er vanskelig å vite da man ikke har standardfeil tilgjengelig. Usikkerhet om ovennevnte forutsetninger for elastisitetene holder, kan muligens tale for at vi burde ha brukt (3.53), som ikke krever noen forutsetninger for elastisitetene ved estimering av samfunnsøkonomisk gevinst. Denne ville på sin side oppnådd en samfunnsøkonomisk gevinst mellom de presenterte gevinstene oppnådd ved andregradstilnærmingen (3.52) og tredjegradstilnærmingen (3.55). Forskjellen i samfunnsøkonomisk gevinst mellom de to presenterte tilnærmingene er vesentlig, men sammenlignet med forventet erstatningsutbetaling kan gevinstene anses som svært små.

En samfunnsøkonomisk gevinst tilnærmet lik null er et resultat som ikke er helt ulogisk. Resultatet bærer preg av at i det nødvendige provenyet som skal hentes inn, er det kun kostnadene ved den klimabetingede erstatningsordningen som varierer. Erstatningsutbetalingene varierer mellom 6,7 millioner og 1,97 milliarder kroner, og vil ha en

relativt stor varians isolert sett. Den største andelen av gevinsten kommer gjennom andregradsleddet, som er avhengig av variansen til erstatningsutbetalingene. Derfor vil gevinsten bære preg av at denne variansen kan anses som liten sammenlignet med at totalt nødvendig proveny skal dekkes av total arbeidsinntekt. At formelen for den samfunnsøkonomiske gevinsten er basert på total arbeidsinntekt ved en marginalsatt lik null, trekker ytterligere ned.

Vi har gjennomgående i utredningen tenkt oss at staten står overfor en ukjent erstatningsforpliktelse, i tillegg til en øvrig utgift hvert år. Vi har ansett den øvrige utgiften til staten som fast, og lik provenyet fra skatt på arbeidsinntekt i 2018. Tanken med å bruke skatteproveny fra arbeidsinntekt som et mål på den øvrige utgiften, er at hvis man ser på utgifter staten har, så er det nærmere umulig å øremerke hvor mye av utgiftene som dekkes av skatt på arbeidsinntekt. Dermed antar vi heller at det skatteprovenyet vi har beregnet oss frem til, tilsvarer denne andelen av utgiftene. Videre antar vi at den øvrige utgiften er lik hvert år, reelt sett. Bakgrunnen for dette er en antagelse om at staten dekker utgifter med like mange kroner fra skatt på arbeidsinntekt hvert år, og at resterende hentes fra andre kilder. For enkelhets skyld vil vi da anta at denne utgiften er den samme som den var i 2018. Dette er en klar forenkling av virkeligheten, men gjør at vi kan fokusere analysen på variasjonen i erstatningsutbetalingene.⁸

Vi finner et dødvektstap i økonomien på 10,47 % av totalt proveny når vi benytter andregradstilnærmingen, og 12,61 % ved bruk av tredjegradstilnærmingen. Dette betyr ifølge modellen med tredjegradstilnærmingen at ved å gå bort fra en skatt på arbeidsinntekt og over til en lumpsum-beskatning som gir den representative aktør lik nytte, vil skatteprovenyet kunne økes med tilnærmet 12,61 %. Dette er noe lavere sammenlignet med tommelfingerregelen (3.30) som gir et dødvektstap på 14,38 %. Tidligere hevdet vi at det marginale dødvektstapet (3.41) skulle samsvare med den marginale skattefinansieringskostnaden som finansdepartementet har satt på 20 %. Det kan være interessant å sjekke om det er hold i denne påstanden. Vi finner at det marginale dødvektstapet

⁸ Inkludering av den faste øvrige utgiften vil kun påvirke resultatet i tredjegradstilnærmingen, da andregradstilnærmingen kun er avhengig av variansen til det nødvendige skatteprovenyet, og $Var(R) = Var(r)$ (se kapittel 3.5.2)

er på 20,93 %, noe som samsvarer godt, og som også er i intervallet 20-30 % som Strøm og Vislie (2007) hevdet den marginale skattefinansieringskostnaden er på i Norge. Ved å anvende tredjegradstilnærmingen vil man få et marginalt dødvektstap på 27,37 %⁹ Dette vitner om at tredjegradstilnærmingen modellerer en sterkere kurvatur enn andregradstilnærmingen.

Modellene for dødvektstap som er anvendt i denne utredningen er basert på å benytte informasjon om funksjonsegenskaper rundt nullpunkter, for så å benytte Taylor-tilnærminger for å finne estimater for ønskede funksjonsområder. Vi har sett bort fra Taylor-tilnærminger av enda høyere orden, og det kan hende vi ikke har fått kalkulert den underliggende kurvaturen korrekt. Videre har vi gjennomgående fokusert på den representative aktør, som vil si at i modellen så blir alle enkeltindivider modellert som like. De står dermed overfor den samme marginale skattesatsen og har den samme arbeidstilbudsresponsen. Den representative aktør er ikke uvanlig innen samfunnsøkonomiske analyser, hvor den blir modellert som nyttemaksimerende og fullstendig rasjonell. Fordelen er at det forenkler analysen en hel del, og er intuitiv å forholde seg til. Ulempen kan være at det er vanskelig å plukke opp heterogenitet i befolkningen. Individer har for eksempel ulike preferanser for arbeid og fritid, og i tillegg vil ulik produktivitet og arbeidsinnsats resultere i at personer står overfor ulike muligheter med tanke på lønn og arbeidstid. På grunn av heterogene preferanser vil to individer som står overfor den samme budsjettbetingelsen og skatteileggelsen, ikke nødvendigvis velge samme arbeidstilpasning. Mye informasjon vil kunne gå tapt ved å forholde seg til gjennomsnittsaktøren. Siden det er nærmere umulig å gi en nøyaktig beskrivelse av hvert enkelt individ sin tilpasning, er bruk av den representative aktøren nødvendig.

Vi har tidligere i utredningen forsøkt å diskutere utfordringene rundt de empiriske arbeidstilbudselastisitetene. Det kommer tydelig frem i litteraturen at det er store metodologiske forskjeller, og ingen klar konsensus om hvordan disse skal estimeres. Til tross for kompliserte modellrammeverk som er ment å ta høyde for både kompleksitet i

⁹ Med forutsetningen om konstante parametere vil det marginale dødvektstapet kunne uttrykkes ved $D'(R) \approx 2\alpha R + 3\gamma R^2$

skattesystemet og heterogenitet mellom aktørene, vil man finne ulike nivåer på elastisitetene i empirien. Responser til bestemte endringer vil i virkeligheten ikke være faste størrelser. Blant annet vil de være påvirket av rådende institusjonelle forhold, og man kan tenke seg at disse forholdene endres over tid. Dette kan gjøre det utfordrende å bruke empiriske estimater til prediksjon. Endring i inntekter vil ha et så sammensatt påvirkningsforhold på arbeids- og konsumtilpasning, at det å forsøke å fange alle disse virkningene i én enkelt parameter vil innebære stor grad av usikkerhet.

En stor utfordring har i vårt tilfelle vært å finne empiriske estimater for den kompenserte arbeidstilbudselastisiteten på norske forhold. Litteraturen har gjennomgående størst fokus på den ukompenserte arbeidstilbudselastisiteten, så det har vært krevende å finne nye og relevante estimater på den kompenserte. Siden den kompenserte arbeidstilbudselastisiteten er en svært sentral parameter for resultatene vi oppnår, blir den samfunnsøkonomiske gevinsten meget sensitiv for endringer i denne parameteren. Vi besluttet å kalkulere forholdstallet (4.1) fra presenterte elastisiteter i Thoresen og Vattø (2015). Dette ga oss forholdstall for hvert kjønn (enslige og par), som presentert i Tabell 4.2. Deretter ble dette forholdstallet brukt til å regne ut den kompenserte arbeidstilbudselastisiteten, før alle elastisitetene til slutt ble vektet for å komme frem til verdier for den representative aktør. Usikkerhet til benyttet verdi av forholdstallet, resulterer i usikkerhet rundt verdiene til de kalkulerte kompenserte arbeidstilbudselastisitetene. Alt dette vil igjen skape usikkerhet til resultatene vi oppnår.

Årsaken til at vi velger å bruke elastisitetene presentert i Bhuller, Vestad og Aaberge (2016) fremfor Thoresen og Vattø (2015), er at disse er de nyeste estimatene på norske forhold som er å oppdrive. I tillegg presenterer de både ukompenserte arbeidstilbudselastisiteter og inntektselastisiteter ved hjelp av en strukturell modell. Da vi skulle benytte et forholdstall for tredjegradstilnæringen, brukte vi et vektet forholdstall direkte i modellen. Vi antok at forholdstallet er konstant og dermed det samme som ved en situasjon med marginal skattesats lik null. Det er knyttet stor usikkerhet til dette estimatet.

Når det gjelder de andre empiriske estimatene i kapittel 4, har det gjennomgående vært forsøkt å begrunne de valgene som er gjort ved innhenting av statistikk og kalkulering av nødvendige parametere. Generelt så handler det om at de parameterne vi trenger, som oftest ikke kan hentes direkte ut fra en statistikkilde. Her har vi vært nødt til å foreta antagelser som vil resultere i avvik fra de faktiske nivåene på parameterne. For eksempel så vil ikke det å bruke antall timeverk fra nasjonalregnskapet nødvendigvis reflektere det faktiske arbeidstilbudet og aktørenes preferanser for arbeid. Det kan være at personer står utenfor og ikke kommer inn på arbeidsmarkedet. Som tidligere nevnt vil også antall timer arbeid i mange tilfeller være mer eller mindre forhåndsbestemt, eller bare i begrenset grad kunne påvirkes. En annen kilde til avvik er at statistikk som innhentes kan være sterkt avrundet, noe som gjør at vi ikke får benyttet nøyaktige tall. Når det kommer til statistikk fra erstatningsordningen i denne utredningen, har vi ikke gjort noen vurderinger på hvordan beregningene er gjort, eller hvordan beregningsmetodene har endret seg gjennom årene. Det er i stedet tatt utgangspunkt i totale utbetalinger, med bakgrunn i at staten må dekke disse kostnadene.

Som vi har vært inne på tidligere, er skatteproveny fra arbeidsinntekt en statistisk variabel det er umulig å oppdrive. Slik skattesystemet er bygd opp kan man ikke komme frem til et eksakt beløp, og det må kalkuleres på en eller annen måte. Dette gjør det utfordrende å isolere den gjennomsnittlige skattesatsen til å gjelde kun arbeidsinntekt. Et eksempel er å bruke empiri på gjennomsnittlig skattesats, men dette løser ikke «isoleringsproblemet». I utredningen har vi benyttet registrerte inntekter for husholdninger etter husholdningstyper, men det er andre tilnærminger som kunne vært aktuelle. For eksempel kunne andre kategoriseringer enn husholdningstype, som størrelse på bruttoinntekter, alder, fylker eller sosioøkonomisk status, blitt benyttet (Prop. 1 LS 2019-20). Disse tilnærmingene gir tilsvarende resultater. Uansett metode vil man ha en feilkilde når man isolerer hvor mye av skatteprovenyet som kommer fra arbeidsinntekter, kontra andre kilder. Antagelser man blir nødt til å gjøre fører til avvik fra det faktiske skatteprovenyet fra arbeidsinntekt (hvis man i det hele tatt skal hevde at denne summen finnes).

7. Avsluttende kommentarer

Hovedformålet med denne masterutredningen har vært å finne samfunnsøkonomisk gevinst ved at staten forsikrer erstatningsforpliktelsen ved den klimabetingede erstatningsordningen i norsk landbruk. Dette har medført at hovedfokuset har vært å utlede en dødvektstapsfunksjon, og i neste steg utnytte funksjonens konveksitet. En annen sentral del har vært å finne gode empiriske estimater, for å kunne anvende modellen empirisk. Vi finner en forsvinnende liten gevinst, og konkluderer med at selv om gevinsten er positiv, så er den neglisjerbar.

Masterutredningen bygger på en relativt teoretisk og stilisert modell, som gjør den empiriske anvendelsen av modellen utfordrende. Det å finne estimater for parameterne i modellen er et kapittel for seg selv, da disse er beheftet med stor usikkerhet. I så henseende tenker vi at det i fremtidig forskning kunne vært interessant hvis man estimerte nyere arbeidstilbudselastisiteter på norske forhold. I denne utredningen har vi sett relativt lite på hvordan erstatningsordningen er organisert. Det kan ikke tas for gitt at det finnes en slik statlig ordning, og i et slikt øyemed kunne det ha vært interessant å analysere hvor mye bedre bonden har det med denne ordningen tilgjengelig. Relatert til dette kunne det også vært relevant å se på samfunnsøkonomiske effekter ved at ordningen ble overlatt til det private forsikringsmarkedet.

Til tross for at vi må konkludere med en neglisjerbar gevinst, anser vi fortsatt tema og problemstilling som aktuelle. Med et dødvektstap som en konveks funksjon av skatteproveny, vil tema og problemstilling være overførbart til andre risikofylte prosjekter som finansieres over skatteseddelen. Når det kommer til erstatningsordningen, er det nærliggende å tro at fremtiden vil by på mer ekstremvær, som vil resultere i år med høyere erstatningsutbetalinger (Hanssen-Bauer *et al.*, 2015; Hodnesdal, 2019). Dette vil kunne skje enda oftere, og gi enda større variasjon i utbetalinger. Ettersom den samfunnsøkonomiske gevinsten ved å forsikre seg er avhengig av variansen til erstatningsutbetalingene, er det å forvente at gevinsten vil kunne øke i fremtiden, *ceteris paribus*. Hvorvidt erstatningsordningen og oppbyggingen av landbruket generelt holdes likt i årene fremover, ved endrede klimatiske rammebetingelser, er en lengre diskusjon som faller utenfor denne utredningen.

Litteraturliste

- Aaberge, R., Dagsvik, J. K. og Strøm, S. (1995) Labor Supply Responses and Welfare Effects of Tax Reforms, *The Scandinavian Journal of Economics*, 97(4), s. 635-659. Tilgjengelig fra: <http://doi.org/10.2307/3440547>.
- Aaberge, R. og Colombino, U. (2013) Using a Microeconometric Model of Household Labour Supply to Design Optimal Income Taxes*, *Scandinavian Journal of Economics*, 115(2), s. 449-475. Tilgjengelig fra: <http://doi.org/10.1111/sjoe.12015>.
- Auerbach, A. J. (1985) The theory of excess burden and optimal taxation, i Auerbach, A. J. og Feldstein, M. (red.) *Handbook of public economics : Volume 1*. Amsterdam: Elsevier Science Publishers B.V., s. 61-127.
- Auerbach, A. J. og Hines Jr. (2002) Taxation and economic efficiency, i Auerbach, A. J. og Feldstein, M. (red.) *Handbook of public economics : Volume 3*. Amsterdam: Elsevier Science B.V., s. 1347-1421.
- Bakula, M. K., Pečarić, J. og Perić, J. (2012) On the converse Jensen inequality, *Applied Mathematics and Computation*, 218(11), s. 6566-6575. Tilgjengelig fra: <https://doi.org/10.1016/j.amc.2011.12.037>.
- Bargain, O. og Peichl, A. (2013) Steady-State Labor Supply Elasticities: An International Comparison, *IDEAS Working Paper Series from RePEc*. Tilgjengelig fra: <https://search.proquest.com/docview/1698416543?accountid=37265>.
- Bargain, O., Orsini, K. og Peichl, A. (2014) Comparing Labor Supply Elasticities in Europe and the United States: New Results, *Journal of Human Resources*, 49(3), s. 723-838. Tilgjengelig fra: <https://doi.org/10.3368/jhr.49.3.723>.
- Bhuller, M. og Aaberge, R. (2012) *Utviklingen av arbeidstilbudet i Norge*. (Økonomiske analyser 5/2012). Oslo: Statistisk sentralbyrå. Tilgjengelig fra: <https://www.sv.uio.no/esop/english/publications/articles/2012/aaberge-utviklingen.pdf>.
- Bhuller, M., Vestad, O. og Aaberge, R. (2016) *Virkninger av jobbskattefradrag på innvandreres arbeidstilbud*. (Rapporter 38/2016). Oslo: Statistisk sentralbyrå. Tilgjengelig fra: <https://ssb.brage.unit.no/ssb-xmlui/handle/11250/2442015>.
- Bjørlo, B. (2019) *Halverte kornavlinger etter tørkesommer*. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/jord-skog-jakt-og-fiskeri/artikler-og-publikasjoner/halverte-kornavlinger-etter-torkesommer> (Hentet: 13. september 2019).
- Blomquist, S. og Selin, H. (2010) Hourly wage rate and taxable labor income responsiveness to changes in marginal tax rates, *Journal of Public Economics*, 94(11-12), s. 878-889. Tilgjengelig fra: <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2010.08.001>.

-
- Blomquist, S. og Simula, L. (2019) Marginal deadweight loss when the income tax is nonlinear, *Journal of Econometrics*, 211(1), s. 47-60. Tilgjengelig fra: <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2018.12.005>.
- Borjas, G. J. (2013) *Labor economics*. 6. utg. New York: McGraw-Hill Education.
- Browning, E. (1975) Labor Supply Distortions of Social Security, *Southern Economic Journal*, 42(2), s. 243-252. Tilgjengelig fra: <http://doi.org/10.2307/1056773>.
- Cox, N. J. (2010) Speaking Stata: The limits of sample skewness and kurtosis, *The Stata Journal*, 10(3), s. 482-495. Tilgjengelig fra: <https://doi.org/10.1177/1536867X1001000311>.
- Dagsvik, J. K. et al. (2007) *LOTTE-Arbeid - mikrobasert modell for beregning av arbeidstilbudseffekter av skatteendringer*. (Økonomiske analyser 6/2007). Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/nasjonaltregnskap-og-konjunkturer/oa/6-2007>.
- Dagsvik, J. K. et al. (2008) *LOTTE-Arbeid - en mikrosimuleringsmodell for arbeidstilbudseffekter*. (Rapporter 11/2008). Tilgjengelig fra: https://ssb.brage.unit.no/ssb-xmlui/bitstream/handle/11250/181029/rapp_200811.pdf?sequence=1.
- Dagsvik, J. K. et al. (2014) Theoretical and practical arguments for modeling labor supply as a choice among latent jobs, *Journal of Economic Surveys*, 28(1), s. 134-151. doi: <https://doi.org/10.1111/joes.12003>.
- Debreu, G. (1951) The Coefficient of Resource Utilization, *Econometrica*, 19(3), s. 273-292. Tilgjengelig fra: <http://doi.org/10.2307/1906814>.
- Dupuit, J. (1844) On the measurement of the utility of public works, *International Economic Papers*, 2(1952), s. 83-110.
- Eide, G. og Schweigaard, R. E. (2018a) *Rundskriv 2018 - 35*. Oslo: Landbruksdirektoratet. Tilgjengelig fra: <https://www.landbruksdirektoratet.no/no/erstatning/klimabetingende-skader/avlingssvikt/regelverk/rundskriv-2018-35-erstatning-ved-klimabetingende-skader>.
- Eide, G. og Schweigaard, R. E. (2018b) *Fastsettelsesbrev - Endring i forskrift om satser for og beregning av erstatning ved klimabetinget avlingssvikt*. Oslo: Landbruksdirektoratet. Tilgjengelig fra: <https://www.landbruksdirektoratet.no/no/erstatning/klimabetingende-skader/avlingssvikt/regelverk/fastsettelsesbrev-endring-i-forskrift-om-satser-for-og-beregning-av-erstatning-ved-klimabetinget-avlingssvikt> (Hentet: 10. september 2019).
- Fabozzi, F. J. et al. (2012) Approximation of skewed and leptokurtic return distributions, *Applied financial economics*, 22(16), s. 1305-1316. Tilgjengelig fra: <http://doi.org/10.1080/09603107.2012.659342>.

-
- Feldstein, M. (1999) Tax Avoidance and the Deadweight Loss of the Income Tax, *Review of Economics and Statistics*, 81(4), s. 674-680. Tilgjengelig fra: <https://doi.org/10.1162/003465399558391>.
- Finansdepartementet (2014) *Prinsipper og krav ved utarbeidelse av samfunnsøkonomiske analyser mv.* (Rundskriv R-109/14). Oslo. Tilgjengelig fra: https://www.regjeringen.no/globalassets/upload/fin/vedlegg/okstyring/rundskriv/faste/r_109_2014.pdf.
- Forskrift om klimabetingede skader i plante- og honningproduksjon (2018) *Forskrift om satser for og beregning av erstatning ved klimabetingede skader i plante- og honningproduksjon (sats- og beregningsforskriften)*. Tilgjengelig fra: <https://lovdata.no/dokument/SF/forskrift/2018-08-01-1215>.
- Gruber, J. og Saez, E. (2002) The elasticity of taxable income: evidence and implications, *Journal of Public Economics*, 84(1), s. 1-32. Tilgjengelig fra: [http://doi.org/10.1016/S0047-2727\(01\)00085-8](http://doi.org/10.1016/S0047-2727(01)00085-8).
- Hamre, J. I. og Sandvik, O. (2018) *Ny metode gir bedre AKU-tall*. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/arbeid-og-lonn/artikler-og-publikasjoner/ny-metode-gir-bedre-aku-tall> (Hentet: 13. november 2019).
- Hanssen-Bauer, I. et al. (2015) *Klima i Norge 2100*. (NCCS report 2/2015). Oslo: Norsk klimaservicesenter. Tilgjengelig fra: https://cms.met.no/site/2/klimaservicesenteret/rapporter-og-publikasjoner/_attachment/10990?_ts=159d5ffcffd.
- Harberger, A. (1964a) The Measurement of Waste, *The American Economic Review*, 54(3), s. 58-76. Tilgjengelig fra: <https://www.jstor.org/stable/1818490>.
- Harberger, A. (1964b) Taxation, resource allocation, and welfare *The role of direct and indirect taxes in the Federal Reserve System*. Princeton University Press, s. 25-80. Tilgjengelig fra: <http://www.nber.org/chapters/c1873>.
- Hausman, J. A. (1981) Exact Consumer's Surplus and Deadweight Loss, *American Economic Review*, 71(4), s. 662-676. Tilgjengelig fra: <https://www.jstor.org/stable/1806188>.
- Hausman, J. A. (1985) Taxes and labor supply, i Auerbach, A. J. og Feldstein, M. (red.) *Handbook of public economics : Volume 1*. Amsterdam: Elsevier Science Publishers B.V., s. 213-263.
- Hicks, J. R. (1946) *Value and capital : an inquiry into some fundamental principles of economic theory*. 2. utg. Oxford: Clarendon Press.
- Hines Jr., J. R. (1999) Three Sides of Harberger Triangles, *Journal of Economic Perspectives*, 13(2), s. 167-188. Tilgjengelig fra: <https://doi.org/10.1257/jep.13.2.167>.

-
- Hodnesdal, H. (2019) *Klimarapport 2019*. Oslo: Finans Norge. Tilgjengelig fra: <https://www.finansnorge.no/contentassets/ffba150075b7462285ba565fa9323c15/kli-marapport-2019.pdf>.
- Holmøy, E. og Thoresen, T. O. (2013) *Grunnlag for vurdering av arbeidstilbudspotensialet i Norge på lang sikt*. (Rapporter 9/2013). Oslo: Statistisk sentralbyrå. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/en/arbeid-og-lonn/artikler-og-publikasjoner/attachment/102316?ts=13d58874d58>.
- Holtmark, B. og Bjertnæs, G. H. (2015) *The size of the marginal cost of public funds : a discussion with special relevance to Norway*. (Rapporter 13/2015). Oslo: Statistisk sentralbyrå. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/en/offentlig-sektor/artikler-og-publikasjoner/the-size-of-the-marginal-cost-of-public-funds>.
- Hotelling, H. (1938) The General Welfare in Relation to Problems of Taxation and of Railway and Utility Rates, *Econometrica*, 6(3), s. 242-269. Tilgjengelig fra: <http://doi.org/10.2307/1907054>
- Johnson, H. (1960) The Cost of Protection and the Scientific Tariff, *The Journal of Political Economy*, 68(4), s. 327-345. Tilgjengelig fra: <http://doi.org/10.1086/258340>.
- Keane, M. P. (2011) Labor Supply and Taxes: A Survey, *Journal of Economic Literature*, 49(4), s. 961-1075. Tilgjengelig fra: <http://doi.org/10.1257/jel.49.4.961>.
- Khan, M. A. *et al.* (2019) Association of Jensen's inequality for s-convex function with Csiszár divergence, *Journal of Inequalities and Applications*, 2019(1), s. 1-14. Tilgjengelig fra: <http://doi.org/10.1186/s13660-019-2112-9>.
- Landbruksdirektoratet (2019a) *Erstatning avlingssvikt 2018*. Tilgjengelig fra: <https://www.landbruksdirektoratet.no/no/statistikk/landbrukserstatning/klimarelaterte-skader-og-tap/avlingssvikt-statistikk> (Hentet: 10. september 2019).
- Landbruksdirektoratet (2019b) *Naturskadeforsikring og naturskadeerstatning*. Tilgjengelig fra: <https://www.landbruksdirektoratet.no/naturskadeordningen/59034/naturskadeforsikring-og-naturskadeerstatning> (Hentet: 25. september 2019).
- Landbruksdirektoratet (2019c) *Klimabetingede tap som utløser erstatning*. Tilgjengelig fra: <https://www.landbruksdirektoratet.no/no/statistikk/landbrukserstatning/klimarelaterte-skader-og-tap> (Hentet: 10. september 2019).
- Landkreditt forsikring (2019) *Kulturer*. Tilgjengelig fra: <https://www.landbruksforsikring.no/vilkar/vilkar-kulturer.pdf> (Hentet: 25. september 2019).
- Lindquist, K.-G., Sannes, L. og Stølen, N. M. (1990) *Arbeidstilbudet i MODAG : en analyse av utviklingen i yrkesdeltakingen for ulike sosiodemografiske grupper*. (Rapporter 4/1990). Oslo: Statistisk sentralbyrå. Tilgjengelig fra: https://www.nb.no/items/URN:NBN:no-nb_digibok_2010102008149.

-
- Mas-Colell, A., Whinston, M. D. og Green, J. R. (1995) *Microeconomic theory*. New York: Oxford University Press.
- Meade, J. E. (1955) *The Theory of International Economic Policy, Vol. II: Trade and Welfare, Mathematical Supplement*. London: Oxford University Press.
- Modig, I. (2019) *This is Norway 2019*. Oslo: Statistisk sentralbyrå. Tilgjengelig fra: https://www.ssb.no/en/befolkning/artikler-og-publikasjoner/_attachment/400328?_ts=16dbaa09488.
- Naturskadeerstatningsloven (2019) *Loven om erstatning for naturskader*. Tilgjengelig fra: <https://lovdata.no/dokument/NL/lov/2014-08-15-59> (Hentet: 25. september 2019).
- Nechyba, T. (2018) *Intermediate Microeconomics: An Intuitive Approach with Calculus*. Cengage Learning EMEA.
- NOU 1999: 7 (1999) *Flatere skatt*. Oslo: Finans- og tolldepartementet. Tilgjengelig fra: <https://www.regjeringen.no/contentassets/483077810e0548e5b71c945f9149ae0d/nou/pdfa/nou199919990007000dddpdfa.pdf>.
- NOU 2019: 7 (2019) *Arbeid og inntektssikring - Tiltak for økt sysselsetting*. Oslo: Arbeids- og sosialdepartementet. Tilgjengelig fra: <https://www.regjeringen.no/contentassets/b9ac9f756f21467f8a3230e9a8cdafa4/no/pdfs/nou201920190007000dddpdfs.pdf>.
- OECD (2019a) *Agricultural Policy Monitoring and Evaluation 2019*. Paris: OECD Publishing. Tilgjengelig fra: <https://doi.org/10.1787/39bfe6f3-en>.
- OECD (2019b) *Taxing Wages 2019*. Paris: OECD Publishing. Tilgjengelig fra: https://doi.org/10.1787/tax_wages-2019-en.
- Paradisi, M. (2016) Section 1-2: Uncompensated and Compensated Elasticities; Static and Dynamic Labor Supply, *Economics 2450A: Public Economics*. Tilgjengelig fra: https://scholar.harvard.edu/files/stantcheva/files/econ_2450a_section_1-2.pdf (Hentet: 26. oktober 2019).
- Prop. 1 LS 2018-19 (2018) *Skatter, avgifter og toll 2019*. Oslo: Finansdepartementet. Tilgjengelig fra: https://www.statsbudsjettet.no/upload/Statsbudsjett_2019/dokumenter/pdf/skatt.pdf.
- Prop. 1 LS 2019-20 (2019) *Skatter, avgifter og toll 2020*. Oslo: Finansdepartementet. Tilgjengelig fra: https://www.statsbudsjettet.no/upload/Statsbudsjett_2020/dokumenter/pdf/skatt.pdf.
- Prop. 1 S 2015-16 (2015) *Statsbudsjettet 2016*. Oslo: Finansdepartementet. Tilgjengelig fra: https://www.statsbudsjettet.no/upload/Statsbudsjett_2016/dokumenter/pdf/gulbok.pdf
- Prop. 1 S 2016-17 (2016) *Statsbudsjettet 2017*. Oslo: Finansdepartementet. Tilgjengelig fra: https://www.statsbudsjettet.no/upload/Statsbudsjett_2017/dokumenter/pdf/gulbok.pdf

-
- Prop. 1 S 2017-18 (2017) *Statsbudsjettet 2018*. Oslo: Finansdepartementet. Tilgjengelig fra: https://www.statsbudsjettet.no/upload/Statsbudsjett_2018/dokumenter/pdf/gulbok.pdf
- Prop. 1 S 2018-19 (2018) *Statsbudsjettet 2019*. Oslo: Finansdepartementet. Tilgjengelig fra: https://www.statsbudsjettet.no/upload/Statsbudsjett_2019/dokumenter/pdf/gulbok.pdf
- Prop. 1 S 2019-20 (2019) *Statsbudsjettet 2020*. Oslo: Finansdepartementet. Tilgjengelig fra: https://www.statsbudsjettet.no/upload/Statsbudsjett_2020/dokumenter/pdf/GULBOK.pdf.
- Prop. 119 S 2017-18 (2017) *Endringer i statsbudsjettet 2018 under Landbruks- og matdepartementet (tillegg til Jordbruksoppgjøret 2018 som følge av tørken)*. Oslo: Landbruks- og matdepartementet. Tilgjengelig fra: <https://www.regjeringen.no/contentassets/4f62f3c0bfd943b7bd640b8ff6a05653/no/pdfs/prp201720180119000dddpdfs.pdf>.
- Ringstad, V. (2003) *Offentlig økonomi og økonomisk politikk*. 5. utg. Oslo: Cappelen akademisk forlag.
- Røed, K. og Strøm, S. (2002) Progressive Taxes and the Labour Market: Is the Trade-off Between Equality and Efficiency Inevitable?, *Journal of Economic Surveys*, 16(1), s. 77-110. Tilgjengelig fra: <https://doi.org/10.1111/1467-6419.00160>.
- Schroyen, F. (2019a) Demand theory (cont.) and welfare measurement, *ECS504 - PhD Microeconomics I*. Norges Handelshøyskole.
- Schroyen, F. (2019b) Demand Behaviour: new version of section 5, *ECN401 - Microeconomic theory with applications*. Norges Handelshøyskole. Tilgjengelig fra: <https://nhh.instructure.com/courses/562/files?preview=77015>.
- Schroyen, F. (2019c) Convexity of DWL-function (Upublisert materiale): Norges Handelshøyskole.
- Schroyen, F. (2019d) Demand behaviour, *ECN401 - Microeconomic theory with applications*. Norges Handelshøyskole. Tilgjengelig fra: https://nhh.instructure.com/courses/562/files/76313?module_item_id=20937.
- Schroyen, F. (2019e) Mathematics for economists - a refresher, *ECN401 - Microeconomic theory with applications*. Norges Handelshøyskole. Tilgjengelig fra: <https://nhh.instructure.com/courses/562/files?preview=74757>.
- Schroyen, F. (2019f) Risk aversion and risk taking, *ECN401 - Microeconomic theory with applications*. Norges Handelshøyskole. Tilgjengelig fra: https://nhh.instructure.com/courses/562/files/78404?module_item_id=21656.
- Statistisk sentralbyrå (2019a) 09842: *BNP og andre hovedstørrelser (kr per innbygger) 1970 - 2018*. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/statbank/table/09842/> (Hentet: 18. november 2019).

-
- Statistisk sentralbyrå (2019b) *LOTTE-Arbeid*. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/forskning/mikrookonomi/inntektsfordeling/lotte-arbeid> (Hentet: 06. november 2019).
- Statistisk sentralbyrå (2019c) *Grasavlingane på Austlandet meir enn halvert i fjor*. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/jord-skog-jakt-og-fiskeri/artikler-og-publikasjoner/grasavlingane-pa-austlandet-meir-enn-halvert-i-fjor> (Hentet: 13. september 2019).
- Statistisk sentralbyrå (2019d) *Arbeidskraftundersøkelsen*. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/aku> (Hentet: 13. november 2019).
- Statistisk sentralbyrå (2019e) *Sysselsetting, registerbasert*. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/arbeid-og-lonn/statistikker/regsyst> (Hentet: 13. november 2019).
- Statistisk sentralbyrå (2019f) *Variabeldefinisjon - utførte årsverk*. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/a/metadata/conceptvariable/vardok/2744/nb> (Hentet: 13. november 2019).
- Statistisk sentralbyrå (2019g) *Begreper i nasjonalregnskapet*. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/begreper-i-nasjonalregnskapet#Lnn> (Hentet: 15. november 2019).
- Statistisk sentralbyrå (2019h) *Earnings*. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/en/lonnansatt> (Hentet: 12. november 2019).
- Statistisk sentralbyrå (2019i) *Skattestatistikk for personer*. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/statbank/table/08564> (Hentet: 13. november 2019).
- Statistisk sentralbyrå (2019j) *Innteks- og formuesstatistikk for husholdninger*. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/statbank/table/07780> (Hentet: 15. november 2019).
- Statistisk sentralbyrå (2019k) *08184: Konsumprisindeks, historisk serie (2015=100) 1865 - 2018*. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/statbank/table/08184/> (Hentet: 07. november 2019).
- Statistisk sentralbyrå (2019l) *09174: Lønn, sysselsetting og produktivitet, etter statistikkvariabel og år*. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/statbank/table/09174/> (Hentet: 12. november 2019).
- Statistisk sentralbyrå (2019m) *09786: Årslønn, påløpt. Nominelt og reelt. Gjennomsnitt for alle lønnstakere 1970 - 2018*. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/statbank/table/09786/> (Hentet: 18. november 2019).
- Stiglitz, J. E. (1988) *Economics of the public sector*. 2. utg. New York: W. W. Norton & Company.
- Stiglitz, J. E. (2000) *Economics of the public sector*. 3. utg. New York: W. W. Norton & Company.

-
- Strøm, S. og Vislie, J. (2007) *Effektivitet, fordeling og økonomisk politikk*. Oslo: Universitetsforlaget.
- Thoresen, T. O. og Vattø, T. E. (2013) *Validation of structural labor supply model by elasticity of taxable income*. (Discussion papers no. 738). Oslo: Statistisk sentralbyrå. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/forskning/discussion-papers/attachment/111362?ts=13e698acc00>.
- Thoresen, T. O. og Vattø, T. E. (2015) Validation of the discrete choice labor supply model by methods of the new tax responsiveness literature, *Labour Economics*, 37, s. 38-53. Tilgjengelig fra: <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2015.09.001>.
- Tresch, R. W. (2008) *Public Sector Economics*. New York: Palgrave Macmillan.
- United Nations (2008) International Standard Industrial Classification of All Economic Activities (ISIC), *Statistical Papers*, Series M: No. 4. Rev. 4. Tilgjengelig fra: https://unstats.un.org/unsd/publication/seriesM/seriesm_4rev4e.pdf.
- Vennemo, H. (1991) An applied general equilibrium assessment of the marginal cost of public funds in Norway, *Discussion paper*, 62. Tilgjengelig fra: https://folk.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/DP/dp_062.pdf.
- Von Hippel, P. T. (2005) Mean, median, and skew: Correcting a textbook rule, *Journal of Statistics Education*, 13(2). Tilgjengelig fra: <https://doi.org/10.1080/10691898.2005.11910556>.