

Bunching i den norske bostøtteordningen

av

Ricardo Arciniegas

Masteroppgave

Masteroppgaven er levert for å fullføre graden

Profesjonsstudiet i samfunnsøkonomi

Universitetet i Bergen, Institutt for økonomi

Juni 2019



UNIVERSITETET I BERGEN

Bunching i den norske bostøtteordningen

av

Ricardo Arciniegas, profesjonsstudiet i samfunnsøkonomi

Universitetet i Bergen, 2019

Veileder: Julian Vedeler Johnsen

Denne masteroppgaven undersøker om den norske bostøtteordningen kan sies å påvirke arbeidstilbudet til de som mottar støtten. For å kunne si noe om dette overordnede temaet undersøker jeg en mer spesifikk problemstilling, nemlig om det finnes opphopninger, eller *bunching*, i inntektsfordelingen ved bostøtteordningens to knekkpunkter. Den metodiske fremgangsmåten jeg benytter for å svare på dette er en diskontinuitetstest av typen McCrary har utviklet, i tillegg til at jeg inspiserer histogrammer som illustrerer inntektsfordelingen visuelt.

Analysen min er basert på anonymiserte data hentet fra Bostøtteregisteret, som jeg har fått tilgang til gjennom Husbanken. Med utgangspunkt i disse har jeg laget et datautvalg med observasjoner fra året like før bostøttereformen i 2009, og året etter. Jeg har benyttet STATA 15.1 i tilretteleggingen av data. Formålet med utvalget jeg gjorde var å se på om eventuelle opphopninger ved knekkpunktene fulgte etter disse da de ble endret i forbindelse med bostøttereformen i 2009.

Gjennom den empiriske analysen min fant jeg at det ikke er tegn til opphopninger i inntektsfordelingen ved første knekkpunkt i bostøttesystemet, K1. Dette resultatet gjelder både for 2008 og 2010, altså før og etter reformen. Ved det andre knekkpunktet, K2, fant jeg en opphopning i 2008. I 2010 hadde denne flyttet seg lenger til høyre for K2. Denne opphopningen er sannsynligvis forårsaket av trygdeutbetalinger, men grunnet manglende data på dette kan jeg ikke konkludere sikkert med at det ikke er opphopninger knyttet til bostøttens K2.

Resultatene for første knekkpunkt, K1, er imidlertid robuste, og indikerer at den norske bostøtteordningen ikke har påvirket arbeidstilbudet til mottakerne i årene rundt 2009-reformen for mottakere i de to laveste inntektsintervallene.

Forord

Denne masteroppgaven markerer slutten på en lærerik studietid ved Universitetet i Bergen. Arbeidet med oppgaven har til tider vært utfordrende, men mest av alt spennende og inspirerende.

Jeg ønsker å takke veilederen min, Julian Vedeler Johnsen, for nyttige tilbakemeldinger og hjelp underveis. En spesiell takk sendes også til Husbanken og til Kommunal- og moderniseringsdepartementet, for tiltroen til oppgaven min og den økonomiske støtten jeg ble tildelt gjennom deres stipender. Jeg vil også gjerne få takke Andreas Fjelltoft i Husbanken, som har svart tålmodig på alle mine spørsmål om datasettet.

Den største takken av alle ønsker jeg å rette til familien min, som har stilt opp for meg gjennom hele denne prosessen. Takk til Mateo og Gabriel, for tålmodighet og forståelse, og for deres sans for humor i kritiske stunder. Sist, men ikke minst, takk til Helene for alle gode innspill, og for oppmuntring, støtte, og kjærlighet gjennom hele studietiden.

Alt tilrettelegging av data, analyser og tolkninger i denne oppgaven er mine egne, og jeg er selv ansvarlig for eventuelle feil.

Ricardo Arciniegas

Bergen, 1. juni 2019

Innhold

Sammendrag	iii
Forord	iv
Tabeller	vii
Figurer	viii
1. Introduksjon	1
2. Den norske bostøtten og reformen i 2009	4
2.1 Bostøtteordningens historie, frem til 2009-reformen	4
2.1.1 Fra 1950 – 1970: En ytelse for barnefamilier og trygdede	4
2.1.2 Fra 1970 – 1990: En paternalistisk ordning?	5
2.1.3 Fra 1990 – 2009: De politiske målsetningene endres	5
2.2 Hvordan bostøtten blir regnet ut	6
2.2.1 Godkjente boutgifter.....	7
2.2.2 Egenandel.....	7
2.3 Viktige endringer reformen medførte.....	9
2.3.1 Endringer i minste egenandel	10
2.3.2 Endrede satser for økt egenandel.	11
2.3.3 Oppjustering av innslagspunktene for økt egenandel	11
2.3.4 Taket for godkjente boutgifter	12
2.3.5 Økte inntektsgrenser.....	13
2.4 Oppsummering.....	14
3. Teoretisk rammeverk	15
3.1 Standardmodellen for arbeidstilbud	15
3.1.1 Nyttmaksimeringsproblemet	16
3.1.2 Løsningen på nyttmaksimeringsproblemet.....	18
3.1.3 Innføring av bostøtten i modellen.....	19
3.2 Bunching-teorien.....	21
3.3 Innvendinger mot standardmodellen	23
3.4 Oppsummering.....	26
4. Tidligere empiri	27
4.1 Shroder (2002) – Bostøtteordninger ikke knyttet til negative effekter på arbeidstilbud	27
4.2 Rosenthal (2007) – Bostøtteordninger kan ha negative effekter.....	30
4.3 Tidligere empiri i Norge.....	32
4.4 Tidligere studier som ser på bunching	36
4.5 Oppsummering.....	37
5. Datagrunnlaget	39
5.1 Tilrettelegging av data fra Bostøtteregisteret.....	39
5.2 Tilrettelegging av inntektsvariabelen.....	40
5.2.1 Skattepliktig inntekt	41
5.2.2 Deflatering av inntektene.....	41
5.2.3 Svakheter i inntektsvariabelen	42
5.3 Utvalg av data for analysen.....	42

5.3.1 Avgrensninger i datasettet	42
5.3.2 Hvordan jeg har tatt høyde for trygdeytelser	44
5.4 Oppsummering av datautvalg	46
6. Metode	47
6.1 Histogram	47
6.2 Manipulasjonstest	48
6.2.1 Tetthetsestimatoren	50
6.2.2 Hypotesetesting	51
6.2.3 Valg av båndbredde	53
6.3 Oppsummering av metodiske valg	53
7. Resultater	54
7.1 Forklaring av terminologi og fellestrekk for tabellene	55
7.2 Opphopninger rundt knekkpunkt for lineær avkortning?	55
7.2.1 Histogrampresentasjon for K1	56
7.2.2 Manipulasjonstest for K1	58
7.3 Opphopninger rundt knekkpunkt for progressiv avkortning?	60
7.3.1 Histogrampresentasjon for K2	60
7.3.2 Manipulasjonstest for K2	63
7.4 Oppsummering av resultatene	65
8. Diskusjon av resultatene	66
8.1 Hvorfor er det ikke opphopninger ved K1?	66
8.2 Er det opphopninger ved K2?	69
9. Konklusjon	71
Litteraturliste	72
Appendiks A: Inntektsutviklingen for de ulike husstandsstørrelsene	76
Appendiks B: Deskriptiv statistikk etter husstandsstørrelse	84

Tabeller

Tabell 1: Minste egenandel for boutgiftene.....	10
Tabell 2: Innslagspunkt for lineær og progressiv avkortning.....	12
Tabell 3: Taket for godkjente boutgifter.....	13
Tabell 4: Implisitte inntektsgrenser i bostøtteordningen.....	13
Tabell 5: McCrary-test for K1.....	59
Tabell 6: McCrary-test for K2.....	64
Tabell A.1: Inntektsutvikling 2008 og 2010. Én-persons-husstander.....	77
Tabell A.2: Inntektsutvikling 2008 og 2010. To-persons-husstander.....	79
Tabell A.3: Inntektsutvikling 2008 og 2010. Tre-persons-husstander.....	81
Tabell A.4: Inntektsutvikling 2008 og 2010. Fire-persons-husstander.....	82

Figurer

Figur 1: Bostøtte for én-persons-husstander.....	8
Figur 2: Konsumentens tilpasning.....	18
Figur 3: Konsumentens tilpasning med bostøtte.....	20
Figur 4: Illustrasjon av et bunching individ.....	22
Figur 5: Histogram for K1_2008.....	57
Figur 6: Histogram for K1_2010.....	57
Figur 7: Histogram for K2_2008.....	61
Figur 8: Histogram for K2_2010.....	61
Figur A.1: Inntektsfordelingen etter husstandsstørrelse.....	86

1. Introduksjon

Boligpolitikken har, sammen med helse, trygd og utdanning, alltid vært en av grunnsøylene i den norske velferdsstaten. Blant de viktigste tiltakene innenfor denne politikken er uten tvil den behovsprøvde bostøtteordningen. I 2016 ble det i Norge utbetalt i overkant av tre milliarder kroner i slik støtte, fordelt på 150 000 husstander¹.

Hensikten med bostøtte har alltid vært å hjelpe mottakerne til å skaffe, eller opprettholde, akseptable boforhold, men den politiske motivasjonen bak utdelingen av støtten har gått gjennom mange forandringer siden den først ble innført i 1947. Fra å være et boligsosialt tiltak rettet mot barnerike familier og eldre har bostøtten utviklet seg til å bli et generelt velferdspolitisk virkemiddel, ikke minst som følge av den siste store reformen av ordningen, i 2009.

En viktig målsetning for denne reformen var at bostøtten ikke skulle bidra til å minske arbeidsinsentivene til mottakerne. Gjennom bostøttens historie har det nemlig blitt rettet innvendinger mot den som peker på at ordningen kan fungere som en fattigdomsfelle. Grunnen til dette er at bostøtten blir avkortet mot økende inntekt, noe som i kombinasjon med det øvrige skattesystemet kan virke negativt inn på arbeidsinsentivene til mottakerne. Med tanke på de store økonomiske ressursene som benyttes hvert år til utbetalinger av bostøtte ville det være svært uheldig dersom den hadde denne uønskede side-effekten. For å utforme boligpolitikken på mest mulig hensiktsmessig måte er norske myndigheter avhengige av solid empirisk kunnskap å basere tiltakene på, og dette ønsker jeg med denne oppgaven å være med på å bidra til.

Innenfor økonomisk teori er den potensielt problematiske sammenhengen mellom velferdsytelser og arbeidsinsentiver et mye diskutert forskningsemne. En vanlig modell å benytte når man tilnærmer seg denne sammenhengen er den såkalte standardmodellen for arbeidstilbud. Som vi skal se predikerer den at bostøtten innebærer noen inntekts- og substitusjonseffekter som kan påvirke arbeidstilbudet til mottakerne negativt. Men stemmer dette med hva som faktisk er tilfellet? Det har vært rettet mange kritiske innvendinger mot

¹ Husbanken sin Årsrapport for 2016. <https://www.husbanken.no/om-husbanken/aarsrapporter/>

standardmodellen, og som jeg skal redegjøre nærmere for er det ikke enighet i litteraturen rundt påvirkningen av bostøtte på arbeidstilbud. Som vi skal se er heller ikke de empiriske studiene av denne sammenhengen entydige nok.

I norsk kontekst finnes det så langt bare noen få studier som ser på forholdet mellom bostøtte og arbeidstilbud. De har sentrert analysene sine rundt marginaleffektene av bostøtteordningen, samt hvilke insentiver bostøttemottakere har til å øke arbeidstilbudet sitt. Videre har de estimert hvor sannsynlig det er for mottakerne å bli værende i bostøtteordningen, ved hjelp av regresjonsanalyser. Denne oppgaven skal imidlertid nærme seg sammenhengen mellom bostøtte og arbeidstilbud gjennom en litt annen inngang, som ikke har vært sett på før i norsk kontekst.

I bostøttesystemet finnes det to knekkpunkter, som jeg skal gjøre grundig rede for i løpet av oppgaven. Det som er viktig å merke seg med disse er at de markerer punktene der bostøtten blir avkortet mot økende inntekt. En rasjonell respons på dette fra bostøttemottakerne sin side, i følge bunching-teorien som jeg skal redegjøre for i denne oppgaven, ville være å tilpasse inntekten sin til like under disse knekkpunktene, for å unngå at utbetalingen av støtte blir redusert.

Dersom bostøttemottakerne tilpasser inntekten sin til knekkpunktene på den måten som bunching-teorien predikerer vil dette vises som opphopninger i inntektsfordelingen ved bostøttens to knekkpunkter. Min tilnærming til det overordnede spørsmålet om bostøttens effekt på arbeidstilbudet blir da å undersøke om det finnes slike opphopninger i det norske bostøttesystemet.

For å gjøre dette har jeg fått tilgang på data fra Husbankens bostøttere register, som jeg har laget et utvalg fra, med tanke på hvordan problemstillingen best kan undersøkes. Jeg har valgt å se på inntektsfordelingen hos de samme husstandene i to ulike år, 2008 og 2010. Dette er årene som kom like før og like etter 2009-reformen, noe som gir flere fordeler. Et av formålene med 2009-reformen var som nevnt å minske eventuelle negative påvirkninger på arbeidstilbudet, og ut i fra denne målsetningen ble knekkpunktene der avkortningen av støtte begynner hevet. Denne endringen gjør at jeg i tillegg til å undersøke om det finnes opphopninger i bostøttesystemet kan se på om disse også fulgte etter da knekkpunktene ble endret i

forbindelse med reformen. Et slikt resultat ville være en indikasjon på at bostøtten hadde innvirkning på arbeidstilbudet til mottakerne både før og etter reformen.

Metoden jeg skal benytte for å identifisere eventuelle opphopninger ved knekkpunktene i bostøttesystemet er todelt. Jeg skal for det første se etter visuelle tegn på opphopninger i histogrammer som illustrerer inntektsfordelingen, og for det andre gjøre en manipulasjonstest for å undersøke om det finnes en diskontinuitet i fordelingen ved de to knekkpunktene. Resultatene av denne undersøkelsen vil gi en indikasjon på om bostøttmottakere faktisk tilpasser seg knekkpunktene, og dermed om bostøtten har en innvirkning på arbeidstilbudet.

2. Den norske bostøtten og reformen i 2009

Jeg har altså valgt å undersøke om det finnes opphopninger ved knekkpunktene i bostøtteordningen både før og etter reformen i 2009, for å gjøre resultatene mine mer robuste. I forbindelse med bostøttereformen har det skjedd mange, og til dels store, endringer i hvordan bostøtteordningen fungerer. For den konkrete empiriske undersøkelsen jeg skal gjennomføre i denne oppgaven er det imidlertid særlig én av disse som er sentral, og det er endringene knyttet til bostøttens egenandel. De nevnte knekkpunktene som jeg skal undersøke er nemlig knyttet til egenandelen, som øker lineært når inntekten kommer over første knekkpunkt, og progressivt når inntekten kommer over andre knekkpunkt. Dette samspillet skal jeg gjøre grundig rede for i dette kapitlet, i tillegg til å forklare hvordan endringene i forbindelse med reformen påvirket det.

Først skal jeg imidlertid forklare i litt mer generelle vendinger om hvordan den norske bostøtteordningen fungerer. Jeg redegjør kort for bostøttens opprinnelseshistorie, før jeg går over til å forklare hvordan støtten regnes ut. Fokuset i forklaringen vil være på den nevnte egenandels-variabelen. Deretter forklarer jeg hvilke endringer bostøttereformen medførte for denne, og hvorfor disse er relevante for undersøkelsen jeg skal gjennomføre.

2.1 Bostøtteordningens historie, frem til 2009-reformen

2.1.1 Fra 1950 – 1970: En ytelse for barnefamilier og trygdede

I det norske etterkrigs-samfunnet har boligpolitikken som sagt spilt en sentral rolle i utbyggingen av velferdsstaten (Kiøsterud 2005). I Norge har Husbanken hatt ansvar for å administrere ulike former for bostøtteordninger helt siden 50-tallet. Den første slike ordningen ble innført allerede i 1947, og ble kalt for husleiestøtte. Målgruppen var barnerike familier, med inntekt som var mindre enn en industriarbeiderlønn, og formålet var å hjelpe disse til å forbedre boligsituasjonen sin. Dermed var husleiestøtten en ordning som først og fremst skulle bekjempe trangboddhet blant vanskeligstilte familier (Sørvoll 2011).

Fra 1965 fikk også pensjonister rett til behovsprøvd boligstøtte (Prop. 11 (2008-2009)). Sammenlignet med dagens bostøtteordning var husleiestøtten og dens etterfølgere av begrenset omfang og betydning. Ordningen fungerte mer som et supplement til andre trygdeordninger, som barnetrygd, alders- og uføretrygd i følge Kiøsterud (2005).

Husleiestøtten ble endret flere ganger, og det var ikke før på slutten av 1960-tallet at betegnelsen «bostøtte» først kom i bruk.

2.1.2 Fra 1970 – 1990: En paternalistisk ordning?

Myndighetene ønsket etterhvert å regulere husholdningens boutgifter i enda større grad, og Stortinget vedtok i 1971 derfor en omfattende utvidelse av den statlige støtten til boligkonsum (Meld. St. 76 (1971-1972)). Først da ble bostøtten slik vi kjenner den i dag innført. Ordningen skulle følge modellen i de øvrige nordiske landene, der bostøtten ble beregnet ut i fra den enkelte husholdning sine faktiske boutgifter og inntekter. På den måten skulle bostøtteordningen bli mer rettferdig og treffsikker. Ordningen var fortsatt rettet mot hushold med barn under 18 år og hushold med eldre over 64 år, eller uføretrygdede.

På begynnelsen av 1970-tallet var det strenge regler knyttet til bolig- og husstandskrav i bostøtteordningen. Disse kravene var ment å sikre husstander med høye boutgifter og lave inntekter en bolig med tilfredsstillende standard (Meld. St. 76 (1971-1972)). Som følge av dette var det kun barnefamilier, pensjonister og trygdede som bodde i hus med godkjent Husbankstandard som kunne få bostøtte. I følge Sørvoll (2011) førte altså ordningen, slik den ble formulert, til en bestemt type bolig- konsum og produksjon. Samtidig som støtten skulle være til gode for disse familiene, var den også et uttrykk for et paternalistisk statsapparat med klare føringer for hvordan boforholdene deres burde være.

I 1978 foreslo regjeringen en tilskuddsordning for pensjonister med lav inntekt og høye boutgifter. Det ble argumentert for at det ville være både rimeligere og mer effektivt å gi behovsprøvd støtte til de som trengte det mest. Ordningen skulle dekke alle boutgifter, inkludert lys og varme, ut over 15 prosent av husholdningens inntekter. I følge Kiøsterud (2005) viste dette seg å være en ordning preget av underdekning av de aktuelle boutgiftene. I 1995 ble det derfor vedtatt å slå sammen denne ordningen med Husbankens bostøtteordning. Denne sammenslåingen kan sees som starten på en gradvis oppmykning av kriteriene for å motta bostøtte, sammen med en endring i bostøttens politiske målsetninger (Kiøsterud 2005).

2.1.3 Fra 1990 – 2009: De politiske målsetningene endres

Den boligsosiale debatten i Norge har de siste tjue årene vært preget av et ønske om endring av bostøttens politiske begrunnelse i følge Sørvoll (2011). Som vi har sett ble bostøtten i begynnelsen beskrevet som et virkemiddel for å sørge for gode boforhold blant husholdninger

med lav inntekt. Hva som var gode boforhold ble bestemt ut i fra politisk definerte krav og kriterier. Så sent som i 2004 var i følge Åhren (2004) barnefamilier og pensjonister fortsatt hovedmålgruppene for bostøtte i Norge. Fremdeles fantes det tydelige og i noen tilfeller også strenge betingelser til boligen for å kunne motta støtte.

Men den tidligere beskrivelsen av bostøtten endret seg gradvis, i retning av en fremstilling av bostøtte som et viktig virkemiddel for å bekjempe fattigdom. I 2005 ble det gjort vesentlige endringer i reglene. Blant annet fikk flyktningen som deltok i kommunale introduksjonsprogram rett til bostøtte. Videre ble kravet om at boligen måtte være 40 m² fjernet for barnefamilier med barn under 18 år (Husbanken 2005). Men noen virkelig omfattende liberalisering av tildelingskriteriene for å motta bostøtte kom ikke før i forbindelse med reformen i 2009, i følge Sørvoll (2011).

Reformen medførte flere endringer. I dette kapittelet skal jeg imidlertid konsentrere meg om den endringen som er viktigst for fokuset i oppgaven min, nemlig endringene i hvordan egenandelen regnes ut. Dette går jeg over til å diskutere etter at jeg har forklart hvordan bostøtten regnes ut.

2.2 Hvordan bostøtten blir regnet ut

Både før og etter reformen bygger bostøtteordningen på de samme grunnprinsippene: De med lavest inntekt og høyeste boutgifter skal få mest støtte. Tilsvarende vil de med høyest inntekt få mindre bostøtte. Dette fordelingsperspektivet skal veies opp mot hensynet til arbeidsdeltakelse, og hensynet til en god, men nøktern bostandard.

Bostøtten blir, også etter 2009-reformen, bestemt ut ifra størrelsen på boutgiftene og inntekten. For å regne ut størrelsen på bostøtten benytter man en såkalt «gap-formel». I teorien sørger denne formelen for at bostøtten øker når boutgiftene øker, samt at den reduseres når inntekten øker. Bostøtten blir avkortet mot inntekt også etter reformen, men inntektsgrensene for når avkortningen starter er hevet. Også størrelsen på godkjente boutgifter ble endret.

For å regne ut hvor stor bostøtten skal være kombinerer man tre sentrale parameter: inntekt, husstandsstørrelsen, og boutgifter. Den norske bostøtteordningen bruker som sagt en variant av «gap-formelen» (Nordvik og Åhrén 2005), der størrelsen på bostøtten blir bestemt som én prosent av differansen mellom gapet mellom godkjente boutgifter og egenandelen. Etter

Nordvik og Åhrén (2005) er utbetalt bostøtte (A) for husholdninger som kvalifiserer for å motta bostøtte gitt ved (1):

$$A = \alpha (E^A - E^R) \quad (1)$$

der

E^A er godkjente boutgifter for beregning av bostøtte.

E^R er boutgiftene som husstanden må dekke selv. Etter reformen er dette kalt egenandel.

α er dekningsprosenten. Altså andelen av boutgifter som overstiger egenandel og som er dekket av bostøtte.

Alle parameterne i (1), med unntak av dekningsprosenten, α , varierer etter husholdningsstørrelse, inntekt og bosted.

2.2.1 Godkjente boutgifter

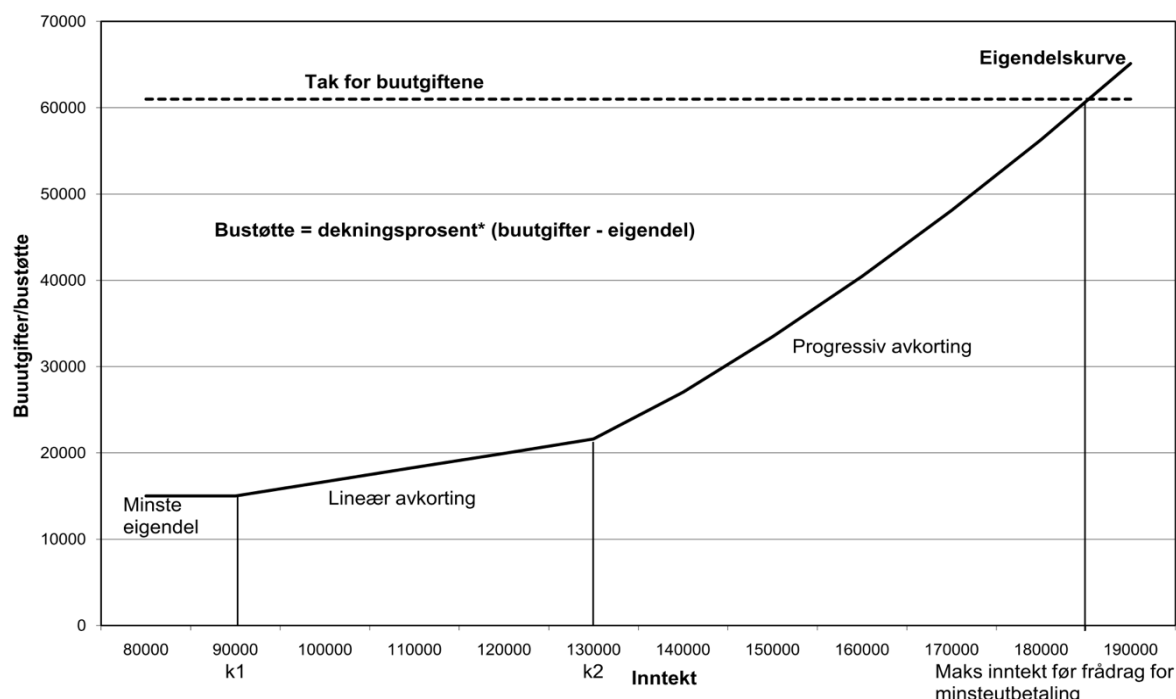
Både husstandstørrelsen, geografisk kompensasjon og faktiske boutgifter er variabler som er brukt for å regne på de godkjente boutgiftene. I bostøttesystemet er det videre et tak for hvor store de godkjente boutgiftene kan være, og dette øker naturligvis med antall personer i husstanden slik at større husstander har høyere tak enn mindre husstander.

2.2.2 Egenandel

Egenandelen i bostøtteordningen, E^R , skal gjenspeile det man anser som rimelige boutgifter. Størrelsen på egenandelen vil være avhengig av folks bruttoinntekt og hvor mange personer det er i husstanden. Den trappes opp ved økende inntekt, slik at de som tjener minst også skal betale minst egenandel. Egenandelen vil igjen påvirke størrelsen på den utbetale bostøtten. Lavere egenandel gir høyere utbetalt bostøtte, og motsatt.

Egenandelen er en sentral variabel i den norske bostøtteordningen, og for denne oppgavens problemstilling, ettersom det er innslagspunktene for når egenandelen trappes opp mot økende inntekt som skaper de to knekkpunktene jeg er interessert i å undersøke nærmere i denne oppgaven.

Figur 1: Bostøtte for én-persons-husstander



Figuren viser bostøtte for én-persons-husstander uten geografisk kompensasjon. Det er lagt inn de to knekkpunktene, K1 og K2, som indikerer starten på avkortning mot inntekt. Figuren er lånt fra Prop. 11 (2008-2009).

Ut ifra disse innslagspunktene kan man si at det finnes tre inntektsintervaller innenfor bostøtteordningen. Det første av disse består av inntekter fra 0 kroner og opp til det første innslagspunktet for økt egenandel, eller knekkpunkt K1 i *figur 1*. Det andre intervallet gjelder inntekter fra K1 og opp til det andre innslagspunktet for avkortning mot inntekt, eller knekkpunkt K2 i *figuren*. Det tredje inntektsintervallet er for inntekter høyere enn K2.

Husstander med inntekter i det første intervallet må dekke en minste egenandel av buutgiftene. Denne er den samme innenfor hele intervallet, slik at bostøtten ikke blir avkortet mot inntekter som ligger under K1. I det andre inntektsintervallet så øker egenandelen lineært, altså med en fast prosentsats, mot økende inntekt. For husstander i tredje inntektsintervall øker egenandelen progressivt, altså at prosentsatsen for avkortningen øker jo høyere inntekter mottakerne har. Bostøttereformen medførte noen små endringer på hvordan Husbanken beregner egenandelen, og jeg redegjør for disse i neste delkapittel.

Jeg har nå forklart hvordan egenandelen påvirker den utbetalte bostøtten gjennom disse knekkpunktene.

Videre vil bostøtten falle helt bort når inntekten er så høy at egenandelen er blitt like stor som taket for boutgiftene. Det vil si at de øvre inntektsgrensene for når bostøtten forsvinner kommer indirekte frem som det punktet der egendelen blir så stor at den når taket for boutgiftene. Disse inntektsgrensene varierer ut ifra flere faktorer, blant annet størrelsen på husstanden.

Det som er interessant å merke seg med dette for den videre oppgaven er at knekkpunktene jeg nettopp har beskrevet, og som markerer hvor bostøtten blir avkortet mot inntekt, virker som en implisitt skatt. Som vi skal se i den teoretiske gjennomgangen i neste kapittel, så predikerer økonomisk teori at individer responderer på slike implisitte skatter ved å endre arbeidstilbudet sitt. For tilfellet jeg skal se på kan en slik respons være at bostøttemottakere manipulerer inntekten sin, slik at de havner like under et av bostøttesystemets to knekkpunkter. På denne måten unngår de nemlig at bostøtteutbetalingen blir redusert. En slik tilpasning til den implisitte skatten som disse innebærer, vil vises som opphopninger i inntektsfordelingen i knekkpunktene.

2.3 Viktige endringer reformen medførte

Som jeg viser i gjennomgangen min av bostøttens opprinnelse ble den i utgangspunktet innført som et tiltak for å sikre barnefamilier, og etterhvert pensjonister og trygdede, anstendige boforhold.

En kritikk som har vært rettet mot bostøtten flere ganger opp gjennom dens historie er at den kunne fungere som en fattigdomsfelle. Kombinasjonen av den sterkt progressive avtrappingen av støtten og det progressive skattesystemet, ga lite inntektsmessig motivasjon til å delta i arbeidslivet. En viktig målsetning for reformen var derfor at bostøtten ikke skulle minske arbeidsinsentivene til mottakerne.

For å legge til rette for at mottakerne skulle kunne øke arbeidstilbudet sitt uten å bli straffet økonomisk for det, ble innslagspunktene for økt egenandel hevet. Videre ble satsene for hvordan selve avkortningen av støtten skulle foregå endret. Siden disse endringene som har med egenandel å gjøre er særlig relevante for problemstillingen i oppgaven min gjør jeg nærmere rede for dem i det følgende. I tillegg nevner jeg kort de endringene reformen medførte for taket for boutgifter, og de øvre inntektsgrensene for å kunne motta støtte. Alle redegjørelsene er basert på opplysninger hentet fra Prop. 11 (2008-2009).

2.3.1 Endringer i minste egenandel

Før reformen hadde egenandelen en nedre grense som varierte etter antall medlemmer i husstanden og søkerstype. Dette var også grensen for å kunne søke om bostøtte i det hele tatt. Dersom en husstand hadde boutgifter som var lavere enn denne minste egenandelen kunne de ikke få bostøtte. Videre delte departementet før reformen mottakerne i to grupper. Den første var barnefamilier og husstander der minst et medlem mottok sosialhjelp, rehabiliteringspenger eller annen tidsavgrenset uførestønad. Den andre gruppen var for husstander der minst én var over 65 år, eller der en i husstanden fikk alders-, uføre- eller gjenlevendepensjon. Den minste egenandelen husstandene måtte dekke varierte etter antall personer i husstanden. For en barnefamilie på 3 personer var for eksempel den minste egenandelen på 16 005 kroner i året. Dersom familien hadde 5 personer var den minste andelen 19 305 kroner.

Departementet merket seg at egenandelen var høyere for husstander med flere personer en for en som bodde alene, og argumenterte for at store husstander ikke nødvendigvis hadde bedre økonomi enn små familier. Altså var det ingen god forklaring på hvorfor det skulle være ulike regler for de to ulike gruppene. Reglene ble endret i 2009-reformen slik at den minste egenandelen ble satt lik for alle uten å ta hensyn til antall personer i husstanden eller type søker. Den minste egenandelen ble dermed satt til 15 000 kroner per år for alle husstandsstørrelser.

Tabell 1: Minste egenandel for boutgiftene

	<i>1-2 pers.</i>	<i>3 pers.</i>	<i>4 pers.</i>	<i>5 pers.</i>
<i>Regler per juni 2008</i>	<i>13 530</i>	<i>16 005</i>	<i>17 655</i>	<i>19 305</i>
<i>Nye regler etter 2009-reformen</i>	<i>15 000</i>	<i>15 000</i>	<i>15 000</i>	<i>15 000</i>

2.3.2 Endrede satser for økt egenandel.

Utregningen av egenandelen ble også endret i forbindelse med 2009-reformen. Før reformen var hovedregelen at egenandelen skulle utgjøre 16,5 prosent av den årlige inntekten, Y , når den oversteg det første innslagspunktet. For inntekter i det tredje inntektsintervaller (over $K2$) økte satsen for egenandelen med 0,3 prosentpoeng for hver 1 000 kroner inntekten økte. Man kan da skrive egenandelen som funksjon av inntekt slik:

$$E_{2008}^R = 0,165 * Y \quad K1_{2008} < Y \leq K2_{2008} \quad (1)$$

$$E_{2008}^R = \beta(Y, i) * Y \quad Y > K2_{2008} \quad (2)$$

Der $\beta(Y, i) = 0,165 + (0,003 * (Y - K2_{2008}))$

Etter reformen blir den minste egenandelen lagt til grunn i det første inntektsintervallet, altså opptil $K1$. I det andre inntektsintervallet, altså fra $K1$ til $K2$, blir egenandelen lik den minste egenandelen, pluss 17 prosent av inntekten som overstiger $K1$. For inntekter i det tredje inntektsintervallet, vokser egenandelen progressivt, med 0,3 prosentpoeng for hver 1 000 kroner inntekten økte. Egenandel som funksjon av inntekt i 2010 kan da skrives slik:

$$E_{2010}^R = 15\,000 + 0,17 * (Y - K1_{2010}) \quad K1_{2010} < Y \leq K2_{2010} \quad (3)$$

$$E_{2010}^R = 15\,000 + \beta(Y, i) * (Y - K1_{2010}) \quad Y > K2_{2010} \quad (4)$$

Der $\beta(Y, i) = 0,165 + (0,003 * (Y - K2_{2008}))$

Videre ble måten inntekten blir korrigert for husstandsstørrelsen endret. Det ble innført en skala for personvektene der første person hadde vekten én, og de påfølgende hadde vekten 0,1. En familie på tre vil da få en personvekt på 1,2 (1,0 + 0,1 + 0,1). Husstandsinntekten blir da dividert på personvekt, og resultatet av denne divisjonen settes opp mot de progressive opptrappingssetene.

2.3.3 Oppjustering av innslagspunktene for økt egenandel

Grensene for når bostøtten blir avkortet mot inntekt ble også oppjusterte med reformen.

Tabell 2 under viser hvilke inntekter departementet satte innslagspunktene på.

Tabell 2: Innslagspunkt for lineær og progressiv avkortning mot inntekt

	Tallet på personer i husstanden				
	1 pers.	2 pers.	3 pers.	4 pers.	5 pers.
Lineær avkortning mot inntekt (K1)					
<i>Nye regler</i>	90 000	99 000	108 000	117 000	126 000
<i>Regler per juni 2008</i>	82 000	82 000	97 000	107 000	117 000
Progressiv avkortning mot inntekt (K2)					
<i>Nye regler</i>	131 000	144 000	157 000	170 500	183 500
<i>Regler per juni 2008</i>	112 000	130 000	133 000	144 000	154 000

For en husstand med én person ble for eksempel den lineære avkortningen mot inntekt hevet fra 82 000 kroner til 90 000 kroner per år. For den samme personen ble grensen der hvor egenandelen blir progressivt trappet opp hevet fra 112 000 kroner til 131 000 kroner. I denne oppgaven skal jeg som sagt undersøke om eventuelle opphopninger i inntektsfordelingen flytter seg etter de nye grensene.

2.3.4 Taket for godkjente boutgifter

Som sagt er i utregningen av bostøtte en øvre grense for hvor store de godkjente boutgiftene kan være. Denne grensen hadde ligget fast over flere år, selv om prisene på leie og kjøp av bolig hadde steget. I følge Husbankens egen statistikk hadde 38 prosent av bostøttemottakere boutgifter over denne grensen i første kvartal 2008. Ett av formålene med reformen var å øke dette taket, slik at bostøtten tok høyde for prisutviklingen i boligmarkedet.

Taket for de årlige godkjente boutgiftene øker med antall medlemmer i husstanden. Det kan være rimelig å tenke seg at jo flere medlemmer en husstand har, jo større bolig trenger de, og dermed øker boutgiftene med husstandsstørrelsen. Med 2009-reformen ble taket hevet for alle husstandsstørrelser. Fra *tabell 3* under ser vi for eksempel at en husstand med 1 person fikk en økning i godkjente boutgifter på 6 000 kroner. Tilsvarende økningen for en husstand med 3 personer ble på 7 500 kroner per år.

Tabell 3: Taket for godkjente boutgifter. Etter husstandsstørrelsen. Utenfor storbyene

	<i>Regler per juni 2008</i>	<i>Nye regler etter 2009-reformen</i>
<i>1-2 personer</i>	55 000	61 000
<i>3 personer</i>	59 500	67 000
<i>4 personer</i>	64 000	70 000
<i>5 personer</i>	68 500	70 000

2.3.5 Økte inntektsgrenser

Økningen i taket for boutgiftene, samt endringene gjort i beregningen av egenandelen, førte til at disse implisitte inntektsgrensene økte for alle husstandsstørrelser, i og utenfor pressområder:

Tabell 4: Implisitte inntektsgrenser i bostøtteordningen.

	<i>Tallet på personer i husstanden</i>				
	<i>1 pers.</i>	<i>2 pers.</i>	<i>3 pers.</i>	<i>4 pers.</i>	<i>5 pers.</i>
Utenfor pressområder					
<i>Nye grenser</i>	178 000	200 000	222 000	245 000	264 000
<i>Regler per juni 2008</i>	163 000	174 000	182 000	194 000	205 000
Oslo					
<i>Nye grenser</i>	200 000	223 000	247 000	272 000	292 000
<i>Regler juni 2008</i>	191 000	202 000	208 000	219 000	229 000

De nye inntektsgrensene kan ha ført til at bostøttemottakere økte sin inntekt, men også at nye husstander fikk komme inn. *Tabell 4* viser for eksempel at en familie på fire, som bor i en kommune uten geografisk kompensasjon, kunne øke inntekten sin med 51 000 kroner per år før bostøtten falt bort. Tilsvarende økning for et par uten barn i samme kommune var på 26 000 kroner per år. Med andre ord kunne paret samlet øke inntekten sin med i underkant av 15 prosent uten å miste bostøtten.

2.4 Oppsummering

Som jeg har vist i dette kapittelet er bostøtten et sentralt virkemiddel i norsk boligsosial politikk. Siden 1950-tallet har ordningen vært forvaltet av Husbanken, mens kommunene fungerer som saksbehandler og kontaktinstans for den enkelte søker. Bostøtteordningen er behovsprøvd. Bostøtten blir beregnet ved hjelp av en «gap-formel». Utbetalt bostøtte er lik en fast dekningsprosent av forskjellen mellom de faktiske boutgiftene og egenandelen. Det grunnleggende prinsippet er at de med lavest inntekt og høyest boutgifter skal få mest støtte.

Den utbetalte bostøtten reduseres ved at egenandelen av boutgiftene mottakerne må dekke selv øker enten lineært eller progressivt ved økt arbeidsinntekt. Dette virker som en implisitt skatt, som sammen med det øvrige skattesystemet utgjør høye marginale skatter. En kritikk som har vært rettet mot bostøtten flere ganger opp gjennom dens historie er derfor at den kunne fungere som en fattigdomsfelle. For å rette opp i dette hevet bostøttereformen i 2009 innslagspunktene for økt egenandel.

Spørsmålet jeg skal forsøke å gi et svar på i denne oppgaven, er om det finnes opphopninger i inntektsfordelingen i disse to innslagspunktene. Den endrede plasseringen av disse som reformen medførte er gunstig for undersøkelsen min, fordi det åpner for å se på om opphopningene også tilpasser seg de nye innslagspunktene. Dersom dette er tilfelle ville det være en sterk indikasjon på at bostøtteordningen faktisk påvirker mottakerne sitt arbeidstilbud. Før jeg kommer nærmere tilbake til dette i den empiriske delen av oppgaven er det derfor viktig å kjenne til den gjeldende teorien, samt tidligere empiriske undersøkelser på dette området.

3. Teoretisk rammeverk

I forrige kapittel viste jeg hvordan bostøtten er utformet og hvordan den blir avkortet mot inntekt. Jeg redegjorde spesielt på hvordan egenandel i bostøtteordningene øker jo høyere inntekten mottakere har. Jeg argumenterte også for at en slik avkortning mot inntekt virker som en slags implisitt skatt. I dette kapitlet presenterer jeg det teoretiske rammeverket for å forstå hvordan knekkpunkter i bostøtteordningen kan påvirke mottakernes sitt arbeidstilbud.

3.1 Standardmodellen for arbeidstilbud

Innenfor økonomisk teori finnes det ulike modeller som predikerer hvordan individer tilpasser seg til skattesystemet, og endringer i dette. En mye brukt modell for å undersøke hvordan skatter og avgifter påvirker et individs arbeidstilbud er den såkalte *standardmodellen* for arbeidstilbud. Denne modellen utgjør grunnlaget for det som i litteraturen omtales som *den neoklassiske hypotesen*. Som vi skal se predikerer denne hypotesen at endringer i beskatningen vil føre til endringer i arbeidstilbudet. Eksempelvis vil en høyere marginalsatt redusere den marginale nytten av å arbeide en time ekstra, noe individer sannsynligvis vil ta hensyn til ved å tilpasse hvor mye de jobber.

I forrige kapittel viste jeg at avkortningen av bostøtten mot økende inntekt virker som en implisitt skatt. En endring i hvordan denne avkortningen skjer, som den som fant sted i forbindelse med 2009-reformen, vil derfor gi seg utslag i endret arbeidstilbud dersom antagelsene i den neoklassiske hypotesen er korrekte.

Siden standardmodellen utgjør grunnlaget både for den neoklassiske hypotesen og bunching-teorien skal jeg presentere denne i detalj i første del av kapitlet. Det er imidlertid ikke slik at den neoklassiske hypotesen er uproblematisk innenfor økonomisk teori. Mange kritiske innvendinger har blitt rettet mot den. De mest relevante av disse skal jeg kort presentere i andre del av kapitlet.

Innenfor økonomisk teori snakker man om to grunnleggende økonomiske mekanismer som påvirker et individs arbeidstilbud: inntektseffekten og substitusjonseffekten. Disse effektene kan brukes til å forstå hvordan bostøtten påvirker mottakernes sitt arbeidstilbud.

Bostøttemottakerne kan oppfatte støtten som en ekstra inntekt, som de ikke trenger å arbeide for. Inntektseffekten oppstår fordi bostøttemottakeren kan arbeide mindre, men konsumere like mye, som hvis han ikke hadde mottatt støtte. Dette kan føre til at mottakeren øker tiden han benytter til fritid relativt i forhold til arbeid. Når arbeidsinntekten til mottakeren øker, reduseres bostøtten. Dette kalles for substitusjonseffekten, og som jeg skal vise fungerer denne i praksis som en ekstra skatt på inntekten, som gjør det mindre attraktivt å selge fritiden sin på arbeidsmarkedet.

I standardmodellen for arbeidstilbud anvendes grunnleggende konsumentteori. En representativ konsument velger mellom konsum og fritid, som antas å være normale goder². Konsumenten må da velge en kombinasjon av konsum og fritid som maksimerer nytten. Modellen er statisk, noe som impliserer at det ikke tas hensyn til verken sparing eller låntaking mellom tidsperioder: Modellen ser kun på forbruk og inntekt i inneværende periode. Derfor blir konsum av markedsbaserte goder lik summen av to former for inntekt: arbeidsinntekt og arbeidsuavhengig inntekt.

Arbeidsinntekten er gitt ut ifra timesats, samt hvor mange timer det arbeides. Den arbeidsfrie inntekten er individbasert, og kan komme fra formue, partnerens inntekt, eller, mest relevant for denne oppgavens fokus: fra offentlige overføringer som bostøtte.

3.1.1 Nytemaksimeringsproblemet

Fritid (f) kan brukes til mange ting, og er antatt å gi individet velferd eller nytte, på samme måte som konsum (c). Dette gir opphav til konsumentteoriens mest velkjente problemstilling: nyttemaksimeringsproblemet. Individene må velge: Hvor mye tid skal de bruke på henholdsvis konsum og fritid innenfor rammene av en budsjettskranke?

I modellen uttrykkes preferansene til individet ved hjelp av indifferenskurver³. Alle kombinasjoner av fritid og konsum som ligger på samme kurve gir samme nytte. Ettersom individets nytte øker jo mer han konsumerer av fritid og andre goder, representerer indifferenskurvene lenger ute i diagrammet høyere nyttenivåer enn indifferenskurvene som

² Normale goder er goder man etterspør mer av når prisen på godet reduseres, eller når budsjettet til individet økes.

³ Indifferenskurver viser ulike bytteforhold mellom to goder som gir samme nytte. Individet er indifferent mellom alle tilpasninger langs den samme kurve.

ligger nærmere origo. I *figur 2* representerer U_2 et høyere nyttenivå enn det U_1 gjør.

Nyttefunksjonen kan da skrives som:

$$\text{nytte} = U(c, f) \quad (1)$$

Når et individ skal maksimere nytten sin, må han forholde seg til to restriksjoner. Den første har med tid å gjøre. Individet har kun 24 timer å fordele mellom antall timer han jobber (l) og fritid (f), slik at den første restriksjonen kan skrives som:

$$l + f = 24 \quad h, f \geq 0 \quad (2)$$

Den andre restriksjonen handler om individets budsjett. Konsumentens mulighet til å nå et høyere nyttenivå begrenses av budsjettbetingelsen. Denne er gitt som summen av individets lønnsinntekt og den arbeidsuavhengige inntekten. Bostøtten inngår i den arbeidsuavhengige inntekten, og vil ha en positiv innvirkning på individets budsjett. Budsjettrestriksjonen innebærer at tilpasningen som maksimerer individets nytte må være innenfor dennes budsjett. Dersom bostøtten er gitt ved n og timelønn ved w kan vi skrive budsjettrestriksjonen som:

$$c = wl + n \quad (3)$$

Ved å sette (2) inn i (3) får vi:

$$c = w(24 - f) + n \quad \Leftrightarrow \quad c + wf - n = 24w \quad (4)$$

Budsjettrestriksjonen viser enkelt og greit at det må være samsvar mellom inntekter og utgifter. Dersom individet har mye fritid, så jobber han lite, noe som begrenser konsumet av andre goder. I *figur 2* vises dette ved at budsjettrestriksjonen AC er fallende. Hvis individet arbeider alle de 24 timene, så kan han kjøpe varer og tjenester for $24w$. Individet kan da enten velge å bruke all tilgjengelig tid på å arbeide, og dermed øke konsumet av andre goder, eller på å arbeide mindre, og heller ha mer fritid. Dette viser at alternativkostnaden ved fritid er lik lønn. Implikasjonen av dette er at dersom lønnsraten stiger vil det også øke prisen på fritid.

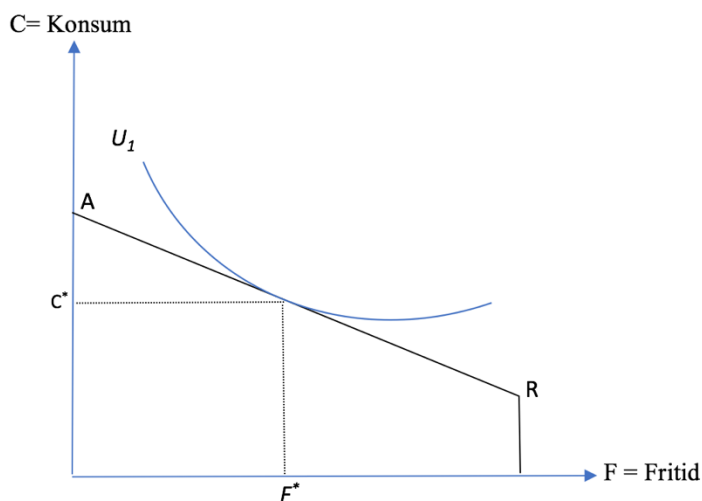
3.1.2 Løsningen på nyttemaksimeringsproblemet

Så hvordan løser konsumenten nyttemaksimeringsproblemet? Standardmodellen benytter Lagrange-funksjonen for å kunne presentere en matematisk fundert løsning:

$$\mathcal{L} = U(c, f) + \lambda(24w - c - wf + n) \quad (5)$$

Mekanismen bak maksimeringsproblemet kan også forklares ved hjelp av *figur 2*. I denne figuren er antall timer fritid (F) (tid som ikke brukes til lønnet arbeid) vist langs x-aksen. Konsumnivå (C) av andre goder vises langs y-aksen. I modellen antas det at individet kan jobbe så mye det vil, til lønnsats w , og kjøpe så mange varer og tjenester som det har råd til, til markedspris p . Dersom individet ikke mottar offentlige ytelser, kan individet velge en kombinasjon av inntekt og antall timer jobb langs AR-kurven eller under.

Figur 2: Konsumentens tilpasning



Siden det forutsettes at individet vil maksimere nytten, gitt de to restriksjonene, følger det at tilpasningen må skje der indifferenskurven tangerer budsjettrestriksjonen. I grafen er dette punktet der U_1 tangerer budsjettlinjen AR. Denne tilpasningen gir altså F^* enheter fritid og C^* enheter i konsum, og maksimerer konsumentenes nytte. Dette punktet er der den marginale substitusjonsraten mellom konsum og fritid er lik prisforholdet mellom fritid og konsum⁴.

⁴ Den marginale substitusjonsraten (MSR) mellom godene er et uttrykk for hvor mye konsumenten er villig til å gi opp av et gode for å få mer av det andre godet. MSR gir helningen på indifferenskurven.

Konsumentens tilpasning i *figur 2* er en såkalt indre løsning, altså at konsumenten bruker tid på både fritid og arbeid. Et alternativ til dette er at konsumenten heller vil bruke all sin tid på fritid eller på arbeid. I denne modellen antas det altså at konsumenten velger om han vil delta i arbeidsmarkedet. Dette valget er avhengig av konsumentens reservasjonslønn. Denne er gitt av punktet R i figuren, og indikerer at konsumenten ved dette punktet er indifferent mellom arbeid og fritid. Hvis lønnen kommer under dette punktet ønsker ikke konsumenten å selge fritiden sin på arbeidsmarkedet.

I modellen jeg har gjennomgått vil en konsument da velge å arbeide slik at den marginale nytten av å arbeide en ekstra time, for en inntekt brukt til konsum, er lik den marginale disnykten av en time mindre fritid. Dersom inntektsskatten stiger, vil den marginale nytten av å arbeide en ekstra time følgelig bli redusert, og konsumenten vil tilpasse arbeidstilbudet sitt til den endrede skatten.

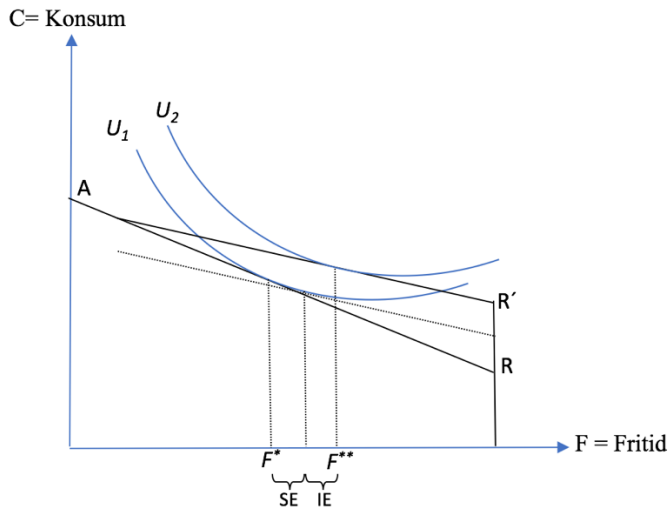
3.1.3 Innføring av bostøtten i modellen

Jeg har nå gått gjennom de grunnleggende prinsippene for den standardmodellen for arbeidstilbud. Det neste steget jeg skal gjennomføre er å vise hva som skjer med arbeidstilbudet til konsumenter som mottar arbeidsfrie inntekter, som for eksempel bostøtte.

Når vi innfører bostøtte i modellen er den første effekten at den disponible inntekten til individet øker. Dermed øker også mulighetsområdet til denne konsumenten. Han kan nå en høyere indifferenskurve, og øke nytten sin ved å konsumere mer av begge godene. Grensene for det økte mulighetsområdet er den nye budsjettbetingelsen, representert i *figur 3* ved linjen AR' . Siden bostøtten avkortes mot økende inntekt er helningen for budsjettbetingelsen noe endret.

Konsumenten forholder seg, på samme måte som før, til budsjettbetingelsen når han skal maksimere nytten sin, altså tilpasser han seg langs budsjettlinjen eller under den. Maksimeringsproblemet med bostøtte gir samme resultat som ovenfor, nemlig at kombinasjonen av fritid og konsum som gir individet mest nytte er der hvor en indifferenskurve tangerer budsjettlinjen. Denne tilpasningen gir F^{**} enheter fritid.

Figur 3: Konsumentens tilpasning med bostøtte



Gitt at fritid er et normalt gode, predikerer modellen at bostøtten vil føre til at individet tar ut mer fritid, og altså redusere arbeidstilbudet sitt. Årsaken er inntekts- og substitusjonseffekter.

I modellen innebærer inntektseffekten at individet kan arbeide mindre, og fremdeles ha samme konsumnivå, som hvis det ikke hadde mottatt bostøtte. Grafisk er inntektseffekten illustrert ved IE i figur 3, som viser endringen fra den ene indifferenskurven til den andre. Substitusjonseffekten kommer av at bostøtten er en behovsprøvd ordning; den reduseres når individets inntekt øker. Dersom konsumenten ikke får bostøtte kan han selge fritiden sin for en gitt lønn. Men hvis konsumenten mottar bostøtte får han denne redusert ved økt inntekt. I praksis er dette altså en ekstra skatt på arbeidsinntekten som gjør det mindre attraktivt å arbeide mer. Størrelsen på den totale effekten avhenger av størrelsen på bostøtten, samt individets preferanser for fritid versus konsum av andre goder.

Standardmodellen for arbeidstilbud danner grunnlaget i argumentasjonen som påstår at bostøtteordninger reduserer arbeidstilbudet. Konsumentenes villighet til å selge sin fritid i arbeidsmarkedet endrer seg når den mottar bostøtte fordi bostøtteordninger innebærer inntekts- og substitusjonseffekter. Modellen er en viktig teoretisk stein som hjelper å forstå hvordan bostøtteordninger kan påvirke konsumentene, men langt ifra en alminnelig sannhet.

3.2 Bunching-teorien

Jeg skal nå utvide standardmodellen for arbeidstilbud ved å introdusere knekkpunkter i budsjettrestriksjoen. Eksempler på slike knekkpunkter er som sagt dem man finner i bostøtteregelverket. I følge Saez (2010) kan knekkpunkter i budsjettrestriksjonen forstås som en skatteendring. Han utvikler et rammeverk for å forstå hvordan knekkpunkter påvirker adferden til individene. Jeg følger dette rammeverket for å forklare hva en opphopning er, samt hvordan knekkpunkter i bostøtteregelverket kan føre til opphopninger av mottakere rundt disse punktene.

Som jeg sa antar standardmodellen at individene verdsetter konsum positivt, mens nytten reduseres ved å bruke tid på arbeid fremfor fritid. I optimum vil den marginale nytten av å jobbe en ekstra time være lik den marginale dis-nytte av en time mindre fritid.

Nyttefunksjonen er fremdeles den samme som før, med unntak av at man veksler mellom antall timer med inntekt (z). Vi introduserer videre en lineær budsjettrestriksjon med en konstant marginal skattesats t , og der individsinntektene z er fordelt med en tetthetsfunksjon $h(z)$. Med null skatt er konsumet lik inntekt. Heterogenitet i inntekt z skyldes differenser i preferanser eller evner, og er tatt hensyn til i nyttefunksjonen $u(c,z)$ blant individer. Individets budsjettrestriksjon kan da skrives som:

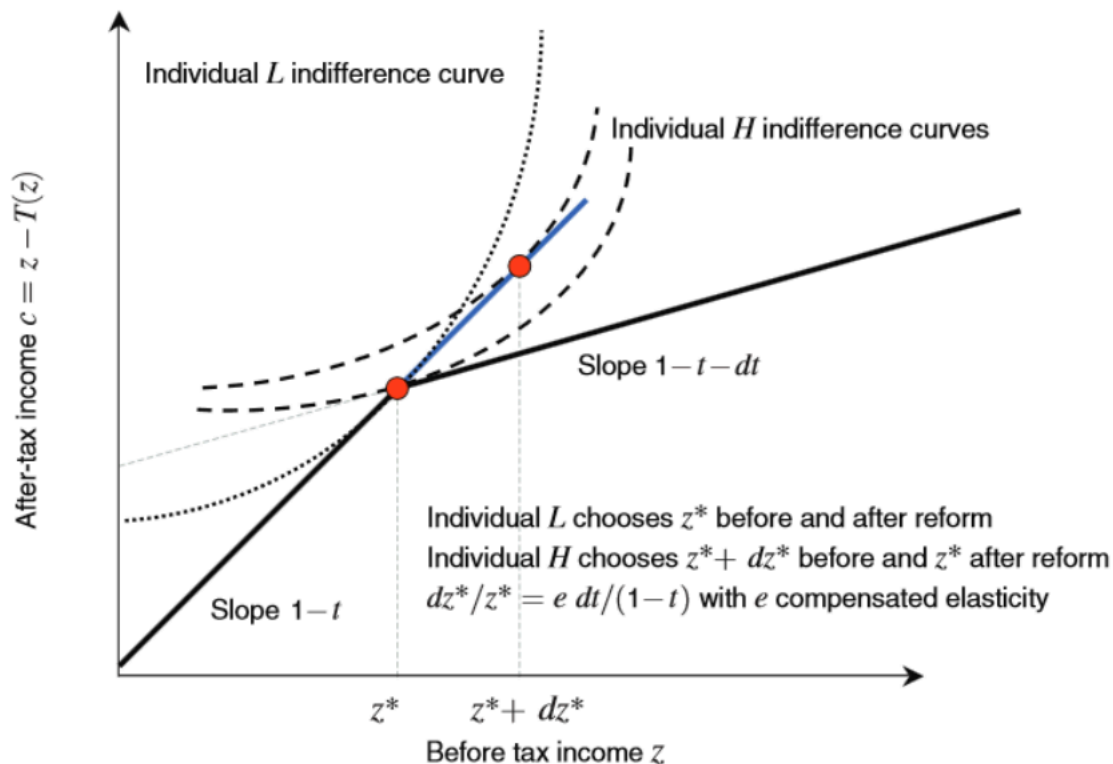
$$c = (1 - t)z$$

Vi antar nå at den marginale skattesats øker fra t til $t+dt$ for inntekter over z^* som vist i *figur 4*. Dette skaper et knekkpunkt i budsjettrestriksjonen. Dette knekkpunktet fører da til at individer som hadde inntekter i intervallet $[z^*, z^*+dz^*]$ før knekkpunktet var introdusert, nå *buncher* seg i knekkpunktet.

Vi kan skille mellom tre ulike individer med forskjellige tilpasninger til knekkpunktet. L-individer, med inntekter lavere enn z^* før skatteendringen, er ikke påvirket av endringen i den marginale skattesatsen, og har en indifferenskurve som fremdeles tangerer den laveste delen av budsjettrestriksjonen med helning $1 - t$. Individer med høyere inntekter enn z^* vil hope seg opp i knekkpunktet. Før skatteendringen hadde individ H en inntekt lik $z^* + dz^*$, og som vist i *figur 4* tangerte dennes indifferenskurve budsjettrestriksjonen, som hadde helning lik $1 - t$. Når den marginale skattesatsen endrer seg vil ikke denne indifferenskurven tangere

budsjettrestriksjonen lenger, og individet blir da nødt til å tilpasse seg ved en lavere indifferenskurve. Den nye indifferenskurven vil tangere nøyaktig på knekkpunktet ved den nedre delen av budsjettrestriksjonen med helning lik $1 - t - dt$.

Figur 4: Illustrasjon av et bunching individ



Figuren illustrerer de ulike differenskurvene som fører til ulike inntekter. En økning i den marginale skattesatsen i z^* fører til et knekkpunkt i skattesystemet. Alle individene, slik personen H, med inntekter i intervallet $(z^*, z^* + \Delta z^*)$ vil redusere inntekten sin og vil hope seg opp i z^* . Figuren er lånt fra Saez (2010).

Alle individer som befinner seg i inntektsintervallet $[z^*, z^* + dz^*]$ før endringen i den marginale skattesatsen vil redusere inntekten sin, og tilpasse seg ved en inntekt lik z^* , på lik linje som individ H. Dette fører til en opphopning på dette inntektsnivået, som følge av endringen i den marginale skattesatsen. Størrelsen på opphopningen er avhengig av hvor stor endringen i den marginale skattesatsen er, og antall individer rundt knekkpunktet. Merk at *bunching* i z^* ikke vil føre til såkalt «missing mass» rett etter knekkpunktet, fordi individer med enda høyere inntekter (*større enn* $z^* + dz^*$) kan redusere sin inntekt, og fylle opp dette gapet.

Bunching er en rasjonell tilpasning til knekkpunkter i det marginale skattesystemet. Det er imidlertid ikke sikkert at alle individer kan endre inntekten sin til det som ville være optimalt, på grunn av såkalte *friksjoner* i den virkelige verden. Friksjonene kan oppstå som følge av rigide arbeidstider, manglende evne til å endre inntektskilder, manglende informasjon om skattesystemet eller generell treghet. Som følge av disse friksjonene vil opphopningen gjerne ikke være konsentrert til ett punkt like før, eller i, knekkpunktet, slik teorien tilsier, men være fordelt utover flere punkt i nærheten av dette.

Saez (2010) måler hvor store opphopninger er ved hjelp av den kompenserte inntektselastisiteten. Denne er brukt til å måle hvordan individer reagerer på endringer i den marginale skattesatsen. Man måler den prosentvise endringen i inntekt z^* på en prosentvis endring i en annen variabel, for eksempel den marginale skattesatsen t . Saez (2010) demonstrerer at størrelsen på opphopningen ved knekkpunktene vil være proporsjonal med størrelsen på den kompenserte inntektselastisiteten.

I denne oppgaven skal jeg imidlertid ikke beregne størrelsene på eventuelle opphopninger. Jeg nøyer meg heller med å avdekke om det er tegn til opphopninger blant bostøttemottakere ved hjelp av en diskontinuitetstest, som foreslått i McCrary (2008). Denne gjør jeg grundig rede for i metode-kapittelet.

3.3 Innvendinger mot standardmodellen

Den standard arbeidstilbudsmodellen som bunching-teorien er bygget på predikerer altså at bostøtteordninger kan ha negative effekter på arbeidstilbudet. Modellen har imidlertid blitt utfordret på flere områder. I denne delen vil jeg derfor trekke frem noen av de viktigste kritiske innvendingene mot modellen, og diskutere i hvilken grad disse er relevante for mitt problemfelt.

Shroder (2002) viser til to utfordringer med den neoklassiske hypotesen. Den første er at i standardmodellen er bostøtteordningene behandlet som ekstra arbeidsfri-inntekt. Dette er en uheldig forenkling fordi bostøtteordningen ikke er en generell inntektsoverføring. Den er knyttet til at boligkonsumet er på et gitt nivå. Murray (1980) og argumenterer for at effekten av bostøtteordninger burde behandles som en prisreduksjon på et normalt gode (bolig), heller enn som en ekstraintekt.

I teorien vil en prisreduksjon på bolig øke etter etterspørselen etter det blant bostøttemottakerne. Ifølge Shroder (2002) vil konsumentene reagere på denne priseffekten ved å øke arbeidstilbudet sitt for å få råd til økt boligkonsum. Hvis vi følger den samme teoretiske tankegangen kan vi også forvente samme priseffekt på komplementære goder. Rosenthal (2007) viser til at økt boligkonsum og bedre boligstandard også vil øke etterspørselen etter komplementære goder som innbo. Denne økte etterspørselen etter komplementære goder vil igjen slå ut i økt arbeidstilbud blant konsumentene. Dette er stikk motsatt av det den statiske modellen predikerer.

I følge Shroder (2002) finnes det dessuten flere mulige effekter av bostøtteordninger på arbeidstilbud, som den neoklassiske hypotesen ikke tar hensyn til. I mangel på tilstrekkelig empiri skisserer han flere potensielle muligheter. Selv om bostøtten i teorien kan hjelpe en familie til å flytte vekk fra nabolag med lavere levekår, kan effekten like gjerne være motsatt. Bostøttemottakere kan samle seg i nabolag med dårligere levekår, siden det der er generelt lavere bolig- og leiepriser. De lave kostnadene kan igjen bidra til at insentivene for å arbeide blir mindre, slik at bostøttemottakeren i verste fall slutter i jobben sin.

Videre kan det tenkes at bostøtteordninger hjelper husstanden til å skaffe seg større bolig. Det økte privatlivet som dette medfører kan bidra positivt til muligheten for å søke jobb. Bostøtteordninger kan også hjelpe mottakere til å kunne studere, noe som på sikt kan forbedre jobbmulighetene til mottakerne. I hvilken grad disse mulige effektene slår ut i virkeligheten er imidlertid et empirisk spørsmål, som det ifølge Shroder (2002) burde forskes mer på for å forstå effekten av bostøtte på arbeidstilbudet.

En annen faktor man kunne inkludere i analysen av bostøtteordningen er i følge Olsen, Tyler, King og Carrillo (2005) de potensielle effektene fra andre trygdeytelser. Alle bostøttemottakere med arbeidsinntekt må betale skatt, og mange kvalifiserer også for andre trygdeordninger. Effekten av bostøtteordninger på arbeidstilbud er avhengig av mulighetsområder husholdningene har med og uten bostøtten, og trygdeytelsene er med på å påvirke disse områdene. Dermed burde en analyse av bostøtteordningens effekt på arbeidstilbud inkludere dette samspillet. Det kan for eksempel tenkes at en bostøttemottaker også mottar andre trygdeytelser som sosialhjelp, og effekten av begge to kan og kan ikke redusere arbeidstilbudet hans. Dette avhenger av hvordan ordningene er formet ut. Dette er

noe som er relevant for denne oppgaven, og som vi skal se en mulig kilde til skjevheter i resultatene. En nærmere redegjørelsen om dette blir presentert i data-kapittelet.

Nordvik og Åhren (2005) stiller seg på sin side kritiske til at den neoklassiske hypotesen ikke inkluderer mulige fordeler av arbeidsinntekt. De argumenterer at bostøttemottakere kan ha insentiver til å selge mer av fritiden sin på arbeidsmarkedet, fordi økt arbeidsinntekt kan gi dem økte fremtidige pensjonsutbetalinger. Økt arbeidsinntekt kan videre gi rett på arbeidsledighetspenger og andre trygdeytelser. Å beregne disse effektene nøyaktig er vanskelig, men poenget til Nordvik og Åhren (2005) er nettopp at uten slik kunnskap kan ikke en endelig konklusjon trekkes. Som jeg skal vise i neste kapittel forskes det på akkurat dette i dag ved NOVA.⁵

Nordvik og Sørvoll (2013) foreslår å komplementere den neoklassiske hypotesen med langsiktige effekter av bostøtteordninger på mottakerne. Spesielt er forfatterne opptatt av at det undersøkes hvordan bostøtteordninger påvirker mottakernes selvtillit og velvære på lang-sikt. Den neoklassiske hypotesens snevre analyser av marginaleffekter og kortsiktige arbeidsinsentiver risikerer ifølge forfatterne å forsømme viktige aspekter av bostøtteordningens effekter på mottagernes arbeidstilbud. Denne forsømmelsen kan, i likhet med andre faktorer som ikke er tatt tilstrekkelig høyde for, føre til at de som skal utforme bostøtte-politikken tar feil avgjørelser, og dermed ender opp med en støtteordning med utilsiktede konsekvenser.

Jeg har nå gjennomgått de viktigste innvendingene mot den neoklassiske hypotesen og den statiske modellen for arbeidstilbudet i en bostøtte kontekst. Innvendingene går i hovedsak på hvordan man behandle bostøtteordninger i analysen; som ekstraintekt eller som en prisreduksjon på et normalt gode. Videre er det rettet kritikk mot modellen for å være over-simplifisert. Felles for alle innvendingene er at de angriper den neoklassiske hypotesen sin tendens til overforenkling. Kritikken går på at modellen ikke tar hensyn til potensielle kilder til skjevheter, som for eksempel samspillet mellom bostøtteordninger og andre trygdeytelser.

⁵ «Vanskeligstilte på boligmarkedet: Effekter av tiltak». NOVA. Prosjektleder: Viggo Nordvik. Ferdigstilles i 2020

Videre er sosial mobilitet, og andre mer langsiktige effekter, utelukket fra modellen, noe som gjør at den kan fremstå i overkant urealistisk.

For denne oppgaven tenker jeg at noen innvendinger er mer relevant enn andre. Schone (1992) viser at dersom man betrakter bostøtten som en prisreduksjon på et normalt gode istedenfor ekstrainntekt, vil bostøtten føre til en *økning* i et individs arbeidstilbud. Dette er stikk motsatt med den neoklassiske hypotesen. Det blir interessant å se om datagrunnlaget jeg har fått utlevert fra Husbanken motbeviser denne kritikken og støtter den neoklassiske hypotesen.

3.4 Oppsummering

I sum kan man si at økonomisk teori rundt bostøtteordningens effekter på arbeidstilbud ikke er entydig. Ut ifra standardmodellen vil støtten føre til at arbeidstilbudet reduseres. Men som jeg har vist kan det tenkes at det finnes mange effekter av bostøtten som ikke blir tatt tilstrekkelig høyde for i denne hypotesen: kanskje er premissene for prediksjonene den gjør altfor forenklete til at disse kan være gyldige i virkeligheten. Som mange av de som kommer med kritiske innspill til hypotesen påpeker: Det trengs mer empirisk forskning.

Formålet med denne oppgaven er å bidra til mer empirisk kunnskap om disse spørsmålene i en norsk kontekst. Med bakgrunn i bunching-teorien blir det interessant å se i hvilken retning resultatene av den empiriske undersøkelsen i denne oppgaven peker. Som sagt skal jeg undersøke om det finnes tegn til opphopninger ved bostøtteordningens to knekkpunkter. Det blir interessant å se om resultatene vil støtte opp det teorien predikerer, som antyder at bostøtten vil påvirke arbeidstilbudet til mottakerne negativt.

Før jeg analyserer mine egne funn på dette området er det imidlertid viktig å ha en oversikt over hva som finnes av tidligere relevant empiri, og i hvilken retning denne peker. Dette har jeg derfor viet neste kapittel til.

4. Tidligere empiri

Det er en utbredt bekymring blant økonomer at bostøtteordninger kan svekke mottakerne sine insentiver til å delta i arbeidsmarkedet. Man har derfor forsøkt å evaluere effektene av boligsosiale ytelser, både her i Norge og i utlandet (Nordvik & Åhren 2005). I dette kapitlet skal jeg se på tidligere studier som har analysert sammenhengen mellom bostøtteordninger og selv-forsørgelse, altså insentiver til å arbeide.

Jeg begynner kapitlet med en gjennomgang av to motstridende litteraturstudier. Shroder (2002) er en omfattende litteraturgjennomgang med 18 studier som argumenterer for at det ikke finnes bevis på negative effekter av bostøtteordninger på arbeidstilbud. Rosenthal (2007) presenterer et svar på Shroder (2002) og analyserer flere studier som motbeviser hans argumentasjon. Til sist presenterer jeg forskningen som er gjort i Norge de senere årene.

4.1 Shroder (2002) – Bostøtteordninger ikke knyttet til negative effekter på arbeidstilbud

I *Journal of Housing Economics* stilte Shroder (2002) følgende spørsmål: “*Does housing assistance perversely affect self-sufficiency?*”

For å nærme seg et mulig svar foretar han i artikkelen en gjennomgang av utgitte empiriske studier, som analyserer effekten av ulike bostøtteordninger på inntekt og arbeidsmarkedsaktivitet blant mottakere. Konklusjonen Shroder (2002) trekker ut fra denne litteraturen er at selvforsørgelsen ikke blir påvirket av bostøtteordninger. Han presiserer imidlertid at denne konklusjonen gjelder på kort sikt, ettersom det ikke finnes empirisk grunnlag for å si noe om langsiktige effekter.

Jeg skal nå se litt nærmere på Shroders litteraturstudie, ettersom denne representerer en omfattende gjennomgang av forskning på svært relevante spørsmål for min oppgave. Shroder (2002) oppsummerer 18 forskjellige studier, som i 2002 var nylig utgitte. Studiene deler han inn i tre like store grupper. Den første gruppen studier sammenligner gjennomsnittsutfall i populasjonen mellom de som mottar en form for bostøtte og de som ikke gjør det. For å gjøre dette studerer de effekten ulike bostøtteordninger har på selvforsørgelse for folk som nettopp har sluttet med andre trygdeordninger.

En innvending mot disse studiene er ifølge Shroder (2002) at de lider sterkt under *omitted-variable bias*, ettersom de ikke kontrollerer for faktorer som kan påvirke utfallet. De uavhengige variablene i studien er korrelert både med den avhengige og de andre uavhengige variablene, som ikke er tatt med i modellen. Dermed blir det vanskelig å trekke kausale sammenhenger mellom bostøtteordninger og selvforsørgelse ved hjelp av denne empiriske analysen.

Den andre gruppen studier er noe mer robuste ifølge Shroder (2002). Han gjennomgår seks studier som utfører ulike regresjonsteknikker på datamateriale hentet fra spørreundersøkelser på nasjonalt nivå i USA. Her skal jeg kort redegjøre for to av disse, som kommer til ulike konklusjoner.

Den første, Painter (2001), er en analyse av effekten størrelsen på bostøtteordningen kan ha på arbeidsinsentivene. Han henter datamaterialet sitt fra *Survey of Income and Program Participation (SIPP)*, og begrenser analysen til enslige mødre med lav inntekt. Painter legger vekt på å ta hele velferdssystemet med i betraktingen. Han peker på at mange familier som er med i bostøtteordninger også mottar andre sosiale stønader, og at å gjøre analyser av kun et program kan føre til skjevheter i resultatene. Painter (2001) bruker regresjonsligninger i redusert form, for å finne en potensiell kausaleffekt av størrelsen på bostøtte på arbeidsmarkedsdeltakelse. Han finner ikke noe statistisk signifikant effekt av dette, og konkluderer med at selv store beløp med boligsosiale ytelser ikke impliserer svekkede arbeidsinsentiver.

Den andre studien jeg vil trekke frem, Fischer (2000), kommer frem til motsatt konklusjon. Der analyserer forfatteren hvordan implisitt skatt påvirker arbeidsmarkedsdeltagelsen blant husstander som er med i bostøtteordninger. Datamaterialet han bruker er hentet fra *American Housing Survey* mellom 1993 og 1997. Han bruker to metoder for å gi svar på problemstillingen. For det første sammenligner han arbeidstilbudet, målt i antall timer arbeid, blant deltakere i *Aid to Families with Dependent Children (AFDC)* programmet, som fikk bostøtte, med arbeidstilbudet blant de som ikke fikk det. Han bruker en *difference-in-difference* analyse og sammenligner arbeidstilbudet blant AFDC-deltakere med og uten bostøtte for ulike nivåer av bostøtte. Han finner at blant AFDC-deltakere har bostøtteordningen betydelige inntektseffekter på arbeidstilbudet. Den andre metoden Fischer

bruker er å sammenligne arbeidstilbudet blant husstander før og etter de begynner å motta bostøtte. Også her finner Fischer (2000) at bostøtteordninger reduserer arbeidstilbudet til bostøttemottakerne. Som den neoklassiske hypotesen predikerer skjer dette gjennom inntekts- og substitusjonseffekter.

En kritisk innvending til begge disse studiene er i følge Shroder (2002) at de henter datamaterialet sitt fra spørreundersøkelser. Han argumenterer for at slike data kan inneholde *reporting-error-bias*, og dermed være unøyaktige. Løsningen er ifølge Shroder (2002) enten å komplementere datamaterialet med andre datakilder, eller å anta at unøyaktighetene er tilfeldige, og dermed ikke korrelerte mot andre forklaringsvariabler.

Den tredje og siste gruppen av studier i Shroder (2002) sin litteraturgjennomgang inneholder multivariate statistiske analyser, som bruker lokale administrative data. Disse studiene har noen fordeler framfor de som bruker nasjonale spørreundersøkelser som datagrunnlag. Shroder (2002) ser spesielt positivt på at slike lokale studier gjør det mulig å kontrollere for lokale markedsforhold, slik at man kan isolere effekten av bostøtteordningen fra andre mulige effekter. Det er videre mulig å korrigere for *reporting-error-bias* på lokalt nivå, siden forskerne raskt kan kontrollere opplysningene. Generelt finner studiene i denne gruppen enten veldig små positive effekter av bostøtteordningen på arbeidsmarkedsdeltakelse eller ingen effekt i det hele tatt. Studiene lider imidlertid av en *seleksjonsskjevhet*, ettersom utvalget av respondenter ikke er gjort tilfeldig, og derfor ikke er representativt for populasjonen. Studiene forsøker å minimere denne svakheten ved å inkludere en mengde kontroll-variabler i regresjonsligningene. Videre kontrollerer de fleste studiene for *simultaneity bias*⁶, noe som gjør resultatene de kommer frem noe mer robuste.

I sum klarer ikke Shroder (2002) å avkrefte den neoklassiske hypotesen om at bostøtteordninger har negative effekter på selvforsørgelse. Hovedgrunnen til dette er ikke at studiene kommer frem til robuste resultater som motbeviser den neo-klassiske hypotesen, men at flere av studiene har store metodologiske svakheter med tilhørende svake empiriske resultater. Som jeg har vist i gjennomgangen av litteraturstudien, bruker de seks første studiene en veldig svak empirisk metode. De neste seks lider sterkt av endogenitet, seleksjonsskjevheter og *reporting-bias*, uten at dette i tilstrekkelig grad blir kontrollert for, i

⁶ Form for endogenitet. En forklaringsvariabel korrelert med feilledet.

følge Shroder (2002). De siste seks studiene, som bruker de sterkeste empiriske modellene, kommer frem til blandede resultater. Selv om Shroder (2002) altså konkluderer med at bostøtteordningene ikke har noen effekt på arbeidsmarkeds-deltakelsen på kort sikt, er diskusjonen på ingen måte avsluttet.

Gjennomgangen til Shroder har ført til at økonomer har forsøkt å forbedre den empiriske tilnærmingen til spørsmålet om bostøtte. I neste del skal jeg se nærmere på Rosenthal (2007) sin gjennomgang av noen nyere studier, som peker i en annen retning enn de som ble sammenfattet i Shroder (2002).

4.2 Rosenthal (2007) – Bostøtteordninger kan ha negative effekter

Rosenthal (2007) tar opp tråden etter arbeidet til Shroder (2002), og oppdaterer debatten med en gjennomgang av nye studier av bostøtteordningens effekt på selvforsørgelse. Rosenthal (2007) trekker frem fem studier som viser at bostøtteordninger faktisk reduserer arbeidstilbudet og inntekten blant mottakere på kort sikt, noe som er i tråd med den neoklassiske hypotesen. Disse studiene benytter mer sofistikerte empiriske metoder som etter Rosenthals vurdering er mye mer treffsikre enn de som Shroder gikk gjennom. Likevel anerkjenner Rosenthal at heller ikke hans gjennomgang medfører en endelig konklusjon i denne debatten, ettersom nye studier stadig kommer ut, med blandede resultater. Men gjennomgangen hans er et sterkt argument for at den neoklassiske hypotesen ikke er utdatert.

Den første studien Rosenthal (2007) gjennomgår er Olsen et al. (2005). Den benytter et paneldata-sett av husholdninger som fikk en form for bostøtte («*rental assistance*») mellom 1995 og 2002. De kombinerte dette datasettet med andre registerdata for å estimere effekten av ulike bostøtteordninger på arbeidsmarkedsdeltakelsen, og inntekten til disse mottakerne. Det interessante med denne studien er at datasettet de bruker er basert på et svært stort tilfeldig utvalg av bostøttemottakere i hele USA, i tillegg til et tilfeldig utvalg av husstander som ikke var omfattet av bostøtteordninger. I tillegg inneholder datasettet flere kontrollvariabler som fanger opp mulige effekter av andre støtteordninger på arbeidstilbudet.

Studien fokuserer på to ting. For det første regner de frem sannsynligheten for at individer fortsetter i jobb etter å ha mottatt bostøtten. For det andre analyserer de endringer i arbeidstilbudet ved endringer i bostøtten. Resultatene Olsen et al. (2005) kommer fram til er

at tradisjonelle bostøtteordninger har betydelige negative effekter på insentivene til å arbeide. Bostøtteordningene førte til lavere arbeidsinntekt blant mottakere enn det som ville vært tilfelle uten bostøtten. Forfatterne av studien styrker den empiriske analysen ved å teste effekten for mindre grupper, tatt fra datasettet, som har ulike bakgrunn. Dette er i følge forfatterne en måte å redusere risikoen for seleksjonsskjevheter.

Susin (2005) støtter resultatene som Olsen et al. (2005) kommer frem til, men ved hjelp av et annet datasett. Susin kombinerer samme paneldatasettet som Olsen et al. (2005) bruker med et datasett hentet fra spørreundersøkelser. Videre inkluderer Susin (2005) en kontrollgruppe, som ikke er del av noe bostøttesystem, i datasettet for å unngå skjeve resultater. Susin finner at bostøttemottakere hadde 19 prosent lavere økning i arbeidsinntekt enn kontrollgruppen. Dette tyder på at bostøtteordninger har negative effekter på selvforsørgelse blant bostøttemottakerne, i følge Susin.

Abt Associates (2006) bidrar videre til debatten med en analyse av effektene *housing vouchers* kan ha på arbeidstilbud, arbeidsinntekt, og boligstandard blant deltakere. De estimerer effekten av å motta *housing vouchers* ved hjelp av *Intention-to Treat (ITT)* og *Treatment-on-Treated (TOT)* metoder ved hjelp av et datasett fra seks byer i USA. Abt Associates (2006) finner at bostøttemottakere reduserer arbeidsinntekten og arbeidstilbudet på kort sikt, men at denne negative effekten svekkes over tid. Helt konkret finner de at bostøttemottakere reduserer arbeidstilbudet med ti prosent og arbeidsinntekten med i overkant av \$300 amerikanske dollar i gjennomsnitt over det første halvåret.

Den siste studien Rosenthal (2007) trekker fram er Jacob og Ludwig (2012). Denne undersøkelsen benytter seg av et lotterisystem brukt i Chicago, for å tildele plasser på venteliste for bostøtte («*vouchers*»). Ventelisten ble etablert i 1997, og Jacob og Ludwig fulgte tildelingen frem til 2003. De som fikk de laveste lotterinumrene rakk ikke å motta bostøtte mens analysen pågikk. Denne ordningen kan benyttes som et naturlig eksperiment, siden ventelisteplassene ble tilfeldig tildelt. På samme måte som de andre studiene gjennomgått i Rosenthal (2007) finner Jacob og Ludwig (2012) betydelige svekkelser i arbeidsinntekt og arbeidstilbud blant de som fikk tildelt bostøtte. I forhold til kontrollgruppen reduserte bostøtten arbeidstilbudet med elleve prosent, og gjennomsnittlig arbeidsinntekt med femten prosent.

Som jeg har vist er den internasjonale debatten om effekter på arbeidstilbud og arbeidsinntekter ikke over. Shroder (2002) sin gjennomgang av atten ulike studier konkluderte med at bostøtteordningen ikke har negative effekter på arbeidstilbudet på kort sikt. Mange av disse studiene led imidlertid av metodiske svakheter, som svekker de endelige resultatene, og dermed Shroders konklusjon. Empirien i studiene som Rosenthal (2007) presenterer synes å være mer solid. Disse studiene peker i retning av en negativ effekt på arbeidstilbudet, som følge av bostøtteordninger. Denne empirien bidrar til å understøtte de teoretiske prediksjonene jeg gjennomgikk i forbindelse med den standardmodellen og den neoklassiske hypotesen. Det er imidlertid for tidlig å konkludere med at denne hypotesen stemmer, ettersom det stadig kommer ut nye studier, med stadig mer sofistikerte empiriske metoder, som peker i ulike retninger.

En annen faktor som er relevant for denne oppgaven, er at studiene i både Shroder (2002) og Rosenthal (2007) er hentet fra en amerikansk kontekst. Det finnes mange ulikheter mellom norske og amerikanske bostøtteordninger, i tillegg andre relevante forskjeller i trygde- og skattesystemet, samfunnsoppbygging, øvrige velferdsordninger, og så videre. Ettersom min egen studie forholder seg til en norsk kontekst vil jeg derfor se på hva som finnes av empiriske studier her til lands, og hvilke eventuelle konklusjoner disse kommer fram til.

4.3 Tidligere empiri i Norge

I Norge er det så langt gjort lite empirisk forskning på hvordan bostøtten påvirker arbeidstilbudet til mottakerne. Hvilken effekt ulike boligsosiale tiltak har på vanskeligstilte er temaet for et prosjekt som nå pågår ved Velferdsforskningsinstituttet NOVA, noe som forhåpentligvis vil resultere i mer relevant empiri innen avslutningen i 2020. Per nå finnes det så vidt jeg vet bare noen få empiriske studier som er relevant for min problemstilling.

Nordvik (2012) forsøker å beskrive hvilke insentiver bostøttmottakere har til å øke inntekten sin gjennom økt arbeidstilbud. For å nærme seg et svar benytter han tre ulike empiriske tilnærminger i analysen.

Det første Nordvik (2012) gjør er å beregne de empiriske marginaleffektene. Disse skal beskrive hvordan inntekter etter skatt og bostøtte påvirkes av en inntektsøkning. Nordvik

velger å se på effekten av en inntektsøkning på hhv 1 000, 10 000, 50 000 og 100 000 kroner. I studien er marginaleffektene kun beregnet for bostøttemottakere som ikke er helt utenfor arbeidslivet. Det vil si at individer som mottar alders- og uførepensjon er utelukket fra analysen. Datagrunnlaget gir noen resultater som støtter Nordvik sin hypotese om at de samlede marginaleffektene ikke er så skadelige for faktisk arbeidstilbud. Det vil si at marginaleffektene han finner ikke hindrer viljen til selvforsørging.

Dette kan det i hovedsak være tre årsaker til i følge Nordvik. Den første av dem er at avkortningen i bostøtte når inntekten øker først inntreffer når ligningsinntektene for det aktuelle året blir tilgjengelig. Dette kan skje så lenge som ett og et halvt år etter inntektsøkningen. Nordvik argumenterer for at en avkortning i fremtiden muligens er et svakere dis-incentiv enn dersom den hadde skjedd umiddelbart. Den andre årsaken han peker på er reformen i 2009, som gjorde bostøttesystemet mer tilgjengelig og lettere å forstå, noe som kan ha påvirket hvordan bostøttemottakere tilpasser arbeidstilbudet sitt. Den siste årsaken Nordvik (2012) trekker fram, som kan ha gjort at marginaleffektene ikke har så sterke effekter på arbeidstilbudet, er at bostøtten ikke er en generell inntektsoverføring. Støtten er knyttet til at boligkonsumet er på et gitt nivå. En bostøtte på x kroner er mindre verdt enn x kroner, fordi husholdet ikke kan bruke pengene til annet enn bolig. Husholdningene trenger derfor mindre enn x kroner for å bli kompensert for bortfall av bostøtten. Dette kan føre til at bostøttemottakerne finner det attraktivt å selge mer av sin fritid i arbeidsmarkedet.

Den andre empiriske tilnærmingen Nordvik benytter er å se på hvor lenge husstander av ulike typer er i bostøttesystemet, såkalt «bostøttekarriere». For å gjøre det beregner han overlevelsesfunksjoner. Disse funksjonene skal belyse mottakere som forblir stønadsmottakere fra en periode til neste. Metoden går ut på å se alle som fikk bostøtte i mai 2009, og for hver enkelt av de etterfølgende månedene rapportere hvor mange av de opprinnelige bostøttemottakere som har falt ut av datasettet, og hvor mange som fremdeles er der, frem til april 2010.

Nordvik (2012) bruker så disse overlevelsesfunksjonene til å drøfte hvilke mekanismer som bidrar til lengre eller kortere perioder som bostøttemottaker. Han finner at 75,6 prosent av dem som fikk bostøtte i mai 2009 hadde hatt bostøtte gjennom hele perioden til og med april 2010. Sannsynligheten for å falle ut i løpet av måned blir da på 2,5 prosent.

Nordvik (2012) trekker to konklusjoner ut ifra dette. For det første er det tydelig at bostøtten ikke bare fungerer som et beskyttelsesnett på kort sikt, siden en betydelig andel av mottakerne får støtte over en lengre periode. Tallene tyder imidlertid heller ikke på at bostøtten fungerer som en velferdssfelle. En konstant sannsynlighet for å falle ut på 2,5 prosent i måneden innebærer at nesten 60 prosent av bostøttemottakere faller ut i løpet av en treårsperiode.

Disse konklusjonene gir videre et noe sammensatt bilde, fordi bostøttemottakerne er en heterogen populasjon. For eksempel finner Nordvik (2012) at andelen barnefamilier som forblir i ordningen er ganske lav. I gruppen *Andre barnefamilier* forsvant i underkant av 40 prosent i løpet av ett år. Alders- og uførepensjonister er en mer stabil mottakergruppe. I disse gruppene var det hhv. 22 og 25 prosent som forsvant. Nordvik (2012) forklarer disse resultatene med at det i gruppen med barnefamilier gjerne finnes voksne som er midlertidig utenfor arbeidsstyrken, eller som er i deltidsarbeid. De har med andre ord større mulighet til å øke inntekten sin enn det trygdede og alderspensjonister har.

Det er verdt å merke seg at disse resultatene er basert på bostøttemottakere i mai 2009. En mulig svakhet ved studien er at det kun brukes ett år som analyseperiode, siden populasjonen kan ha hatt ulik forhistorie som bostøttemottakere. Nordvik (2012) understreker at resultatene kunne ha vært annerledes dersom vi hadde sett på en annen tidsperiode, eller dersom vi hadde beskrevet overlevelsesfunksjonene for populasjonen blant dem som kom inn som bostøttemottakere for første gang i en bestemt periode.

Det siste Nordvik (2012) gjør i studien er å se på hvordan det å forbli lenge i bostøttesystemet samvarierer med et sett av forklaringsvariabler. Ved hjelp av en *logit-modell* undersøker han hvilke faktorer som påvirker sannsynligheten for å falle ut av ordningen en eller annen gang mellom mai 2009 og april 2010. I modellen brukes det tre typer forklaringsvariabler. Den første inneholder husholdningens inntekt, samt et empirisk mål for den implisitte marginale skattesatsen husholdningene står ovenfor. Den andre gruppen forklaringsvariabler beskriver husholdningenes kjennetegn ved hjelp av dummier. Den siste gruppen kontrollerer for geografiske soner ved hjelp av dummier. Disse fanger opp variasjonen i de lokale boligmarkedene. Modellen estimeres for søkergruppene *Enslige forsørgere*, *Andre barnefamilier*, *Øvrige støtteberettigede* og *Andre pensjonister*.

Modellene er estimert på et datasett med over 35 000 observasjoner. Dette gjør at modellene føyer data på en god måte. Alle koeffisientene som rapporteres i Nordvik (2012) er signifikante på et ett-prosentsnivå. Modellene er som sagt designet til å fange opp hvordan sannsynlighetene for overlevelse i ett år påvirkes av de implisitte marginale skattesatsene.

Nordvik (2012) finner at koeffisienten for den implisitte marginale skattesatsen er positiv for barnefamilier. Altså at sannsynligheten for å forbli bostøttemottaker er større jo høyere implisitt skattesats mottakeren står overfor. Koeffisienten er imidlertid ikke signifikant forskjellig fra null. Når det gjelder *Enslige forsørgere* finner Nordvik (2012) at referansehusstanden har en sannsynlighet for å forbli bostøttemottakere i ett år på 64,5 prosent. Dersom inntekten økes med ett standardavvik (59 700 NOK) faller sannsynligheten med 2,3 prosentpoeng. Dersom inntekten derimot reduseres med et standardavvik øker sannsynligheten med 4,1 prosentpoeng. Nordvik (2012) skriver videre at størrelsen på effektene er ganske små selv om de statistisk sett er signifikante. Dette gjelder for hushold i søkergruppen *Andre barnefamilier*.

Funnene i Nordvik (2012)⁷ er i tråd med det Nordvik & Åhren (2005) hadde funnet tidligere, nemlig at bostøtten ikke har en negativ effekt på selvforsørgelse. Som jeg har forklart bruker Nordvik (2012) tre tilnærminger for å undersøke dette. Den første går på å beregne marginals kattene ved bostøtten. Videre beregne han overlevelsesfunksjoner som sier noe om hvor lenge husstander er i bostøttesystemet. Til slutt beregne han sannsynlighet for å fortsette å være bostøttemottaker ved hjelp av en *logit-modell*. Ingen av metodene tilsier noe annet enn at bostøtten ikke hemmer insentivene til arbeid.

I Norge er det, så vidt jeg vet, så langt ingen som har sett på sammenhengen mellom arbeidstilbud og bostøtte gjennom å se etter bunching ved knekkpunktene, slik jeg skal gjøre. Med tanke på dette har jeg funnet noen interessante tidligere studier fra andre kontekster, som vi kort skal se på avslutningsvis.

⁷ Chen (2006) finner lignende resultater i Sverige

4.4 Tidligere studier som ser på bunching

Opphopninger, eller bunching, har vært et tema i flere forskningsartikler de senere årene. Det finnes allerede nå en stor litteratur om denne metoden, der majoriteten av studiene undersøker tegn til opphopninger i individers personlige inntekt. Dette er også det jeg skal undersøke. Selv om jeg skal bruke en annen metode for å avgjøre om det er opphopninger enn estimeringen av inntektselastisitet, som er benyttet i mange av disse studiene, er det derfor interessant å se på konklusjonene i noen av de mest relevante.

Saez (2010) undersøker om potensielle mottakere av «*earned income tax credit*», som er et refunderbart skattefradrag for husstander med lave inntekter, manipulerer inntekten sin for å kvalifisere for dette fradraget. Saez finner en stor opphopning ved det første knekkpunktet. Elastisiteten han rapporterer er høyere for selvstendige næringsdrivende enn vanlige lønsmottakere. Dette indikerer at førstnevnte gruppe tilpasser seg slike knekkpunkter i større grad enn andre. Videre finner Saez (2010) at opphopningene blir større over tid, noe som kan indikere at desto lenger tid som går, desto mer bevisste blir mottakerne på at dette skattefradraget finnes, og tilpasser inntektene sine ut i fra det.

Chetty, Friedman, Olsen og Pistaferri (2011) undersøker data fra Danmark hentet fra skatteligningene i perioden fra 1994-2001 for å finne ut om det er opphopninger i det danske skattesystemet. Metoden de bruker er stort sett den samme som i Saez (2010), men med en litt ulik tilnærming. De estimerer den kontrafaktiske fordelingen ved hjelp av en polynomisk tilnærming til knekkpunktet. I denne oppgaven skal jeg også bruke en polynomisk tilnærming, men for å estimere den empiriske fordelingen blant bostøttmottakere. Chetty et al. (2011) finner, i likhet med Saez (2010), at selvstendige næringsdrivende har høyere inntektselastisiteter enn lønsmottakere.

Seim (2012) undersøker om det finnes tegn til opphopninger i det svenske skattesystemet. Han fokuserer analysen på et knekkpunkt som oppstår som en konsekvens av hvordan formueskatten er utformet. Han bruker inntektsdata for 1999 til 2006 for å finne ut om skattebetalere manipulerer formuen sin for å komme under knekkpunktet ved 900 000 SEK, og på denne måten unngå formueskatten på 1,5 prosent. Resultatene av analysen han gjennomfører viser tegn til opphopninger rundt dette knekkpunktet. Videre finner han at

personer med høyere kognitive evner tilpasser seg i større grad enn andre, ettersom disse gjerne har god innsikt i hvordan skattesystemet fungerer, og dermed kan tilpasse seg etter det.

Felles for alle de overnevnte studiene er at lønsmottakere tilpasser seg i veldig liten eller ingen grad, og har små inntektselastisiteter. Studiene viser noe høyere inntektselastisiteter for selvstendige næringsdrivende, som altså hoper seg opp ved knekkpunktene i større grad enn vanlige lønsmottakere. En mulig grunn til dette er at selvstendignæringsdrivende har mer fleksibilitet i form av at de kan endre arbeidstilbudet sitt mye raskere enn lønsmottagere. Alle de overnevnte studiene bruker histogrammer for å undersøke mulige tegn til opphopninger, slik jeg også skal gjøre i denne oppgaven.

4.5 Oppsummering

I dette kapitlet har jeg gjort rede for den tidligere empirien som jeg har vurdert som mest relevant. Jeg var særlig interessert i å finne ut om den tidligere empirien peker i noen bestemt retning i forhold til om bostøtte påvirker arbeidstilbudet. De to store litteraturgjennomgangene jeg valgte å fokusere på viste seg å komme til så godt som motsatte konklusjoner her.

Den første av litteraturgjennomgangene, Shroder (2002,) kommer frem til at den neoklassiske hypotesen, om bostøtteordningens negative effekter på selvforsørgelse, ikke viser seg å stemme. Han viser til flere studier gjort i USA, med ulike bostøtteordninger, som kommer frem til at det ikke er grunnlag for å hevde at bostøtteordninger har negative effekter på arbeidstilbudet. Som jeg nevnte i gjennomgangen min har flere av disse studiene tydelige empiriske svakheter. Blant annet er det kontrollert for verken seleksjonsskjevheter eller *reporting-bias* i analysen.

Etter Shroder (2002) sin gjennomgang ble det utført flere studier, med bedre empiriske tilnærminger. I sin litteraturstudie gjennomgår Rosenthal (2007) noen av disse, som viser seg å peke i motsatt retning i forhold til de som er sammenfattet i Shroder. Resultatene i disse studiene, som er mer solide empirisk sett, indikerer at bostøtten har en negativ effekt på arbeidsinsentiver, i samsvar med den neoklassiske hypotesen.

I norsk kontekst er det Norvik (2012) som har utført den siste analysen av dette spørsmålet. Han konkluderer med at den norske bostøtten ikke ser ut til å fungere som en fattigdomsfelle. Han viser til at de fleste bostøttemottakere faller ut av systemet ganske raskt, noe som tyder på at bostøtten ikke har noen særlig effekt på arbeidstilbudet. I norsk sammenheng virker konklusjonen altså å ligge nærmere den som Shroder (2002) kom fram til, nemlig at bostøtteordninger ikke bidrar til å svekke mottakerens arbeidstilbud.

5. Datagrunnlaget

I dette kapittelet skal jeg presentere datagrunnlaget som oppgavens empiriske undersøkelse er basert på. Jeg beskriver kort de rådataene jeg har fått tilgang til gjennom Husbanken, for så å si litt om arbeidet jeg hatt med å tilrettelegge disse for bruk. Videre har jeg valgt ut noen av disse tilrettelagte dataene ut ifra hva jeg har bedømt som hensiktsmessig for å svare på denne oppgavens problemstilling, som er om det finnes opphopninger ved bostøtteordningens to knekkpunkter. I kapittelet gjør jeg rede for hvilke valg jeg har tatt for å få plass det endelige datautvalget mitt, og begrunnelsene mine for disse. Jeg diskuterer også en potensiell kilde til skjevheter i resultatene i forbindelse med inntektsvariabelen i datautvalget mitt, samt hvordan jeg har tatt høyde for denne feilkilden i den videre analysen.

5.1 Tilrettelegging av data fra Bostøtteregisteret

Datasettet jeg benytter i denne oppgaven er hentet fra Bostøtteregisteret som Husbanken fører over alle som søker bostøtte i Norge. For å behandle søknadene de får henter Husbanken opplysninger om bostøttesøkere fra blant annet Folkeregisteret, Skatteetaten, Nav, Matrikkelen, Husbankens låneregister, den aktuelle kommunen, og Difi sitt kontakt- og reservasjonsregister⁸. Dette er de samme rådataene som har blitt benyttet i andre norske studier av effekten av bostøtte, som Nordvik (2012) og NOVA (2011).

I rådataene fra Bostøtteregisteret var det mer enn ti millioner observasjoner som var ført på varierende måter i løpet av den tidsperioden de strakk seg over. Eksempelvis kunne bosted være ført som kommunenavn i én periode, og som postnummer i en annen. Dette gjorde det naturligvis vanskelig å sammenligne opplysningene fra før reformen med de etter reformen, som jo var et hovedmål i den empiriske analysen jeg var interessert i å gjøre. Derfor har jeg investert mye tid og arbeid i å tilrettelegge datasettet jeg fikk utlevert, ved hjelp av STATA 15.1. Målsetningen var å gjøre dataene så anvendelige som mulig for denne oppgavens formål.

Rådataene ble levert i 88 ulike csv-filer, med opplysninger om alle som søkte om bostøtte fra 2004 til 2013. Fra 2004 og til og med august 2007 var observasjonene av husstandene tertiale, med én fil per tre måneder. Fra september 2007 og videre til 2013 var observasjonene

⁸ <https://www.husbanken.no/bostotte/taushetsplikt-og-personvern/>

månedlige, slik at det for denne lengste perioden var snakk om én fil per måned. Jeg ønsket å koble sammen dataene for hele denne perioden.

Observasjonene er lagret med et anonymt løpenummer for hver husstand. Siden jeg var interessert i å undersøke eventuelle opphopninger blant mottakerne over tid valgte jeg å organisere dataene etter disse løpenumrene da jeg koblet filene sammen.

Til sammen utgjør alle observasjonene et paneldatasett, altså et datasett med opplysninger over flere tidsperioder for hver husstand.

I store datasett som det jeg bruker i denne oppgaven kan det forekomme tilfeller der ikke alle husholdningene har observasjoner for de ulike variablene, eller for de ulike tidsperiodene. I datasettet mitt var det en del slike manglende verdier, noe som gjør det til et ubalansert paneldatasett. Dette i motsetning til et balansert datasett, som inneholder observasjoner av alle husholdninger i alle tidsperioder (Verbeek 2012). Forklaringen på disse manglende verdiene kan rett og slett være at den aktuelle husholdningen ikke søkte om bostøtte i den aktuelle perioden, eller at observasjonen er lik 0. Alternativt kan manglende verdier være et resultat av ufullstendig informasjonshenting, eller feil ved produksjonen av statistikken. De manglende verdiene har jeg satt lik null eller utelatt fra datasettet.

For å få sammenlignbare opplysninger for hele tidsperioden måtte jeg også lage nye variabler, med et felles kodesystem. Et eksempel på dette er opplysninger om bosted. I datasettet var det flere variabler som registrerte bosted til bostøttesøkerne på ulike måter. Jeg lagde derfor en ny variabel for hele tidsperioden som brukte samme registreringsmåte. Flere variabler ble laget av samme årsaker.

5.2 Tilrettelegging av inntektsvariabelen

Datasettet jeg fikk utlevert fra Husbanken inneholdt variabler som blant annet beskriver husstandens bosted, formue, inntekt, hvor mange barn de har, om de er pensjonister eller uføretrygdede, størrelsen på husleien, familiesituasjon med mer. Med tanke på målsetningen for denne oppgaven, som er å undersøke om det finnes bunching ved knekkpunktene i bostøtteordningen, er det særlig en av disse variablene som er viktig: inntekt. Jeg skal derfor redegjøre nærmere for de valgene jeg har tatt i tilretteleggingen av denne variabelen.

5.2.1 Skattepliktig inntekt

I datasettet er det variabler for personlig inntekt, alminnelig inntekt, faktisk inntekt, utenlandsinntekt og husstandens samlede årsinntekt. Jeg har valgt å bruke den siste av disse, som altså viser husstandens samlede årsinntekt, inkludert eventuelt formues-tillegg. Dette er også den variabelen som er benyttet i Nordvik (2012), for å analysere marginaleffektene av bostøtteordningen på mottakernes arbeidsinsentiver.

Grunnen til at jeg har valgt denne fremfor de andre er at den inneholder inntektene til alle medlemmene i husstanden, og ikke bare den som søker om bostøtte. Dette er viktig fordi knekkpunktene i bostøtteordningen som sagt varierer etter hvor mange personer det er i husstanden. For å se om mottakerne hopper seg opp rundt sine respektive knekkpunkter er det derfor nødvendig å ta med inntekten til hele husstanden.

Husbanken henter opplysninger om skattepliktige inntekter fra siste tilgjengelig ligning for å beregne bostøtten. Som jeg tidligere har forklart er juli en spesiell måned i så måte, fordi det er da det kommer nye inntektsopplysninger. Disse opplysningene blir brukt til å beregne bostøtten opp til ett og et halvt år frem i tid, slik at det er ligningen fra 2008 som blir brukt til å beregne bostøtte fra juli 2009 til juni 2010. Dette gjør at noen bostøttemottakere kan ha to ulike inntekter i løpet av samme kalenderår. Videre kan noen bostøttemottakere få sin faktiske⁹ inntekt satt som grunnlag for beregning av bostøtten, istedenfor inntekten fra skatteligningen. I datasettet mitt kan noen husstander i løpet av et kalenderår derfor ha opptil 12 ulike inntektsopplysninger. For å gjøre den videre analysen enklere valgte jeg grunnet dette å bruke ligningsinntekten som bostøtteutbetalingen er basert på. Det vil si at en husstand jeg har inntektsopplysninger for i 2008 ikke nødvendigvis mottok støtte dette året, men kanskje ikke før i 2009 eller 2010.

5.2.2 Deflatering av inntektene

Ettersom observasjonene i datasettet mitt er spredd over mange år, fra 2004 til 2013, kan man ikke sammenligne de ulike inntektene uten videre. En krone i et gitt år, for eksempel 2008, svarer ikke til en krone i 2010. For å få sammenlignbare tall er jeg nødt til å ta hensyn til den

⁹ Faktisk inntekt i bostøtteordningen er brutto inntektene (inntektene før skatt) husstanden faktisk har i den måned husstanden søker bostøtten for.

generelle prisstigningen over tid, samt en eventuell realøkning i arbeidsinntekter. Inntektsvariabelen jeg har valgt er derfor deflatert, med utgangspunkt i en konsumprisindeks (KPI) og lønnsstatistikken hentet fra Statistisk sentralbyrå (2018). Eksempelvis var reallønnsveksten i Norge i perioden fra 2008 til 2010 på 4,7 prosent, i følge Nymoen, Bjørnstad og Jordfald (2015). I datasettet har jeg benyttet 2008 som basisår, og inntekter for andre år blir justert deretter.

5.2.3 Svakheter i inntektsvariabelen

En svakhet med inntektsvariabelen jeg skal bruke, og med Bostøtterregisteret for øvrig, er at det ikke er mulig å skille mellom arbeidsinntekt og trygdeytelser. I følge kontaktpersonen min ved Husbanken var det ikke vanlig å føre statistikk over dette i den perioden jeg undersøker.

Dette er problematisk først og fremst fordi jeg kan få skjeve resultater. Eventuelle opphopninger av bostøttemottakere ved knekkpunktene kan skyldes utbetalinger av trygdeytelser, heller enn at mottakere manipulerer inntekten sin i forhold til knekkpunktene. Eventuelle endringer i arbeidstilbudet fra 2008 til 2010 kan være *biased* av samme grunn. Denne svakheten i datasettet er imidlertid mulig å ta hensyn til, og jeg gir en nærmere redegjørelse for hvordan jeg har forsøkt å korrigere den til en viss grad i kapittel 5.3.2.

5.3 Utvalg av data for analysen

For å svare på problemstillingen min om det finnes opphopninger ved knekkpunktene i bostøtteordningen er det ikke nødvendig å bruke hele datasettet jeg fikk utlevert av Husbanken. Jeg har forsøkt å gjøre et utvalg fra datasettet basert på hva jeg bedømte som mest hensiktsmessig for denne oppgaven. I det følgende gjør jeg rede for de generelle valgene jeg har tatt, før jeg går inn på hvordan jeg har forsøkt å minimere støy fra eventuelle trygdeytelser i utvalget.

5.3.1 Avgrensninger i datasettet

Ettersom jeg er interessert i å se etter opphopninger av arbeidsinntekter er det ikke interessant med bostøttemottakere som står helt utenfor arbeidsstyrken. Jeg har derfor utelukket husstander som faller under gruppene *Pensjonister* eller *Uføretrygdede* uten tilknytning til

arbeidslivet. Dermed består utvalget mitt kun av bostøttemottakere i kategoriene *Enslige forsørgere*¹⁰, *Andre barnefamilier*, og *Øvrige støtteberettigede*.

En annen avgrensning jeg måtte gjøre har med tidsperiode å gjøre. Datasettet jeg har fått tilgang til gjennom Husbanken inneholder som sagt data om bostøttemottakere som strekker seg fra 2004 til 2013. Det ideelle ville ha vært å observere utviklingen for de samme individene over hele denne tidsperioden. Men som Nordvik (2012) peker på er «bostøttekarrieren» for de fleste ganske kort.

Dette faktumet gjør at det ikke er mulig å observere utviklingen for de samme individene over en lengre tidsperiode. Dersom jeg hadde valgt en tidsperiode som strekte seg over mer enn tre år ville jeg sittet igjen med for få husstander til å kunne gjennomføre en robust analyse. Jeg ble derfor nødt til å begrense tidsintervallet for utvalget jeg skal undersøke nokså kraftig, og valgte da å konsentrere meg om perioden fra 2008 til 2010. Man kan likevel tenke seg at inntektsfordelingen i 2008 muligens også er representativ for intervallet 2004 – 2008, ettersom det ikke skjedde noen endringer av betydning i bostøtteregelverket i løpet av disse årene. På samme måte er det sannsynlig at inntektsfordelingen i 2011, 2012 og 2013 likner den jeg måtte finne i 2010, ettersom det også var samme regelverk, med samme knekkpunkter, som gjaldt for disse årene.

Fordelen med å velge ut perioden fra 2008 til 2010 er at jeg kan sammenligne inntektsfordelingen i året før bostøttereformen i 2009 med fordelingen i året etter reformen, når alle endringene var trådt i kraft. Med et slikt utvalg får jeg muligheten til å se om eventuelle opphopinger ved knekkpunktene flytter etter de endrede inntektsgrensene som reformen innebar, noe som i så fall ville være en sterk indikasjon på en potensiell årsakssammenheng mellom bostøtteordningen og arbeidstilbudet til mottakerne. Det er altså bare de husstandene det foreligger sammenhengende inntektsopplysninger om i hele perioden 2008 – 2010 jeg har med i utvalget. Ved å være sikker på at det er de samme husstandene jeg ser på både før og etter reformen unngår jeg at potensielle nye eller endrede inntektsopphopninger i 2010 skal kunne tilskrives tilfeldigheter.

¹⁰ Enslige forsørgere med barn under 18 år

Det endelige datautvalget jeg skal undersøke videre i denne oppgaven består da av totalt 28 998 unike husstander med sammenhengende inntektsopplysninger fra 2008 til 2010. Disse husstandene hører som sagt til i kategoriene *Enslige forsørgere*, *Barnefamilier for øvrig* og *Andre støtteberettigede*.

5.3.2 Hvordan jeg har tatt høyde for trygdeytelser

Bostøttemottakere i datautvalget mitt kan ha krav på ulike skattepliktige trygdeytelser samtidig som de får bostøtte. Eventuelle utbetalinger av andre trygdeytelser vil stå oppført som inntekt i skatteligningen Husbanken bruker til å beregne bostøtten, og dette kan som sagt gi skjeve resultater. Dette er en mulig feilkilde som heller ikke Nordvik og Åhrén (2005) har eliminert fra sin studie. De skriver ikke noe om hvorfor de ikke har tatt hensyn til dette, men jeg kan tenke meg at det for hans utregning av marginaleffektene av samspillet mellom skattesystemet og avkortningen av bostøtte ikke er like avgjørende om ligningsinntekten kommer fra arbeid eller trygd, ettersom eventuelle trygdeytelser også blir avkortet mot økende inntekt. Imidlertid anbefaler Nordvik (2012) fremtidige studier av bostøtten i denne perioden å bruke inntektsregisteret fra SSB, for slik å kunne identifisere mottakere av trygd. Samtidig advarer han om at prosjekt som ville benytte dette registeret må påregne svært lang tid for å skaffe de nødvendige tillatelsene, og deretter mye arbeid med å tilrettelegge komplekse data. Med tanke på denne oppgavens begrensede omfang lar ikke en slik omfattende bruk av tid og ressurser seg forsvare.

På tross av manglende registerdata har jeg likevel forsøkt å minimere støyen fra potensielle trygdeytelser i datautvalget mitt. Fremgangsmåten min har vært å se på hvilke ytelser bostøttemottakerne kan ha krav på, for så å finne ut av hvilke satser som gjaldt for disse i de aktuelle årene. Dersom jeg fant uforholdsmessig mange observasjoner ved akkurat disse satsene ville det være en indikasjon på at disse var forårsaket av trygdeytelser.

Aktuelle trygdeordninger for bostøttemottakere i datautvalget mitt er dagpenger, arbeidsavklaringspenger¹¹ (AAP), kvalifiseringsstønad, introduksjonsstønad, barnebidrag,

¹¹ Arbeidsavklaringspenger (AAP) ble innført i 2010 og gis i stedet for de tidligere ytelsene attføringspenger, rehabiliteringspenger og tidsbegrenset uførestønad.

kontantstøtte eller overgangsstonad¹². Mottakere av slike ytelser kan ha krav på bostøtte. Data fra SSB viser for eksempel at 29 prosent av deltakere i kvalifiseringsprogrammet som fikk utbetalt kvalifiseringsstonad også fikk statlig bostøtte i 2015¹³. Dagpenger og barnebidrag har ikke noe fast sats, da beregningen av disse vil være individavhengig, men for de fem andre aktuelle ytelsene finnes det felles satser. Tre av disse, overgangsstonaden, introduksjonsstonaden og kvalifiseringsstonaden, følger dessuten den samme satsen: Utbetalingene av disse ytelsene utgjorde maksimalt to ganger grunnbeløpet i folketrygden (2G). Videre blir alle disse ytelsene avkortet mot inntekt, slik at for å få maksimalt utbetaling måtte husstandene ha null arbeidsinntekt. I 2008 utgjorde 2G 138 216 kroner, mens 2G i 2010 utgjorde 149 442 kroner.

Neste steg i utelukkelses-prosessen var som sagt å finne ut om det fantes uforholdsmessig mange observasjoner ved akkurat disse inntektene. Det var det imidlertid ikke. En mulig forklaring på dette er at mottakerne for å få maksimal utbetaling må ha null arbeidsinntekt, noe som sannsynligvis ikke er tilfelle for særlig mange av mottakerne i kategoriene jeg har valgt ut.

Det jeg derimot fant i datautvalget mitt var svært mange observasjoner for inntekten 133 472 kroner i 2008 og 148 716 kroner i 2010. Disse inntektene ligger bare noen få tusenlapper under 2G. Videre er disse inntektene de med suverent flest observasjoner uavhengig både av husstandsstørrelsen og bosted i datautvalget mitt. Inntekten med nest flest observasjoner, uavhengig av disse variablene, er ikke i nærheten av så mange observasjoner som de to ovennevnte inntektene. Det virker usannsynlig at dette skulle være tilfeldig. Jeg velger derfor å utelukke husstandene som har observasjoner enten for 133 472 i 2008, eller for 148 716 i 2010, fra datautvalget mitt. Det er snakk om 2 345 slike husstander, slik at det endelige utvalget mitt består av 26 653 husstander.

Selv om jeg på denne måten sannsynligvis har utelukket noen av husstandene som mottar andre trygdeytelser kan det hende at det fremdeles finnes husstander med slike utbetalinger i datautvalget mitt. Dette utgjør med andre ord fortsatt en kilde til skjevheter i resultatene. Dersom det skulle vise seg at det finnes opphopninger like ved knekkpunktene, slik bunching-

¹² Barnetrygd og sosialhjelp er ikke interessant fordi disse ikke er skattepliktige og vil derfor ikke inngå i et husstands skattepliktige inntekt.

¹³ <https://www.ssb.no/sosiale-forhold-og-kriminalitet/statistikker/kvalstonad/aar/2014-06-25>

teorien tilsier, vil denne usikkerheten svekke den årsakssammenhengen man ellers kunne ha slått fast mellom bostøtten og mottakernes arbeidstilbud. Dersom det derimot ikke finnes opphopninger like oppunder knekkpunktene vil dette være en viktig indikasjon på at bostøtten ikke påvirker mottakernes arbeidstilbud, på tross av at man ikke kan vite sikkert at alle trygdeytelser er utelukket.

5.4 Oppsummering av datautvalg

I dette kapittelet har jeg redegjort for hvordan jeg har tilrettelagt datasettet jeg fikk tilgang til gjennom Husbanken. Videre har jeg forklart hvilke valg jeg har tatt for å lage et datautvalg som var hensiktsmessig for formålet med denne oppgaven. Utvalget jeg skal benytte videre i oppgaven består altså av en, to, tre og fire-persons husstander som mottok bostøtte sammenhengende mellom 2008 og 2010, og som hører til i de kategoriene av mottakere som kan ha arbeidsinntekt. Som jeg forklarte kan jeg likevel ikke være sikker på om de også mottar trygd, en mulig støykilde som jeg har søkt å minimere ved å fjerne de inntektsobservasjonene som mest åpenbart så ut til å være knyttet til trygd. Det endelige utvalget mitt består av 26 653 husstander, og inntektsvariabelen jeg ser på for disse er husstandens samlede inntekt.

6. Metode

I dette kapittelet redegjør jeg for den metodiske fremgangsmåten jeg har valgt for å svare på om det finnes opphopninger av inntekt ved innslagspunktene for økt egenandel i bostøttesystemet. I følge teorien om slike opphopninger, som jeg gikk gjennom i kapittel to, vil individer manipulere inntekten sin til like under disse knekkpunktene for å unngå reduksjon av bostøtten. Dersom jeg kan avdekke slike opphopninger for mottakergruppene jeg undersøker, vil det være en indikasjon på at bostøtten har innvirkning på arbeidstilbudet deres.

For å identifisere slike opphopninger har jeg gått frem på to måter. For det første har jeg laget histogrammer som illustrerer inntektsfordelingen rundt de to knekkpunktene, K1 og K2, som jeg vil inspisere visuelt med tanke på eventuelle opphopninger. Jeg åpner kapittelet med å gjøre kort rede for valgene jeg har tatt for disse.

Dersom jeg oppdager opphopninger i nærheten av knekkpunktene gjennom histogrammene er imidlertid dette ikke tilstrekkelig til å slå fast at det faktisk er snakk om en diskontinuitet i fordelingen ved dette punktet. Derfor skal jeg også gjennomføre en manipulasjonstest av typen som McCrary (2008) anbefaler i sin artikkel. Brorparten av dette kapittelet er viet til å forklare hvordan denne testen fungerer, og hvordan jeg har valgt å implementere den. Dersom jeg finner opphopninger like under knekkpunktene vil en McCrary-test som viser en diskontinuitet i fordelingen ved samme knekkpunkt tyde sterkt på at opphopningen er signifikant. Dersom eventuelle opphopninger i tillegg vedvarer over tid, og etter at punktene ble flyttet, kan dette tolkes som at bostøtten har innvirkning på arbeidstilbudet til mottakerne.

6.1 Histogram

Formålet med å lage histogrammer er å gi et bilde av hvordan bostøttlemottakernes inntekter er fordelt rundt innslagspunktene for avkortning av støtte mot økt inntekt. Det er to slike knekkpunkter som er av interesse for undersøkelsen min. Det første er, som tidligere sagt, knekkpunktet for lineær avkortning, som er kjent i bostøttesystemet som K1, det andre er punktet for progressiv avkortning, K2. Disse vil markeres i figurene.

Jeg skal lage histogrammer for begge knekkpunktene, både i 2008 og i 2010. I alt blir det fire histogrammer.

I datautvalget mitt er som sagt fire ulike husstandsstørrelser representerte. Alle disse fire har sine egne K1 og K2, noe jeg har tatt hensyn til i histogrammene ved å normalisere inntekten rundt knekkpunktene. Dette vil si at figuren viser differansen mellom en husstands inntekt og dens respektive knekkpunkt. En husstand med inntekt eksakt lik knekkpunktet vil befinne seg på 0 i figuren, mens en husstand med inntekt 5 000 kroner lavere enn knekkpunktet vil befinne seg på $-5\,000$.

Ettersom jeg er interessert i å avdekke opphopninger like ved knekkpunktene har jeg ikke tatt med hele inntektsintervallet i histogrammene, men avgrenset dem til inntekter mellom $-50\,000$ under K1/K2 og $50\,000$ over. Et større intervall enn dette ville gjøre det vanskelig å se fordelingen like ved knekkpunktene detaljert nok. Samtidig ville jeg heller ikke redusere intervallet ytterligere, for å unngå å miste for mye av fordelingen ellers. Dersom det finnes opphopninger i fordelingen som ikke er plassert akkurat ved knekkpunktene vil det likevel være interessant å få et bilde av disse.

For å få en mest mulig presis fremstilling av datafordelingen har jeg eksperimentert med ulike søylebredder i histogrammene. En liten søylebredde vil gi en mer presis fremstilling av dataene, men kan også gi altfor mye lokal variasjon, noe som gjør det vanskelig å få et tydelig bilde for analysen. Det er heller ikke bra med en søylebredde som er for stor, ettersom man risikerer å jevne ut fordelingen så mye at mulige tegn til opphopninger forsvinner. Til slutt valgte jeg å gå for en søylebredde på 1 500 kroner, ettersom denne så ut til å gi det mest presise bildet av tendensene i inntektsfordelingen, samtidig som histogrammene kan avdekke mulige tegn til opphopninger på en tydelig måte.

6.2 Manipulasjonstest

Som sagt skal jeg også gjennomføre en empirisk analyse av inntektsfordelingen, for å kunne slå fast om eventuelle opphopninger ved knekkpunktene også sammenfaller med diskontinuiteter i fordelingen ved disse punktene. Metoden er en såkalt manipulasjonstest,

som foreslått i McCrary (2008), og jeg skal gjennomføre denne også for begge knekkpunktene, i både 2008 og 2010.

Manipulasjonstesten til McCrary ble i utgangspunktet benyttet for å teste for manipulasjon i en litt annen sammenheng. Man ville finne ut om individer som skulle være med i økonomiske eksperimenter manipulerte en variabel for å havne enten i en kontroll- eller en behandlingsgruppe. Idéen som ligger til grunn for testen er at individer som selv kan velge om de vil være under eller over en kjent terskel, vil velge det første dersom det er fordelaktig for dem. Dersom det forekommer manipulasjon av en eller annen variabel for å havne under terskelen, eller cut-off, vil man kunne forvente at andelen observasjoner rett under dette cut-off-punktet blir vesentlig forskjellig fra andelen over det. Manipulasjonen, hvis den eksisterer, lager da en diskontinuitet i tetthetsfunksjonen ved cut-off. Hvis det derimot ikke finnes systematisk manipulasjon av individenes inntekt vil tetthetsfunksjonen være kontinuerlig også ved cut-off. McCrary-testen benyttes for å avgjøre om det finnes en diskontinuitet i tetthetsfunksjonen eller ikke.

For bostøttesystemet, som oppgaven min undersøker, kan denne testen brukes til å undersøke om det er diskontinuiteter i fordelingen ved innslagspunktene for økt egenandel, K1 og K2. Jeg skal gjennomføre testen for de samme individene både før og etter reformen, for å undersøke om eventuelle diskontinuiteter følger innslagspunktene over tid, og etter at disse har blitt endret.

McCrary (2008) foreslår å implementere manipulasjonstesten som en Wald-test¹⁴ av nullhypotesen om at det ikke er en diskontinuitet. I denne oppgaven bruker jeg imidlertid en enklere variant av manipulasjonstesten, som foreslått i Cattaneo, M.D, Jansson, M. og Ma, X. (2017). Disse benytter en estimator som er bygd opp ved å jevne ut den empiriske tetthetsfunksjonen ved hjelp av polynomtilnærminger. Denne estimatoren skal jeg nå gå litt mer detaljert inn på, etterfulgt av redegjørelser for hypotesetesting, og valg av båndbredde. Den følgende redegjørelsen av manipulasjonstesten er i stor grad basert på fremstillingen i Cattaneo et al. (2017).

¹⁴ En Wald-test er basert på den asymptotisk normalitet av estimatoren. Under nullhypotesen er testobservatoren kji-kvadrat fordelt med antall frihetsgrader likt antall restriksjoner.

6.2.1 Tetthetsestimatoren

Estimatoren jeg skal bruke for å teste for diskontinuiteter i inntektsfordelingen er bygd opp på følgende måte:

La X være en tilfeldig variabel, med tetthetsfunksjon $f(x) = \frac{\partial}{\partial x} F = \frac{\partial}{\partial x} \mathbb{P}[X_i \leq x]$.

La så $\hat{F}(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbb{I}(X_i \leq x)$ være den empiriske fordelingsfunksjonen.

Cattaneo et al. (2017) estimerer $f(x)$ som:

$$\hat{f}(x) = e_1' \hat{\beta}(x), \quad (1)$$

der

$$\hat{\beta}(x) = \underset{\beta \in \mathbb{R}^{p+1}}{\operatorname{argmin}} \sum_{i=1}^n [\hat{F}(x_i) - r_p(x_i - x) \beta^T]^2 K\left(\frac{x_i - x}{h}\right), \quad (2)$$

Helningskoeffisienten i (1), $\hat{\beta}(x)$, er gitt ved et minimeringsproblem bestående av to komponenter.

Den første komponenten er det kvadratiske avviket mellom den empiriske fordelingsfunksjonen og en polynomtilnærming, $[\hat{F}(x_i) - r_p(x_i - x) \beta^T]^2$. Den empiriske fordelingsfunksjonen, $\hat{F}(x_i)$, tas som utgangspunkt. Så konstrueres det en glatt lokal approksimasjon til $\hat{F}(x_i)$, ved hjelp av en polynomtilnærming. Polynomtilnærmingen består av $r_p(u) = (1, u, u^2, \dots, u^p)$ og $\beta^T = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p)$. Denne kan ha ulike grader. Det finnes argumenter for å velge polynomgrader som er partall i tilnærmingen, og Cattaneo et al. (2017) foreslår med bakgrunn i disse å velge polynomgrad to. Man kan selvsagt velge en høyere polynomgrad enn dette, men da må man estimere et større polynom, noe som er arbeidskrevende, og ikke hensiktsmessig når man ikke er interessert i observasjonene som ligger langt unna evalueringspunktet x_0 .

Den andre komponenten i minimeringsproblemet er kjernefunksjonen, $K\left(\frac{x_i - x}{h}\right)$, som er ikke-negativ, symmetrisk om null og tilfredsstillende $\int_{-\infty}^{\infty} K(x) dx = 1$, altså at den integreres til 1. Båndbredde er gitt ved h . Kjernefunksjonen er egentlig en vekte-funksjon som sørger for at

observasjoner som ligger nær evalueringspunktet vektet høyere enn observasjoner som ligger langt fra dette. I hvilken grad de vektet høyere kommer an på hvilken båndbredde som benyttes. Dersom jeg velger en båndbredde som er stor vektlegger kjernefunksjonen observasjonene langt fra evalueringspunktet i større grad enn hvis jeg velger en mindre båndbredde.

Løsningen på minimeringsproblemet i (2) gir et estimat av tetthetsfunksjonen $f(x)$ gjennom ligning (1).

6.2.2 Hypotesetesting

For å teste om det er en diskontinuitet i inntektsfordelingen blant bostøttmottakere ser vi på individer med inntekter lavere enn ett knekkpunkt, $x_i < \bar{x}$, og høyere enn denne grensen dersom $x_i > \bar{x}$. Et eksempel på en slik grense er innslagspunktet for progressiv avkortning mot inntekt for to-persons-husstander, som i 2008 var $\bar{x} = 133\,000$. Målet er å teste formelt om tetthetsfunksjonen $f(x)$ er kontinuerlig i \bar{x} . For å gjøre det estimerer man fordelingene til venstre og til høyre for knekkpunktet, og tester om de er like akkurat i knekkpunktet. Fordelingene til venstre og til høyre for knekkpunktet estimeres naturligvis med hjelp av observasjoner til venstre for knekkpunktet, $\{x_i: x_i < \bar{x}\}$, og til høyre for punktet, $\{x_i: x_i \geq \bar{x}\}$.

Nullhypotesen i testen er at det ikke er en diskontinuitet, og dermed ingen manipulasjon i inntektsvariabelen. Sagt på en annen måte tester man om fordelingen i punktet \bar{x} , når den kommer fra venstre siden, er lik fordelingen i \bar{x} når den kommer fra høyre siden.

Fordelingene blir aldri helt like i \bar{x} , men man tester om den forskjellen som finnes i fordelingene er statistisk signifikant eller ikke. Formelt formuleres dette problemet som:

$$H_0: \lim_{x \uparrow \bar{x}} f(x) = \lim_{x \downarrow \bar{x}} f(x) \quad vs \quad H_1: \lim_{x \uparrow \bar{x}} f(x) \neq \lim_{x \downarrow \bar{x}} f(x)$$

Sagt med ord sier nullhypotesen, H_0 , at grenseverdien av fordelingen i \bar{x} når x nærmer seg nedenfra er lik grenseverdien av fordelingen i \bar{x} når x nærmer seg fra ovenfra. Dersom nullhypotesen er sann betyr det at fordelingen er kontinuerlig i \bar{x} . Testen resulterer i at vi enten forkaster H_0 eller beholder den. Dersom man beholder nullhypotesen er det ikke

diskontinuitet i tetthetsfunksjonen, dersom den derimot forkastes er det snakk om en diskontinuitet.

For å finne ut om nullhypotesen er sann begynner man med å bygge opp en testobservator. For å gjøre det antar vi at \hat{F}_- og \hat{F}_+ er de empiriske fordelingsfunksjonene bygd opp kun av individer med henholdsvis $x_i < \bar{x}$ og med $x_i \geq \bar{x}$, altså henholdsvis til venstre og til høyre for knekkpunktet. Deretter estimerer man \hat{f} to ganger, en gang for dataene under innslagspunktet, og andre gang for dataene over dette punktet. Man får da to estimater av tetthetsfunksjonen akkurat i innslagspunktet \bar{x} , som vi betegner som henholdsvis $\hat{f}_-(\bar{x})$ for tetthetsfunksjonen til venstre for innslagspunktet, og $\hat{f}_+(\bar{x})$ for tetthetsfunksjonen til høyre for punktet. Testobservatoren kan da skrives som:

$$T_p(h) = \frac{\hat{f}_+(\bar{x}) - \hat{f}_-(\bar{x})}{\sqrt{\hat{\sigma}_+^2(\bar{x}) + \hat{\sigma}_-^2(\bar{x})}}$$

Telleren i testobservatoren, $\hat{f}_+(\bar{x}) - \hat{f}_-(\bar{x})$, betegner forskjellen i tetthetsfunksjonene fra henholdsvis høyre og venstre side av knekkpunktet \bar{x} . Dersom denne forskjellen er stor vil den observerte verdien på testobservatoren også være stor. Videre er nevneren i brøken, $\hat{\sigma}_+^2(\bar{x}) + \hat{\sigma}_-^2(\bar{x})$, estimatene av standardavvikene av tetthetsfunksjonene til høyre og til venstre for innslagspunktet.

Ved hjelp av dataene beregner vi testobservatoren og sammenligner den observerte verdien med den kritiske grenseverdien til forkastingsområdet. Grenseverdien bestemmes av signifikansnivå, α . Signifikansnivået betegner hvor stor sannsynligheten er for at vi feilaktig forkaster nullhypotesen. Det er vanlig å velge signifikansnivå $\alpha = 0.05$. Hvis nullhypotesen er riktig, godtar vi altså at det er 5 prosent sjanse for å gjøre en forkastningsfeil.

Cataneo et al (2017) viser til at denne testobservatoren er tilnærmet standard normalfordelt når nullhypotesen er sann. H_0 kan dermed forkastes dersom $|T(h)| \geq \Phi_{1-\alpha/2}$. Sagt med ord kan man forkaste nullhypotesen dersom den observerte verdien på testobservatoren er større enn den kritiske verdien. Den kritiske verdien finner man ved å slå opp i kvantiltabellen for standard-normalfordelingen. Tankegangen som ligger bak dette, er at dersom den observerte verdien på testobservatoren er større enn den kritiske verdien, så er det lite sannsynlig at den

observerte verdien er standard normalfordelt, men har en annen fordeling. Det er en mulighet for at vi tar feil, og at den observerte verdien faktisk er standard normalfordelt, men siden sannsynligheten er såpass lav velger vi likevel å forkaste nullhypotesen.

6.2.3 Valg av båndbredde

Et viktig implementeringsproblem ved manipulasjonstesten jeg skal gjennomføre er valget av båndbredde h . Den valgte båndbredden h påvirker testobservatoren, derfor er det viktig at man tar hensyn til dette i tolkningen av resultatene. Dersom båndbredden er for liten risikerer man at testobservatoren identifiserer strukturer i utvalget som egentlig skyldes tilfeldigheter. Dette kan igjen føre til Type I-feil, altså at man feilaktig forkaster nullhypotesen. På den andre siden vil en for stor båndbredde føre til motsatt effekt: testobservatoren blir så utjevnet at noen viktige strukturer ikke blir identifisert. Dette vil gi et misvisende bilde av datautvalget som potensielt kan føre til Type II-feil. Denne feilen innebærer at man godtar nullhypotesen selv om den ikke er sann. For å teste for robusthet skal jeg derfor implementere testen med ulike båndbredder.

6.3 Oppsummering av metodiske valg

I dette kapitlet har jeg redegjort for fremgangsmåten som ligger til grunn for resultatene jeg presenterer i neste kapittel. Jeg har gitt en kort presentasjon av manipulasjonstesten til McCrary, og gitt en grundig redegjørelse for hvilken variant av denne jeg selv vil benytte, basert på fremgangsmåten i Cattaneo et al. (2017).

I tillegg til denne hoved-metoden har jeg også laget en deskriptiv analyse av utviklingen i inntektsfordelingen, som kan bidra til å styrke eventuelle funn av diskontinuiteter. Denne er plassert i appendiks A.

7. Resultater

Som sagt er det overordnede formålet med oppgaven min å se på om den norske bostøtten påvirker arbeidstilbudet til mottakerne. Den konkrete problemstillingen jeg har valgt å konsentrere meg om er om det finnes opphopninger av mottakere med inntekt like ved de to knekkpunktene i bostøttesystemet. I dette kapitlet presenterer jeg resultatene av den empiriske analysen jeg har utført for å gi et svar på dette spørsmålet.

Den empiriske undersøkelsen jeg har gjennomført er konsentrert om årene like før og etter bostøttereformen: 2008 og 2010. Utvalget jeg har benyttet består av mottakere som fikk støtte sammenhengende i hele denne perioden. Ved å velge slik sikrer jeg at eventuelle funn av opphopninger ved innslagspunktene som følger etter når disse blir endret er robuste, og ikke et resultat av tilfeldigheter. Datautvalget mitt består av en, to, tre og fire-persons husstander som tilhører kategoriene som ikke mottar permanente velferdsstønader: *Enslige forsørgere*, *Barnfamilier for øvrig*, og *Andre støtteberettigede*. Begrunnelsene for valgene jeg har tatt i forbindelse med datautvalget er redegjort for i kapittel fem.

De to inntektsgrensene jeg har undersøkt er knekkpunktet for lineær avkortning mot inntekt, K1, og knekkpunktet for progressiv avkortning mot inntekt, K2. Jeg sier litt mer om hver av disse i gjennomgangen, som presenterer resultatene for K1 først, for så å gå videre til de for K2.

Jeg starter gjennomgangen av resultatene for hver av knekkpunktene med å presentere histogrammer der inntektsfordelingen i 2008 og 2010 er illustrert. Inntekten er normalisert rundt knekkpunktene - det vil si at figurene viser differansen mellom en husstands inntekt og dens respektive knekkpunkt. De normaliserte inntektene til bostøttmottakere vises langs x-aksen, mens antallet mottakere vises langs y-aksen.

Etter presentasjonen og diskusjonen av histogrammene går jeg videre til resultatene av manipulasjonstesten jeg har gjennomført for hvert av knekkpunktene. Disse presenteres i form av tabeller. Jeg redegjør for tabellene sine fellestrekk under en egen underoverskrift, før jeg går i gang med hoved-presentasjonen. En mer overordnet drøfting av hvordan resultatene i histogrammene og i diskontinuitetstesten kan forstås oppimot problemstillingen min kommer jeg tilbake til i kapittel åtte.

7.1 Forklaring av terminologi og fellestrekk for tabellene

Jeg har valgt to ulike tilnærminger. Først implementerte jeg testen med ulik båndbredde til venstre og til høyre for knekkpunktet. Disse resultatene presenteres i tabellens tre første rader, og er indikerte ved ($h_- \neq h_+$), der h_- og h_+ betegner båndbredde på henholdsvis venstre og høyre side. Deretter implementerte jeg testen med samme båndbredde på begge sider, indikert som ($h_- = h_+$). Disse resultatene presenteres i de neste tre radene. For hver av de to tilnærmingene gjorde jeg dessuten tre ulike implementasjoner av manipulasjonstesten, med tre forskjellige polynomgrader. Ulike polynomgrader vil endre den polynomiske ekspansjonen som er brukt til å estimere den empiriske tetthetsfunksjonen. Som redegjort for i metodekapittelet kommer jeg imidlertid til å legge størst vekt på tilfellene med polynomgrad to, som derfor står uthevet i blått i tabellene.

Videre betegner $T_p(h)$ testobservatoren, bygget opp av p-ende grad estimator og båndbredder lik h . Kolonnene under «Båndbredde» betegner den estimerte optimale båndbredden, mens kolonnene under «Eff. N» viser den faktiske utvalgsstørrelsen på venstre og høyre side av knekkpunktet. Til slutt rapporteres verdien av testobservatoren (T), samt den tosidige p-verdien, i kolonnene under «Test».

7.2 Opphopninger rundt knekkpunkt for lineær avkortning?

Jeg starter med å presentere resultatene for det første knekkpunktet i bostøttesystemet, K1. Som jeg forklarte i kapittel 2 er dette punktet der bostøtten begynner å bli avkortet mot inntekten med en fast presentsats, altså en lineær avkortning. For støttmottakere med inntekter lavere enn K1 blir ikke bostøtten avkortet. Kommer inntekten derimot over K1 øker egenandelen av bostøtten som mottakerne må dekke selv. Den faste satsen for avkortning lå før bostøttereformen på 15,6 prosent av inntekten, mens den etter reformen lå på 17 prosent. Den samme satsen gjelder for alle husstandsstørrelsene jeg har analysert. For bostøttmottakere i andre inntektsintervall, mellom K1 og K2, innebærer dette altså en temmelig kraftig avkortning mot inntektsøkning, en effekt som dessuten ble forsterket gjennom reformen.

En annen relevant endring å merke seg i forbindelse med bostøttereformen er oppjusteringen av grensene for når den lineære avkortningen starter. I kapittel 2 redegjorde jeg for disse

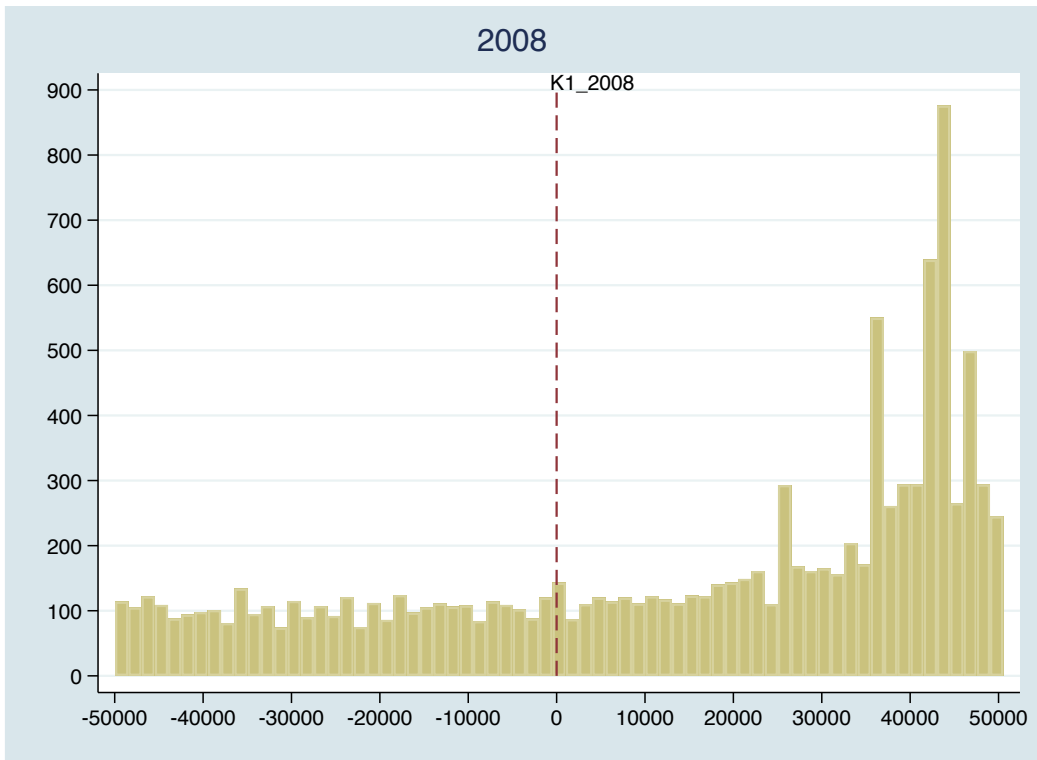
endringene, og gikk inn på noen mulige konsekvenser av disse for bostøttemottakerne. I gjennomsnitt ble grensen hevet med 11,8 prosent gjennom reformen. Det betyr at husstandene som hadde inntekter lavere enn $K1_{2008}$ før reformen kunne øke inntekten sin til $K1_{2010}$ uten at bostøtten ble avkortet. Ut ifra dette kunne man forvente at bostøttemottakere med inntekter rett under $K1_{2008}$ ville flytte seg til rett under $K1_{2010}$. I følge bunching-teorien jeg presenterte i kapittel tre vil man med andre ord se en opphopning av bostøttemottakere med inntekter rett under både $K1_{2008}$ og $K1_{2010}$.

7.2.1 Histogrampresentasjon for $K1$

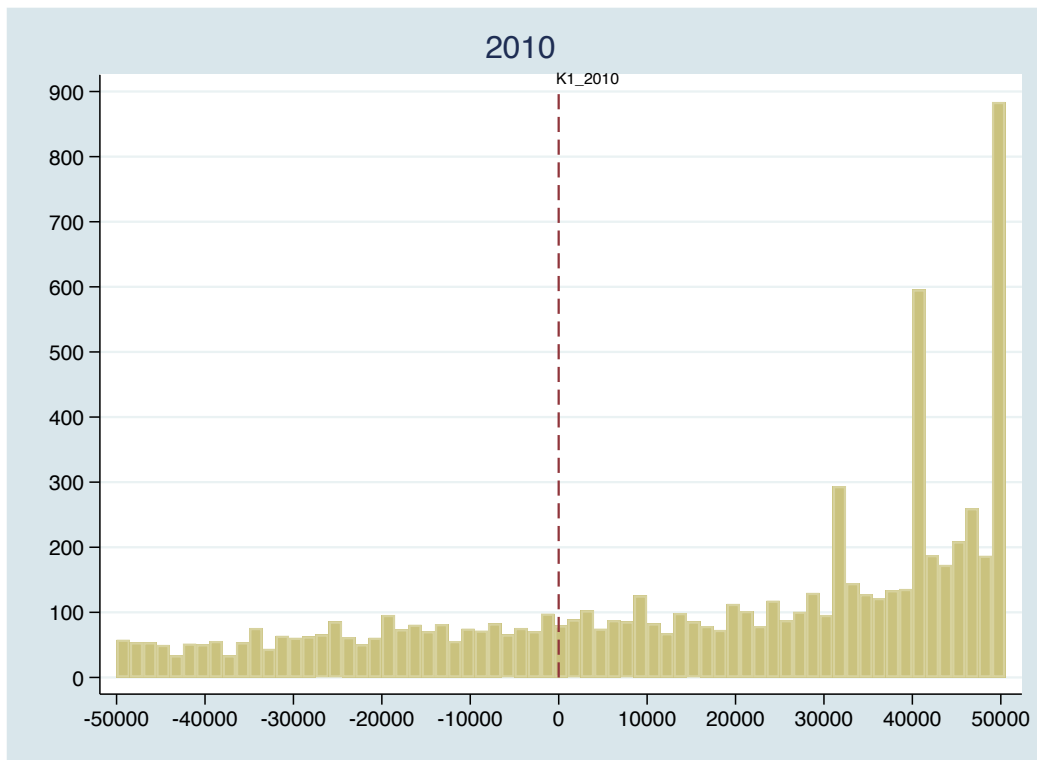
Histogrammene i *figur 5 og 6* illustrerer den normaliserte inntektsfordelingen til bostøttemottakerne i utvalget mitt i 2008 og 2010. Siden jeg er interessert å avdekke eventuelle opphopinger rundt knekkpunktet for lineær avkortning inkluderer figuren bare de av husstandene som har en inntekt i intervallet mellom 50 000 kroner under knekkpunktet og 50 000 kroner over det. Det vil si at husstander som har en inntekt som er 51 000 kroner over eller under den inntektsgrensen som gjelder for dem ikke vises i figuren. Søylebredden i histogrammene er på 1 500 kroner, slik at hver søyle i diagrammet viser alle husstander med intervaller på 1 500 kroner.

Av *figur 5* ser vi at det i 2008 er litt flere husstander med inntekter rett over knekkpunktet enn rett under. Dette går frem av søylene like til venstre og like til høyre for knekkpunktet. Viss vi ser på fordelingen i hele intervallet i figuren (- 50 000 til 50 000) er det imidlertid lite som tyder på store opphopninger rundt knekkpunktet for lineær avkortning. Det som finnes av opphopninger ligger altfor langt over $K1$ til å ha noe med dette knekkpunktet å gjøre. Dersom man ser på inntektene som ligger innenfor et intervall på +/- 20 000 i forhold til knekkpunktet ser det ut til å være omtrent like mange individer til venstre som til høyre for dette punktet.

Figur 5: Histogram for K1_2008



Figur 6: Histogram for K1_2010



Går vi videre til *figur 6* ser vi at resultatene for 2010 ligner de for 2008. Det er lite som tyder på opphopninger verken til venstre eller til høyre for knekkpunktet. Like ved knekkpunktet er fordelingen litt annerledes enn den vi så i 2008, her er det søylen til venstre for knekkpunktet som er litt større enn den til høyre for det. Forskjellen er imidlertid så liten at heller ikke dette tyder på noen opphopning.

Så langt ser det altså ikke ut til at bostøttemottakerne har tilpasset inntekten sin til knekkpunktet for lineær avkortning i nevneverdig grad, verken før eller etter 2009-reformen. Samtidig indikerer figurene at arbeidstilbudet ikke har holdt seg stabilt. Dette ser vi blant annet ved at nesten alle søylene i 2008-histogrammet har flere enn 100 observasjoner innenfor +/- 20 000 intervallet. Innenfor samme intervall i 2010 finner vi nesten ingen søyler som når opp til 100 observasjoner. Det virker derfor som om det totalt sett er flere husstander med inntekter rundt K1 i 2008 enn i 2010. Selv om bostøttemottakerne tilsynelatende ikke har tilpasset inntekten sin rundt knekkpunktet for lineær avkortning har de altså økt arbeidstilbudet sitt. Denne tolkningen av histogrammene støttes av den deskriptive analysen jeg har gjennomført av inntektsutviklingen i Appendiks A. Der finner jeg blant annet at gjennomsnittsinntekten har økt fra 2008 til 2010 for alle husstandene jeg undersøker.

7.2.2 Manipulasjonstest for K1

Før jeg eventuelt konkluderer med at det ikke er tegn til opphopninger rundt første knekkpunkt i bostøttesystemet vil jeg presentere resultatene av manipulasjonstestene jeg har gjennomført. Som forklart i metode-kapittelet er formålet med testen å finne ut om antallet husstander over cut-off-punktet er disproporsjonalt i forhold til antallet under det.

Tabell 5 presenterer resultatene av manipulasjonstesten. For forklaring av terminologien som er benyttet, se egen underoverskrift i starten av gjennomgangen.

Resultatene for 2008 viser at nullhypotesen om kontinuerlig fordeling ikke kan forkastes verken i tilfellet med felles eller i tilfellet med forskjellige båndbredder. Dette resultatet er robust uavhengig av hvilken polynomgrad testen implementeres med. Manipulasjonstesten indikerer altså at det ikke er en diskontinuitet ved knekkpunktet for lineær avkortning, noe som stemmer godt overens med at histogrammet i *figur 5* ikke viste tegn til opphopninger rundt knekkpunktet.

Tabell 5: McCrary-test for K1

2008						
	Båndbredde		Eff. N		Test	
	Venstre	Høyre	Venstre	Høyre	T	p-verdi
$h_- \neq h_+$						
$T_2(\hat{h}_1)$	2 896.4	2 701.7	245	192	0.0516	0.9588
$T_3(\hat{h}_2)$	16 546.5	14 284.3	1 181	1 080	-1.1269	0.2598
$T_4(\hat{h}_3)$	17 373.5	16 379.2	1 236	1 257	-1.3671	0.1716
$h_- = h_+$						
$T_2(\hat{h}_1)$	2 565.1	2 565.1	218	179	0.6921	0.4889
$T_3(\hat{h}_2)$	18 802.9	18 802.9	1 341	1 470	0.3238	0.7461
$T_4(\hat{h}_3)$	27 642.0	27 642.0	1 931	2 466	0.8513	0.3946
2010						
$h_- \neq h_+$						
$T_2(\hat{h}_1)$	3 677.1	3 387.4	205	224	-1.1255	0.2604
$T_3(\hat{h}_2)$	7 601.4	7 548.1	398	446	-0.7194	0.4719
$T_4(\hat{h}_3)$	13 647.6	13 370.9	685	805	0.6364	0.5245
$h_- = h_+$						
$T_2(\hat{h}_1)$	4 313.4	4 313.4	234	270	-0.0716	0.2839
$T_3(\hat{h}_2)$	16 108.9	16 108.9	796	966	0.9715	0.3313
$T_4(\hat{h}_3)$	23 578.4	23 578.4	1 155	1 416	1.0173	0.3090

Etttersom det er anbefalt, blant annet av Cattaneo. et al. (2017) å implementere testen med polynomgrad to, slik at testobservatoren blir $T_3(h_2)$, er dette tilfellet uthevet i blått i tabellen.

Resultatene for 2010 er de samme som for 2008. Nullhypotesen forkastes ikke, uavhengig av om man implementerer testen med felles eller forskjellige båndbredder til venstre og høyre for knekkpunktet. Også her er resultatet robust på tvers av valg av polynomgrad.

Både for 2008 og 2010 viser resultatene altså tydelig at det ikke er en diskontinuitet i inntektsfordelingen til bostøttemottakerne ved knekkpunktet for lineær avkortning. Dette bekrefter empirisk det histogrammene i *figur 5 og 6* indikerte. Verken før eller etter bostøttereformen i 2009 fantes det opphopninger ved bostøttesystemets første knekkpunkt, K1.

Dette resultatet er overraskende i forhold til det jeg hadde forventet å finne ut ifra bunching-teorien, som predikerer at individene vil tilpasse inntekten sin til like under knekkpunktet. Det finnes flere mulige årsaker til at dette ikke ser ut til å være tilfelle for norske

bostøttemottakere. Disse skal jeg utforske i diskusjonskapittelet mitt, i tillegg til å drøfte hvordan resultatene kan forstås i forhold til det overordnede fokuset for oppgaven min, hvordan bostøtteordningen påvirker arbeidstilbudet blant mottakerne.

7.3 Opphopninger rundt knekkpunkt for progressiv avkortning?

Jeg går videre til resultatene for det andre knekkpunktet i bostøttesystemet, K2. For bostøttemottakere med inntekter over dette knekkpunktet blir det lagt til et toppledd som en proSENTSATS av hele inntekten deres, slik at avkortningen blir den faste proSENTSATSEN på 17 prosent (etter reformen), pluss 0,3 prosent av inntekten. Toppbleddet øker med 0,3 prosentpoeng for hver 1 000 kroner inntekten øker utover dette nivået.

Ut ifra bunching-teorien ville man da forvente at bostøttemottakerne tilpasser inntekten sin slik at de havner like under eller i grensen for progressiv avkortning (K2), for å unngå den økte egenandelen.

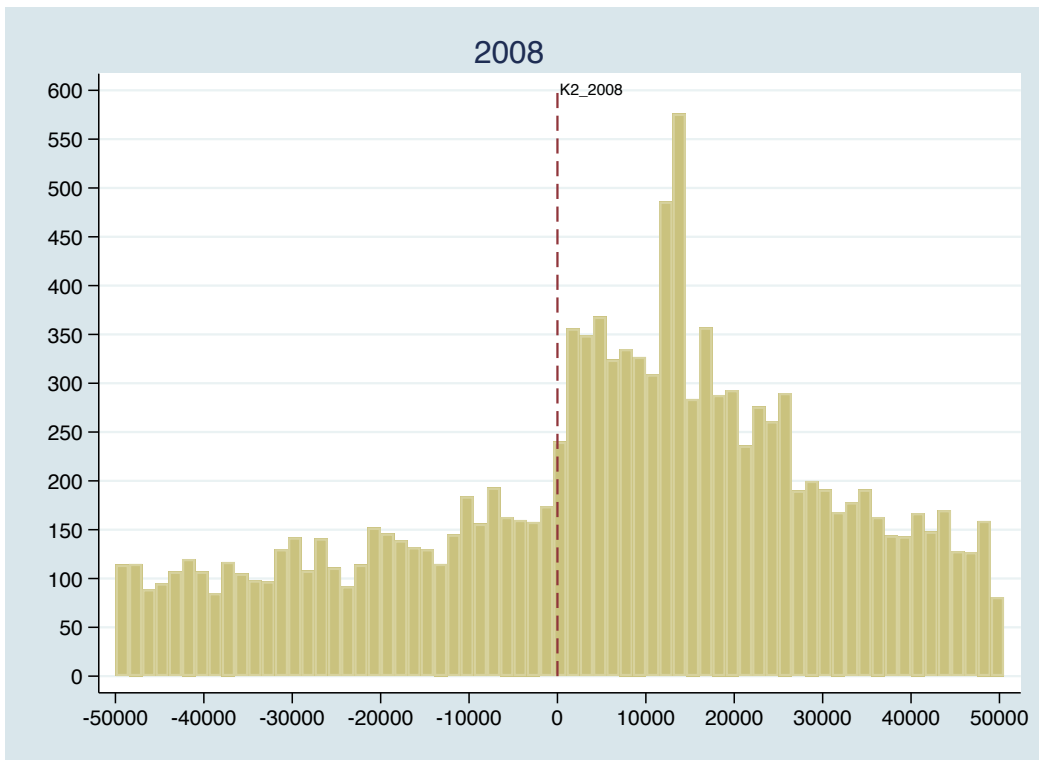
Som sagt ligger imidlertid dette knekkpunktet i nærheten av punktet for to ganger folketrygdens grunnbeløp (2G), som mange trygdeytelser legger seg oppimot.

Som jeg tidligere har redegjort for ligger knekkpunkt for progressiv avkortning i bostøttesystemet nær grense for andre trygdeytelser. Jeg har argumentert for at det kan være husstander i datautvalget mitt som har skattepliktige inntekter som ikke kommer fra arbeid, men som er utbetalinger fra andre trygdeytelser. Jeg har sagt at de aktuelle trygdeytelsene er satt lik to ganger folketrygdens grunnbeløp (2G). Dette beløpet viser seg å ligge i nærheten av knekkpunktet for progressiv avkortning. Dette gjør at eventuelle kan være biased. Resultatene bør dermed tolkes med forsiktighet.

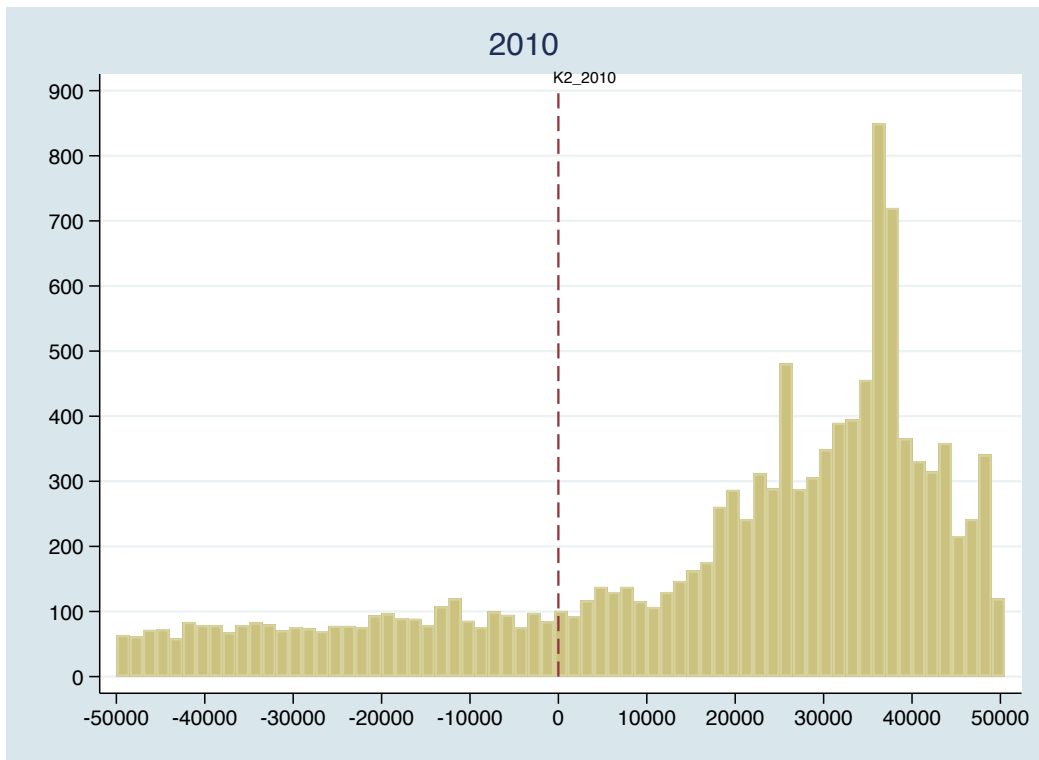
7.3.1 Histogrampresentasjon for K2

Histogrammene i *figur 7 og 8* presenterer den normaliserte inntektsfordelingen for husstandene i datautvalget mitt. Histogrammene viser hvor mye den enkelte husstandens inntekt avviker fra knekkpunktet for progressiv avkortning, K2.

Figur 7: Histogram for K2_2008



Figur 8: Histogram for K2_2010



Figur 7 viser at det i 2008 ikke er tegn til opphopninger av inntekter rett oppunder knekkpunktet for progressiv avkortning. Det ser imidlertid ut til å være flere husstander like til høyre for knekkpunktet enn til venstre for det. Mens søylen rett under knekkpunktet har rundt 170 observasjoner, har søylen like til høyre for det litt over 350 observasjoner. Dette kan være en indikasjon på en diskontinuitet ved $K2_{2008}$.

Viss vi ser på hele intervallet, fra – 50 000 til 50 000, ser vi at muligheten for en diskontinuitet støttes opp av at det er mange flere bostøttemottakere til høyre for knekkpunktet enn til venstre. Mens det til høyre for $K2_{2008}$ er mange inntektsverdier med over 350 observasjoner på hver, er det ingen av inntektsverdiene til venstre som når over 200 observasjoner. Den deskriptive analysen av inntektsfordelingen som jeg har gjennomført, og som befinner seg i Appendiks A, bekrefter dette mønsteret. For alle husstandsstørrelsene jeg har undersøkt er det flere bostøttemottakere med inntekt i det høyeste inntektsintervallet, altså over $K2_{2008}$, enn i de to laveste.

Videre ser vi at den mulige diskontinuiteten ved $K2_{2008}$ ser ut til å være knyttet til en opphopning som starter like etter dette punktet, og strekker seg over et langt intervall, fra 0 til 30 000 kroner over $K2_{2008}$, før den igjen kommer ned på et antall observasjoner som ligger under 200. Opphopningens desidert høyeste søyle, med rundt 675 observasjoner, er plassert ca. 15 000 kroner etter $K2_{2008}$. Viss vi ser på histogrammene for $K2_{2008}$ i Appendiks B tyder disse også på en opphopning til høyre for knekkpunktet for de fire ulike husstandsstørrelsene. Å konkludere med at det faktisk er en opphopning av arbeidsinntekter like ved $K2_{2008}$ er likevel ikke så enkelt, som jeg skal komme tilbake til i diskusjonen av resultatene på slutten av dette kapittelet.

Går vi videre til *Figur 8* og histogrammet for 2010, er bildet litt annerledes. Her ser det ut til at antallet bostøttemottakere rett over og rett under knekkpunktet er nokså likt. Det er derfor vanskelig å avgjøre om det er en diskontinuitet akkurat ved $K2_{2010}$ kun gjennom visuell inspeksjon. Ser vi på hele intervallet fra – 50 000 til 50 000 går det tydelig frem at det er flere bostøttemottakere til høyre for knekkpunktet enn til venstre for det, noe som igjen støttes opp av at det er, i følge analysen i Appendiks B, flere mottakere i det tredje- enn i de to laveste inntektsintervallene.

Like ved dette knekkpunktet ser det ikke ut til å være noen opphopning, men ved punktet som ligger ca. 10 000 kroner over $K2_{2010}$ begynner antallet observasjoner å stige gradvis, fra rundt 100 til nærmere 300 ved 20 000 kroner over. Ved ca. 35 000 kroner over $K2_{2010}$ topper denne opphopningen seg med en inntektssøyle med hele 850 observasjoner. Både toppen og starten av opphopningen ligger imidlertid for langt fra $K2_{2010}$ til at jeg tolker den som en opphopning like ved knekkpunktet.

Viss vi sammenligner *figur 7 og 8* ser vi at antallet observasjoner for inntekter på venstresiden av knekkpunktet går ned fra 2008 til 2010. Dette stemmer overens med analysen min av inntektsutviklingen i Appendiks A, der jeg finner at bostøttemottakerne har forskjøvet seg fra det midterste intervallet, mellom $K1$ og $K2$, til det øverste intervallet. Både histogrammet og inntektsanalysen indikerer at arbeidstilbudet har økt etter 2009-reformen.

Videre kan det se ut til at opphopningen i nærhetene av $K2_{2008}$ som histogrammet for 2008 viser har flyttet seg en god del lenger til høyre i histogrammet for 2010. Dette indikerer både økt arbeidstilbud, som jeg allerede har pekt på, men også at det sannsynligvis er noe annet som forårsaker opphopningen enn bostøtte-knekkpunktet. Denne konklusjonen understøttes av begge opphopningene ligger over $K2$ heller enn under det, slik man ville forventet ut ifra bunching-teorien. I data-kapittelet argumenterte jeg for at opphopningene vi ser, både her og i histogrammene i Appendiks B heller kunne være knyttet til folketrygdens 2G, og dermed være et resultat av trygdeytelser heller enn manipulerte arbeidsinntekter.

Å komme frem til en endelig konklusjon på hva årsaken til denne opphopningen kan være er imidlertid ikke denne oppgavens formål. Det er om det finnes opphopninger like ved knekkpunktene eller ikke jeg skal gi et svar på, og dette vil jeg kunne slå fast med større sikkerhet etter å ha presentert resultatene av manipulasjonstestene jeg har gjennomført.

7.3.2 Manipulasjonstest for $K2$

Tabell 6 presenterer resultatene av manipulasjonstesten for knekkpunktet for progressiv avkortning i 2008 og 2010.

Tabell 6: McCrary-test for K2

2008						
	Båndbredde		Eff. N		Test	
	Venstre	Høyre	Venstre	Høyre	T	p-verdi
$h_- \neq h_+$						
$T_2(\hat{h}_1)$	4 278.5	2 840.8	472	597	3.4014	0.0007
$T_3(\hat{h}_2)$	20 606.6	18 106.7	2 121	4 583	8.1942	0.0000
$T_4(\hat{h}_3)$	34 901.3	34 565.1	3 237	7 111	1.4342	0.1515
$h_- = h_+$						
$T_2(\hat{h}_1)$	4 716.3	4 716.3	523	1 031	3.7628	0.0002
$T_3(\hat{h}_2)$	17 386.4	17 386.4	1 809	4 449	6.9513	0.0000
$T_4(\hat{h}_3)$	43 284.9	43 284.9	3 831	8 025	12.9486	0.0000
2010						
$h_- \neq h_+$						
$T_2(\hat{h}_1)$	4 118.8	3 040.8	465	383	-0.1257	0.9000
$T_3(\hat{h}_2)$	7 232.2	6 912.7	797	1 246	0.5000	0.6171
$T_4(\hat{h}_3)$	23 629.7	23 249.5	2 147	6 936	6.1635	0.0000
$h_- = h_+$						
$T_2(\hat{h}_1)$	4 068.7	4 068.7	462	533	-1.4825	0.1382
$T_3(\hat{h}_2)$	15 391.0	15 391.0	1 501	3 263	0.8764	0.3808
$T_4(\hat{h}_3)$	43 346.7	43 346.7	3 316	9 901	-10.0602	0.0000

Av tabellen ser vi at resultatene for 2008 tyder på at det er en diskontinuitet ved knekkpunktet. Her er resultatene robuste på tvers av hvordan jeg velger å implementere testen. Nullhypotesen forkastes for alle tre tilfellene, uavhengig av polynomgrad, dersom jeg velger å implementere testen med like båndbredder til venstre og til høyre for knekkpunktet. I tilfellene der testen implementeres med ulike båndbredder ($h_- \neq h_+$) forkastes nullhypotesen også, med unntak av tilfellet med polynomgrad tre.

Resultatene av manipulasjonstesten i 2010 gir imidlertid et litt mer utydelig bilde. Nullhypotesen om kontinuerlig fordeling kan ikke forkastes med unntak av tilfellet der jeg implementerer testen med polynomgrad tre. Dette gjelder både i tilfellet med like båndbredder til venstre og til høyre for knekkpunktet og i tilfellet med ulike båndbredder.

Dette resultatet er ikke så overraskende dersom man tar i betraktning histogrammet for 2010 i *figur 8*. Der argumenterte jeg for at det er to tydelige opphopninger av bostøttemottakere, den ene ved ca. 6 000, og den andre ved ca. 20 000 kroner over $K2_{2010}$. Dersom båndbredden er stor nok til å fange inn opphopningene jeg nettopp har beskrevet vil nullhypotesen forkastes. Er båndbredden derimot liten får den ikke med seg de store opphopningene til høyre for knekkpunktet, og vil dermed ikke forkaste nullhypotesen. Når jeg implementerer testen med polynomgrad en eller to er ikke de estimerte optimale båndbreddene store nok til å fange inn opphopningene, noe de derimot er store nok til når jeg heller implementerer testen med polynomgrad tre.

Dette er forklaringen på de noe sprikende resultatene av manipulasjonstesten for $K2_{2010}$. Med tanke på at histogrammet heller ikke indikerte noen diskontinuitet konkluderer jeg med at det ikke er det for $K2_{2010}$.

7.4 Oppsummering av resultatene

Ut ifra resultatene jeg har gått gjennom kan det trekkes noen konklusjoner. Histogrammene for K1 viste ikke tegn til opphopninger ved dette knekkpunktet, verken før eller etter bostøttereformen. Da jeg kjørte manipulasjonstesten viste den heller ingen tegn til diskontinuitet i K1. Resultatene peker altså solid i retning av at det ikke forekommer bunching i dette knekkpunktet.

For K2 er bildet noe mer sammensatt. Histogrammene som illustrerte inntektsfordelingen i 2008 viste en opphopning like etter $K2_{2008}$, og manipulasjonstesten jeg gjennomførte viste at det også fantes en diskontinuitet i tetthetsfunksjonen i dette punktet. Histogrammene for inntektsfordelingen i 2010 viste også en opphopning etter $K2_{2010}$, men plassert lenger vekk fra knekkpunktet i forhold til det vi så for 2008. Da jeg kjørte manipulasjonstesten viste denne at det ikke var diskontinuitet i tetthetsfunksjonen ved $K2_{2010}$.

I neste kapittel skal jeg diskutere disse resultatene, og deres potensielle betydning for sammenhengen mellom arbeidstilbud og bostøtte.

8. Diskusjon av resultatene

I forrige kapittel la jeg frem resultatene av den empiriske undersøkelsen jeg har gjennomført for å fastslå om det er opphopninger, eller *bunching*, ved knekkpunktene i bostøttesystemet. Dersom histogrammene som illustrerte inntektsfordelingen hadde vist tydelige opphopninger ved, eller aller helst like under, et eller begge knekkpunkter, og disse opphopningene hadde blitt bekreftet empirisk som diskontinuiteter, ville det vært en sterk indikasjon på at bostøtten påvirker arbeidstilbudet til mottakerne. Dersom disse opphopningene i tillegg hadde fulgt etter de endrede knekkpunktene som bostøttereformen medførte, ville resultatene ha utgjort et tungtveiende grunnlag for å peke på en mulig årsakssammenheng mellom bostøtte og arbeidstilbud.

Jeg fikk imidlertid ikke slike resultater. Rundt knekkpunktet for lineær avkortning, K1, var det ikke opphopninger i det hele tatt, og heller ingen diskontinuitet. Histogrammene for K2₂₀₀₈ viste imidlertid en opphopning til høyre for knekkpunktet, som ble bekreftet av diskontinuitetstesten. I 2010 hadde denne opphopningen flyttet seg enda lenger til høyre, og det fantes ingen diskontinuitet ved knekkpunktet. Jeg mener at disse resultatene kan tolkes i retning av det heller ikke finnes opphopninger ved K2, men dette skal jeg diskutere nærmere i løpet av kapitlet.

Disse resultatene er uventede. Hvorfor buncher ikke bostøttemottakerne seg rundt knekkpunktene i bostøttesystemet, slik bunching-teorien tilsier at de skulle gjøre? Tyder disse resultatene på at bostøtten ikke påvirker arbeidstilbudet til mottakerne? Det er spørsmålene jeg kort skal drøfte i dette kapitlet.

8.1 Hvorfor er det ikke opphopninger ved K1?

Som jeg tidligere har argumentert for kan bostøttesystemet i Norge sammen med det ordinære skattesystemet medføre en høy effektiv marginalsatt. Den økonomiske teorien jeg gikk gjennom i kapittel to tilsier at bostøttemottakerne vil merke seg dette, for så å tilpasse seg med inntekter tett oppunder knekkpunktene. Med bakgrunn i dette og bunching-teorien hadde jeg forventet at bostøttemottakerne ville hope seg opp rundt knekkpunktene. Men som resultatene i kapittel sju viser har jeg ikke funnet tegn til opphopninger ved det første knekkpunktet i

bostøttesystemet, og sannsynligvis ikke ved det andre heller, uten at jeg vil konkludere altfor bastant når det gjelder dette.

Det kan være flere mulige forklaringer på dette noe overraskende resultat, og jeg skal skissere noen av dem her.

For det første kan man tenke seg at det er vanskelig for bostøttemottakerne å tilpasse inntekten sin til like under knekkpunktet fordi vanlige lønsmottakere gjerne ikke har mulighet til å styre akkurat hvor mye de skal arbeide, slik for eksempel noen som er selvstendig næringsdrivende kan. Selv om man jobber deltid, som sannsynligvis er tilfellet for mange av bostøttemottakerne, er det gjerne faste stillingsprosenter å forholde seg til. Å forandre på denne arbeidstiden eller eventuelt bytte jobb er kanskje ikke mulig, og ville dessuten føre med seg noen kostnader, som mottakerne kan vurdere som større enn avkortningen av bostøtten.

En annen mulig forklaring på den manglende opphopningen ved knekkpunktet er at bostøttemottakerne ikke gjennomskuer margineffektene av økt inntekt, som derfor ikke påvirker arbeidstilbudet deres i den grad økonomisk teori skulle tilsi. Regelverket for bostøtten før reformen i 2009 var intrikat, og selv om reformen forsøkte å forenkle det er det ikke sikkert at alle mottakerne fikk med seg disse endringene. Kanskje vil de tilpasse seg bostøttens knekkpunkter i større grad etter hvert som de får bedre oversikt over det nye regelverket, slik Mortenson og Whitten (2016) sin studie av opphopninger i det amerikanske skattesystemet indikerer. Denne studien fant at mens det var 165 000 skattebetalere rundt knekkpunktene i 1996, hadde dette tallet økt til 1,1 millioner individer som bunchet rundt de samme knekkpunktene i 2014. Mortenson et al. (2016) argumenterer for at den økte opphopningen antyder at individene har opparbeidet seg en bedre forståelse for hvordan de skal tilpasse seg på mest mulig gunstig vis til det amerikanske skattesystemet. Flere studier støtter denne konklusjonen¹⁵.

¹⁵ Chetty og Saez (2013) tester for eksempel om profesjonelle skatterådgivere endrer klientene deres sin inntekt, ved å tilby veiledning og informasjon om EITC-programmet. Resultatene viser at halvparten av klientene som mottok rådgivning økte EITC beløp. Videre viser forfatterne at rådgivningen førte til opphopninger rundt det første knekkpunktet i EITC-systemet.

Ut ifra konklusjonen i Mortenson et al. (2016) sin studie ville det være interessant å gjøre en ny analyse av inntektsfordelingen til bostøttemottakerne når det har gått lenger tid siden reformen, for så å se om en lignende effekt, med økende opphopninger over tid, også kan identifiseres her. På en annen side ville man kanskje da ha forventet at bunching var til stede i resultatene for 2008, da det samme regelverket hadde vært gjeldende i mange år. Kanskje er forståelsen for hvordan knekkpunktene for avkortning samspiller med det øvrige skattesystemet rett og slett for komplisert å tilegne seg, til at mottakerne har kunnet gjøre de nødvendige vurderingene av kostnader oppimot gevinster for å tilpasse inntekten sin til like under knekkpunktene.

Et annet relevant aspekt ved hvordan bostøtteordningen fungerte i årene jeg har analysert, er at det var ligningen fra året før som avgjorde hvor mye bostøtte man hadde rett på, slik jeg har forklart i datakapittelet. Dersom man økte inntekten sin, ville avkortningen av bostøtte derfor ikke komme før året etter. Nordvik (2012) argumenterer for at en avkortning i fremtiden sannsynligvis er et svakere dis-incentiv enn en umiddelbar avkortning ville vært. Ettersom bostøtteordningen i dag heller benytter en slik umiddelbar avkortning, der hver måneds inntekt påvirker bostøtteutbetalingen i den neste, er dette enda en grunn til at det ville være interessant å se etter opphopninger ved knekkpunktene på nytt i et senere år.

Videre kan man tenke seg at marginaleffekter som økt skatt og avkortning av bostøtte blir kompensert for av andre goder, som bostøttemottakere opplever som viktigere. Høyere inntekt gir rett til økte utbetalinger av velferdsgoder som sykepenge, foreldrepenger og arbeidsledighetstrygd. Nordvik (2012) argumenterer for at det for bostøttemottakere med lav inntekt kan være viktigere å øke denne med tanke på slike forsikringsordninger, enn å redusere den for å unngå avkortning av bostøtte.

Til sist har vi det faktum at bostøtten virker i et samspill med andre deler av velferdssystemet, som trygdeytelser og sosialhjelp. Nordvik, Hansen, Koren og Lescher-Nuland (2011) påpeker at siden bostøttemottakere har såpass lave inntekter mottar de også andre ytelser. For eksempel blir sosialhjelpsmottakere oppfordret til å søke bostøtte. Mangelen på opphopninger rundt såpass lave grenser som K1 kan skyldes at mottakere vurderer det som viktigere å kvalifisere for andre velferdsgoder, enn å tilpasse inntekten sin rett under dette knekkpunktet i bostøttesystemet.

Mange av poengene jeg har visst til i denne gjennomgangen kan også være med på å forklare at det sannsynligvis ikke er knyttet opphopninger til K2 heller. Som jeg har vært inne på er dette imidlertid litt mer usikkert enn for K1. I neste del av kapittelet skal jeg diskutere dette.

8.2 Er det opphopninger ved K2?

For det andre knekkpunktet, K2, er bildet altså noe mer sammensatt.

I histogrammet som illustrerte inntektsfordelingen i 2008 fant jeg det som så ut til å være en opphopning like over $K2_{2008}$. Manipulasjonstesten jeg utførte bekreftet at det fantes en diskontinuitet akkurat i knekkpunktet. Om denne diskontinuiteten er knyttet til en tydelig opphopning av arbeidsinntekter like ved knekkpunktet er likevel ikke så enkelt å avgjøre.

I appendiks B presenterer jeg histogrammer som illustrerer hele inntektsfordelingen for de fire ulike husstandsstørrelsene som er inkluderte i datautvalget mitt. Av disse ser vi at opphopningene i inntektsfordelingen er plassert like over K2 for både to-, tre- og fire-persons-husstandene. I histogrammene for én-persons-husstandene, som utgjør over 50% av observasjonene, ligger denne opphopninger imidlertid ganske langt over K2.

I histogrammet som illustrerer de sammenlagte resultatene for alle husstandsstørrelsene er opphopningen plassert nærmere K2 enn det som er tilfelle for én-persons-husstandene. Samtidig ser vi at den strekker seg over et såpass langt intervall, der topp-punktet kommer 15 000 kroner over knekkpunktet, at det ikke er gitt at man kan knytte det til K2 uten videre. Ut ifra bunching-teorien skulle en opphopning knyttet til K2 vært plassert like under, eller i dette punktet, ikke såpass langt over det.

Uansett hvordan man velger å tolke denne opphopningen er det uansett knyttet et stort usikkerhetsmoment til om den består av trygdeytelser eller arbeidsinntekt, som jeg har vært inne på tidligere. Dersom jeg hadde hatt tilgang til de nødvendige dataene, og de hadde bekreftet antagelsen om at opphopningene er forårsaket av trygd, ville jeg med større sikkerhet ha kunnet slått fast at det ikke finnes opphopninger av arbeidsinntekt ved $K2_{2008}$.

Min tolkning av disse resultatene, som man selvsagt kan være uenig i, er likevel at denne opphopningen ikke er knyttet til K2. Denne tolkningen støttes av resultatene for 2010, som viser at opphopningen ved knekkpunktet ikke vedvarer etter endringene reformen medførte,

men flytter seg enda lenger til høyre for knekkpunktet. For 2010 er opphopningen såpass langt unna knekkpunktet at man kan konkludere sikrere med at den ikke er knyttet til $K2_{2010}$. Resultatene av manipulasjonstesten viser dessuten at det ikke er noen diskontinuitet ved $K2_{2010}$.

Hva årsaken til disse opphopningene kan være har jeg kort diskutert, men konklusjonen å ta med seg videre med tanke på denne oppgavens problemstilling er at de mest sannsynlig ikke er knyttet til $K2$. I følge bunching-teorien vil opphopninger knyttet til et knekkpunkt plassere seg like under dette, eventuelt like ved, for å unngå avkortningen av støtte. Opphopninger som er plassert såpass langt til høyre for knekkpunktet er imidlertid neppe et resultat av at individene har tilpasset seg til det aktuelle knekkpunktet. Dette indikerer at bostøttemottakere ikke blir påvirket av hvor disse knekkpunktene befinner seg når de avgjør hvor mye de ønsker å arbeide.

9. Konklusjon

I denne oppgaven har jeg tilnærmet meg spørsmålet om bostøttens eventuelle påvirkning på mottakernes arbeidstilbud gjennom å fokusere på ordningens to knekkpunkter. Den tilpassede versjonen jeg presenterte av standardmodellen for arbeidstilbud tilsa at individene ville manipulere inntekten sin ut ifra disse punktene. Dersom denne teoretiske antagelsen stemte ville manipulasjonen være synlig som opphopninger i inntektsfordelingen like ved knekkpunktene. Derfor lagde jeg histogrammer som illustrerte inntektsfordelingen i datautvalget mitt både for årene før og etter reformen av bostøtten i 2009.

Disse histogrammene viste at det riktignok fantes opphopninger i inntektsfordelingen, men ikke like ved knekkpunktene, slik den teoretiske modellen jeg baserte meg på predikerte. Diskontinuitetstestene jeg utførte viste at det ikke var diskontinuiteter i fordelingen ved noen av knekkpunktene i 2010, men derimot ved K2 i 2008. Denne diskontinuiteten er knyttet til en opphopning som befinner seg over knekkpunktet, men ikke under det, slik teorien skulle tilsi.

Som jeg har diskutert ved flere ulike anledninger i løpet av oppgaven er det en mulighet for at opphopningen vi ser i inntektsfordelingen ved K2 i 2008 og 2010 er forårsaket av trygdeutbetalinger, ettersom det i datasettet ikke er mulig å skille mellom inntekt fra arbeid og trygdeytelser. Jeg vet imidlertid at NOVA per dags dato er i gang med et prosjekt som tar hensyn til dette, og ser med interesse frem mot resultatene av dette, som forhåpentligvis også vil kaste lys over hva som har forårsaket opphopningene i datautvalget jeg har sett på.

Likevel kan jeg ut ifra de dataene jeg har basert min undersøkelse på slå fast at det ikke finnes *bunching* ved knekkpunktet for lineær avkortning, K1, i bostøttesystemet, verken før eller etter reformen av bostøtteordningen. Det samme kan jeg med nokså stor sikkerhet slå fast for knekkpunktet for progressiv avkortning, K2, i 2010, året etter reformen. Dette er interessante resultater, som tyder på at bostøtten ikke har påvirket arbeidstilbudet i disse årene - i alle fall ikke i så stor grad som standardmodellen for arbeidstilbud tilsier. Som jeg har vist i diskusjonskapittelet mitt kan det tenkes flere mulige forklaringer på den manglende opphopningen, uten at jeg vil forsøke å konkludere med noen av dem her.

Litteraturliste

- Abt Associates. (2006) *Effects of housing vouchers on welfare families*. Department of Housing and Urban Development. Tilgjengelig fra: <https://www.huduser.gov/portal/publications/commdev/hsgvouchers.html> (Hentet: 28. mai 2019).
- Bania, N., Coulton, C. og Leete, L. (2003) Public housing assistance, public transportation, and the welfare-to-work transition, *Cityscape: A Journal of Policy Development and Research*, 6(2), s.7-44.
- Calonico, S., Cattaneo, M. D., og Titiunik, R. (2014) Robust nonparametric confidence intervals for regression-discontinuity designs, *Econometrica*, 82(6), s. 2295–2326.
- Cattaneo, M D., M. Jansson, og X. Ma. (2017) Simple local polynomial density estimators. Working paper, arXiv: 1811.11512. Tilgjengelig fra: https://eml.berkeley.edu/~mjansson/Papers/CattaneoJanssonMa_LocPolDensity.pdf (Hentet: 28. mai 2019)
- Cecilia Enström Öst (2012) *Housing allowance, housing consumption and lock-in effects: Evidence from a natural experiment*. (Working paper 2012:3). Swedish Sosial Insurance Inspectorate. Tilgjengelig fra: https://www.inspsf.se/digitalAssets/3/3721_3wp_2012_3.pdf (Hentet: 28. mai 2019)
- Chen, J. (2006) The dynamics of housing allowance claims in Sweden: A discrete time-hazard analysis. *European Journal of Housing Policy*, 6(1), 1-29.
- Chetty, R. og Saez, E. (2013) Teaching the tax code: Earnings responses to an experiment with EITC recipients, *American Economic Journal: Applied Economics*, 5(1), s. 1–31.
- Chetty, R., Friedman, J. N., Olsen, T., og Pistaferri, L. (2011) Adjustment costs, firm responses, and micro vs. macro labor supply elasticities: Evidence from Danish tax records, *The Quarterly Journal of Economics*, 126(2), s. 749–804.
- Dombeck, F. B. (2016) *Bunching in the norwegian income distribution*. Masteroppgave. UiO Universitetet i Oslo. Tilgjengelig fra: <https://www.duo.uio.no/bitstream/handle/10852/52407/Fredrik-B--Dombeck--Master-thesis-2016--ECON4091.pdf?sequence=7&isAllowed=y> (Hentet: 28. mai 2019).
- Fischer, W. (2000) Labor supply effects of federal rental subsidies. *Journal of Housing Economics*, 9(3), s. 150-174.
- Gelber, A. M., Jones, D. & Sacks, D. W. (2014) *Earnings adjustment frictions: Evidence from the social security earnings test*. Working paper, Univ. Calif., Berkeley. Tilgjengelig fra: <https://users.nber.org/~agelber/papers/adjustment082514.pdf> (Hentet: 28. mai 2019).

- Husbanken (2005) *Årsmelding 2005*. Hentet fra: <http://biblioteket.husbanken.no/arkiv/dok/1546/rapporten.pdf> (Hentet: 28. mai 2019).
- Husbanken (2016) *Årsmelding 2016*. Hentet fra: <https://www.husbanken.no/om-husbanken/aarsrapporter/> (Hentet: 28. mai 2019).
- Jacob, B. A., og Ludwig, J. (2012) The effects of housing assistance on labor supply: Evidence from a voucher lottery, *American Economic Review*, 102(1), s. 272–304.
- Kjøsterud, T. (2005) *Hvordan målene ble nådd. Hovedlinjer og erfaringer i norsk boligpolitikk*. (NOVA - Temahefte 1/05). Oslo: NOVA. Tilgjengelig fra: http://www.ungdata.no/asset/1278/1/1278_1.pdf (Hentet: 28. mai 2019).
- Kleven, H (2014) How can scandinavian tax so much?, *Journal of Economic Perspectives*, 28(4), s.77–98.
— (2016) Bunching, *Annual Review of Economics*, 8, s. 435–464.
- Le Maire, D. og Schjerning, B. (2013) Tax bunching, income shifting and selfemployment, *Journal of Public Economics*, 107, s. 1–18.
- McCrary, J. (2008) Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test, *Journal of Econometrics*, 142(2), s. 698-714.
- Meld. St. 76 (1971-1972) (1972) *Om boligspørsmål*. Oslo: Kommunal- og arbeidsdepartementet. Tilgjengelig fra: <https://www.stortinget.no/no/Saker-og-publikasjoner/Stortingsforhandlinger/Lesevisning/?p=1971-72&paid=3&wid=d&psid=DIVL1603> (Hentet: 28. mai 2019)
- Mortenson, J. A. og Whitten, A. (2016) How sensitive are taxpayers to marginal tax rates? Evidence from income bunching in the United States. *Job Market Paper*, Georgetown University. Tilgjengelig fra: <https://pdfs.semanticscholar.org/7a9a/a0d77f328c8bb0dc9b9d1360287161202910.pdf> (Hentet: 28. mai 2019).
- Murray, M.P. (1980) A reinterpretation of the traditional income-leisure model, with application to in-kind subsidy programs. *Journal of Public Economics*, 14(1), s. 69-81.
- Nordvik, V. (2012) *Botøtte, marginaleffekter og bostøttekarrierer*. (NOVA-rapport 1/2012. Notat 3). Oslo: NOVA. Tilgjengelig fra: http://biblioteket.husbanken.no/arkiv/dok/FOU/03/NOVA_bostotte_notat3.pdf (Hentet: 28. mai 2019).
- Nordvik, V. og Sørvoll, J. (2013) Interpreting housing allowance: The Norwegian case, *Housing, Theory and Society*, 31(3), s. 353-367.

Nordvik, V. og Åhrén, P. (2005) The duration of housing allowance claims and labour market disincentives: the Norwegian case, *European Journal of Housing Policy*, 5(2), s. 131-147.

Nordvik, V., Hansen, I. L. S., Koren, C. og Lescher-Nuland, B. (2011) *Den norske bostøtten. Effekter av en reform*. (NOVA-rapport 2/2011). Oslo: NOVA. Tilgjengelig fra: <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/den-norske-bostotten-effekter-av-en-refo/id633859/> (Hentet: 28. mai 2019).

Nymoen, R., Bjørnstad, R. og Jordfald, B. (2015) *Lønn, kjøpekraft, fordeling og velferd 2000 – 2014*. (Heftet til landsmøte i Fellesforbundet 2015). Oslo: Fellesforbundet. Tilgjengelig fra: <https://www.fellesforbundet.no/globalassets/dokumenter/om-fellesforbundet/landsmotet-2015/lonn-kjopekraft-fordeling-og-velferd-2000-2014.pdf> (Hentet: 28. mai 2019).

Olsen, E. O., Tyler, C. A., King, J. W. og Carrillo, P. E. (2005) The effects of different types of housing assistance on Earnings and employment, *Cityscape*, 8(2), s.163-187.

Painter, G. (2001) Low-income housing assistance: Its impact on labour force and housing program participation, *Journal of Housing research*, 12 (1), s. 1-26.

Prop. 11 (2008-2009) *Ei styrkt bustøtte: Tilråding fra Kommunal- og regionaldepartementet av 7. november 2008*, godkjent i statsråd samme dagen. (Regjeringen Stoltenberg II).

Rosenthal, L. A. (2007), A review of recent literature on housing assistance and self sufficiency, *UC Berkeley: Berkeley program on housing and urban policy*, Tilgjengelig fra: <http://urbanpolicy.berkeley.edu/pdf/LAR.SelfSuff.pdf> (Hentet: 28. mai 2019).

Saez, E. (2010) Do taxpayers bunch at kink points?, *American Economic Journal: Economic Policy*, 2(3), s. 180-212.

Seim, D. (2012) Real or evasion responses to the wealth tax? Theory and evidence from Sweden, *Institute for international Economic studies*, Stockholm University. Tilgjengelig fra: <http://www-v202.rz.uni-mannheim.de/material/PaperSeim!.pdf> (Hentet: 28. mai 2019).

Shroder, M. (2002) Does housing assistance perversely affect self-sufficiency? A review essay, *Journal of Housing Economics*, 11(4), s. 381-417.

Susin, S. (2005) Longitudinal outcomes of subsidized housing recipients in matched survey and administrative data, *Cityscape: A Journal of Policy Development and Research*, 8(2) s. 189-218.

Sørvoll, J. (2011) *Norsk boligpolitikk i forandring 1970-2010*. (NOVA-rapport 16/2011). Oslo: NOVA. Tilgjengelig fra: http://www.ungdata.no/asset/4799/1/4799_1.pdf (Hentet: 28. mai 2019).

Van Ryzin, G. G., Kaester, R. og Main, T. J. (2003) The effects of federal and local housing programs on the transition from welfare to work: Evidence from New York City, *Cityscape*, 6(2), s. 45-72.

Verbeek, M. (2008) *A guide to modern econometrics*. Chichester, England, John Wiley & Sons.

Åhrén, P. (2004) Housing allowances, in M. Lujanen (ed.), *Housing and Housing Policy in the Nordic Countries*, Copenhagen.

Appendiks A: Inntektsutviklingen for de ulike husstandsstørrelsene

Inntektsutviklingen

I denne appendiks skal jeg se nærmere på utviklingen i mottakernes inntekt både før og etter bostøttereformen. Jeg vil presentere både inntektsfordeling og gjennomsnittsinntekt for de fire ulike husstandsgruppene. Siden inntektene generelt er høyere i store byer enn i de mindre, og bostøtteordningen tar hensyn til dette, undersøker jeg inntektsfordelingen separat for husstander i og utenfor pressområder.

Jeg starter med å presentere fordelingen innenfor de tre inntektsintervallene i bostøtteregelverket. Som sagt i kapittel to betegner det første intervall inntekter som ligger under første knekkpunkt for avkortning av støtte, K1, mens det andre intervallet betegner inntekter mellom K1 og det andre knekkpunktet for avkortning, K2. Det tredje intervallet betegner inntekter som ligger over K2.

Bostøttemottakere med inntekt lavere enn K1 er bare ansvarlige for den minste egenandelen av bostøttekostnadene. For mottakere med inntekt mellom K1 og K2 økte egenandelen med en lineær sats, mens egenandelen økte progressivt for bostøttemottakere med inntekter over K2.

Til slutt sammenligner jeg gjennomsnittsinntektene, for så å se hvordan disse samsvarer med utviklingen i inntektsfordeling.

Inntektsutviklingen for én-persons-husstander

I utvalget jeg har analysert er det totalt 10 569 én-persons-husstander. Samtlige av disse hører til kategorien «Andre støtteberettigede», altså er det snakk om enslige individer, som verken har barn eller registrert partner. Av det totale antallet husstander er 9 383 bosatt i kommuner ansett som pressområder.

For denne husstandsstørrelsen medførte bostøttereformen endringer i grensen for lineær avkortning, K1, fra 82 000 i 2008, til 90 000 kroner i 2010. Grensen for progressiv avkortning ble også hevet, fra 112 000 til 131 000 kroner. I tabellen er 2010-tallene justerte for reallønnsveksten på 4,7 prosent.

I *Tabell A.1* presenteres inntektsfordelingen for de aktuelle husstandene, gruppert innenfor inntektsintervallene fastsatt av bostøtteregulverket. I tillegg presenteres gjennomsnittsinntekten. Husstandene er delt inn i de innenfor og utenfor pressområder, og dataene presenteres for både 2008 og i 2010.

Tabell A.1: Inntektsutvikling 2008 og 2010. 2008-kroner. 1-person husstander

2008		
<i>Inntekt</i>	<i>Pressområder</i>	<i>Utenfor pressområder</i>
1 – 82 000 (K1)	1 775 (28.1%)	2 503 (33.7%)
82 001 – 112 000 (K1 K2)	680 (10.8%)	842 (11.3%)
112 001 –	3 854 (61.1%)	4 084 (55%)
Gjennomsnittsinntekt	120 656.6 (874.180)	109 439.9 (764.87)
Totalt antall obs.	6 309	7 429
2010*		
1 – 85 400 (K1)	1 300 (20.1 %)	1 459 (19.3%)
86 401 – 125 760 (K1 – K2)	746 (11.5 %)	1 087 (14.4%)
125 761 –	4 423 (68.3%)	4 994 (66.2%)
Gjennomsnittsinntekt	128 757.7 (697.727)	125 904.2 (577.84)
Totalt antall obs.	6 469	7 540

Av resultatene i tabellen går det frem to interessante forhold.

Det første er at inntektsfordelingen til én-persons-husstandene ikke har holdt seg stabil etter reformen. Både for individene bosatt i pressområder og de utenfor ser vi en økning i arbeidstilbudet. I pressområdene er andelen mottakere med inntekt lavere enn K1 redusert med 10 prosent, fra 28,1 til 20,1 prosent. Videre er det en liten økning i mottakere plassert mellom K1 og K2, på ett prosentpoeng. Den største økningen ser vi blant inntektene over K2, her har andelen økt fra 61,1 til 68,3 prosent.

For bostøttmottakere bosatt utenfor pressområdene ser vi lignende endringer. Det er en nedgang på 14,4 prosent i antall husstander plassert i det laveste inntektsintervallet, fra 33,7 til 19,3 prosent. Samtidig ser vi en tilsvarende økning i andelen mottakere med høyere inntekt.

Blant de i det mellomste inntektsintervallet er økningen på 3,1 prosent, mens økningen i det høyeste intervallet er på hele 11,2 prosent, fra 55 prosent i 2008, til 66,2 prosent i 2010.

For én-persons-husstandene bosatt både i og utenfor pressområdene tyder disse endringene i inntektsfordelingen på at mottakerne har økt arbeidstilbudet sitt etter reformen.

Det andre vi kan lese av tabellen er at heller ikke gjennomsnittsinntekten har holdt seg stabil for denne husstandsstørrelsen. Gjennomsnittsinntekten blant bostøttmottakere i pressområder har økt fra 120 656 i 2008, til 128 757 kroner i 2010, altså en økning på 6,7 prosent. Utenfor pressområdene ser vi også en økning, fra 109 439 i 2008, til 125 904 i 2010, altså 15 prosent.

Inntektsutviklingen for to-persons-husstander

Jeg skal nå presentere resultatene for to-persons-husstandene. Det er totalt 6 145 slike husstander i datautvalget jeg har analysert. De fleste av disse, 89 prosent, hører til i kategorien «Enslige forsørgerer» og resten «Andre støtteberettigede».

For denne husstandsstørrelsen medførte bostøttereformen endringer i grensen for lineær avkortning, K1, fra 82 000 i 2008, til 99 000 kroner i 2010. Grensen for progressiv avkortning, K2, ble hevet fra 130 000 til 144 000 kroner.

I *Tabell A.2* presenteres inntektsfordeling og gjennomsnittsinntekt for to-persons husstander i 2008 og 2010.

Av tabellen ser vi at arbeidstilbudet til to-persons-husstandene ikke har holdt seg mer stabilt enn det vi så for én-persons-husstandene. Endringene både i inntektsfordeling og gjennomsnittsinntekt peker også i retning av økt arbeidstilbud.

For de som var bosatt i pressområder ble andelen mottakere med inntekt under første knekkpunkt redusert fra 21,5 prosent i 2008, til 15,8 prosent i 2010. Også i det neste intervallet, mellom K1 og K2, ser vi en nedgang, fra 20 til 16,5 prosent. Det betyr at andelen mottakere med de høyeste inntektene økte med mer enn 15 prosent fra 2008 til 2010.

Tabell A.2: Inntektsutvikling 2008 og 2010. 2008-kroner.2-person husstander

2008		
Inntekt	Pressområder	Utenfor pressområder
1 – 82 000 (K1)	594 (21.5%)	842 (24.4%)
82 001 – 130 000 (K1- K2)	553 (20.0%)	700 (20.3%)
130 001 –	1 612 (58.5%)	1 910 (55.3%)
Gjennomsnittsinntekt	121 732.3 (969.6)	115 571.7 (849.8)
Totalt antall obs.	2 759	3 452
2010		
1 – 86 400 (K1)	433 (15.8%)	437 (13.0%)
86 401 – 138 240 (K1 – K2)	454 (16.5%)	479 (14.2%)
138 241–	1 859 (67.7%)	2 446 (72.8%)
Gjennomsnittsinntekt	136 557.7 (934.68)	138 438.3 (737.02)
Totalt antall obs.	2 746	3 362

Utenfor de største byene viser tallene i tabellen en liknende tendens. På inntektsfordelingen ser vi at det er en nedgang i de to laveste inntektsintervallene, slik at all økningen kommer i intervallet for de høyeste inntektene. Andelen mottakere i dette intervallet økte fra 55.3 til 72.8 prosent, altså en økning på hele 31.6 prosent.

Når det gjelder gjennomsnittsinntekt ser vi også en økning. Innenfor pressområdene steg den fra 121 732 i 2008, til 136 557 kroner i 2010, det vil si 12 prosent. Utenfor pressområdene var økningen på 19,8 prosent, fra 115 571 i 2008, til 138 438 i 2010. En noe overraskende konsekvens av denne økningen er at gjennomsnittsinntekten endte med å bli høyere utenfor de store byene, noe man vanligvis ikke regner med vil være tilfelle. Dette har imidlertid sin forklaring, som jeg på grunn av manglende relevans for denne oppgaven ikke skal gå nærmere inn på her.

Også for to-persons-husstandene ser arbeidstilbudet ut til å ha økt etter bostøttereformen.

Inntektsutviklingen for tre-persons-husstander

Vi går videre til resultatene for husstandene med tre personer. I datautvalget mitt er det totalt 3 653 husstander av denne størrelsen. Av disse hører 2 512 til i kategorien «Enslige forsørgere», mens de resterende 1 141 hører til i «Barnefamilier for øvrig».

I forbindelse med bostøttereformen økte grensene for avkortning av bostøtten også for denne gruppen. Grensen for lineær avkortning økte fra 97 000 til 108 000 kroner, mens grensen for progressiv avkortning økte fra 133 000 i 2008 til 157 000 i 2010.

I *Tabell A.3* presenteres inntektsfordeling og gjennomsnittsinntekt for tre-persons-husstander i 2008 og 2010.

Tabell A.3: Inntektsutvikling 2008 og 2010. 2008-kroner. 3-person husstande

	2008	
	<i>Pressområder</i>	<i>Utenfor pressområder</i>
1 – 97 000 (K1)	425 (23.4%)	573 (25.4%)
97 001 – 133 000 (K1 – K2)	248 (13.6%)	306 (13.6%)
133 001 –	1 144 (63.0%)	1 377 (61.0%)
Gjennomsnittsinntekt	130 250.4 (1 307.871)	126 830.8 (1 114.638)
Totalt antall obs.	1 817	2 256
	2010	
1 – 103 680 (K1)	351 (19.6%)	362 (16.1%)
103 681 – 150 720 (K1 – K2)	594 (33.2%)	773 (34.3%)
150 721 –	844 (47.2%)	1 118 (49.6%)
Gjennomsnittsinntekt	143 619.1 (1 295.728)	146 285.8 (1 022.469)
Totalt antall obs.	1 789	2 253

I tabellen ser vi at endringene innenfor inntektsintervallene skiller seg litt fra de vi har sett hittil. Mens den største økningen for én- og to-persons-husstandene kom i det høyeste inntektsintervallet, ser vi for tre-persons-husstandene en nedgang i dette intervallet. Istedenfor

er det det midterste intervallet, mellom K1 og K2, som får den største økningen, fra 13,6 til 33,2 prosent innenfor pressområdene, og fra 13,6 til 34,3 prosent utenfor pressområdene. Vi ser imidlertid også en reduksjon av inntekter i det laveste intervallet, fra 23,4 til 19,6 prosent i pressområdene, og fra 25,4 til 16,1 prosent utenfor. Samlet sett indikerer altså inntektsfordelingen en økning i arbeidstilbudet.

Bildet av en økning styrkes av utviklingen vi ser for gjennomsnittsinntekten. Mens denne i pressområdene lå på 130 250 kroner i 2008, var den i 2010 steget med 10,2 prosent, til 143 619 kroner. Utenfor pressområdene var økningen enda større. I 2008 lå gjennomsnittsinntekten på 126 830 kroner, i 2010 var den steget til 146 285 kroner, altså en økning på 15,3 prosent. Gjennomsnittsinntektene for disse husstandene er høyere enn for én- og to-persons-husstander. Dette har sin naturlige forklaring i at det er flere voksne som kan arbeide i tre-persons-husstandene enn for mindre husstander.

Inntektsutviklingen for fire-persons-husstander

Den siste husstandsstørrelsen jeg har analysert data for er fire-persons-husstandene. I utvalget jeg analyserer er det totalt 3 247 unike husstander med denne størrelsen. Av disse er det 1 662 «Enslige forsørgere», 1 538 «Barnefamilier for øvrig» og 47 «Andre støtteberettigede». For disse husstandene økte grensen for lineær avkortning fra 107 000 kroner i 2008, til 117 000 kroner i 2010. Grensen for progressiv avkortning økte fra 144 000 kroner til 170 000 kroner. Økningen for denne gruppen var ganske stor i forhold til den de andre husstandsstørrelsene fikk, i tråd med bostøttereformens målsetning om å hjelpe store barnefamilier.

I *Tabell A.4* presenteres inntektsfordeling og gjennomsnittsinntekt for fire-persons-husstander i 2008 og 2010.

Vi ser av tabellen at det i fire-persons-husstandene har skjedd en nedgang i det laveste og det høyeste inntektsintervallet. Nedgangen er størst for det laveste intervallet, fra 27,8 til 21,4 prosent innenfor pressområdene, og fra 26,2 til 19,8 prosent utenfor. For det høyeste intervallet er det bare snakk om en nedgang på cirka to prosentpoeng, fra 40,8 prosent til 38,4 prosent for pressområdene, og fra 44 til 40,2 prosent utenfor.

I likhet med det vi så for tre-persons-husstandene er det midterste intervall som øker. I pressområdene ser vi en økning fra 31,4 til 40,2 prosent, utenfor pressområdene fra 29,8 til 40 prosent.

Tabell A.4: Inntektsutvikling 2008 og 2010. 2008-kroner. 4-pers husstander

2008		
	<i>Pressområder</i>	<i>Utenfor pressområder</i>
1 – 107 000 (- K1)	283 (27.8%)	276 (26.2%)
107 001 – 144 000 (K1 – K2)	319 (31.4%)	315 (29.8%)
144 001 – (K2 -)	415 (40.8%)	465 (44.0%)
Gjennomsnittsinntekt	134 386.5 (1 993.593)	134 785.4 (1 784.841)
Totalt antall obs.	1 017	1 056
2010		
1 – 117 000 (K1)	232 (21.4%)	211 (19.8%)
117 001 – 170 000 (K1 – K2)	435 (40.2%)	427 (40%)
170 001 –	415 (38.4%)	430 (40.2%)
Gjennomsnittsinntekt	150 920.9 (1 854.980)	150 998.2 (1724.2)
Totalt antall obs.	1 082	1 068

For mottakere både innenfor og utenfor pressområdene økte gjennomsnittsinntekten omtrent like mye, omtrent 12 prosent. I 2008 var gjennomsnittsinntekten 134 386 kroner i pressområder og 134 785 kroner utenfor. Denne økte til henholdsvis 150 920 og 150 998 kroner i 2010, altså en økning på henholdsvis 12,3 og 12 prosent. Økningen i gjennomsnittsinntekten samt økningen i andel mottakere i det midterste intervallet indikerer en økning i arbeidstilbud blant mottakere.

Oppsummering av inntektsutviklingen

Samlet sett viser gjennomgangen av inntektsutviklingen klare indikasjoner på en økning i arbeidstilbudet for alle de fire husstandsstørrelsene. Dette kan fastslås fordi vi undersøker inntektsutviklingen for de samme individene både før og etter 2009-reformen. I tillegg finnes det noen likheter og forskjeller som er verdt å merke seg.

For både én- og to-persons-husstandene så vi en stor reduksjon i det laveste inntektsintervallet, og en nesten tilsvarende stor vekst i det høyeste intervallet. Særlig stor var økningen i det høyeste intervallet for to-persons-husstandene. Denne utviklingen står i kontrast til den vi så for tre- og fire-persons husstandene, der det tvert i mot skjedde en liten reduksjon i det høyeste inntektsintervallet. I stedet kom økningen i det midterste intervallet. En mulig forklaring på denne forskjellen er at det midterste intervallet etter reformen har blitt relativt større for store husstandsstørrelser.

Når det gjelder gjennomsnittsinntekten ser resultatene for alle de fire husstandsstørrelsene imidlertid ut til å peke i samme retning. Samtlige har opplevd en vekst fra 2008 til 2010. For alle husstandsstørrelser, med unntak av én-persons-husstander i pressområder, er det snakk om en økning på over 10 prosent. Dette er altså en klar tendens, som kan indikere at bostøttemottakerne har svart på hevingen av inntektsgrensene med å øke arbeidstilbudet sitt. Det ville i så fall tyde på en sammenheng mellom bostøtte og arbeidstilbud. Som nevnt er det likevel ikke mulig å fastslå noe slikt basert på disse observasjonene alene, men dette er uansett interessante resultater som komplementerer resultatene ellers i oppgaven.

Appendiks B: Deskriptiv statistikk etter husstandsstørrelse

Denne appendiks presenterer deskriptiv statistikk av bostøttemottakernes inntektsfordeling etter husstandsstørrelsen. Denne korte analysen bør sees som komplementær til den i oppgaven. *Figur A.1* illustrerer husstandene i datautvalget i 2008 og 2010 ved hjelp av histogrammer. Inntektene vises langs x-aksen, mens antallet mottakere vises langs y-aksen. Videre er både innslagspunktet for lineær avkortning av støtten mot inntekt, K1, og innslagspunktet for progressiv avkortning, K2, lagt inn. Disse punktene vil variere fra 2008 til 2010, grunnet de økte grensen som bostøttereformen medførte.

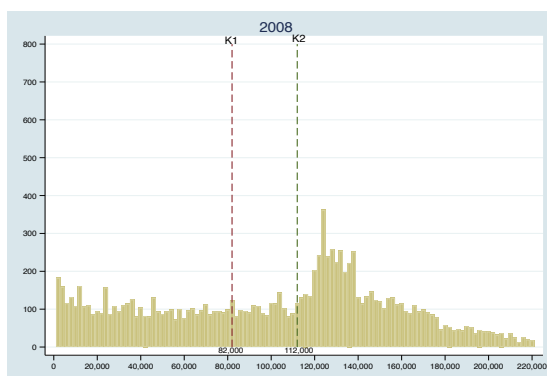
Det er flere ting som er verdt å legge merke til ved *figur A.1*. For det første er det tydelig tegn til opphopninger for alle husstandsstørrelser både i 2008 og 2010. Hvor disse opphopningene ligger i forhold til knekkpunktene varierer imidlertid mellom husstandsstørrelsene.

Dersom vi undersøker hva som skjer rundt det første knekkpunktet, K1, nærmere finner vi fort ut at det er lite som tyder på opphopninger ved dette punktet verken i 2008 eller i 2010. Det er det samme resultatet på tvers av antall personer i husstanden.

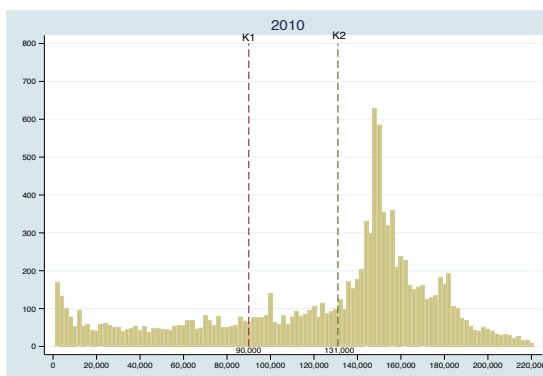
Ved det andre knekkpunktet er bildet mer sammensatt. Felles for en-, og to-person-husstander er at det er tegn til en opphopning til høyre for K2 både i 2008 og 2010. For en-person-husstander virker som om opphopningen ligger ca. 15 000 kroner til høyre for punktet både i 2008 som i 2010. Det er vanskelig å vurdere om det er en diskontinuitet akkurat ved dette knekkpunktet kun ved observasjon. For tre-person-husstander virker som om opphopningen ligger rett etter K2 i 2008 mens den ligger akkurat på punktet K2 i 2010. For fire-person-husstander virker som om opphopningen ligger akkurat på knekkpunktet, altså det er opphopning både like til venstre og like til høyre for K2 og K2.

Figur A.1: Inntektsfordelingen etter husstandsstørrelse

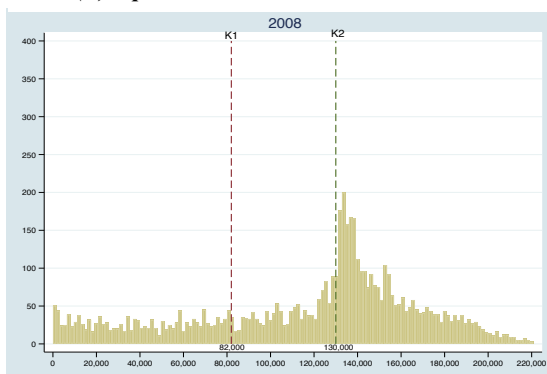
(A) 1-persons-husstander 2008



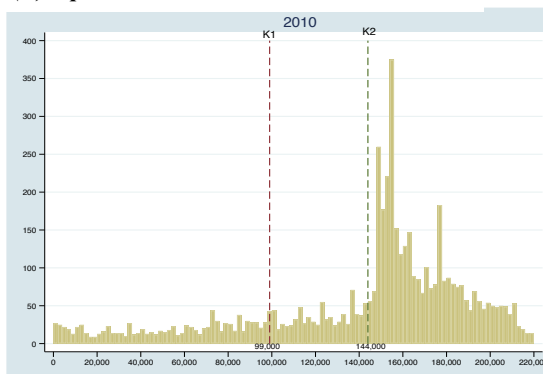
(B) 1-persons-husstander 2010



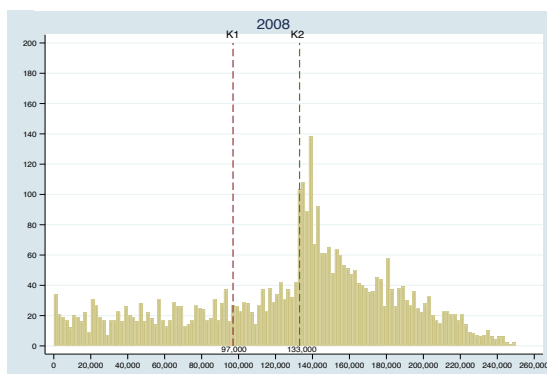
(C) 2-persons-husstander 2008



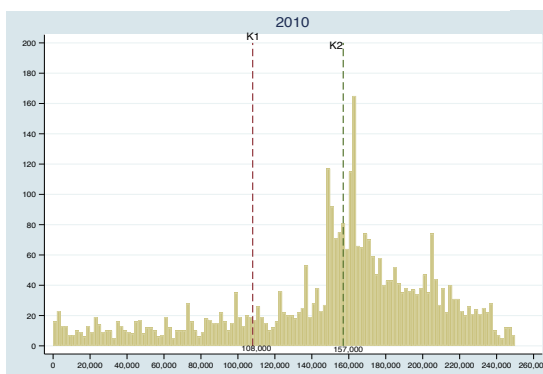
(D) 2-persons-husstander 2010



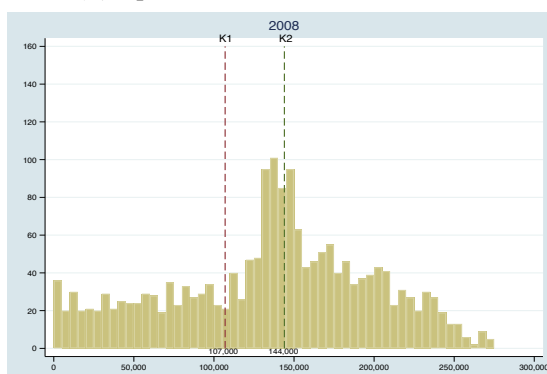
(E) 3-persons-husstander 2008



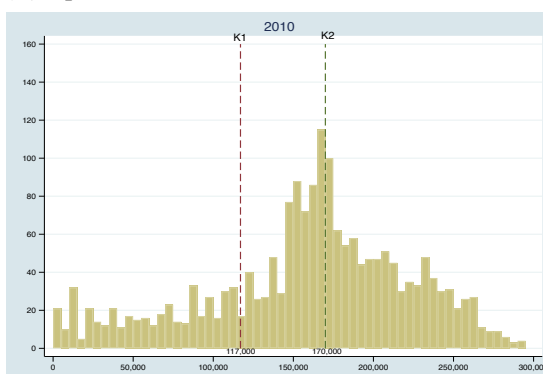
(F) 3-persons-husstander 2010



(G) 4-persons-husstander 2008



(H) 4-persons-husstander 2010



En annen ting man kan se ut fra *figur A.1* er at det virker som om antallet mottakere i de ulike intervallene ikke har holdt seg stabilt etter bostøttereformen. Ser man på det første intervallet, inntekter opp til det første knekkpunktet -K1-, virker det som om det har blitt en nedgang i antall mottakere i dette intervallet for alle husstandsstørrelser. Spesielt for en- og to-persons-husstander ser vi en stor reduksjon i dette intervallet, og en nesten tilsvarende stor vekst i det høyeste intervallet (inntekter høyere enn K2). Særlig stor er økningen i det høyeste intervallet for to-persons-husstander. Denne utviklingen står i kontrast til det som vi observerer for tre- og fire-persons-husstandene, der det tvert i mot skjedde en liten reduksjon i det høyeste inntektsintervallet. Dette er i tråd med inntektsutviklingsanalysen jeg presenterer i Appendiks A.