

Effekten av mikrokreditt på barns skolepåmelding i Bangladesh

Fnan Bashay Berhie

Masteroppgave

Masteroppgaven er levert for å fullføre graden

Master i samfunnsøkonomi

Universitetet i Bergen, Institutt for økonomi

[Juni 2023]



UNIVERSITETET I BERGEN

Forord

Denne oppgaven er en avslutning på mitt profesjonsstudium i samfunnsøkonomi ved Universitetet i Bergen.

Jeg ønsker å rette en stor takk til veilederen min, Quamrul Ahsan, for hans engasjement i utviklingsøkonomi. Veiledningstimene har ikke bare vært preget av gode samtaler og diskusjoner under arbeidet med oppgaven, men også entusiasme og morsomme øyeblikk. Dette har bidratt til en jevn motivasjon gjennom semesteret. Tusen takk. Jeg vil også takke tidligere foreleser Julian Vedeler Johnson, for hans engasjement i empirisk forskningsdesign som fikk meg til å utforske dette videre i masteroppgaven.

Avslutningsvis ønsker jeg å takke min svigerfar for korrekturlesing, min tidligere bachelorpartner Ruth Sofie, samt min gode venninne og roomie, Naomi, for morsomme stunder i kollektivet. Jeg er også utrolig takknemlig for familien min og kjæresten min som har vært utrolig støttende under arbeidet med mastergraden på Universitetet i Bergen.



Bergen, juni 2023

Sammendrag

Fravær av tilgang på kreditt blir ofte sett som en viktig faktor bak den vedvarende fattigdommen til mennesker i utviklingsland. Dette er fordi mangel på kreditt kan begrense individs muligheter. Det er fastslått at akkumulering av humankapital er en nødvendig del av en langsiktig strategi for å utrydde fattigdom. Selv om fattige husholdninger ønsker å sende barna sine på skolen, møter de en rekke hindringer. Opptak av mikrokreditt kan forventes å fremme barns skolegang ved at husholdninger får muligheten til konsum- og inntektsutjevning. Denne oppgaven bidrar med en empirisk gjennomgang av hvordan opptak av mikrokreditt i husholdninger påvirker barns skolegang. Ettersom det eksisterer observerte og uobserverte husholdningskarakteristikker som kan påvirke opptak av mikrokreditt (treatment) og barns skolegang, kontrollerer jeg for dette ved å bruke metoden *propensity score matching*.

Oppgaven benytter husholdningsundersøkelse for 5062 husholdninger fra Bangladesh, samlet for årene 1994/1995. Flere logit-modeller benyttes for å estimere hypotetiske sannsynligheter for at en husholdning tilhører behandlings- eller kontrollgruppen, ved å bruke observerbare karakteristikker. Disse sannsynlighetene fungerer som propensity score for de respektive husholdningene. Til slutt gjøres en propensity score matching (PSM) for å estimere behandlingseffekt. STATA/SE 17.0 benyttes som verktøy i den økonomiske analysen.

Tidligere studier av mikrokreditt og barns utdanning har blandede og kontroversielle konklusjoner. Overordnet resultat for hele utvalget viser ingen signifikant effekt av mikrokreditt på barns skolepåmelding. Når jeg deler husholdninger etter selvurdert fattigdomsnivå og gjennomfører PSM, finner jeg blandede og signifikante effekter av mikrokreditt på barns skolepåmelding. For husholdninger i kategorien «alltid matunderskudd», finner jeg positive signifikante effekter for barn skolepåmelding i 6-9 og 10-14 årsalderen. For husholdninger i kategorien «sporadisk matunderskudd» finner jeg negative signifikante effekter på barns skolepåmelding i 6-9 årsalderen. Jeg fant ingen signifikante effekter på barns skolepåmelding for husholdninger i kategoriene «overskudd» og «break-even».

Innholdsfortegnelse

Forord	i
Sammendrag	ii
Liste med figurer	v
Liste med tabeller	vi
1.0 Innledning.....	1
1.1 Oppgavens formål	3
1.2 Begrepsavklaring.....	4
2.0 Institusjonell bakgrunn - MFier i Bangladesh.....	5
2.1 Kvinner som målgruppe og deres betydning for barn.....	5
2.2 Utdanning som et mål:	6
2.3 Utfordringer knyttet til mikrofinans	8
2.4 Tilgang til mikrokreditt	9
3.0 Hva sier tidligere empirisk forskning om mikrokreditt og barns velferd?	10
4.0 Evalueringsproblemet: Det kontrafaktiske utfallet.....	13
5.0 Metodisk rammeverk: Roy-Rubin Model	15
5.1 Gjennomsnittlig effekt av behandling og seleksjonsskjevhet.....	15
5.2 Betinget uavhengighetsantagelse (CIA) og «common support»	16
5.3 Balanseringskårer som en løsning for dimensjonalitetsproblemet.....	17
5.4 Estimeringsstrategi.....	18
6.0 Gjennomføring av propensity score matching (PSM).....	18
6.1 Estimering av propensity Score: logit-modell.....	18
6.2 Valg av matching-metode	20
6.2.1 “Nearest neighbor” matching	20

6.2.2 «Caliper» matching	21
6.2.3 Avveining mellom skjevhet og effektivitet	21
6.3 Vurdering av kvaliteten på matching	22
6.3.1 Vurdering av balanse for inkluderte kovariater	22
6.3.2 Reduksjon i standardisert gjennomsnittlig differanse (SMD) og varians-ratio	23
7.0 Data	24
7.1 Demografisk bakgrunn	24
7.1.2 Empiri fra regionene – samt utvalget	25
7.2 Måling og bearbeiding av variabler	25
7.3 Deskriptiv statistikk og analyse	28
8.0 Alternative forklaringer	34
9.0 Resultater og analyse:	36
9.1 Resultater fra PSM	39
9.1.2 Vurdering av PSM	41
9.2 Adressere uobserverbar heterogenitet: matching på fattigdomskategorier	43
10.0 Oppsummerende diskusjon	44
11.0 Konklusjon	51
12.0 Litteraturliste	53
13.0 Appendiks A	59
13.1 Tabeller med kovariatbalanse før og etter matching for skolegang 6-9 år	59
14.0 Appendiks B	67
14.1 Tabeller med kovariatbalanse før og etter matching for skolegang 10-14 år	67

Liste med figurer

Figur 1: Fordeling av propensity score før og etter matching for logit-spesifikasjon 1, skolegang 6-9 år.....	59
Figur 2: Fordeling av propensity score før og etter matching for logit-spesifikasjon 2, skolegang 6-9 år.....	62
Figur 3: Fordeling av propensity score før og etter matching for logit-spesifikasjon 3, skolegang 6-9 år.....	65
Figur 4: Fordeling av propensity score før og etter matching for logit-spesifikasjon 1, skolegang 10--14 år.....	68
Figur 5: Fordeling av propensity score før og etter matching for logit-spesifikasjon 2, skolegang 10-14 år.....	70
Figur 6: Fordeling av propensity score før og etter matching for logit-spesifikasjon 3, skolegang 10-14 år.....	73

Liste med tabeller

Tabell 1.0: Variabeloversikt	27
Tabell 2.0: Oversikt over mikrokredittlån på landsby og regionsnivå 1994	29
Tabell 3.0: Deskriptiv statistikk: Husholdningskarakteristikker blant låntakere og ikke-låntakere.....	30
Tabell 4.0: Deskriptiv statistikk om barns påmelding delt i skoleinstitusjoner.....	32
Tabell 5.0: Husholdninger kategorisert ved opptak av mikrokreditt og fattigdomsnivå	35
Tabell 6.0: Logit spesifikasjoner	37
Tabell 7.0: Effekten av mikrokreditt på barns skolegang for hele utvalget	40
Tabell 8.0: Effekten av mikrokreditt på barns skolegang kategorisert på fattigdomsnivå	43

Appendiks A: Tabeller med kovariatbalanse før og etter matching for skolegang 6-9 år

Tabell 9.A: Covariate balance summary for logit specification (1)	59
Tabell 10.A: Covariate balance summary for logit specification (1) with five nn-matching	60
Tabell 11.A: Covariate balance summary for logit specification (1) with caliper matching	60
Tabell 12.A: Covariate balance summary for logit specification (2)	61
Tabell 13.A: Covariate balance summary for logit specification (2) with five nn-matching	62
Tabell 14.A: Covariate balance summary for logit specification (2) with caliper matching	63
Tabell 15.A: Covariate balance summary for logit specification (3)	64
Tabell 16.A: Covariate balance summary for logit specification (3) with five nn-matching	65
Tabell 17.A: Covariate balance summary for logit specification (3) with caliper matching	66

Appendiks B: Tabeller med kovariatbalanse før og etter matching for skolegang 10-14 år

Tabell 18.B: Covariate balance summary for logit specification (1)	67
Tabell 19.B: Covariate balance summary for logit specification (1) with five nn-matching	68
Tabell 20.B: Covariate balance summary for logit specification (1) with caliper matching	69
Tabell 21.B: Covariate balance summary for logit specification (2)	69
Tabell 22.B: Covariate balance summary for logit specification (2) with five nn-matching	70
Tabell 23.B: Covariate balance summary for logit specification (2) with caliper matching	71
Tabell 24.B: Covariate balance summary for logit specification (3)	72
Tabell 25.B: Covariate balance summary for logit specification (3) with five nn-matching	73
Tabell 26.B: Covariate balance summary for logit specification (3) with caliper matching	74

1.0 Innledning

Mikrokreditt er små summer av sikkerhetsfrie, institusjonelle lån, gitt til ansvarlige gruppe-medlemmer for selvstendig næringsvirksomhet. Grameen Bank i Bangladesh var den første banken til å formelt introdusere mikrokreditt på midten av 1970-tallet (Rahman, 2019). Programmet ble designet for å gi små lån til underprivilegerte og andre som ble utestengt fra kommersielle finansielle tjenester. Programmet fikk bred anerkjennelse og har siden den gang spredt seg over hele verden (Ahmed, 2009). Programeffekten av dette initiativet har imidlertid skapt mye debatt gjennom årene. Mikrokredittprogrammer kritiseres av flere for å ikke ha hevet inntektene til fattige mennesker. I stedet har det ført lavinntektshusholdninger inn i gjeldsfeller, der penger fra lån ofte brukes til kun kortsiktig konsum, i stedet for produktiv bruk (Mamun et al., 2013).

Tilhengere av dette initiativet hevder at mikrokreditt reduserer fattigdom gjennom inntektsgenerende sysselsetting. I 1998 erklærte FN at 2005 skulle være det internasjonale året for mikrokreditt, fordi mikrokreditt kunne bidra til FNs Millenium Development Goals (MDG) (ILO, 2005). Det er fastslått at akkumulering av humankapital er en nødvendig faktor i den langsiktige strategien for å utrydde fattigdom. Ved å inkludere universell utdanning som et mål i MDG for 2015 framhever FN viktigheten av dette (UNESCO, 1990). Produksjon av humankapital gjennom økt tilgang til utdanning i utviklingsland er og forblir en avgjørende faktor i forsøk på å forbedre velferden for fremtidige generasjoner. I utgangspunktet er ikke mikrokredittprogrammer rettet direkte mot barns skolegang, men det hevdes at ressursbegrensede og lavinntektshusholdninger kan øke sin inntekt ved opptak av mikrokreditt. Dette er fordi de får muligheten til å investere i husholdningen, som for eksempel gjennom økt konsum for familiemedlemmer, inkludert barns skolegang (Khandker, 1998). Sistnevnte kan være nødvendig i Bangladesh, men også i andre land, der det er et misforhold mellom de som har produktive ideer og de som har de rette ressursene som trengs for å realisere disse. Dermed kan tilgang til mikrokreditt være grunnleggende for barns skolegang.

Mikrofinansinstitusjoner (MFI), også kalt mikrokredittprogrammer, har gitt tilgang til økonomiske ressurser for fattige mennesker i flere utviklingsland siden slutten av 70-tallet. Et viktig eksempel er mikrofinansinstitusjonen Grameen Bank, nevnt innledningsvis, som ble etablert som en uavhengig bank i 1983 i Bangladesh etter oppfordring fra den Bangladeshiske

regjeringen (Grameen Bank, 2023). Grunnleggeren av Grameen Bank, Mohammed Yunus, ble i 2006 tildelt Nobels Fredspris for sitt arbeid for fattigdomsbekjempelse, noe som førte til økt oppmerksomhet omkring mikrofinans (Nobelprize, 2006). Banken eies av sine fattige kunder hvor majoriteten av låntakerne er kvinner og opererer utelukkende til deres fordel. Banken tilbyr små og sikkerhetsfrie lån, og opererer med deltakende tilnærming (participatory approach) hvor de tilbyr ukentlig låntakermøter og gruppebasert utlån (Bhuiya et al., 2016).

Utover mikrofinansielle tjenester tilbyr de ikke-finansielle tjenester som for eksempel helseprogram og utdanningsprogram (Hamid et al., 2011). I løpet av de to siste tiårene har disse programmene blitt gjennomført i flere utviklingsland (Hermes & Lensink, 2007). Suksessen har skapt initiativ og engasjert flere ikke-statlige organisasjoner til å kopiere modellen. Dette fordi de allerede var involvert i programmer som fremmet utdanning og helse, og dermed hadde en målgruppe som etterspurte mikrokreditt (Faruqee & Badruddoza, 2011).

Fravær av kreditttilgang blir ofte nevnt som en viktig faktor bak den vedvarende fattigdommen til mennesker i utviklingsland. Videre kan mangel på kreditt hindre individer fra å oppnå fullt produktivt potensial. Dette fordi mangel på kreditt kan begrense individets muligheter. Med muligheter menes situasjoner hvor et individ, uavhengig av deres opprinnelige bakgrunn, har lik tilgang til utdanning og ressurser for å utvikle sine ferdigheter (Becchetti & Conzo, 2014).

Dette vekker interesse for koblingen mellom mikrokreditt og barns utdanning, og leder derfor til problemstillingen: *Effekten av mikrokreditt på barns skolepåmelding i Bangladesh*. I denne oppgaven brukes barns skolepåmelding som en indikator på barns skolegang. Mikrokreditt er ikke rettet mot barns skolegang, men for inntektsgenererende aktiviteter. Imidlertid kan mikrokreditt indirekte bidra til barns skolegang ved at inntektene generert fra lånmidler brukes til skoleutgifter. Khandker og Samad (2014) fant i sin panelstudie i Bangladesh at mikrokredittprogrammer øker husholdningenes velferd ved at låntakernes barn får forbedret ernæring og utdanning. Det er tilsynelatende lite belyst hvordan mikrokreditt påvirker nyanser av husholdninger og deres barns skolegang. Med nyanser mener jeg husholdninger med differensiert økonomisk bakgrunn. Jeg ønsker derfor å undersøke effekten av mikrokreditt på barns skolepåmelding for ulike husholdninger, kategorisert ved fattigdomsnivåer. Videre kan mikrokreditt styrke kvinners rolle i husholdningen. Hvis kvinner oppnår høyere inntekt gjennom mikrolån, kan dette komme barna deres til gode ved at mer ressurser blir tilgjengelig for barns helse og utdanning, spesielt når kvinnene selv har kontroll over investeringene og

inntektene. Dette forklarer jeg nærmere i delkapittel 2.1. Som nevnt innledningsvis, investerer ikke mange låntakere lånemidlene til å generere inntekt, men heller til diverse kortsiktig konsum. Dette stiller spørsmål til sammenhengen mellom mikrokreditt og barns skolegang. Lånemidler kan for eksempel gå direkte til skoleutgifter. En alternativ kanal er at tilgangen til mikrokreditt kan lette de generelle kredittbegrensningene for fattige husholdninger. Dette frigjør ressurser som kan brukes til skoleutgifter og dermed støtte barnas skolegang. Til slutt er fattige husholdninger kjent for å ha en kort tidshorison og være mindre opptatt av investeringer som gir avkastning i fremtiden. Dette fører til mindre fokus på barns skolegang. Dette diskuterer jeg nærmere i delkapittel 2.2. Tilgang til mikrokreditt kan imidlertid gjøre disse husholdningene mer optimistiske med tanke på fremtiden. Dette kan gjøre husholdninger mer tilbøyelige til å investere i barnas skolegang og dermed bidra til økt skolegang blant de fattige.

Motivasjonen min for evalueringen av mikrokreditt er at fattige husholdninger kan øke barns skolegang ved at mikrokredittlån frembringer inntekt i husholdningen, eller letter kapitalbegrensninger slik at husholdninger kan allokere mer ressurser til barns skolegang.

I forbindelse med dette vil jeg gjennomføre metoden propensity score matching, hvor jeg estimerer sannsynligheten for at en vilkårlig husholdning tar mikrokreditt, basert på observerbare karakteristika. Videre estimerer jeg behandlingseffekt av mikrokreditt på barns skolegang, som gjennomsnittlig forskjell i barns skolepåmelding mellom statistisk like husholdninger.

1.1 Oppgavens formål

Tidligere studier omkring denne tematikken har blandede resultater, og jeg ønsker derfor å bidra til denne litteraturen med en metodisk studie av et eldre datasett. Formålet med denne oppgaven er å undersøke hvordan opptak av mikrokreditt (treatment) i husholdninger påvirker barns skolegang i Bangladesh. Kapittel 2.0 tar for seg en kort introduksjon om mikrofinansinstitusjoner og deres utfordringer. Jeg forklarer kvinners rolle i mikrofinans og dennes betydning for barn. Kapittel 3.0 presenterer eksisterende litteratur innenfor mikrokreditt og barns velferd for å trekke paralleller til mine funn. Videre introduserer kapittel 4.0 og 5.0 evalueringsproblemet som oppstår i forsøk på å estimere effekten av mikrokreditt på barns skolegang, og kapittel 6.0 presenterer metoden som benyttes i analysen. Kapittel 7.0 presenterer data og deskriptiv statistikk, mens kapittel 8.0 formulerer noen alternative forklaringer for videre resultat og analyse som blir presentert i kapittel 9.0. I kapittel 10.0 diskuteres metoden

som blir benyttet, samt funn i lys av tidligere litteratur gjennomgått i oppgaven. Til slutt konkluderer jeg i kapittel 11.0.

1.2 Begrepsavklaring

Behandling: I denne oppgaven blir «opptak av mikrokreditt», «mikrokreditt deltakelse» og låntakere gjennomgående brukt om hverandre. Alle tre begrepene impliserer at en husholdning har fått behandling (treatment).

Betinget uavhengighetsantagelse: Med dette mener jeg «*conditional independence assumption*» (CIA).

2.0 Institusjonell bakgrunn - MFier i Bangladesh

Mikrofinansindustrien i Bangladesh har hatt en framvekst siden 1970, med en betydelig ekspansjon etter 1990 (Bhuiya et al., 2016). Som følge av denne veksten etablerte regjeringen Palli Karma-Sahayak Foundation (PKSF) i 1990 for å bidra til finansieringen av MFier for å forebygge fattigdom (Hasan & Ahmed, 2009). Målet til PKSF var å redusere fattigdom ved å skape arbeidsplasser. Dette skulle oppnås ved tilførsel av subsidiert kapital til MFier som også er deres samarbeidspartnere. Rundt 2015 hadde PKSF gitt over 1906,95 milliarder BDT¹ i økonomisk bistand til 11,11 millioner husholdninger i 64 distrikter i Bangladesh, gjennom MFier (Bhuiya et al., 2016). De siste fire tiårene har mikrofinans blitt en viktig aktør i økonomien i flere utviklingsland. Dette er fordi mikrofinans gir tilgang til sikkerhetsfrie lån til de fattige som ikke har tilgang til formelle banktjenester. Sammenlignet med lån fra lokale «money lenders» som ofte er det eneste alternativet i fattige samfunn, har mikrokreditt lavere rente. I tillegg fremmer mikrokredittprogrammer entreprenørskap og fungerer som et verktøy ved å også tilby ikke-finansielle tjenester, som for eksempel helse- og utdanningsprogrammer (Khandker et al., 2016).

I 2011, ifølge World Bank, var 69 prosent av fattige husholdninger i Bangladesh medlemmer i mikrokredittprogrammer², av disse husholdningene var 56 prosent mikrokreditt-låntakere, noe som betyr at majoriteten av medlemmene var låntakere (Khandker et al., 2016). Flere studier har undersøkt effekten av mikrokredittmedlemskap for en rekke utfall som blir diskutert i kapittel 3.0. Formålet med denne oppgaven er å undersøke faktisk opptak av mikrokreditt og effekten på barns skolegang.

I 2020 var det rundt 35.6 millioner individuelle låntakere i Bangladesh, hvorav 93 prosent var kvinner (Asian Development Bank, 2022). Antall individuelle låntakere har trolig økt fram til 2023. Overvekten av kvinnelige låntakere er heller ikke tilfeldig, siden majoriteten av mikrofinansinstitusjonene er rettet mot kvinner.

2.1 Kvinner som målgruppe og deres betydning for barn

Historisk sett har kvinner hatt begrenset tilgang til kreditt og andre finansielle tjenester. Formelle banker opererer ofte i menns favør, noe som har økt andel kvinner i den uformelle

¹ 1906.95 milliarder BDT tilsvarte 24,42 milliarder USD i 2015.

² I mange programmer må nye medlemmer ofte vente før de kan låne penger. Noen programmer består av ikke-finansielle tjenester som tiltak for «money management» eller sparing uten å låne penger.

sektoren (ILO, 2008). Mikrofinans retter seg mot kvinner av flere årsaker, utenom myndiggjøring av kvinner. Kvinnelige låntakere har hatt høyere tilbakebetalingsrater, og studier viser gjennomgående at kvinnelige låntakere har mer positive effekter for husholdningene sammenlignet med menn, noe som kan fremme bærekraftig utvikling i kampen mot fattigdom og reduserer kostnadene til MFier (Khandker et al., 2016).

Ved å lette kredittbegrensingene til en husholdning kan mikrokreditt fremme sysselsetting og inntekt, samt øke barns skolegang. Kvinnelige mikrofinanslåntakere og ikke-finansiell deltakelse i mikrokredittprogrammer har vist seg å ha positive ringvirkninger på husholdningen. Kvinner har en tendens til å investere mer i barnas helse og ernæring sammenlignet med menn, og dermed reduserer sannsynligheten for underernæring og sykdom (Littlefield et al., 2003). Et tidligere, anerkjent forskningsprosjekt utført av Pitt og Khandker (1998) fant at for hvert 100 taka lånt, økte konsumutgiftene med 17 taka for kvinner, mens de bare økte med 11 taka for menn. At kvinner investerer mer i husholdningene enn menn kan derfor være fordelaktig for barn, og dette kan ha positive effekter på lang sikt. Sammenlignet med menn, er det mer sannsynlig at kvinnelige mikrofinanslåntakere vil sende barn på skolen og opprettholde barnas skolegang over tid, særlig gjelder dette for unge jenter (Khandker et al., 2016).

Selv om mikrofinans har kvinner som målgruppe, viser flere studier at kvinner har liten til ingen kontroll over lånet de tar. En eldre studie fra Bangladesh undersøker et utvalg av kvinnelige låntakere fra Grameen Bank, Brac og Rural Poor Program, for å finne i hvilken grad de har kontroll over lånet de tar. De fant at majoriteten av separerte kvinner eller enker har full kontroll over lånet de tar. Motsatt får kvinner som har ektemenn eller mannlige familiemedlemmer, begrenset kontroll over bruken av mikrolånet (Goetz & Gupta, 1996).

2.2 Utdanning som et mål:

Som nevnt innledningsvis er utdanning et viktig element i kampen mot fattigdom og for økonomisk vekst. For foreldre er det av stor betydning at barna deres får muligheten til utdanning. For eksempel kan foreldre forvente at barna vil forsørge dem i fremtiden. Selv om fattige husholdninger ønsker å sende barna sine på skolen, møter de en rekke hindringer. En viktig hindring for denne oppgaven er kredittbegrensinger, da husholdninger kan mangle ressurser til å dekke kostnadene ved skolegang. Det er ikke vanlig at fattige husholdninger låner penger for å kunne sende barn på skolen. Som illustrert i tabell 4.0, er de fleste

skoleinstitusjonene i utvalget enten statlige eller drevet av ikke-statlige organisasjoner. Dette impliserer at skoleinstitusjonene er tilnærmet gratis, bortsett fra kostnader knyttet til eksempelvis skoleuniformer, nødvendig utstyr og transport (Bhuiya et al, 2019). Selv om undervisningen kan være gratis, finnes det direkte og indirekte kostnader knyttet til utdanning. I tillegg til de direkte kostnadene knyttet til utdanning, er det viktig å ta hensyn til indirekte kostnader. Dette inkluderer alternative kostnader som oppstår som følge av tapte arbeidsinnsatser i husholdningen. Når barn sendes på skolen, går den arbeidskraften de ellers ville ha bidratt med i husholdningen, tapt. Dette kan ha økonomiske konsekvenser for husholdningen, spesielt i tilfeller der barnas bidrag er betydelig.

Jeg vil uttrykke sammenhengen mellom opptak av mikrokreditt og barns skolegang ved en enkel nyttefunksjon for en gitt husholdning (2.2) (Becker, 1965). I denne modellen antar jeg at husholdninger ønsker å maksimere nytte, gitt kapitalbegrensinger og tidsdimensjon. Husholdninger får mer nytte av høyere skolegang for barna sine, men de er nødt til å allokere ressurser for å oppnå dette.

$$U = f(S, F, C, L, X, \xi) \quad (2.2)$$

Nytte, U , er en funksjon av flere faktorer der S er barns skolegang i husholdningen, F er matkonsum, C er annet konsum, L er fritid, X er observerbare husholdningskarakteristikker og ξ er en stokastisk variabel som måler uobserverte karakteristikker. Sistnevnte variabel fanger opp uobserverte karakteristikker som kan påvirke nytte og beslutninger om barnas utdanning, som for eksempel holdninger knyttet til risiko, tidspreferanse og evner i husholdningen. Jeg analyserer kun hvordan opptak av mikrokreditt påvirker barns skolegang i husholdninger. Jeg bruker derfor denne nyttefunksjonen til å formulere noen mekanismer for hvordan opptak av mikrokreditt kan påvirke barns skolegang.

Ifølge Lawrance (1991) er det store forskjeller i tidspreferanser mellom fattige og ikke-fattige mennesker. Det hevdes at fattige er mer utålmodig enn ikke-fattige mennesker. Fattige sparer mindre og investerer mindre i barns utdanning, sammenlignet med ikke-fattige mennesker (Carvalho, 2010). Fattige mennesker har mindre mulighet til å utsette sine kortsiktige behov, fordi tilgjengelige ressurser går til å dekke behov som er nødvendig for å overleve. De kan i mindre grad spare til senere behov. Med tanke på risiko, kan det tenkes at fattige husholdninger med usikker inntekt ikke sender barn på skolen, fordi det er en sannsynlighet for at barn må

trekkes fra skolen på grunn av manglende midler til skoleutgifter. Hvis dette er tilfellet, kan husholdninger på forhånd handle på en måte som reduserer alternativkostnadene (Banerjee & Duflo, 2011, ss. 229-230). Barn kan ha viktig inntektsgenererende rolle i husholdningen, det er dermed en alternativkostnad knyttet til det å sende barn på skolen. Dette kan forklare mekanismer for fattigdom på tvers av generasjoner.

Opptak av mikrokreditt kan gjøre det mulig for husholdninger å allokere mer ressurser til barns utdanning, fordi det letter kapitalbegrensinger og mer ressurser blir tilgjengelig til barnas utdanning. Det kan også tenkes at ved mindre kapitalbegrensninger, blir fattige husholdninger mer optimistiske med tanke på fremtiden, noe som kan være til barnas favør gjennom investering i humankapital. Opptak av mikrokreditt kan derfor forventes å fremme barns skolegang ved at husholdninger får muligheten til å konsum- og inntektsutjevning, noe som inngår i en overordnet nyttefunksjon. Derfor vil jeg undersøke effekten av mikrokreditt på barns skolegang.

Ettersom det kan eksistere uobserverte husholdningskarakteristikker som kan påvirke opptak av mikrokreditt og barns skolegang, er opptak og bruk mikrokreditt antageligvis endogent. Dette vil føre til en identifisering som ikke kan tilskrives opptak av mikrokreditt. Jeg ønsker å ta hensyn til uobserverbare karakteristikker ved å dele husholdninger etter fattigdomsnivå, og deretter matche observasjoner fra samme fattigdomskategori. På denne måten kan jeg muligens «kontrollere» for risikoaversjon og evner i husholdningen. Dette kommer jeg tilbake til i kapittel 8.0.

2.3 utfordringer knyttet til mikrofinans

Det er flere utfordringer knyttet til tilbud av mikrokreditt for fattige mennesker. Den første utfordringen er å identifisere den rette målgruppen. Dette innebærer at det under ingen omstendigheter er de fattige ekskludert fra programmet og ikke-fattige mennesker får fordelene. Dette er en generell utfordring i mikrofinanssektoren og vanskelig å oppnå, fordi de fattige ofte selekterer seg vekk fra mikrokredittlån. For det andre står MFler ovenfor screeningsutfordringer. Det er utfordringer knyttet til å sortere mellom hvem som er kredittverdige og ikke. Hvorvidt noen er kredittverdige, inkluderer to motstridende syn. På en side eksisterer det en oppfatning av kredittverdighet som er knyttet til det å være en sikker tilbakebetaler. Som nevnt innledningsvis er fattige mennesker stengt ute fra kommersielle

banker, fordi det øker transaksjonskostnadene til bankene. Målet til MFier er å hjelpe fattige mennesker, i dette tilfellet er det fattige mennesker som er kredittverdige. En tilnærming til dette først innført av Grameen Bank er kriteria om at låntakere må eie mindre enn ½ acre jord for å være kvalifiserte for mikrokreditt³ (Morduch, 1999). De kredittverdige mangler vanligvis dokumentasjon om tidligere erfaring med lån og/eller entreprenøraktiviteter når de søker lån. Til slutt kan MFier oppleve utfordringer knyttet til overvåking og sikring av bruken av lån. Dette kan gjøre tilbakebetaling usikkert og øker transaksjonskostnadene for mikrokreditt, noe som også er en grunn til mangel på kommersielle banker (Chavan & Ramakumar, 2002).

I likhet med Grameen Bank opererer de fleste MFier med deltakende tilnærming som innebærer ukentlige møter og kort periode mellom lånutbetaling og tilbakebetalinger (Bhuiya et al., 2019). Dette er for å sikre høy tilbakebetalingsrate. Korte betalingsfrister kan gjøre det utfordrende for låntakere å investere i passende prosjekter som er tidskrevende, som for eksempel barns skolegang.

2.4 Tilgang til mikrokreditt

Låntakere kan få tilgang til mikrokreditt gjennom gruppeutlån eller individuelle lån. Individuelle lån ligner mer på lån fra tradisjonelle banker, i motsetning til gruppelån der individer danner grupper selv og er kollektivet ansvarlige for tilbakebetaling (Hermes & Lensink, 2007). Dette sikrer incentiver for individuelle gruppe-medlemmer til å skjerme og overvåke andre gruppe-medlemmers tilbakebetaling, slik at risikoen for å betale andres andel av lån reduseres. I tillegg vil dette sikre tilgang til fremtidige lån og reduserer transaksjonskostnadene. Videre understreker Hermes og Lensink at majoriteten av låntakere har tilgang til mikrokreditt gjennom gruppelån.

³ 1 acre = 4047 kvadratmeter (m²).

3.0 Hva sier tidligere empirisk forskning om mikrokreditt og barns velferd?

Det eksisterer en rekke forskning på effekten av mikrokreditt på utdanning. Til tross for den enorme forskningsinnsatsen mot problemstillinger knyttet til mikrokreditt og utdanning, er konklusjonene kontroversielle og blandede. I dette kapittelet gjennomgås eksisterende studier som er både tverrsnittstudier og randomiserte eksperimenter. Jeg tar for meg eldre og nyere studier som undersøker effekten av mikrokreditt og barns skolegang, i tillegg til bredere studier om effekten av mikrokreditt.

Ved å bruke tverrsnittsdata fra 2014 for 439 husholdninger i 20 ulike landsbyer fra fire distrikter i Bangladesh, undersøker Bhuiya et al. (2019) hvordan varighet av mikrokredittmedlemskap påvirker barns skolegang. Barns skolegang er målt gjennom skolepåmelding, skoledeltakelse og oppnådd karakter. Gjennom propensity score matching viser de at deltagelse i mikrokredittprogrammer har en signifikant positiv effekt på skoledeltakelse, men ikke skolepåmelding eller oppnådd karakter. Forfatterne påpeker videre at man bør være forsiktig med å vurdere effektiviteten til mikrokredittprogrammer. De fant at mikrokreditt øker etterspørselen etter arbeidskraft i husholdninger, når inntektsgenererende arbeid går opp som følge av mikrokreditt. Dette kan gå på bekostning av barns skoledeltakelse og karakteroppnåelse, fordi barnas tid er verdifull for husholdningsproduksjon. Dette funnet samsvarer med et tidlig bidrag av Morduch (1999) som jeg inkluderer senere i kapittelet.

I likhet med studien over bruker Kandulu et al. (2020) tverrsnittsdata fra 2010 for 12 240 husholdninger fra Bangladesh, for å undersøke hvordan mikrokreditt-deltakelse og økende mikrokredittinntekter påvirker sannsynligheten for at barn melder seg inn på skolen. Ved å bruke propensity score matching fant de at den ekstensive marginen (mikrokreditt-deltakelse) ikke påvirket sannsynligheten for skolepåmelding for gutter, men økte jenters skolepåmelding. Videre på den intensive marginen (mikrokredittinntekter), fant de en positiv signifikant effekt for gutters og jenters skolepåmelding. De fant imidlertid sterkere innflytelse på jenters og yngre søskens skolepåmelding, sammenlignet med gutters og eldre søskens skolepåmelding. Selv om tilgang til lån kan ha en effekt, konkluderer de med at politikk som utelukkende fokuserer på mikrokreditt-deltakelse, uten å øke mikrokredittinntekter i aktiviteter som husholdninger involverer seg i, kan være mindre effektiv for å forbedre barns skolegang.

Tidligere forskningsbidrag som undersøker sammenhengen mellom mikrokreditt og barns skolegang er presentert i en empirisk artikkel av Morduch (1999). Han forklarer at mikrokreditt

kan redusere skolegangen til barn, fordi voksne i husholdningen i økende grad engasjerer seg i inntekstgenererende aktiviteter finansiert av kreditt, noe som øker etterspørselen etter barns arbeidskraft til familieproduksjon og derfor et fall i antall timer barn bruker på skolen. Videre undersøker Jacoby (1994) hvordan lånebegrensninger påvirker tidspunktet for investering i humankapital på grunnskolenivå i Peru. Hvis foreldre har begrenset evne til å låne, er barnas tid verdifull for familieproduksjon, dermed blir barn gradvis tatt ut av skolen for å redusere husholdningens utgifter over tid. Han påpeker at høyere familieinntekt i form av mikrokreditt kan lette husholdningens kredittbegrensninger og fremme barns skolegang. Basu og Van (1998) hevder at hvis låntakere bruker lånene sine til å finansiere prosjekter som gir positiv netto avkastning, kan denne tilleggsinntekten motivere foreldre til å sende barn på skolen, gitt foreldrenes optimisme.

Likevel ser det ut til å være en rekke andre måter mikrokreditt kan påvirke utviklingen av akkumulering av humankapital. For eksempel hevder Wydick (1999) at virkningen av mikrokreditt kan enten være gunstig eller ufordelaktig. Han argumenterer for at en viktig fordel med kreditttilgang er muligheten for en familie til å erstatte barnearbeid med innleid arbeidskraft, dersom arbeidskapitalbegrensningene reduseres. På den annen side hvis marginalproduktiviteten av familiearbeid øker etter hvert som husholdningen blir mer finansiert med mikrokreditt, øker alternativkostnaden for skolegang og i verste fall reduseres barns skolemuligheter. Han viser i sin studie fra Guatemala at sistnevnte effekt er sterkest og at mikrokreditt har en alvorlig, ufordelaktig effekt på barns skolemuligheter.

Studien til Hazarika og Sarangi (2008) analyserer hvordan tilgang til mikrokreditt påvirker barns skolegang på landsbygda i Malawi. Analysen deres viser at selv om tilgang til mikrokreditt øker antall timer barn jobber, hadde det ingen signifikant effekt på hvor mye tid barn bruker på skolen. En sammenlignbar studie av Shimarura og Lastarria-Cornhiel (2010) undersøker hvordan faktisk bruk av mikrokreditt påvirker barns skolegang i Malawi. Denne studien vekker bekymring, ved at etter hvert som voksne i husholdningen blir mer involvert i inntekstgenererende arbeid finansiert av mikrokreditt, kan små jenter bli brukt som barnearbeidere, enten for husholdningsoppgaver eller familieproduksjon. Funnene deres indikerer at opptak av mikrokreditt kan forsinke små jenters skolegang, fordi det er mer sannsynlig at de vil ta over husholdningsoppgaver til voksne kvinner i husholdningen.

Artikkelen til Banerjee og Karlan et al. (2015) gjennomgår seks ulike evalueringer med eksperimentelle data av mikrokreditt ved å bruke paneldata fra mellom 2003-2012⁴ i seks ulike land. Formålet med denne artikkelen var å gi et bredere perspektiv på den gjennomsnittlige effekten av mikrokreditt. De fant sammenlignbare utfallsvariabler på tvers av studiene for å identifisere transformativ effekt av mikrokreditt. Utfallsvariabler fra deres artikkel, som jeg anser som viktige indikatorer for min oppgave er inntekt, konsum og kvinnelig myndiggjøring. Ingen av de seks studiene fant signifikant økning i husholdningsinntekt, noe som tyder på at mikrokreditt ikke har en transformativ effekt ved at mennesker kommer seg ut av fattigdom. Når det gjelder konsum, undersøkte de ulike sammensetninger av konsum. Effekten på konsumutgifter var noe blandede i de ulike eksperimentene og de fant ingen bevis for økning i konsumutgifter i husholdningene. I Bosnia var det signifikant reduksjon i konsumutgifter, dette kan skyldes at majoriteten av låntakerne i utvalget fremdeles betalte tilbake gamle lån. De fant moderat økning på matkonsum for husholdninger i Mongolia og reduksjon i Etiopia. Til tross for at de ikke fant signifikant økning i konsumutgifter på tvers av studiene, tre studier som målte varige goder (Bosnia, India og Mongolia), fant de ulike resultater. Ved opptak av mikrokreditt i husholdninger i Bosnia, var det en signifikant reduksjon på varige goder. I Mongolia økte mikrokreditt konsumet av varige goder. I fem av seks studier fant de en reduksjon i fristelsesgoder. Til slutt målte de for sosiale indikatorer, kvinnelig myndiggjøring og barns skolegang. For sistnevnte indikator var effektene mer eller mindre null for alle studiene, unntatt for Bosnia, der de fant signifikant reduksjon i barns skolegang for 16-19 åringer. Kvinnelig myndiggjøring ble målt i forhandlingsstyrke og/eller uavhengighet i husholdningen i fire av studiene. Tre av studiene fant ingen effekt på kvinnelig myndiggjøring, unntatt Mexico der de fant en liten, men signifikant økning i forhandlingsstyrke.

I en annen studie av Banerjee og Duflo et al. (2015) med et sammenlignbart eksperiment fra Hyderabad i India støtter opp under konklusjonene om ingen transformativ effekt. Mikrokreditt hadde ingen effekt på helse og utdanning. Men individer fra områder som hadde tilgang til mikrokreditt var mer tilbøyelig til å starte entreprenørvirksomheter og konsumere varige goder, sammenlignet med områder som ikke hadde tilgang til mikrokreditt. I tillegg konsumerte disse individene mindre av fristelsesgoder. Forfatterne hevder at en mulig forklaring på mindre konsumutgifter, er at de prioriterte investering i entreprenørvirksomhetene sine. Videre fant de at sannsynligheten for entreprenørskap gikk opp med 5 til 7 prosent ved tilgang til mikrokreditt,

⁴ Ulike land hadde ulike paneldata, men alle var i dette årsintervallet.

som for øvrig er en liten effekt (Banerjee & Duflo et al., 2015). Det er viktig å understreke at denne økningen for entreprenørskap var tilsynelatende mer viktig hos de husholdningene som var bedrestilt⁵. Disse blandede funnene åpner opp for diskusjon i kapittel 10.0 omkring mekanismer mellom husholdningers kapitalbegrensninger, endringer i konsumvalg og barns skolegang.

4.0 Evalueringsproblemet: Det kontrafaktiske utfallet

Hittil har oppgaven presentert flere grunner til å tro at opptak av mikrokreditt kan ha en effekt på barns skolegang, men hvordan kan man identifisere at en mulig effekt blant låntakere sammenlignet med ikke-låntakere kan skyldes mikrokreditt?

Den kausale effekten er definert som sammenlikning av to ulike mulige virkeligheter. Den ene der husholdninger får mikrokreditt og en annen der de samme husholdningene ikke får mikrokreditt. Ettersom vi observerer kun en virkelighet, observerer vi ikke det kontrafaktiske utfallet der en husholdning ikke får mikrokreditt. Hvis tilgang og opptak av mikrokreditt var tilfeldig gitt til husholdninger, kunne man estimert den kausale effekten av mikrokreditt på barns skolegang som forskjellen i gjennomsnittlig skolegang mellom husholdninger som tar mikrokreditt og ikke (Khandker et al., 2009). Mikrokreditt er imidlertid ikke tilfeldig gitt og heller ikke tilgjengelig for alle i utvalget mitt.

Den største utfordringen ved estimering av kausaleffekt er å si noe om det kontrafaktiske utfallet for de som får mikrokreditt. Ettersom dette ikke er mulig, er det nødvendig å lage en realistisk kontrollgruppe for de som mottar mikrokreditt. Det finnes flere måter å utforme kontrollgrupper på. Eksempelvis sammenligne skolegangen til husholdninger før og etter de tar mikrokreditt, eller sammenligne skolegangen blant husholdninger som tar mikrokreditt og ikke når begge er kvalifisert for å få mikrokreditt. Disse mulige kontrollgruppene kan gi et villende kontrafaktisk utfall som kan gi en over- eller undervurdering av behandlingseffekt (Khandker et al., 2009). I tillegg er kvaliteten på dataen man har tilgjengelig kritisk for utforming av kontrollgrupper.

⁵ De som i utgangspunktet var mer ressurssterke, for eksempel, bestod av husholdninger med mer eiendom, flere eldre og utdannede kvinner i arbeidsalder.

Ligning (4.0) illustrerer evalueringsproblemet, der utfallsvariabelen Y er skolegang i husholdningen.

$$Y_i = \alpha X_i + \beta T_i + \varepsilon_i \quad (4.0)$$

T er en dummyvariabel lik 1 dersom husholdningen mottar mikrokreditt og ellers lik 0. X_i kan tenkes å være et sett av karakteristikk for husholdninger og ε er feilleddet som fanger opp uobserverte variabler som påvirker utfallsvariabelen. Det eksisterer flere utfordringer ved å estimere ligning (4.0). Forholdet mellom mikrokreditt og skolegang kan tenkes å være en toveis kausalitet. Fattige husholdninger er involvert i beslutningsprosesser om hvorvidt de skal ha opptak av mikrokreditt. Mikrokreditt kan øke husholdningens muligheter til å sende barna på skolen. I tillegg er skolegang en indikasjon på humankapital som kan knyttes til velferd og produktivitet, og dette kan fremme opptak av mikrokreditt. Hvis barn får utdanning kan husholdninger forvente en inntektsøkning i fremtiden, og derfor er det ikke sikkert at det øker opptak av mikrokreditt. Jeg vil identifisere effekten av mikrokreditt på barns skolegang, og må derfor forsøke å isolere effekten av mikrokreditt fra andre sosioøkonomiske faktorer som påvirker barns skolegang. En slik identifisering kan involvere to typer seleksjonsskjevhet; placement-bias og selvselekteringskjevhet (Khandker et al., 2009).

For det første kan de landsbyene som har tilgang til mikrokreditt blitt valgt på grunn av profitable muligheter. Dermed kan husholdninger fra disse landsbyene være mer velstående enn husholdninger fra landsbyer som ikke har tilgang til mikrokreditt. Forskjeller knyttet til landsby-karakteristikk kan føre til placement-bias. For det andre, selv innen landsbyer som har tilgang til mikrokreditt, er beslutninger om husholdningens opptak av mikrokreditt ikke tilfeldig. Husholdninger selekterer seg til behandling (treatment). Husholdninger som er mer produktive og med uobserverbare ferdigheter er mer sannsynlige til å være låntakere av mikrokreditt (Shimamura & Susana, 2010). Selvselektering kan identifiseres ved observerbare og uobserverbare egenskaper. Hvis det finnes slike uobserverbare egenskaper som er den virkelige årsaken til forskjellen i behandlingseffekt mellom de som har opptak av mikrokreditt og ikke, enn bare effekten av mikrokreditt, vil vi få skjevhet i den estimerte effekten, grunnet uobservert seleksjonsskjevhet. Dette bryter med antagelsen om $cov(T, \varepsilon) \neq 0$. Jeg prøver å løse problemet med det kontrafaktiske, placement-bias og skjevhet i selvselektering ved å bruke metoden propensity score matching.

I tillegg eksisterer det en gjennomgående utfordring i evaluering av effekten av mikrokreditt: Lav take-up rate (Banerjee & Duflo et al., 2015). Dette kan skyldes strenge regler med tilbakebetaling og dermed en risikovurdering for låntakere. Denne risikovurderingen er viktig å adressere, da det kan indikere uobserverbare heterogenitet for behandlingseffekt og stiller spørsmål til den statistiske forklaringskraften. Jeg diskuterer i større grad uobserverbare heterogenitet i kapittel 8.0 og 10.0.

5.0 Metodisk rammeverk: Roy-Rubin Model

Jeg vil estimere effekten av mikrokreditt på barns skolegang, τ_i . I tilfellet ved en binær behandling er behandlingsvariabelen T_i lik 1 hvis husholdning i mottar mikrokreditt og ellers lik 0. Videre er utfallsvariabelen definert som $Y_i(T_i)$ for hver husholdning, hvor $i = 1, \dots, N$ og N er hele utvalget. Effekten av mikrokreditt på barns skolegang for husholdning i kan da uttrykkes som ligning (5.0)

$$\tau_i = Y_i(1) - Y_i(0) \tag{5.0}$$

På grunn av evalueringsproblemet om bare en mulig virkelighet for hver husholdning observerer vi ikke det kontrafaktiske utfallet. Videre er det ikke mulig å estimere τ_i , men vi kan estimere gjennomsnittlig effekt av behandling på hele utvalget.

5.1 Gjennomsnittlig effekt av behandling og seleksjonsskjevheter

Ligning (5.1) uttrykker forventet gjennomsnittlig effekt av behandling (ATE) som forskjellen mellom de som tar opp mikrokreditt og ikke. Heckman (1997) argumenter for at en slik estimering ikke nødvendigvis er av interesse da den inkluderer individer som behandlingen ikke er rettet imot. Mikrokreditt er derimot rettet mot fattige mennesker. Det er derfor interesse for gjennomsnittlig effekt av behandling for de som får behandling (ATT), uttrykt ved ligning (5.2).

$$\tau_{ATE} = E(\tau) = E[Y(1) - Y(0)] \tag{5.1}$$

$$\tau_{ATT} = E(\tau|D = 1) = E[Y(1)|D = 1] - E[Y(0)|D = 1] \tag{5.2}$$

Forventet verdi av ATT er definert som forskjellen mellom forventet utfall med og uten mikrokreditt, for de som faktisk tok mikrokreditt. Det kontrafaktiske utfallet $E[Y(0)|D = 1]$ er

ikke observert. $E[Y(0)|D = 0]$ er ikke et godt alternativ da husholdninger som ikke tar mikrokreditt kan i utgangspunktet være ulike fra husholdninger som tar mikrokreditt, og dermed kan forventet utfall være forskjellig selv i fravær av mikrokreditt. Dette fører til seleksjonsskjevhet, fordi det kan eksistere faktorer som avgjør om husholdninger tar mikrokreditt som også er relatert til utfallsvariabelen.

Vi trekker og legger til forventet verdi for de som ikke tar mikrokreditt hadde de hatt opptak av mikrokreditt, $E[Y(0)|D = 1]$ på ligning (5.1). Dette er en måte å utforme det kontrafaktiske utfallet.

$$\tau_{ATE} = E(\tau) = E[Y(1) - Y(0)] + E[Y(0)|D = 1] - E[Y(0)|D = 0] \quad (5.3)$$

$$\tau_{ATE} = E(\tau) = E[Y(1)|D = 1] - E[Y(0)|D = 0] + E[Y(0)|D = 1] - E[Y(0)|D = 1] \quad (5.4)$$

$$\tau_{ATE} = E(\tau) = E[Y(1)|D = 1] - E[Y(0)|D = 1] + E[Y(0)|D = 1] - E[Y(0)|D = 0] \quad (5.5)$$

$$\tau_{ATE} = \tau_{ATT} + E[Y(0)|D = 1] - E[Y(0)|D = 0] \quad (5.6)$$

For å estimere den sanne τ_{ATT} må seleksjonsskjevheten $E[Y(0)|D = 1] - E[Y(0)|D = 0]$ være lik 0 i ligning (3.7). Fordi $E[Y(0)|D = 1]$ er ukjent benytter metoden noen antagelser for å løse dette. Ved naturlige eksperimenter hvor behandling er randomisert blant utvalget er behandlingseffekten identifiserbar. Jeg bruker et tverrsnittsdata som måler opptak av mikrokreditt og barns skolegang på et bestemt tidspunkt. Det er derfor begrenset hvilke metoder jeg kan bruke. Jeg mangler tidsdimensjonen og kausale sammenhenger er derfor en utfordring. En måte å gå rundt denne utfordringen på er å ta høyde for seleksjonsskjevhet på en slik måte at husholdningers beslutninger om å ta mikrokreditt eller ikke, var uavhengig av utfallene.

5.2 Betinget uavhengighetsantagelse (CIA) og «common support»

Antagelsen som ligger til grunn for å estimere effekten av mikrokreditt er at opptak av mikrokreditt er eksogent i den forstand at opptak av mikrokreditt ikke påvirkes av andre faktorer som også påvirker barns skolegang. Dette er vanskelig å påvise. For å møte

utfordringene med seleksjonsskjevheter betinger jeg opptak av mikrokreditt på et sett av kovariater X : Observerbare karakteristikkene som kan påvirke opptak av mikrokreditt og barns skolegang, og dermed er opptak av mikrokreditt uavhengig av skolegang. Dette forutsetter betinget uavhengighetsantagelse og impliserer at opptak av mikrokreditt kun er basert på observerbare karakteristikkene (Lechner, 1999). Antagelsen forutsetter at forskjeller i barns skolegang mellom låntakere og ikke-låntakere, gitt at de har samme verdier for relevante kovariater, kan skyldes mikrokreditt. Videre går jeg nærmere inn på de to identifiserende antagelsene for propensity score matching.

Antagelse 1. Betinget uavhengighet (CIA): $Y(0), Y(1) \perp\!\!\!\perp T|X$

Gitt ett sett av observerbare kovariater, X , som ikke blir påvirket av mikrokreditt, er utfallsvariabelen som vi er interessert i uavhengig av opptak av mikrokreditt. Dette impliserer at det er ingen uobserverte faktorer som påvirker opptak av mikrokreditt og skolegang. Dette er en sterk antagelse som trenger mye data og er ikke mulig å teste. Denne antagelsen kan bli brutt dersom det finnes uobserverbare seleksjonsskjevheter⁶. Jeg kommer tilbake til dette i kapittel 10.0. Ettersom oppgaven er interessert i ATT, bruker oppgaven en lettere antagelse: $Y(0) \perp\!\!\!\perp T|X$. Denne antagelsen forutsetter at opptak av mikrokreditt er uavhengig av utfallsvariabelen for kontrollgruppen.

Antagelse 2. Common support $0 < P(T = 1|X) < 1$.

Denne antagelsen tilsier at husholdninger med de samme verdiene for kovariater X , har lik sannsynlighet for å få behandling (treatment) eller ikke. Vi kan dermed anta at behandlingsgruppen er nærmere identisk med kontrollgruppen, gitt de observerbare karakteristikkene som er uavhengig av mikrokreditt. Propensity score matching er avhengig av å ha et stort utvalg av behandlings- og kontrollgrupper for at det skal eksistere common support. Det er kun i området med common support vi kan estimere kausalitet (Heckman et al., 1997).

5.3 Balanseringskårer som en løsning for dimensjonalitetsproblemet

Rosenbaum og Ruben (1983) argumenterer for at matching på estimert sannsynlighet for behandling, $p(x)$, er like effektivt som å matche på en vektor av observerbare karakteristikkene, X . Å betinge opptak av mikrokreditt (behandling) på bakgrunn av ett sett av kovariater, X , noen med flere kategorier, kan være utfordrende da mulige likheter mellom behandlings- og

⁶ En kan kombinere diff-in-diff eller IV for å tillate seleksjon på uobserverbare karakteristikkene.

kontrollgruppen kan bli svært stort. Selv om det er mulig å finne matches mellom gruppene, kan det være vanskelig å finne gode slike. Dette fordi for noen verdier av X i behandlingsgruppen vil ingen nære verdier bli funnet blant kontrollgruppen (Smith J. , 2000). Denne begrensingen kan løses ved å matche på skalaren, $p(x)$. Ifølge Imbens (2004) kan alle skjevheter knyttet til observerbare karakteristikk elimineres når vi betinger på $p(x)$, gitt at betinget uavhengighet antagelsen holder. Dette er en sterk antagelse som krever mye data og er vanskelig å holde, men jeg forsøker likevel med dataen jeg har til rådighet.

5.4 Estimeringsstrategi

Gitt at betinget uavhengighetsantagelsen holder og det finnes common support, kan PSM-estimatoren for ATT (5.7) bli uttrykt som gjennomsnittlig forskjell i skolegang blant behandlings- og kontrollgruppen i området med common support. Smith og Todd (2005) formulerer PSM-estimatoren mer eksplisitt i ligning (5.8), der N_T er antall låntakere i , $\omega(i, j)$ er aggregert utfall for matchede ikke-låntakere j .

$$\tau_{ATT}^{PSM} = E_{P(X)|D=1} \{E[Y(1)|T = 1, P(X)] - E[Y(0)|T = 0, P(X)]\} \quad (5.7)$$

$$\tau_{ATT}^{PSM} = \frac{1}{N_T} [\sum_{i \in T} Y_i^T - \sum_{j \in C} \omega(i, j) Y_j^C] \quad (5.8)$$

6.0 Gjennomføring av propensity score matching (PSM)

Dette kapitlet tar for seg implementering av metoden som benyttes i oppgaven og er basert på artikkelen til Caliendo og Kopeinig (2008). Jeg benytter en logit-modell, med standard kumulativ logistisk fordeling, for å predikere sannsynligheten for at en husholdning har opptak av mikrokreditt. Dette er basert på ulike observerbare karakteristikk. Videre benyttes ulike matching-metoder og til slutt estimering av behandlingseffekt.

6.1 Estimering av propensity Score: logit-modell

I dette delkapitlet ønsker jeg å forklare hvordan jeg estimerer propensity score for hver husholdning. Formålet er å estimere sannsynligheten for at en husholdning tilhører behandlingsgruppen eller kontrollgruppen, gitt ett sett av observerbare forklaringsvariabler, X_k .

Det kan virke rart å estimere sannsynligheten for at en husholdning tilhører behandlingsgruppen, ettersom jeg har data på hvilke husholdninger som har opptak av mikrokreditt og ikke. Propensity score er en strategi for å kategorisere husholdninger i ulike grupper, slik at like husholdninger fra kontrollgruppen kan bli valgt. Logit-modellen gir oss mulighet til å finne statistisk like husholdninger. Delkapittelet vil være grunnlaget for videre analyse og estimering av τ_{ATT}^{PSM} . Den binære avhengige variabelen Y_i , tar enten verdien 0 eller 1, og jeg ønsker å bruke variabler som påvirker opptak av mikrokreditt og barns skolegang.

$$Y_i = \begin{cases} 1 = \text{husholdning med mikrokreditt} \\ 0 = \text{husholdning uten mikrokreditt} \end{cases}$$

I den logistiske modellen (6.1) uttrykker jeg sannsynligheten for opptak av mikrokreditt som en funksjon av $F(X_i)$, der X er en funksjon av flere forklaringsvariabler, $X = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k$. Funksjonen $F(X_i)$ er blitt modellert lineært, og koeffisientene til funksjonen blir estimert ved bruk av *maximum likelihood estimation* (MLE)⁷ (Wooldridge, 2012, s. 587).

$$P(Y = 1|X_k) = F(\beta_0 + \beta_k X_k) = F(Z_i) \quad (6.1)$$

Denne oppgaven er opptatt av å estimere sannsynligheten for opptak av mikrokreditt. En lineær sannsynlighetsmodell kan gi meningsløse prediksjoner som at opptak av mikrokreditt vil inntreffe med sannsynlighet større enn 1 eller mindre enn 0. For å løse utfordringene med dette benytter oppgaven en logistisk regresjon med antagelse om at F har en logistisk fordeling gitt ved ligning 6.2 (Stock & Watson, 2015, s. 442-444). På denne måten vil p alltid ligge mellom 0 og 1. De predikerte sannsynlighetene er propensity score til hver husholdning.

$$F(Z_i) = \frac{1}{1 + e^{-Z_i}} \quad (6.2)$$

Oppgaven ønsker en logit-modell som gir et godt estimat av propensity score. Det er derfor viktig å vurdere hvilke variabler man ønsker å inkludere eller ekskludere i modellen, i forsøk på å tilfredsstillende antagelsen om betinget uavhengighet. Forklaringsvariablene kan påvirke skjevheten og variansen til den estimerte behandlingseffekten. Bryson et al. (2002)

⁷ MLE er en metode for å estimere parameterne til en logit-model ved å velge verdier som maksimerer sannsynlighetsfunksjonen.

argumenterer for to grunner for hvorfor for mange forklaringsvariabler bør unngås. En overestimert modell med svake forklaringsvariabler kan forstyrre eller redusere området common support. For det andre kan inkludering av ikke-signifikante forklaringsvariabler påvirke skjevheten og variansen til den estimerte behandlingseffekten, selv om det ikke nødvendigvis påvirker propensity score. Heckman et al. (1997) og Dehejia og Wahba (1999) fant at kun forklaringsvariabler som påvirker behandlingsvariabel og utfallsvariabel burde bli inkludert. Det er viktig å inkludere variabler som er ikke påvirket av behandling. En forklaringsvariabel burde bli ekskludert dersom den er urelatert til utfallsvariabel. Hvis det er i tvil om relevansen burde den bli inkludert, fordi inkludering av slike variabler øker kvaliteten på estimatet uten å øke skjevheten til den estimerte behandlingseffekten (Rubin & Thomas, 1996). Forklaringsvariabler som er relatert til behandling, men ikke utfallsvariabelen vil imidlertid føre til mindre presise estimat av propensity score uten å redusere skjevheten til den estimerte behandlingseffekten. Likevel anbefales inkludering variabler som er relatert til behandlingsvariabel i tilfeller hvor behandling er en form for program, som i oppgavens tilfelle er MFler (Caliendo & Kopeinig, 2008). På bakgrunn av dette inkluderer jeg i stor grad kovariater som kan tenkes å være relatert til opptak av mikrokreditt (behandling).

6.2 Valg av matching-metode

Det finnes en rekke matching-metoder som resulterer til ligning (5.7) og (5.8). Generelt benytter alle matching estimatorene en form for å bestemme likhet mellom behandlings- og kontrollgruppen, men de er ulike i måten de vekter denne likheten, noe som involverer en avveining mellom skjevhet og effektivitet.

6.2.1 “Nearest neighbor” matching

Nearest neighbor matching (NN-matching) er et av de mest brukte metodene for å estimere behandlingseffekt (Khandker et al., 2009). Observasjoner fra kontrollgruppen blir valgt som matching observasjon for observasjoner i behandlingsgruppen, som er nærmest i differansen mellom propensity score i absoluttverdi. Videre finnes det to måter å matche disse observasjonene fra kontrollgruppen; NN-matching med erstatning og NN-matching uten erstatning. Erstatning omhandler spørsmålet om kontrollobservasjoner skal matches en eller flere ganger med behandlingsobservasjoner. Når det gjelder NN-matching uten erstatning vil matchede observasjoner fra kontrollgruppen ikke bli brukt flere ganger og derfor være uavhengig av hverandre, i motsetning til NN-matching med erstatning. Avveining mellom

skjevhet og varians dukker opp når man involverer NN-matching med erstatning. Dette er fordi den gjennomsnittlige kvaliteten av matching vil øke og skjevhet reduseres under NN-matching med erstatning (Caliendo & Kopeinig, 2008).

Med NN-matching uten erstatning og en veldig ulik fordeling i propensity score i kontroll- og behandlingsgruppen, kan observasjoner i behandlingsgruppen med høy propensity score bli matchet med observasjoner fra kontrollgruppen med ikke så høy propensity score. En ytterligere utfordring ved NN-matching uten erstatning er at PSM estimatoren er sensitiv for rekkefølgen behandlingsgruppen matches i (Dehejia & Wahba, 2002). NN-matching med erstatning kan i slike tilfeller løse utfordringen med for få passende observasjoner, men samtidig impliserer dette at antall observasjoner fra kontrollgruppen som blir brukt for å etterligne det kontrafaktiske utfallet reduseres, ettersom de samme observasjonene blir brukt flere ganger. Dette øker variansen til estimatoren (Smith & Todd, 2005).

6.2.2 «Caliper» matching

Som nevnt i forrige avsnitt kan NN-matching uten erstatning gi dårligere estimater hvis nearest neighbor er langt unna i absoluttverdi. En kan unngå dette på flere måter, blant annet ved bruk av caliper. Caliper matching inkluderer et toleransenivå på maksimal propensity score distanse (caliper) (Khandker et al., 2009). En observasjon fra behandlingsgruppen blir matchet med nærmeste observasjon fra kontrollgruppen innenfor dette caliperet, men dette kan føre til at det forblir observasjoner fra behandlingsgruppen som ikke blir matchet. Dette er også en måte å gjennomføre antagelsen om overlappende støtte. På samme måte som NN-matching med erstatning, unngår man svake matches og kvaliteten av matching øker. Dette kan imidlertid føre til færre matches og derfor øker variansen til estimatet (Caliendo & Kopeinig, 2008). Utfordringen med caliper matching er knyttet til å anslå et passende toleransenivå.

6.2.3 Avveining mellom skjevhet og effektivitet

Ifølge Smith (2000) skal alle PSM-metodene som er opplistet ovenfor gi tilsvarende like resultater. Dette er fordi med økende utvalg⁸ er PSM nærmere å gi eksakte matches. Dataene oppgaven har til rådighet inneholder et stort utvalg av observasjoner i kontrollgruppen sammenlignet med behandlingsgruppen, derfor vil analysen benytte NN-matching med erstatning og NN-matching uten erstatning, men med caliper. Oppgaven benytter 5 NN-

⁸ Med små utvalg er likevel valget om PSM viktig fordi avveining mellom skjevhet og varians øker.

matching med erstatning, og i tilfellet ved NN-matching uten erstatning benytter oppgaven et toleransenivå (caliper) på 0.2, for å sikre at det finnes overlapp mellom behandlings- og kontrollgruppen (Austin, 2011). Estimering av propensity score lar meg konstruere det kontrafaktiske utfallet ved at jeg gjør behandlings- og kontrollgruppene mer like.

6.3 Vurdering av kvaliteten på matching

For å undersøke validiteten til PSM og vurdering av kovariatbalanse etter matching benytter oppgaven grafiske tilnærminger, standardisert gjennomsnittlig differanse (SMD) og varians ratio. De ulike testene for de respektive logit-spesifikasjonene og utfallsvariablene er i appendiks.

6.3.1 Vurdering av balanse for inkluderte kovariater

Målet med disse testene er å bekrefte at opptak av mikrokreditt er uavhengig av husholdning karakteristikk etter at jeg har betinget på observerbare karakteristikk. Disse karakteristikkene antas å tilfredsstille den betingete uavhengighetsantagelsen. Dette er en sterk antagelse som er vanskelig å tilfredsstille. Ettersom jeg ikke betinger på alle kovariatene, men på propensity score, må jeg undersøke om matching prosedyren balanserer fordelingen av alle relevante kovariater i behandlings- og kontrollgruppen.

$$T \perp X | p(X) \quad (6.3)$$

Etter å ha betinget behandling på propensity score, bør det ikke være noen andre forklaringsvariabler som kan forbedre estimeringen om behandling. En slik vurdering kan også indikere om det burde bli inkludert flere forklaringsvariabler av høyere termer i en logit-formulering. Videre bør det heller ikke være noen statistiske signifikante forskjeller mellom kovariatene i behandlings- og kontrollgruppen etter matching (Rosenbaum & Rubin, 1985). Dersom balansetestene av kovariatene etter matching viser at mulige forskjeller mellom gruppene er eliminert, burde dette øke sannsynligheten for forventningsrett behandlingseffekt. Dersom det fremdeles eksisterer noen ulikheter, bør man reformulere en ny logit-spesifikasjon eller vurdere en ny matching prosedyre (Smith & Todd, 2005). Jeg kan benytte meg av t-tester for å sjekke forskjeller i kovariater mellom gruppene, der jeg forventer forskjeller før matching og ingen forskjeller etter matching. En svakhet ved denne tilnærmingen er at det ikke er mulig å undersøke reduksjonen i skjevhet før og etter matching.

6.3.2 Reduksjon i standardisert gjennomsnittlig differanse (SMD) og varians-ratio

En måte å vurdere kovariatbalanse på er standardisert gjennomsnittlig differanse (SMD) (Rosenbaum & Rubin, 1985). Dette kan sjekkes på tvers av gruppene før og etter matching, vist ved ligning (6.4) og (6.5). SMD for hver kovariat er definert som differansen i gruppegjennomsnittet over kvadratrotten til gjennomsnittet til utvalgsvariansen i begge gruppene⁹.

$$SMD_{før} = 100 \cdot \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_0}{\sqrt{0.5 \cdot (V_1(X) + V_o(X))}} \quad (6.4)$$

$$SMD_{etter} = 100 \cdot \frac{\bar{X}_{1M} - \bar{X}_{0M}}{\sqrt{0.5 \cdot (V_{1M}(X) + V_{oM}(X))}} \quad (6.5)$$

Disse formuleringene er brukt av en rekke forskere, blant annet Lechner (1999) og Sianesi (2004). En begrensing ved denne tilnærmingen er at det ikke finnes en klar indikasjon på en god matching prosedyre, men en gjennomgående enighet i litteraturen er SMD under 0.1 som er en ubetydelig forskjell mellom gruppene og derfor et balansert utvalg (Normand et al., 2001). En mindre streng restriksjon er SMD under 0.2 som indikerer god balanse. Jeg skal bruke denne metoden for å vurdere kvaliteten på matchingen min. I tillegg skal jeg bruke en varians-ratio, der en varians-ratio nær 1 indikerer god balanse mellom gruppene. Dette betyr at spredningen av kovariatet i behandlingsgruppen er lik spredningen av samme kovariat i kontrollgruppen. Med andre ord er gruppene sammenlignbare når det gjelder variasjonen til kovariatet (Austin, 2009).

⁹ Disse formelene er for kontinuerlige kovariater, som er de fleste av mine kovariater. Formelen for binære kovariater er tilsvarende, men bruker proporsjoner framfor gruppegjennomsnitt.

7.0 Data

Opgaven benytter Bangladeshiske tverrsnittsdata som analyseres gjennom analyseprogrammet STATA/SE 17.0. Dataen er hentet gjennom en husholdningsundersøkelse utført i 1994/1995 av Universitetet i Sussex - Institutt for utviklingsstudier (Institute of Development Studies, 1995). Datamaterialet er basert på selvrapporing på individ- og husholdningsnivå. Undersøkelsen ble utført i to klynger. Den første klyngen (Kangai, Keshora, Hossainpur, Darora) ligger i Chandina regionen, og den andre klyngen (Jatabari, Biprabari, Teki og Piropur) ligger i Madhupur regionen. Det er åtte landsbyer til sammen. Undersøkelsen dekket 5062 husholdninger og til sammen 26849 individer.

7.1 Demografisk bakgrunn

Begge regionene ligger sentralt i Bangladesh¹⁰, men jeg forventer likevel geografiske, demografiske og administrative forskjeller som kan føre til forventningsskjevne estimater. Bangladesh er et land preget av mye naturkatastrofer (FN, 2021). I motsetning til Chandina, var ikke Madhupur like preget av naturkatastrofer. Landsbyene i Madhupur ligger høyere opp enn landsbyene i Chandina regionen. Dette gjør landsbyene i Madhupur bedre rustet mot flom.

I 1980 hadde regionene lignende nivåer av fattigdom¹¹. Det er likevel verdt å nevne at begge regionene opplevde reduksjon i fattigdom i tidsrommet 1980-1994 da undersøkelsen ble gjennomført. Denne vekstraten var sterkere for Chandina, selv om fattigdomsgapet var gjennomgående lavere i Madhupur.

I tillegg hadde Madhupur i utgangspunktet bedre infrastruktur på en rekke nivåer (Kabeer, 2009). Madhupur regionen hadde større vanningsanlegg og dermed bedre avlinger. Chandina hadde høyere fruktbarhetsnivå, færre vanningsanlegg og dårligere tilgang til hovedveier og andre byer. Chandina har en lang historie med sesongbasert utvandring til urbane regioner, så vel som til nærliggende byer på grunn av færre lokale alternativer og høyere befolkningstetthet. Slike faktorer er avgjørende for arbeidsmuligheter, spesielt for arbeidere i landbruksindustrien.

Videre var ikke NGO like utbredt i Chandina, sammenlignet med Madhupur. Rundt 1990-tallet hadde Madhupur rundt 37 NGO, mot 5 i Chandina på samme tid. I tillegg var landsbyene i

¹⁰ Regionene ligger om lag 250 kilometer fra hverandre

¹¹ Estimaten for fattigdom utarbeidet av Toufique (2002)

Madhupur bedre knyttet sammen med motorveier slik at befolkningen hadde lettere tilgang til nærliggende byer og flere NGO – hvorav de fleste leverte mikrofinansstjenester (Kabeer, 2009). Dette kan antageligvis føre til seleksjonsskjevhet, og jeg må derfor ta hensyn til dette ved å inkludere en region-variabel i logit-modellene mine.

7.1.2 Empiri fra regionene – samt utvalget

Cortijo (2002), sitert i Kabeer (2009), brukte samme datasett som i denne oppgaven for å undersøke utviklingen av fattigdom og utforsket sannsynligheten for å være fattig i begge regionene. Hun fant at flere faktorer, inkludert husholdningsstørrelse og alderssammensetninger, kvinnelig overhode, utdanning, familiehelsestatus, tilgang og eierskap til land, dyrking av avlinger og inntekt, var relevante i begge regionene. Det var likevel noen få faktorer som hadde regionspesifikke innvirkninger. I Chandina reduserte innen- og utenlandsk migrasjon sannsynligheten for fattigdom, men ikke i Madhupur hvor tilgang til nærliggende byer og kreditt var avgjørende.

Toufique (2002), også sitert i Kabeer (2009), brukte paneldata for 1814 husholdninger fra 1994-2001 for å undersøke det samme som Cortijo (2002). Han bekreftet de samme relevante faktorene, men også et paradoksalt funn som indikerte at NGO-aktiviteter hadde liten innflytelse på fattigdom i Madhupur, til tross for en lenger og større utbredelse, men signifikant virkning i Chandina hvor NGO var en nyere utvikling.

Slike sosioøkonomiske forskjeller i utvikling på regionsnivå kan slå ut på flere aspekter i samfunnet. Eksempel på dette er økonomisk ulikhet, lavere utdanningsnivå, høyere arbeidsledighet og dårligere folkehelse. Faktorer som disse kan utelukkende påvirke husholdningenes velferd og barns skolemuligheter, og dermed en forhåndsbestemt heterogenitet mellom regionene som er viktig å ta hensyn til ved estimering av behandlingseffekt. Dette støtter viktigheten av vektning av spesifikke variabler, som for eksempel regionen husholdningene er fra, ved estimering av propensity score.

7.2 Måling og bearbeiding av variabler

Variabler for mikrokreditt kan defineres på flere måter. Tidligere studier på mikrokreditt og barns velferd har hatt ulike mål på mikrokreditt. For eksempel medlemskap i MFI, tilgang til MFI og inntekt generert av mikrokreditt. Sistnevnte tilnærming til mikrokreditt kan deles inn i

ekstensive og intensive marginer av mikrokreditt som Kandulu et al. (2020) gjorde i sin studie. I denne oppgaven bruker jeg faktisk opptak av mikrokreditt til å undersøke effekten av mikrokreditt på barns skolepåmelding, som er samlet mikrokredittlån i 1994 for en husholdning. Variabelen tar ikke hensyn til hvor mange ganger en husholdning tidligere har hatt opptak av mikrokreditt eller størrelsen på lånet, kun om husholdninger har mikrokredittlån, som er identifisert ved en dummy variabel.

Tabell 1.0 gir en oversikt over hvilke og hvordan uavhengige variabler som er inkludert i logit-modellene. Den binære avhengige variabelen mikrokredittlån er en dummy variabel. De uavhengige variablene er observerbare husholdningskarakteristikker, i tillegg til noen interaksjonsvariabler. Videre inkluderer jeg variablene dyrkbar jord og *bari*¹². Tanken bak den sist nevnte variabelen er at husholdninger som deler samme bari deler samme økonomisk aktivitet eller nettverk, derfor kan man anta at hvis det eksisterer noen observasjoner i samme bari som har mikrokreditt, vil dette kunne øke sannsynligheten for at andre husholdninger gjør det samme. Videre kan antall husholdninger i samme bari reflektere omfanget av kunnskap- og informasjonsdeling om diverse økonomiske eller ikke-økonomiske aktiviteter.

¹² *Bari* er et begrep brukt i Bangladesh og kan beskrives som en «klynge» eller «boligfelt». Intuisjonen er at familier som deler samme *bari* tilhører den samme utvidede familien.

Tabell 1.0: Variabeloversikt

UTFALLSVARIABLER		
Skolegang 6-9 år	Andel barn i husholdningen som er påmeldt skole i aldersgruppen 6-9 år	Kontinuerlig i prosent form
Skolegang 10-14 år	Andel barn i husholdningen som er påmeldt skole i aldersgruppen 10-14 år	Kontinuerlig i prosent form
AVHENGIG VARIABEL		
Mikrokredittlån	Indikerer om en husholdning hadde mikrokreditt i 1994	= 1 hvis ja = 0 hvis nei
FORKLARINGSVARIABLER		
Menn	Antall menn (over 14 år) i husholdningen	I tall
Kvinner	Antall kvinner (over 14 år) i husholdningen	I tall
Barn 1-5 år	Antall barn (1-5 år) i husholdningen	I tall
Barn 6-9 år	Antall barn (6-9 år) i husholdningen	I tall
Barn 10-14 år	Antall barn (10-14 år) i husholdningen	I tall
Totalt barn	Totalt antall barn (1-14 år) i husholdningen	I tall
Kvinnelig overhode	Indikerer kjønnet til husstandens overhode	=1 hvis kvinne = 0 hvis mann
Overhode alder	Alder til husstandens overhode	I tall
Overhode alder ²	Alder til husstandens overhode kvadrert	I tall
Overhode utdanning	Antall utdanningsår til husstandens overhode	0-16 år
Kvinnelig overhode * utdanning overhode	Interaksjonsvariabel	
Kvinnelig overhode * alder overhode	Interaksjonsvariabel	
Husholdningsstørrelse	Antall medlemmer i husholdningen	I tall
Bari	Antall husholdninger i Bari	I tall
Dyrkbar jord	Areal med dyrkbar jord eid i husholdningen	I desimaler
Religion	Religionen til husholdningen	=1 hvis muslim =0 hvis ikke
Madhupur	Indikerer hvilken region	=1 hvis Madhupur =0 hvis Chandina

Forklaringsvariablene som er inkludert i analysen er valgt på bakgrunn av data til rådighet, tidligere forskning innen tilsvarende tema, hvor blant annet Mendola (2007) i stor grad benytter mange av de samme variablene, fra det samme datasettet, til antagelsene som ligger til grunn for å gjennomføre PSM. Mendola (2007) indentifiserer kjennetegn ved husholdninger som benytter teknologi, og videre estimerer effekten av teknologi på husholdningens velferd og fattigdom. Hun bruker ulike logit-spesifikasjoner med noe forskjellig utvalg, og i likhet med denne analysen inkluderer hun en dummy variabel for Madhupur regionen da det ikke fantes nok variasjon for teknologibruk i Chandina regionen. Mendola (2007) har i større grad variabler som karakteriserer institusjonelle ressurser¹³ når hun formulerer logit-spesifikasjoner for teknologibruk.

I denne analysen kan slike variabler føre til statistiske utfordringer som jeg gikk gjennom i delkapittel 6.1. Dette er på grunn av et tverrsnittsdata som gir et øyeblikksbilde, og mulig endogenitetsutfordringer hvor større utbredelse av MFier i Madhupur regionen, samt variasjon i sosioøkonomiske forhold, kan påvirke slike institusjonelle forklaringsvariabler. For eksempel må låntakere ofte være medlemmer i MFI før de tar benytter seg av lån, derfor kan variasjon i mikrokredittlån (avhengig variabel) påvirke variasjon for medlemskap i MFI. Jeg benytter meg derfor av individuelle- og husholdningskarakteristikker som jeg antar er uavhengig av utbredelse av MFI. For å fange opp uobserverbare, regionspesifikke faktorer inkluderer jeg dummyvariabel for Madhupur regionen, for å estimere propensity score.

7.3 Deskriptiv statistikk og analyse

Dette delkapittelet presenterer den deskriptive statistikken fra utvalget. Delkapittelet går gjennom de observerbare variablene som blir brukt for å estimere propensity score for hver husholdning som jeg introduserer i kapittel 9.0.

På bakgrunn av delkapittel 7.1, er det fornuftig å anta at det var ingen MFier i Kangai og Keshora (Chandina) på tiden dataene ble samlet og dermed ingen tilgang til mikrokreditt. Det er likevel en husholdning i Kangai med mikrokreditt, illustrert i tabell 2.0¹⁴. Jeg ønsker at utvalget mitt møter de samme økonomiske insentivene når jeg skal estimere propensity score,

¹³ Hun inkluderer for eksempel husholdningenes medlemskap i NGO og antall kveg, for å estimere propensity score.

¹⁴ Dette kan være grunnet forfalskning av adresse eller andre måter å få tilgang til kreditt på.

derfor er utvalget fra Kangai og Keshora ikke inkludert i oppgaven. Dette ekskluderer totalt 1640 husholdninger. Jeg står igjen med 3422 husholdninger.

Tabell 2.0: Oversikt over mikrokredittlån på landsby og regionsnivå 1994

Landsby	Husholdninger uten mikrokreditt	Husholdninger med mikrokreditt	Totalt
CHANDINA			
Kangai	1146 (99.91%)	1 (0.09%)	1147 (100%)
Keshora	493 (100%)	0 (0%)	493 (100%)
Hossainpur	398 (90.25%)	43 (9.75)	441 (100%)
Darora	355 (85.75%)	59 (14.25%)	414 (100%)
MADHUPUR			
Jatabari	572 (69.76%)	248 (30.24%)	820 (100%)
Biprabari	55 (57.29%)	41 (42.71%)	96 (100%)
Teki	245 (49.40%)	251 (50.60%)	496 (100%)
Piropur	840 (72.73%)	315 (27.27%)	1155 (100%)
Totalt	4104 (81.07%)	958 (18.93%)	5062 (100%)

Tabell 3.0 illustrerer husholdningskarakteristikker blant låntakere og ikke-låntakere for 3422 husholdninger¹⁵. Flere av disse karakteristikkene er inkludert som forklaringsvariabler i logit-modellene.

¹⁵ Tabell 4 inkluderer også husholdninger uten barn. Formålet med denne tabellen er å gi informasjon om husholdningskarakteristikker uavhengig om det er en barnefamilie.

Tabell 3.0: Deskriptiv statistikk: Husholdningskarakteristikker blant låntakere og ikke-låntakere

Observasjoner	Låntaker 957	Ikke-låntaker 2465	Forskjell
<i>Husholdningskarakteristikker</i>			
Menn (over 14 år)	1.43	1.51	(0.087)**
Kvinne (over 14 år)	1.37	1.40	(0.026)
Totalt barn (1-14 år)	2.20	1.95	(-0.262)***
Barn (1-5 år)	0.76	0.69	(-0.074)**
Barn (6-9 år)	0.72	0.59	(-0.131)***
Barn (10-14 år)	0.70	0.66	(-0.043)
Skolegang (6-9 år)	51.94	57.20	(5.263)**
Skolegang (10-14 år)	59.80	64.81	(5.016)**
Overhode alder	40.6	42.73	(2.072)***
Kvinnelig overhode	0.037	0.066	(0.028)***
Husholdningsstørrelse	5.03	4.80	(-0.223)***
Overhode utdanning	1.54	2.238	(0.692)***
Religion	0.97	0.93	(-0.034)***
<i>Ressurser</i>			
Bari	3.95	6.55	(2.627)***
Dyrkbar jord	26.12	63.56	(37.432)***

*Signifikant på 10%; ** Signifikant på 5%; *** Signifikant på 1%. (t-test er brukes for forskjeller i gjennomsnitt)

I utgangspunktet er det individer med mindre enn ½ acre jord som er kvalifisert for mikrokreditt. Som nevnt innledningsvis var dette et kriterium som først ble innført av Grameen Bank og ble fulgt av de fleste andre långiverne (Morduch, 1999). Likevel viser en rekke studier, blant annet Morduch (1998), at dette blir gjennomgående brutt og ikke fulgt ordentlig. Rundt 39 prosent av husholdningene i utvalget har opptak av mikrokreditt. Det observeres eksempelvis at antall voksne menn kan variere betydelig mellom husholdninger med mikrolån

og husholdninger uten mikrolån. Husholdninger med stort antall voksne menn kan bety høyt inntekts- og inntektsdiversifiseringspotensial. Disse husholdningene kan tenkes å ha relativt mindre behov for lån sammenliknet med husholdninger med færre voksne menn. Totalt antall barn i husholdninger blant låntakere ser ut til å være signifikant forskjellig mellom gruppene. Videre har låntakere en signifikant høyere andel barn i aldersgruppen 1-5 og 6-9 år. Dette kan muligens være korrelert med valget om å delta i mikrokreditt. Familiestørrelse er signifikant høyere hos låntakere. Dette kan indikere at størrelse på husholdningen kan være en faktor i beslutningsprosessen om opptak av mikrokreditt, da det kan tenkes at større husholdninger har mer behov for konsum, noe som kan skape insentiver for opptak av mikrokreditt og å forbedre levestandarden.

Det ser ut til at gjennomsnittlig utdanningsnivå og alder på husstandens overhode (household head) er høyere hos ikke-låntakere. For videre estimering av propensity score, har jeg inkludert overhodets alder og overhodets alder kvadrert, fordi jeg tror opptak av mikrokreditt kan bli påvirket av alderdom, og for å finne ut om det har en økende eller avtagende effekt. Det kan tenkes at utdanningsgrunnet i husholdningen korrelerer negativt med opptak av mikrokreditt av flere grunner. Utdannede foreldre kan forutsette bedre grunnlag for husholdninger da utdanning kan gi en indikasjon på produktivitet. Utdannede foreldre kan være mer tilbøyelige til å gjøre gode investeringer som forsørger husholdningen og dermed kan behovet for mikrokreditt bli lavere. Dette er interessant for videre analyse da det kan være korrelert med utfallsvariabelen.

Variablene for dyrkbar jord og bari er signifikant høyere for ikke-låntakere. Flere mennesker i samme bari kan være viktig for kunnskap- og informasjonsdeling, fordi man tilhører en stor utvidet familie, noe som kan styrke husholdningers nettverk og dermed fungere som en indirekte ressurs ved nødsituasjoner. Videre er det en betydelig forskjell i dyrkbar jord mellom låntakere og ikke-låntakere. Husholdninger med høyere andeler av dyrkbar jord kan være mer selvforsynte og behovet for mikrokreditt er derfor lavere, sammenliknet med husholdninger med mindre dyrkbar jord. Et viktig poeng nevnt tidligere er kriterium om ½ acre for opptak av mikrokreditt, diskutert i delkapittel 2.3, noe som kan ligge bak denne variasjonen blant låntakere og ikke-låntakere. Til slutt er skolepåmelding større i begge aldersgruppene for ikke-låntakere. Husholdninger som har høyere skolepåmelding kan tyde på at de er relativt bedrestilt, og det kan derfor tenkes at behovet for mikrolån er antageligvis mindre sammenliknet med husholdninger med lavere skolepåmelding.

Tabell 4.0 gir oversikt over ulike typer skoler barna er påmeldt i. Utvalget mitt består av 6856 individer i alderen 6-14 år i utvalget.

Tabell 4.0: Deskriptiv statistikk om barns påmelding delt i skoleinstitusjoner

Grupper	Nåværende skoleinstitusjon						
	Ingen	Statlig	Delvis- statlig	Madrassa	Brac	Privat	Total
Jenter 6-9 år	643 (40.74)	714 (45.23)	41 (2.60)	52 (3.29)	124 (7.85)	5 (0.32)	1579 (100%)
Jenter 10-14 år	535 (30.93)	731 (42.24)	181 (10.47)	89 (5.14)	187 (10.80)	7 (0.40)	1730 (100%)
Gutter 6-9 år	748 (45.68)	758 (46.29)	27 (1.65)	41 (2.50)	56 (3.42)	8 (0.49)	1638 (100%)
Gutter 10-14 år	668 (34.98)	808 (42.35)	183 (9.59)	160 (8.38)	82 (4.30)	8 (0.42)	1909 (100%)
Total	2594 (37.86)	3011 (43.92)	432 (6.31)	342 (4.99)	449 (6.55)	28 (0.41)	6856 (100%)

**Prosentandeler i parantes*

For begge kjønn tilhører aldersgruppen 6-9 år grunnskolen (primary school) og 10-14 år sekundær skolegang. For antall påmeldte til grunnskolen, hadde de statlige og delvis-statlige drevne skolene høyest andel på nærmere 48 prosent for jenter og gutter. Madrassas er skoleinstitusjoner med fokus på islam. Andre i rekken for grunnskoler er en ikke-statlig organisasjon, BRAC¹⁶, som står for 7.8 prosent av antall jenter og 3.4 prosent for gutter. I likhet med antall påmeldte på grunnskoler, hadde de statlige og delvis-statlige sekundærskolene høyest andel på nærmere 53 prosent for jenter og 52 prosent for gutter.

¹⁶ BRAC er en NGO som ble etablert i Bangladesh i 1972. De har en rekke programmer innen utvikling av lokalsamfunn, blant annet utdanning (BRAC, 2022).

Det er viktig å merke seg at over 37 prosent av barna ikke var påmeldt på noen skoleinstitusjoner. Ettersom skolene er tilnærmet gratis, er ikke valget om å sende barn på skolen nødvendigvis direkte begrenset av kostnader, men antageligvis andre avveininger som jeg gikk gjennom i delkapittel 2.2.

Chowdhury et al. (2002) undersøkte kjønnsforskjeller i skolepåmeldingen for barn på grunnskolen ved å bruke data fra 1998 i Bangladesh. De undersøkte spesielt barn i 6-10 årsalderen som ikke var påmeldt på noen skoleinstitusjoner. Disse barna tilhørte husholdninger med lav sosioøkonomisk bakgrunn. Majoriteten av foreldrene hadde typisk ingen utdanning og begrensede økonomiske ressurser i husholdningen. De undersøkte videre grunner til hvorfor disse barna ikke var påmeldt ved noen skoler. Forklaringer som «for ung til å gå på skolen» til tross for skolealder, «mangel på penger» og «barnet liker ikke skolen» var gjennomgående. Funnene deres er interessant for min diskusjon, ettersom dataen min er fra 1994/1995, og studien deres kan gi verdifull informasjon om tidligere eller vedvarende holdninger knyttet til barns skolegang.

En åpenbar svakhet tidlig i analysen er datasettet som er fra midten av 90-tallet, og jeg kan ikke si noe om barns skolegang i Bangladesh i dag. Med mikrofinans sitt utspring i 1970, kan det tenkes at det finnes et godt grunnlag for statistisk forskning til tross for et gammelt datasett. I tillegg kan oppgavens framgangsmåte overføres til forskning med nyere data. For videre analyse og estimering av sammenhengen mellom opptak av mikrokreditt og barns skolegang, vil jeg benytte denne deskriptive statistikken for skolepåmelding. Jeg vil bruke skolepåmelding som en indikasjon på hvorvidt husholdninger investerer i barns utdanning avhengig av mikrokreditt. Utfallsvariabelen tar ikke hensyn til kjønnsforskjeller eller type skoleinstitusjon, men om et barn i ønsket alder var påmeldt ved en skoleinstitusjon på tidspunktet for datainnsamling. Barns skolepåmelding undersøkes i to utfallsvariabler, som indikerer ulike aldersintervaller, i prosent form. Barns skolepåmelding i husholdningen er 100% dersom alle barn i ønsket aldersintervall er påmeldt en skole. Jeg ønsker å estimere behandlingseffekt av mikrokreditt for skolepåmelding for barn i alderen 6-9 og 10-14 år.

8.0 Alternative forklaringer

I denne oppgaven ønsker jeg å identifisere effekten av mikrokreditt på barns skolegang, basert på et sett av observerbare husholdningskarakteristikker fra et tverrsnittsdata. Barns skolegang blir trolig påvirket av andre årsaker enn husholdningskarakteristikker og mikrokreditt, som delkapittel 7.1 var inne på. I dette kapitlet vil jeg derfor gå inn på alternative hypoteser (uobserverte faktorer) som kan påvirke barns skolegang som jeg ikke inkluderer i resultatene mine. Å ikke ta høyde for de uobserverbare faktorene kan føre til seleksjonsskjevhet, og over- eller underestimering av effekten til mikrokreditt. De alternative forklaringene jeg skal gå inn på er fattige husholdningers sårbarhet knyttet til inntekts- og konsumsutjevning.

Opptak av mikrokreditt og barns skolegang kan påvirkes av både observerbare og uobserverbare faktorer. Det kan tenkes at noen husholdninger er mer tilbøyelige til å låne mikrokreditt, fordi de har relativt mer entreprenørferdigheter. Slike evner er uobserverbare, og det er ikke mulig å kontrollere for dette. Jeg kan likevel argumentere for at husholdningens tro på egen entreprenørferdigheter kan korrelere positivt med opptak av mikrokreditt og barns skolegang. Noen husholdninger har mer risikoaversjon, og det kan korrelere negativt med mikrokredittlån og videre barns skolegang (Banerjee & Duflo, 2011, ss. 226-230). Det kan derfor argumenteres for at risikoaversjon er positivt korrelert med observerbare faktorer som selvvurdert fattigdom.

Tabell 5.0 viser opptak av mikrokreditt for husholdninger fra utvalget, kategorisert ved selvvurdert fattigdomsnivå. Ved å dele husholdninger i undergrupper etter selvvurdert fattigdomsnivå kan det tenkes at disse undergruppene blir mer homogene, med tanke på variasjonen i uobserverbare karakteristikker som kan påvirke opptak av mikrokreditt, og videre barns skolegang. En slik oppdeling av utvalget vil muligens, til en viss grad, løse de overnevnte utfordringene.

Fattige mennesker i utviklingsland er svært utsatt for inntektsrisiko. De bor ofte i områder som er utsatt for naturkatastrofer, mislykkede virksomheter og uforutsigbare avlinger. De mangler vanligvis midler til å beskytte seg mot disse farene og velfungerende sikkerhetssystemer, og bruker derfor alternative mekanismer for å håndtere risiko knyttet til inntekt og utgifter, som kan ha en mulig påvirkning på barns skolegang (Blume & Breyer, 2011).

Fattige husholdninger ønsker å redusere risiko knyttet til inntektssjokk ved å jevne ut inntekt. En måte å nå inntektsutjevning på eller å redusere variasjonen i inntekt, er å diversifisere inntektsgenererende aktiviteter eller valg av økonomiske aktiviteter. Dette er ex-ante tiltak. I tillegg er konsumsutjevning en mekanisme for å dempe inntektssjokk, for eksempel ved låne og spare penger. Dette er ex-post tiltak. Jeg vet fra litteraturen at take-up rate er noe lav og dette kan skyldes risikoholdningen til låntaker. Likevel, felles løsning for disse mekanismene involverer avveininger mellom nåtid og fremtid, og en løsning kan være å bruke barnarbeid hvis foreldre har begrenset evne til å låne (Blume & Breyer, 2011). Dermed kan barns skolegang bli påvirket ved at de blir tatt ut av skolen for å genere inntekt for husholdningen. Dette resonnementet kommer overens med funnene til Jacoby (1994). Mikrokredittlån kan derfor være et tiltak som kan fremme barns skolegang.

Tabell 5.0: Husholdninger kategorisert ved opptak av mikrokreditt og fattigdomsnivå

Fattigdomsnivå	Husholdninger		
	Med mikrokreditt	Uten mikrokreditt	Totalt
Alltid matunderskudd	68 (27.09%)	183 (72.91%)	251 (100%)
Sporadisk matunderskudd	549 (31.30%)	1205 (68.70%)	1754 (100%)
Break even	249 (26.35%)	696 (73.65%)	945 (100%)
Alltid overskudd	91 (19.28%)	381 (80.72%)	472 (100%)
Totalt	957 (27.97%)	2465 (72.03%)	3422 (100%)

Majoriteten av husholdningene fra utvalget rapporterer at de er utsatt for matmangel (alltid og sporadisk matunderskudd). Opptak av mikrokreditt kan bli brukt til å finansiere prosjekter som gir rask avkastning framfor barns skolegang som er tidskrevende. Opptak og bruk av mikrokreditt kan derfor skyldes uobserverbare risikovurderinger knyttet til inntekts- og konsumsutjevning og effekten av mikrokreditt kan derfor være flere. Opptak av mikrokreditt

kan antas å gi ulik behandlingseffekt for husholdninger i ulike fattigdomskategorier, eksempelvis hadde mikrokredittlån en positiv og signifikant effekt på bedriftsprofitt for de bedrestilte i India og Marokko, og en negativ og signifikant effekt på bedriftsprofitt for de svakstilte (Banerjee & Karlan et al., 2015). Til tross for at mikrokreditt i snitt ikke har vist seg å ha transformativ effekt på de fattiges liv, som jeg la frem i kapittel 3.0, kan mikrokreditt, ifølge Roodman (2012) hjelpe de fattige til å håndtere risiko knyttet til inntekt, konsumutjevning og diversifisering av inntekt. Dette er interessante funn og kan belyse viktige poeng som jeg betrakter i estimering av årsakssammenhenger senere.

9.0 Resultater og analyse:

På bakgrunn av delkapittel 6.1, formulerer oppgaven flere logit-spesifikasjoner med ulike husholdningskarakteristikker fra et teoretisk og empirisk standpunkt. Tabell 6.0 inneholder flere logit-spesifikasjoner med ulike forklaringsvariabler. Med andre ord valgte jeg forklaringsvariabler fra tidligere deskriptiv statistikk. I tillegg inkluderer jeg logit-modell (3) for å undersøke om estimatene fra (1) og (2) er sensitiv for valget av geografisk «mismatch»¹⁷ (Smith & Todd 2003).

¹⁷ Dette er relatert til manglende kontroll for regionale forskjeller når man matcher husholdninger fra kontroll- og behandlingsgruppen.

Tabell 6.0: Logit spesifikasjoner

Avhengig variabel	(1) Mikrokreditt	(2) Mikrokreditt	(3) Mikrokreditt (MADHUPUR)
Menn (over 14 år)	-.122*** (.047)	-.256** (.125)	.106 (.184)
Kvinner (over 14 år)	.084 (.064)	-.005 (.136)	.406** (.192)
Totalt barn (1-14 år)	.281** (.128)	.2 (.135)	.192 (.149)
Barn (1-5 år)	-.079 (.133)	-.287 (.182)	.072 (.23)
Barn (6-9 år)	-.002 (.141)	-.251 (.189)	.106 (.236)
Barn (10-14)	-.189 (.138)	-.361* (.187)	-.033 (.233)
Madhupur	1.466*** (.122)	1.088*** (.176)	
Overhode alder		.084*** (.022)	.067*** (.022)
Overhode alder ²		-.001*** (0)	-.001*** (0)
Kvinnelig overhode		.919 (.683)	.988 (.712)
Husholdningsstørrelse		.236** (.116)	-.085 (.171)
Overhode utdanning		-.017 (.013)	-.019 (.014)
Religion		.004 (.258)	-.007 (.887)
Bari		-.037*** (.011)	-.02 (.016)
Dyrkbar jord		-.005*** (.001)	-.004*** (.001)
Kvinnelig overhode * Utdanning overhode		-.053 (.203)	-.046 (.204)
Kvinnelig overhode * Alder overhode		-.035** (.015)	-.033** (.016)
Konstant	-2.495*** (.161)	-3.662*** (.508)	-2.418** (.992)
Observasjoner	3422	3422	2567
Pseudo R ²	.156	.295	.253

Robust standard feil i parentes

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Koeffisientene fra logit-modellene gir nyttig informasjon om inkluderte forklaringsvariabler og sannsynligheten for opptak av mikrokreditt. De kan indikere om forklaringsvariablene er positivt eller negativt assosiert med opptak av mikrokreditt, og størrelsen av effektene. Uten å estimere de marginale effektene av de enkelte forklaringsvariablene i tabell 6.0, kan resultatene fra de ulike logistiske modellene bekrefte eller støtte noe av den deskriptive statistikken viser, fra tabell 3.0. Disse koeffisientene brukes til å beregne propensity score for hver husholdning, slik at jeg kan sammenligne husholdninger som er statistisk like.

Antall menn over 14 år ser ut til å påvirke opptak av mikrokreditt i en negativ retning i logit-modell (1) og (2). Antall kvinner over 14 år er positiv og statistisk signifikant kun i logit-modell (3). Madhupur påvirker opptak av mikrokreditt i en positiv retning i de inkluderte logit-modellene. Alder til husholdningsleder ser ut til å ha en positiv effekt, men en avtagende effekt fordi den kvadrerte variabelen er negativ. I tillegg har familiestørrelse en positiv og signifikant effekt. Utdanning til husstandens overhode og kvinnelig overhode er ikke statistisk signifikant, men interaksjonsvariabelen som fanger opp effekten av kvinnelig overhode og overhodes alder har en negativ signifikant effekt. Dette tyder at sammensetningen av kvinnelig overhode og alder har en negativ effekt på opptak av mikrokreditt. Videre påvirker totalt antall barn sannsynligheten for opptak av mikrokreditt i en positiv retning, men denne variabelen er kun statistisk signifikant i logit spesifisering (1). Som forventet påvirker variablene bari og dyrkbar jord opptak av mikrokreditt i en negativ retning¹⁸. Logit-modell (2) har høyest forklaringskraft. Forklaringskraften er estimert av MLE og er noe bra i for de ulike spesifiseringene, bortsett fra logit-modell (1). Dette kan skyldes at variasjonen i opptak av mikrokreditt ikke bare forklares av de inkluderte forklaringsvariablene.

Logit-modell (1) på hele utvalget¹⁹ er enklere formulert enn resten av logit-modellene. Denne modellen er nyttig for å undersøke sammenhengen²⁰ av den estimerte behandlingseffekten, slik at jeg kan kontrollere for spuriøse estimeringer. Logit-modell (2) inneholder flere forklaringsvariabler og høyere ordens termer. Dette kan redusere sannsynligheten for uobserverte variabler ved matching mellom kontrollgrupper og behandlingsgrupper. Dette er fordi flere eksogene variabler kan fange opp eller ta hensyn til utelatte variabler som kan påvirke kvaliteten på matchingen (Mendola, 2007). Logit-modell (3) er nyttig for å vurdere om

¹⁸ Merk at bari ikke er statistisk signifikant i logit spesif.(3)

¹⁹ Utvalget fra Kangai og Keshora ikke inkludert i analysen

²⁰ Med sammenheng menes «consistency»

matching fra tverrsnittsdata er sensitiv for valg av subpopulasjon (Madhupur) eller når man ikke tar hensyn til regionale forskjeller. Dummy variabelen Madhupur i logit-modell (1) og (2) fanger opp regionale faktorer som kan påvirke sannsynligheten for å delta i mikrokreditt. Eksempler på dette kan være økonomiske insentiver som forekommer grunnet tilgjengelighet og utbredelsen av mikrofinansinstitusjoner.

Skjevhet i PSM kan reduseres ved utforming av logit-modell for behandling. For eksempel burde individer fra behandlings- og kontrollgruppen møte de samme økonomiske insentivene som kan påvirke beslutningsprosessen. Slike insentiver betyr å ha de samme mulighetene. Delkapittel 7.1 oppsummerte de sosioøkonomiske forskjellene mellom de to regionene, blant annet at det ikke var tilstrekkelig tilgang til mikrofinansielle tjenester i Chandina regionen og tidlig utbredelse av NGO/MFI i Madhupur. Skjevhet i PSM estimater kan reduseres ved å enten bruke behandlings- og kontrollgruppe fra de samme regionene eller vekte noen variabler. For sistnevnte bruker jeg derfor et utvalg fra Madhupur i logit-modell (3) som består av 2567 observasjoner.

Estimering av «propensity score» lar meg konstruere det kontrafaktiske utfallet ved at de gjør behandlings- og kontrollgruppen mer like. Etersom opptak av mikrokreditt ikke er randomisert har jeg et ønske om å gjøre husholdningene i utvalget mitt mest mulig like når jeg skal estimere effekten av mikrokreditt på barns skolegang. Appendix A-B viser distribusjonen av propensity score og kovariatbalanse før og etter matching for de tre logit-modellene, spesifisert for matching metode.

9.1 Resultater fra PSM

Tabell 7.0 viser estimert behandlingseffekt ved bruk av to matching metoder, 5 NN-matching med erstatning og NN-matching uten erstatning, men med caliper (0.2), for de tre logit spesifikasjonene. Inkludering av flere matching-metoder er en form for robusthetssjekk, slik at jeg kan vurdere om estimert behandlingseffekt ikke er avhengig av matching-metode. Etersom jeg ønsker å undersøke hvordan opptak av mikrokreditt påvirker barns skolegang i husholdningen, tar PSM utgangspunkt i husholdninger med barn, i tabell 7.0 og 8.0. Det vil si at metoden kun bruker observasjoner i regionen med common support. Dette forklarer reduksjonen og ulike antall i observasjoner, for de respektive utfallsvariablene.

Tabell 7.0: Effekten av mikrokreditt på barns skolegang for hele utvalget

Avhengig variabel	Logit spesif.(1)		Logit spesif.(2)		Logit spesif.(3) (MADHUPUR)	
	NNM (5)	CM (0.2)	NNM (5)	CM (0.2)	NNM (5)	CM (0.2)
Skolegang (6-9 år)	-0.233 (2.754) ^{AI} (-0.08)	-1.152 (2.936) ^{AI} (-0.39)	1.102 (2.761) ^{AI} (0.40)	2.109 (3.358) ^{AI} (0.63)	2.693 (2.973) ^{AI} (0.91)	3.238 (3.755) ^{AI} (0.86)
Obs.	1703	1703	1703	1703	1215	1215
Matchet	1098	1098	1098	1098	952	952
Behandlet	549	549	549	549	476	476
Kontoll	1154	1154	1154	1154	739	739
Skolegang (10-14 år)	0.343 (2.770) ^{AI} (0.12)	-1.285 (2.949) ^{AI} (-0.44)	3.294 (2.837) ^{AI} (1.16)	4.323 (3.628) ^{AI} (1.19)	4.155 (3.036) ^{AI} (1.37)	5.607 (3.753) ^{AI} (1.49)
Obs.	1668	1,668	1,668	1,668	1174	1174
Matchet	1.010	1.010	1.010	1.010	868	868
Behandlet	505	505	505	505	434	434
Kontroll	1163	1163	1163	1163	740	740
Balansering tilfredsstilt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Common support	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja

^{AI} estimert robust standard feil i parentes

t-statistikk i parentes

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Ved bruk av propensity score matching, bør estimering av standardfeil for behandlingseffekt ta hensyn til varians som oppstår under estimering av propensity score, bearbeiding av common support og bruk av nearest neighbor (Caliendo & Kopeinig, 2008). For sistnevnte bruker jeg NN-matching med erstatning, derfor kan utfordringer knyttet til rekkefølgen på nearest neighbor-observasjoner reduseres. Videre kan estimering av propensity score og innføring av common support gi variasjoner som følge av svake kovariater, derav svake modellspesifikasjoner og til slutt små utvalg. Disse utfordringene kan gi en skjev behandlingseffekt. Jeg bruker derfor en robust standardfeil utarbeidet av Abadie og Imbens

(2006) som tar hensyn til heteroskedastisitet²¹. I tillegg reduseres mulige skjevheter i PSM ved bruk av ulike logit-spesifikasjoner som lar meg kontrollere for spuriøse estimeringer.

Det er totalt 1703 husholdninger med barn i 6-9 årsalderen og 1668 husholdninger med barn i 10-14 årsalderen for de to første logit-modellene. Logit-modell (3) inkluderer kun husholdninger fra Madhupur, som er totalt 1215 husholdninger med barn i 6-9 årsalderen og 1174 husholdninger med barn i 10-14 årsalderen. Antall husholdninger i behandlings- og kontrollgruppen som kan bli brukt for å estimere behandlingseffekt er identifisert med «behandlet» og «kontroll» i tabellen, for de respektive logit-modellene. «Matchet» tilsier faktiske observasjoner som brukes for å estimere behandlingseffekt. Med PSM er estimert behandlingseffekt regnet som gjennomsnittlig forskjell mellom barns skolepåmelding for lignende husholdninger. Overordnet PSM i tabell 7.0 oppgir ingen statistiske signifikante effekter av mikrokreditt på barns skolegang. Dette er interessant da det samsvarer med overordnet funn med eksperimentelle data. Likevel fant Banerjee og Duflo et al. (2015) ulike effekter av mikrokreditt for ulike grupper av husholdninger. Jeg undersøker dette nærmere i delkapittel 9.2. Oversikt over balansering og common support finnes i appendiks A og B, for de respektive logit-spesifikasjonene og utfallsvariablene.

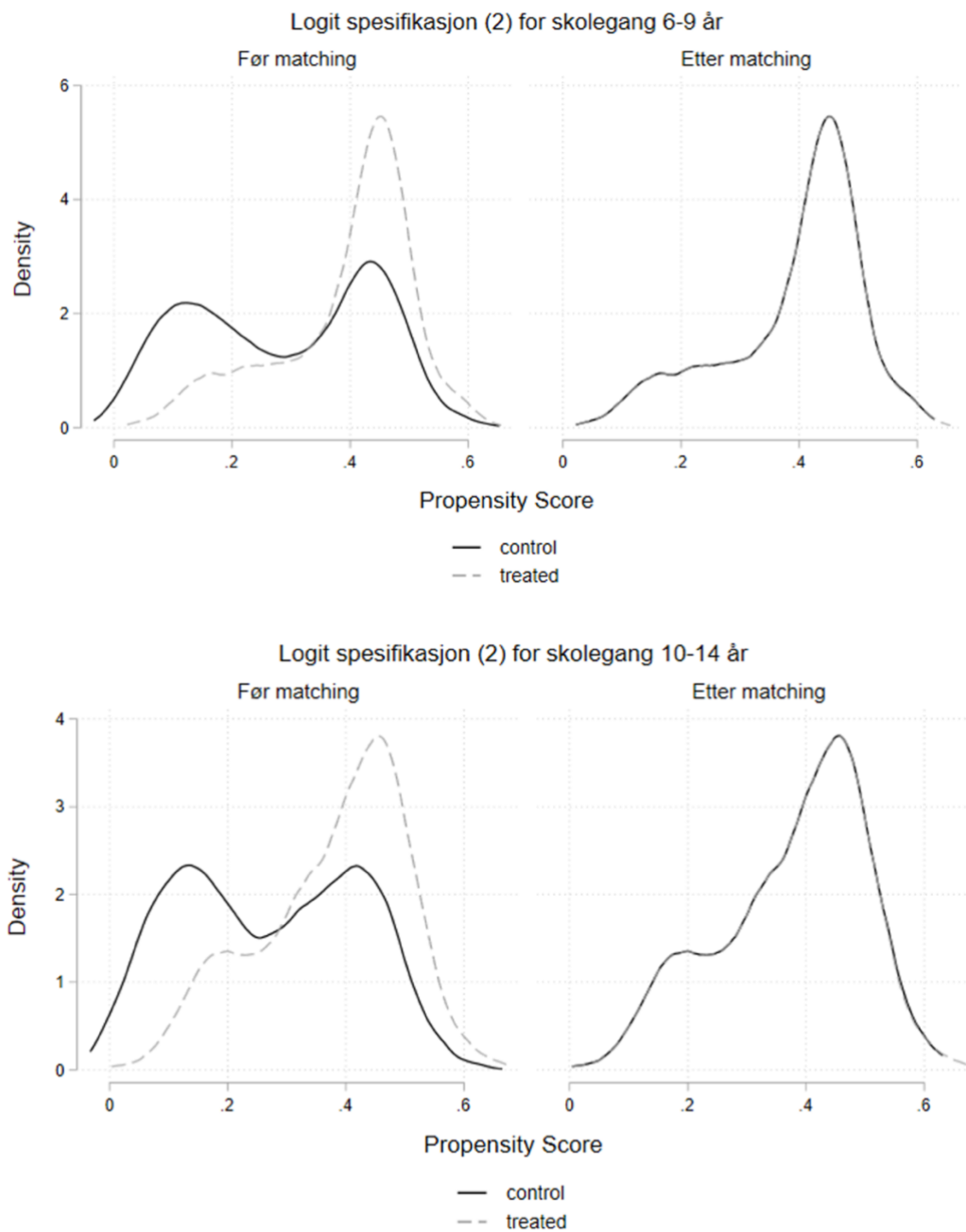
9.1.2 Vurdering av PSM

Videre er det viktig å undersøke validiteten til PSM i tabell 7.0. Oversikt over kovariatbalanse og common support for PSM er illustrert i appendiks A og B, for de respektive logit-spesifikasjonene og utfallsvariablene. Jeg vil i dette delkapittelet kun gå gjennom validiteten for PSM for logit-spesifikasjon (2), før og etter matching for begge utfallsvariablene. Dette fordi jeg skal bruke denne modellen for å estimere behandlingseffekt ved matching på nye kategorier. Det er en utfordring knyttet til at det apriori er vanskelig å velge en passende logit-spesifikasjon. For å unngå utelatte variabler tok jeg utgangspunkt i flest forklaringsvariabler og av høyere ordens termer, i tillegg til modellens forklaringskraft.

Figurene under viser fordelingen av propensity score for begge utfallsvariablene, før og etter matching. Propensity score er en enkel skala med alle kovariatene inkludert. Etter matching er fordelingen av propensity score balansert mellom gruppene, men dette impliserer ikke nødvendigvis at kovariatene i utvalget er det. Derfor tar jeg i bruk standardisert gjennomsnittlig

²¹ En vanlig estimering av standardfeil i PSM vil undervurdere usikkerheten i estimatene for behandlingseffekt.

differanse og varians ratio. For sistnevnte finnes det tabeller med kovariatbalanse i appendiks. Likevel gir figurene under en indikasjon på at matching kan være vellykket.



Til tross for balansert kovariater mellom behandling- og kontrollgruppe for begge utfallsvariablene, finner jeg ingen statistisk signifikante effekter av mikrokreditt på barns skolegang i tabell 7.0²².

²² Merk at balansert kovariater i utvalget sier ingenting om «confounders».

9.2 Adressere uobserverbar heterogenitet: matching på fattigdomskategorier

Med bakgrunn i kapittel 8.0 om alternative forklaringer tror jeg variabelen for selvverdert fattigdom kan reflektere verdifull informasjon om husholdningers økonomiske situasjon og allokering av ressurser i husholdningen. Dette er relevant for å vurdere effekten av mikrokreditt på barns skolegang. Variabelen kan gi en subjektiv oppfatning av økonomisk usikkerhet og mangel på ressurser, som videre kan påvirke husholdningers evne til å sende barna sine på skolen.

Ved å matche på fattigdomsnivå kan jeg muligens «kontrollere» for uobserverbare karakteristikk i beslutningsprosesser knyttet til bruken av mikrokreditt, blant husholdninger med og uten mikrokreditt. I tillegg kan matching på fattigdomsnivå muligens konstruere et bedre kontrafaktisk utfall for de som har mikrokredittlån, gitt ulike fattigdomsnivå. I tabell 8.0 bruker jeg estimert propensity score fra logit-modell (2) og tabellen oppgir behandlingseffekt for husholdninger med samme fattigdomsnivå, estimert ved 5 NN-matching med erstatning og NN-matching uten erstatning, men med caliper (0.2).

Tabell 8.0: Effekten av mikrokreditt på barns skolegang kategorisert på fattigdomsnivå

Fattigdomsnivåer	NNM (5)		Caliper (0.2)	
	Skolegang 6-9 år	Skolegang 10-14 år	Skolegang 6-9 år	Skolegang 10-14 år
Alltid matunderskudd	17.837 (6.418) ^{AI} (2.78) ^{***}	17.521 (7.915) ^{AI} (2.21) ^{**}	24.324 (7.426) ^{AI} (3.28) ^{***}	11.538 (9.971) ^{AI} (1.15)
Sporadisk matunderskudd	-8.40 (3.612) ^{AI} (-2.32) ^{**}	1.262 (3.989) ^{AI} (0.32)	-7.389 (4.361) ^{AI} (-1.69) [*]	3.491 (5.035) ^{AI} (0.69)
Break even	4.6 (5.532) ^{AI} (0.83)	5.291 (4.810) ^{AI} (1.10)	3.938 (6.823) ^{AI} (0.57)	3.729 (5.969) ^{AI} (0.62)
Alltid overskudd	-6.025 (6.522) ^{AI} (-0.92)	6.520 (5.518) ^{AI} (1.18)	-9.294 (7.589) ^{AI} (-1.22)	6.209 (7.579) ^{AI} (0.82)

^{AI} estimert robust standardfeil i parentes

t-statistikk i parentes

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Inndelingen av fattigdomsnivå viser blandede resultater. For husholdninger i kategorien «alltid matunderskudd» finner jeg en positiv signifikant forskjell på rundt 18 og 24 prosent for barns skolepåmelding i 6-9 årsalderen. For barns skolepåmelding i 10-14 årsalderen gir 5 NN-matching en signifikant forskjell på rundt 17 prosent, men caliper matching oppgir ingen signifikant effekt for denne aldersgruppen. For husholdninger i kategorien «sporadisk matunderskudd» finner jeg en negativ signifikant forskjell på 8.4 og 7.3 prosent for barns skolepåmelding i 6-9 årsalderen. Jeg finner ingen signifikant effekt for barn i 10-14 årsalderen. For husholdninger i kategorien «overskudd» og «Break-even» (dekningspunkt) finner jeg ingen signifikant effekt for begge utfallsvariablene.

10.0 Oppsummerende diskusjon

Formålet med denne oppgaven var å undersøke hvordan opptak av mikrokreditt i husholdninger påvirker barns skolegang i Bangladesh. For å besvare dette forskningsspørsmålet brukte jeg metoden propensity score matching. Metoden baserer seg på observerbare karakteristikk og bruker flere logit-modeller for predikere sannsynligheten for at en husholdning tar mikrokredittlån, uavhengig om husholdningen i utgangspunktet tilhører behandlings- eller kontrollgruppen. Videre estimerer metoden behandlingseffekt ved at observasjoner fra behandlingsgruppen blir matchet med observasjoner fra kontrollgruppen gitt at de har lignende propensity score. Hensikten ved dette er at husholdninger fra kontrollgruppen med tilsvarende propensity score er statistisk like husholdninger fra behandlingsgruppen, og fungerer derfor som et kontrafaktisk utfall. På denne måten kan jeg tilskrive den estimerte effekten til mikrokreditt.

Nøkkelfordringer i identifisering av effekten av mikrokreditt for denne oppgaven er flere. For det første er estimering av sannsynligheten for å enten være i behandlings- eller kontrollgruppen forbundet med statistiske utfordringer. De tre logit spesifikasjonene i tabell 6.0 har noe forklaringskraft, men det er ikke mange variabler som er statistisk signifikant. Dette kan skyldes at det finnes andre sammensatte grunner som forklarer variasjonen i opptak av mikrokreditt, som for eksempel holdninger knyttet til risiko nevnt i kapittel 8.0, og regionale faktorer nevnt i delkapittel 7.1. For sistnevnte utfordring prøvde jeg å korrigere for regionale forskjeller ved å inkludere en dummy variabel for Madhupur. PSM benytter observerbare karakteristikk for å predikere sannsynligheten for at en husholdning tar mikrokreditt. Metoden tar imidlertid ikke hensyn til andre uobserverbare karakteristikk som kan påvirke opptak av mikrokreditt og videre barns skolegang. Det er derfor viktig å understreke at balanserte kovariater i utvalget

som følge av gode matching prosedyrer, ikke impliserer at seleksjonsskjevhet er løst. Dette utfordrer antagelsen lagt til grunn for metoden om betinget uavhengighet (CIA), og videre identifisering av effekten av mikrokreditt på barns skolegang.

Utfallsvariabelen min skiller ikke mellom kjønn. Gjennomgått litteratur i oppgaven min finner blandede signifikante effekter gitt ved kjønn og alder. Fordelen med min framgangsmåte er at jeg kan si noe om overordnet effekt av mikrokreditt på barns skolegang, men jeg fanger ikke mulige ulike behandlingseffekter for ulike kjønn. Dette er en svakhet da (mangel på) estimert behandlingseffekt kan være under- eller overestimert (feilestimert).

Opptak av mikrokreditt blant kvalifiserte fattige mennesker er lav, og dette kan skyldes heterogene risikovurderinger som er uobserverbare. Selv med et rikt sett av observerbare kovariater er det vanskelig å si noe om opptak og bruken av mikrokreditt. Hvis det er slik at de aller mest sårbare ikke har opptak av mikrokreditt fordi de i større grad har risikoaversjon, går dette imot den fundamentale hensikten med mikrofinans som skal være et verktøy for å komme seg ut av fattigdom.

Jeg valgte likevel å bruke propensity score matching, fordi metoden lar meg kontrollere for en grunnleggende utfordring i evalueringsproblemet, nemlig seleksjon til behandling. Ved å benytte et rikt sett med forklaringsvariabler i logit-modell (2), reduserer jeg sannsynligheten for uobserverte egenskaper som kan påvirke seleksjon og videre barns skolegang. Slike svakheter ved metoden kan føre til forventningsskjevne behandlingseffekter.

Resultatene fra propensity score matching for hele utvalget i tabell 7, oppgir ingen signifikant effekt på barns skolegang. Dette kan tyde på at mikrokreditt i snitt ikke har effekt på barns skolegang. Mine overordnet funn i tabell 7.0 samsvarer med tidligere omfattende forskning med eksperimentelle data, på tvers av land. Dette betyr ikke nødvendigvis at mikrokreditt ikke vil ha noen effekt på barns skolegang, ettersom flere studier gjennomgått i denne oppgaven fant eksempelvis signifikante effekter på investering på allerede eksisterende virksomheter som generer inntekt (Banerjee & Duflo et al., 2015). Investering i utdanning har ikke rent økonomisk motiv. Slike effekter kan ha langsiktige ringvirkninger på andre sosiale indikatorer som for eksempel kvinners myndiggjøring og videre barns skolegang, til tross for at en studie fra Hyderabad i India fant ingen langsiktig effekt på tilsvarende utfallsvariabler.

En mekanisme som denne oppgaven, og ellers litteraturen generelt, tar utgangspunkt i er at mikrokredittlån kan investeres i aktiviteter som gir avkastning slik at fattige mennesker kan bli selvforsynt, men dette resonnementet er tilsynelatende kun å finne hos bedrestilte fattige. Banerjee og Duflo et al. (2015) fant i sine studier, fra Hyderabad i India, ulike behandlingseffekt for ulike grupper av husholdninger. For eksempel hadde mikrokreditt en positiv effekt på de husholdningene som allerede var involvert i inntektsgenerende aktiviteter, ved at de fikk utvide sine virksomheter. Dette er typisk de bedrestilte fattige. For de svakstilte fant de ingen inntektsøkning på inntektsgenerende aktiviteter²³.

Diskusjonen over motiverer meg til å undersøke ulike grupper av husholdninger. Hvis det er slik at de aller mest sårbare ikke har bærekraftige virksomheter å investere i, forventer jeg ikke denne mekanismen hos denne gruppen. I delkapittel 2.2 introduserte jeg tidspreferansen for fattige mennesker. Fattige mennesker sparer mindre og er mer utålmodige enn ikke-fattige mennesker. Ettersom utdanning er en langsiktig investering som er tidskrevende og mikrokreditt typisk karakteriseres ved hyppige betalinger, kan det tenkes at de aller mest sårbare husholdningene heller dekker inntekt og utgifter på bekostning av barns skolegang, for å opprettholde minimumskonsum. Det tar naturligvis tid før man oppnår mulig avkastning etter investering, og ettersom langsiktig lån er fraværende for fattige mennesker i utviklingsland, prøver husholdninger å dekke utgifter for utdanning ved å kombinere barnearbeid og skole (Boyden et al., 1998 sitert i Blume & Breyer 2011). Gitt at fattige mennesker har kort tidshorisont, er det lite sannsynlig at de skulle investere i barns utdanning med lånte penger. Barnas tid er verdifull for å generere inntekt, og hvis foreldrenes optimisme knyttet til utdanning er fraværende, vil mikrokreditt antageligvis ikke ha noen klare effekt på barns skolegang, og kanskje en motsigende effekt. Likevel finnes det mulige sammenhenger mellom låndeltakelse og barns skolegang som jeg la frem innledningsvis i kapittel 1.0 og delkapittel 2.2.

I lys av dette estimerer jeg behandlingseffekt ved fattigdomskategorier i tabell 8.0, fordi jeg antar at homogene husholdninger vil allokere ressurser på lignende måter, ved opptak av mikrokreditt. Hvis det eksisterer gruppespesifikke uobserverte faktorer som påvirker opptak av mikrokreditt og videre barns skolegang, kan jeg muligens korrigere for dette ved å estimere behandlingseffekt på tvers av fattigdomskategorier. Selv om det er uobservert seleksjonsskjevhet, er det naturlig å tro at husholdninger med lignende økonomisk bakgrunn

²³ Det er viktig å merke at de utvalgte områdene i eksperimentet ble valgt på grunnlag av «potensielle låntakere». Individene blir regnet som fattig, men ikke de fattigste av de fattige.

har tilsvarende holdninger knyttet til risiko og tidspreferanse. Dette er en måte å komme rundt identifikasjonsproblemet som er knyttet til effekten av mikrokreditt på barns skolegang.

Resultatene fra tabell 8.0 oppgir størst effekt for husholdninger i kategorien «alltid matunderskudd». Jeg finner en positiv og signifikant forskjell på mellom 18 og 24 prosent, for barn i 6-9 årsalderen. I tillegg til en positiv og signifikant forskjell på rundt 17.5 prosent for barn i 10-14 årsalderen, ved NN-matching med erstatning. Estimering av behandlingseffekt ved caliper matching replikerer ikke den signifikante effekten gitt ved NN-matching med erstatning. Dette svekker robustheten til estimatet utført ved NN-matching. Likevel er de estimerte funnene for disse husholdningene interessante, fordi de var oppsiktsvekkende. For husholdninger i kategorien «sporadisk matunderskudd» finner jeg en negativ og signifikant forskjell på mellom 8 og 7 prosent, for barn i 6-9 årsalderen. Jeg fant ingen signifikante effekter for barn i 10-14 årsalderen. For husholdninger i kategorien «Break even» og «alltid overskudd» fant jeg ingen signifikante effekter for begge aldersgrupper.

Et argument fra studien i Hyderabad i India som kan støtte opp under den estimerte effekten for husholdninger i kategorien «alltid matunderskudd» sammenlignet med de andre husholdningene, er at de mest sårbare vanligvis ikke sitter med en etablert bedrift det er lønner seg å investere i (Banerjee & Duflo et al., 2015). Morduch (1999) hevdet tidlig at husholdninger som i økende grad engasjerer seg i inntektsgenerende aktiviteter finansiert av mikrokreditt, øker etterspørselen etter arbeidskraft for barn i husholdningen. Wydick (1999) supplerer videre på dette perspektivet ved at tilgang til kreditt kan gi muligheter for husholdninger å erstatte barnearbeid med innleid arbeidskraft. Men eksperimentet til Banerjee og Duflo et al. (2015) viser at opptak av mikrokreditt påvirket sammensetningen av arbeidskraft i husholdninger. Låntakere jobber mer og hardere på egne virksomheter, og foretrekker arbeidskraft fra husholdningen framfor nye arbeidstakere. Dette er gitt at husholdninger investerer og utvider virksomheter. Hvis dette ikke er til stede hos de aller mest sårbare i utvalget mitt, vil jeg kanskje i større grad forvente argumentet til Jacoby (1994) som mente at mikrokreditt letter husholdningers kapitalbegrensinger og fremmer barns skolegang. Funnene mine samsvarer med Jacoby (1994) og delvis med Kandulu et al. (2020). Kandulu et al. (2020) fant at en positiv effekt på barns skolepåmelding på den ekstensive marginen (mikrokreditt deltakelse), men effekten var større på den intensive marginen (mikrokredittinntekter). De konkluderte derfor med at man burde fokusere mer på mikrokredittinntekter framfor mikrokreditt deltakelse, ettersom det var mer effektivt. Likevel, uten at jeg skiller mellom mikrokredittinntekter og

mikrokreditt deltakelse, ser det ut til at tilgang til lån kan ha en effekt. Opptak av mikrokreditt kan i større grad forventes å ha en positiv effekt på barns skolegang ved at disse husholdningene får mer ressurser til å investere i barns skolegang. Likevel kan jeg ikke si noe om økt etterspørsel etter barnearbeid som de andre studiene var inne på, ettersom jeg ikke har inkludert dette i mine resultater. I tillegg kan den oppgitte behandlingseffekten være overestimert, fordi jeg ikke kan utelukke uobserverbare faktorer som evner og ferdigheter som påvirker opptak av mikrokreditt, og videre barns skolegang for de som tok mikrokreditt.

Et annet perspektiv som er lite diskutert og forsket på i litteraturen som kan forklare funnene for husholdninger i kategorien «alltid matunderskudd», er at mikrokreditt kan redusere denne usikkerheten og variasjonen knyttet til inntekt, ved at de får muligheten til konsumtjvning. Dette kan videre lette kapitalbegrensingene slik at husholdninger kanskje blir mer optimistiske for fremtiden og får insentiver til å sende barn på skolen, eller i beste fall ikke dra barn ut av skolen for barnearbeid. Dette resonnetet for resultatene mine samsvarer med Roodman (2012) sine konklusjoner som hevdet at mikrokreditt kan hjelpe de fattige til å håndtere risiko knyttet til inntekt og konsumtjvning. En annen sammenheng er at dersom det i utgangspunktet er lite skolepåmelding blant husholdninger i kategorien «alltid matunderskudd», kan noe lettere tilgang til mikrokreditt være utslagsgivende i form av høyere skolepåmelding. På denne måten kan mikrokreditt muligens ha fremmet barns skolepåmelding for de aller mest sårbare i utvalget mitt.

For husholdninger i kategorien «sporadisk matunderskudd», finner jeg en negativ signifikant forskjell på rundt 8 prosent, for barns skolepåmelding i alderen 6-9 år. Det kan være flere grunner til denne forskjellen. For det første er disse husholdningene mer bedrestilte enn husholdninger fra kategorien «alltid matunderskudd». Dette kan bety at disse husholdningene er relativt mer sannsynlig til å være involvert i inntektsgenerende aktiviteter, noe som kan øke etterspørselen etter barnearbeid i husholdningen. Dette funnet samsvarer delvis med funnene til Banerjee og Karlan et al. (2015) for utvalget fra Bosnia, der mikrokreditt reduserte barns skoledeltakelse i alderen 16-19 år. Videre viser Wydick (1999) i sin studie fra Guatemala at dersom marginalproduktiviteten av familiarbeid øker på grunn av økt mikrokreditt, uavhengig om det er for husholdningsproduksjon eller annen virksomhet, øker alternativkostnadene for skolegang.

På den andre siden trenger ikke den estimerte negative effekten for disse barna være som følge av økt barnearbeid og videre redusert skolegang. Eksempelvis finner Hazarika og Sarangi (2008) at selv om mikrokreditt øker antall timer barn jobber for husholdningen, fant de ingen støtte for at mikrokreditt påvirker tiden barn bruker på skolen. Det kan skyldes andre faktorer. I studien til Chowdhury et al. (2002) forklarer husholdninger hvorfor barn, som var i skolealder, ikke var påmeldt noen skoler. Forklaringer som «for ung til å gå på skole» og «barnet liker ikke skole» var gjennomgående. Denne studien kan være noe overførbar til min analyse, da den ble samlet i 1998 og over 40 000 husholdninger fra 312 landsbyer i Bangladesh ble intervjuet. Dersom det eksisterer slike holdninger knyttet til barns skolegang, til tross for skolealder, kan vurderinger om å sende barn på skolen i utgangspunktet være nedprioritert. Dette argumentet gjelder for alle husholdninger i utvalget mitt, uavhengig om de i utgangspunktet er i kontroll- eller behandlingsgruppen. Hvis dette er tilfelle, kan den negative effekten av mikrokreditt være overestimert. Dette resonnementet kan og underbygge grunnen til at jeg ikke finner overordnet effekt av mikrokreditt på barns skolegang i tabell 7.0.

For husholdninger i kategorien «break-even» og «alltid overskudd» finner jeg ingen effekt av mikrokreditt på barns skolegang i begge aldersgrupper. Tabell 5.0 viser at majoriteten av husholdningene fra denne fattigdomskategorien ikke er låntakere, og tidligere analyse i delkapittel 7.3 viser at husholdninger uten mikrokreditt hadde høyere skolepåmelding for begge aldersgrupper. Etersom disse husholdningene er relativt bedrestilte, kan det argumenteres for at de sender barna sine på skolen uansett, uavhengig av opptak av mikrokreditt. Dette er en mulig forklaring til hvorfor jeg ikke finner en effekt av mikrokreditt på barns skolegang for disse husholdningene. Mangel på behandlingseffekt impliserer ikke mangel på innsats for disse husholdningene. Studier med eksperimentelle data fra Hyderabad i India og seks ulike land som støtter opp under dette argumentet, gjennomgått i kapittel 3.0, viste endringer i sammensetninger av konsum som følge av mikrokreditt. Det er robuste bevis for reduksjon i fristelsesgoder og noe økt konsum av varige goder ved tilgang til mikrokreditt. I tillegg til en positiv, men liten effekt på sannsynligheten for entreprenørskap for bedrestilte husholdninger. Dette fordi låntakere reduserte konsum av fristelsesgoder og allokerte mer ressurser til virksomheten, fordi de ville spare og investere mer. På sikt kan dette ha positive ringvirkninger for barns utdanning. En slik identifisering av mikrokreditt er begrenset i min analyse, ettersom jeg har tverrsnittsdata. Dette er en annen forklaring til hvorfor jeg ikke finner signifikante effekter for bedrestilte husholdninger.

Manglende sammenhengende effekter av mikrokreditt på barns skolegang tyder på det ikke har noen signifikante effekter, men når kapitalbegrensningene lettes som følge av mikrokreditt, får husholdninger muligheten til å bli mer selvforsynte (Banerjee & Karlan et al., 2015). Videre kan mikrokreditt bidra til konsumutjevning og gjøre husholdninger mer optimistiske for fremtiden, noe som kan påvirke positivt på barns skolegang. I likhet med nyere studier strider mine overordnet funn mot Pitt og Khandker (1998) sine konklusjoner om effekten av mikrokreditt på barns skolegang, og gir indikasjon på at kvinner i mindre grad styrer beslutninger om bruken av mikrokreditt. Det er viktig å presisere at selv om jeg ikke finner en effekt av mikrokreditt på barns skolegang i tabell 7.0, kan mikrokreditt likevel forventes å ha en indirekte effekt på barns velferd ved at husholdninger får mer ressurser til å investere i husholdningen. Til slutt finner jeg indikasjoner på at effekten av mikrokreditt på barns skolegang er forskjellig i tabell 8.0, basert på husholdningers økonomiske omstendigheter. Dette kan bety at mikrokreditt kan være nyttig for noen husholdninger, men ikke like nyttig for andre.

Sett i ettertid kunne jeg delt husholdninger etter husstandens overhode for å undersøke om effekten av mikrokreditt hadde resultert annerledes. Tidligere studier viser ulike effekter av mikrokreditt på barns utdanning, kategorisert ved kjønn og alder. Resultatene mine i tabell 8.0 hadde muligens sett annerledes ut dersom jeg hadde klassifisert utfallsvariablene mine på alder og kjønn. I tillegg skiller ikke analysen min mellom førstegangs låntakere og låntakere som har lånt flere ganger. Det er stor variasjon i opptak av mikrokreditt, for eksempel i form av størrelse, antall ganger husholdninger mottar mikrokreditt og formålet med lånet. Som følge av dette hadde det vært interessant å sammenligne ulike grupper låntakere av mikrokreditt, for å kanskje kunne si noe om *tidsdimensjonen* for en langsiktig investering på barns utdanning. Dette er mulige forbedringsområder for fremtidig forskning som kan skape ytterligere forståelse av mikrokreditt og barns skolegang.

11.0 Konklusjon

Formålet med oppgaven var å undersøke effekten av mikrokreditt på barns skolegang i Bangladesh. Jeg formulerer tidlig noen sammenhenger mellom mikrokreditt og barns skolegang ved å bruke en enkel nyttefunksjon for husholdninger. Jeg presenterer flere sammenhenger mellom mikrokreditt deltakelse og barns skolegang. Problemstillingen er aktuell ettersom å øke barns skolegang i utviklingsland har vært og vil alltid være en prioritert målsetting for nasjonale og internasjonale organisasjoner. Det blir stadig argumentert for at mikrofinans kan fremme barns skolegang, og flere studier har blandede funn omkring problemstillingen.

Identifisering av denne effekten er utfordrende når opptak av mikrokreditt ikke er tilfeldig fordelt mellom behandlings- og kontrollgruppen. Metoden propensity score matching lar meg redusere mulig skjevhet ved å matche observasjoner fra behandlingsgruppen med observasjoner i kontrollgruppen, basert på sannsynligheten for å ta mikrokredittlån. Jeg formulerer flere logit-modeller som er basert på observerbare karakteristikk, for å estimere denne sannsynligheten for behandling (treatment) og bruker to matching-metoder for å estimere behandlingseffekt. Jeg finner i oppgaven ingen effekt av mikrokreditt for hele utvalget. Dette kan tyde på at mikrokreditt i snitt ikke har effekt på barns skolegang, noe som samsvarer med studier med eksperimentelle data omkring mikrokreditt. Derimot viser eksperimentelle studier gjennomgått i oppgaven ulike effekter av mikrokreditt for ulike grupper av husholdninger. Dette undersøker jeg nærmere ved å dele husholdninger etter fattigdomskategorier, for å få en dypere forståelse av problemstillingen min. Dette er et forsøk på å gjøre husholdninger i underkategoriene mer homogene ved å «kontrollere» for uobserverbare karakteristikk som kan påvirke opptak av mikrokreditt og videre barns skolegang.

Resultatene jeg fant indikerer at mikrokreditt har ulike effekter på barns skolegang i ulike husholdninger. For husholdninger i kategorien «alltid matunderskudd» fant jeg positive og signifikante effekter for barns skolepåmelding i 6-9 og 10-14 årsalderen. For husholdninger i kategorien «sporadisk matunderskudd» fant jeg derimot negative og signifikante effekter for barns skolepåmelding i 6-9 årsalderen. For husholdninger i kategorien «break even» og «alltid overskudd» fant jeg ingen signifikante effekter for barns skolepåmelding. Denne analysen bidrar til en rikere forståelse av mikrokredittens komplekse sammenheng med barns skolegang, og resultatene viser at effekten varierer avhengig av husholdningen. Disse funnene er viktige

for nasjonale og internasjonale organisasjoner som arbeider for å øke barns skolegang i Bangladesh.

12.0 Litteraturliste

- Abadie, A., & Imbens, G. W. (2006). Large Sample Properties of Matching Estimators for Average Treatment Effects. *Econometrica; Journal of the Econometric Society*, 74(1), 235-267. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2006.00655.x>
- Ahmed, S. (2009). Microcredit in Bangladesh: Achievements and Challenges. *Managerial Finance*, 35(12), 999-1010. <https://doi.org/10.1108/03074350911000052>
- Asian Development Bank. (2022, Oktober). *Microenterprise Financing and Credit Enhancement Project*. Hentet fra <https://www.adb.org/sites/default/files/linked-documents/51269-003-ssa.pdf>
- Austin, P. C. (2009). Balance diagnostics for comparing the distribution of baseline covariates between treatment groups in propensity-score matched samples. *Statistics in medicine*, 28(25), 3083-3107. <https://doi.org/10.1002/sim.3697>
- Austin, P. C. (2011). Optimal caliper widths for propensity-score matching when estimating differences in means and differences in proportions in observational studies. *Pharmaceutical statistics*, 10(2), 150-161. <https://doi.org/10.1002/pst.433>
- Banerjee, A. V., & Duflo, E. (2011). *Poor Economics: A Radical Rethinking Of The Way To Fight Global Poverty*. New York: PublicAffairs.
- Banerjee, A., Duflo, E., Glennerster, R., & Kinnan, C. (2015). The Miracle of Microfinance? Evidence from a Randomized Evaluation. *American Economic Journal: Applied Economics*, 7(1), 22-53. <https://www.jstor.org/stable/43189512>
- Banerjee, A., Karlan, D., & Zinman, J. (2015). Six Randomized Evaluations of Microcredit: Introduction and Further Steps. *American Economic Journal: Applied Economics*, 7(1), 1-21. <https://doi.org/10.1257/app.20140287>
- Basu, K., & Van, P. H. (1998). The economics of Child Labor. *The American Economic Review*, 88(3), 412-427. <http://www.jstor.org/stable/116842>
- Becchetti, L., & Conzo, P. (2014). The effects of microfinance on child schooling: A retrospective approach. *Applied Financial Economics*, 24(2), 89-106. <https://doi.org/10.1080/09603107.2013.856998>
- Becker, G. S. (1965). A theory of the Allocation of Time. *The economic Journal*, 75(299), 493-517. <https://doi.org/10.2307/2228949>
- Bhuiya, M. M. M., Khanam, R., & Rahman, M. M. (2016). Microfinance operations in Bangladesh - an overview. *Journal of Applied Business and Economics*, 18(3), 52-62. <https://core.ac.uk/download/pdf/211500475.pdf>

- Bhuiya, M. M. M., Khanam, R., Rahman, M. M., & Nghiem, S. (2019). Microcredit participation and child schooling in rural Bangladesh: Evidence from a cross-sectional survey. *Economic Analysis and Policy*, 64, 293-301.
<https://doi.org/10.1016/j.eap.2019.09.005>
- Blume, J., & Breyer, J. (2011). *Microfinance and Child Labour* (Working Paper No. 53). Hentet fra https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---ed_emp/---ed_emp_msu/documents/publication/wcms_160842.pdf
- BRAC. (2022, 20. Mars). BRAC's founder story (1936-2019). Hentet fra <https://www.brac.net/program/bracs-founder-story-1936-2019/>
- Bryson, A., Dorsett, R., & Purdon, S. (2002). *The use of propensity score matching in the evaluation of active market policies* (Working Paper No.4). Hentet fra https://eprints.lse.ac.uk/4993/1/The_use_of_propensity_score_matching_in_the_evaluation_of_active_labour_market_policies.pdf
- Caliendo, M., & Kopeinig, S. (2008). Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity score matching. *Journal of Economics Surveys*, 22(1), 31-72.
<https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2007.00527.x>
- Carvalho, L. S. (2010, Mai). *Poverty and Time Preference* (Working Paper Series WR-759). Hentet fra <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1625524>
- Chavan, P., & Ramakumar, R. (2002). Micro-Credit and rural poverty: An analysis of empirical evidence. *Economic and Political Weekly*, 37(10), 955-965.
<https://www.jstor.org/stable/4411845>
- Chowdhury, A. M. R., Nath, S. R., & Choudhury, R. K. (2002). Enrolment at primary level: Gender difference disappears in Bangladesh. *International Journal of Educational Development*, 22(2), 191-203. [https://doi.org/10.1016/S0738-0593\(01\)00027-X](https://doi.org/10.1016/S0738-0593(01)00027-X)
- Dehejia, R. H., & Wahba, S. (1999). Causal Effects in Nonexperimental Studies: Reevaluating the evaluation of training programs. *Journal of the American Statistical Association*, 94(448), 1053-1062. <https://doi.org/10.1080/01621459.1999.10473858>
- Dehejia, R. H., & Wahba, S. (2002). Propensity score-matching methods for nonexperimental causal studies. *The Review of Economics and Statistics*, 84(1), 151-161.
<https://doi.org/10.1162/003465302317331982>
- Dynan, K. E., Skinner, J., & Zeldes, S. P. (2004). Do the rich save more?. *Journal of Political Economy*, 112(2), 397-444. <https://doi.org/10.1086/381475>
- Faruquee, R., & Badruddoza, S. (2011). *Microfinance in Bangladesh: Past, Present and Future*. Bangladesh: Institute of Microfinance.

- FN. (2021, 02. Mars). Bangladesh. Hentet fra <https://www.fn.no/Land/bangladesh>
- Goetz, A. M., & Gupta, R. S. (1996). Who takes the credit? Gender, power, and control over loan use in rural credit programs in Bangladesh. *World Development*, 24(1), 45-63. [https://doi.org/10.1016/0305-750X\(95\)00124-U](https://doi.org/10.1016/0305-750X(95)00124-U)
- Grameen Bank. (2023, 05. Mars). About Grameen Bank (GB): Hentet fra <https://grameenbank.org/about/introduction>
- Hamid, S. A., Roberts, J., & Mosley, P. (2011). Evaluating the health effects of micro health Insurance placement: Evidence from Bangladesh. *World Development*, 39(3), 399-411. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2010.08.007>
- Hasan, T., & Ahmed, S. (2009). Microfinance institution in Bangladesh: achievements and challenges. *Managerial Finance*, 35(12), 999-1010. <https://doi.org/10.1108/03074350911000052>
- Hazarika, G., & Sarangi, S. (2008). Household access to microcredit and child work in rural Malawi. *World Development*, 36(5), 843-859. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2007.05.008>
- Heckman, J. (1997). Instrumental Variables: A study of implicit behavioral assumptions used in making program evaluations. *The Journal of Human Resources*, 32(3), 441-462. <https://doi.org/10.2307/146178>
- Heckman, J. J., Ichimura, H., & Todd, P. E. (1997). Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme. *The Review of Economic Studies*, 64(4), 605-654. <https://doi.org/10.2307/2971733>
- Hermes, N., & Lensink, R. (2007). The Empirics of Microfinance: What do we know? *The Economic Journal*, 117(517), F1-F10. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2007.02013.x>
- Intertional Labour Organization. (2008). *Small change, Big changes: Women and Microfinance*. Geneva: International Labour Office. Hentet fra https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---gender/documents/meetingdocument/wcms_091581.pdf
- Institute of Development Studies. (1995). *Poverty and Well-being of Rural Bangladesh Household Socio-Economic Survey*. Sussex: Institute of Development Studies.
- Imbens, G. W. (2004). Nonparametric Estimation of Average Treatment Effects Under Exogeneity: A Review. *The Review of Economics and Statistics*, 86(1), 4-29. <https://doi.org/10.1162/003465304323023651>

- International Labour Organization. (2005, 01.Oktober). Intertional Year of Microcredit 2005
Hentet fra http://ilo.org/moscow/news/WCMS_481945/lang--en/index.htm
- Jacoby, H. G. (1994). Borrowing Constraints and Progress Through School: Evidence from Peru. *The Review of Economics and Statistics*, 76(1), 151-160.
<https://doi.org/10.2307/2109833>
- Kabeer, N. (2009). Snakes, Ladders and Traps: Changing Lives and Livelihoods in Rural Bangladesh 1994-2001. *The Bangladesh Development Studies*, 32(2), 1-52.
<https://www.jstor.org/stable/40795721>
- Kandulu, J., Wheeler, S., Zuo, A., & Sim, N. (2020). The Impact of Microcredit Loans on School Enrolment in Bangladesh. *The Journal of Development Studies*, 56(9), 1725-1744. <https://doi.org/10.1080/00220388.2019.1703954>
- Khandker, S. R. (1998). *Fighting Poverty with Microcredit: Experience in Bangladesh*. New York: Oxford University Press.
- Khandker, S. R., & Samad, H. A. (2014). *Dynamic Effects of Microcredit in Bangladesh* (World Bank Policy Research Working Paper No. 6821). Hentet fra <https://ssrn.com/abstract=2417519>
- Khandker, S. R., Khalily, M. B., & Samad, H. A. (2016). *Beyond Ending Poverty; The Dynamics of Microfinance in Bangladesh*. Washington D.C: World Bank Publications.
- Khandker, S. R., Koolwal, G. B., & Samad, H. A. (2009). *Handbook on Impact Evaluation: Quantitative Methods and Practices*. Washington, D.C.: World Bank Publications.
- Lawrance, E. C. (1991). Poverty and the Rate of Time preference: Evidence from Panel Data. *Journal of Political Economy*, 99(1), 54-77. <https://www.jstor.org/stable/2937712>
- Lechner, M. (1999). Earnings and Employment Effects of Continuous Off-the-Job Training in East Germany after Unification. *Journal of Business & Economic Statistics*, 17(1), 74-90. <https://doi.org/10.1080/07350015.1999.10524798>
- Littlefield, E., Morduch, J., & Hashemi, S. (2003). *Is Microfinance An Effective Strategy to Reach the Millenium Development Goals?* (Focus Note Series No. 24). Hentet fra <https://www.cgap.org/sites/default/files/CGAP-Focus-Note-Is-Microfinance-an-Effective-Strategy-to-Reach-the-Millennium-Development-Goals-Jan-2003.pdf>
- Mamun, C. A., Hasan, N., & Rana, A. (2013). Micro-credit and poverty alleviation: The Case of Bangladesh. *World Journal of Social Sciences*, 3(1), 102-108.
https://www.researchgate.net/profile/Chowdhury-Mamun/publication/306323524_Micro-

- credit_and_poverty_alleviation_The_Case_of_Bangladesh/links/57b81eb808aec9984f39e45/Micro-credit-and-poverty-alleviation-The-Case-of-Bangladesh.pdf
- Mendola, M. (2007). Agricultural technology adoption and poverty reduction: A propensity score matching analysis for rural Bangladesh. *Food Policy*, 3(1), 372-393.
<https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2006.07.003>.
- Morduch, J. (1998). *Does Microfinance Really Help the Poor?: New Evidence from Flagship Programs in Bangladesh*. Princeton: Research Program in Development Studies, Woodrow School of Public and International Affairs.
- Morduch, J. (1999). The Microfinance Promise. *American Economic Association*, 73(4), 1569-1614. <https://www.jstor.org/stable/2565486>
- Nobelprize. (2006, 13. Oktober). Press release. Hentet fra
<https://www.nobelprize.org/prizes/peace/2006/press-release/>
- Normand, S.-L. T., Landrum, M. B., Guadagnoli, E., Ayanian, J. Z., Ryan, T. J., Cleary, P. D., & McNeil, B. J. (2001). Validating recommendations for coronary angiography following acute myocardial infarction in the elderly: A matched analysis using propensity scores. *Journal of Clinical Epidemiology*, 54(4), 387-398.
[https://doi.org/10.1016/S0895-4356\(00\)00321-8](https://doi.org/10.1016/S0895-4356(00)00321-8)
- Pitt, M. M., & Khandker, S. R. (1998). The impact of Group-Based Credit Programs on Poor Households in Bangladesh: Does the Gender of Participants Matter? *Journal of Political Economy*, 106(5), 958-996. <https://doi.org/10.1086/250037>
- Roodman, D. (2012). Development as Escape from Poverty. I *Due Dilligence: An Impertinent Inquiry into Microfinance* (ss. 138-174). Washington: Brookings Institution Press.
<http://www.jstor.org/stable/10.7864/j.ctt1gpcdc8.10>
- Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B. (1983). The central role of propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1), 41-55.
<https://doi.org/10.2307/2335942>
- Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B. (1985). Constructing a Control Group using Multivariate Matched Sampling Methods That Incorporate the Propensity Score. *The American Statistician*, 39(1), 33-38. <https://doi.org/10.2307/2683903>
- Rubin, D. B., & Thomas, N. (1996). Matching using estimated propensity scores: relating theory to practice. *International Biometric Society*, 51(1), 249-264.
<https://doi.org/10.2307/2533160>

- Shimamura, Y., & Lastarria-Cornhiel, S. (2010). Credit Program Participation and Child Schooling in Rural Malawi. *World Development*, 38(4), 567-580.
<https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2009.11.005>
- Sianesi, B. (2004). An Evaluation of the Swedish System of Active Labor Market Programs in the 1990s. *The Review of Economics and Statistics*, 86(1), 133-155.
<https://doi.org/10.1162/003465304323023723>
- Smith, J. A., & Todd, P. E. (2005). Does matching overcome Lalonde's critique of nonexperimental estimators? *Journal of Econometrics*, 125(1-2), 305-353.
<https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2004.04.011>
- Smith, J. (2000). *A Critical Survey of Empirical Methods for Evaluating Active Labor Market Policies* (Research Report, No. 2000-6). Hentet fra
<https://www.econstor.eu/bitstream/10419/70423/1/332954994.pdf>
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2015). *Introduction to Econometrics (3. utg.)*. Edinburgh: Pearson Education Limited.
- UNESCO. (1990). *Meeting Basic Learning Needs: A Vision for the 1990s; Background Document*. Jomtien Thailand: World Bank. Hentet fra
<https://unesdoc.unesco.org/ark:/48223/pf0000097552>.
- Wooldridge, J. M. (2012). *Introductory Econometrics: A Modern Approach (5. utg.)*. South-Western, USA: Cengage Learning.
- Wydick, B. (1999). The Effect of Microenterprise Lending on Child Schooling in Guatemala. *Economic Development and Cultural Change*, 47(4), 853-869.
<https://doi.org/10.1086/452435>

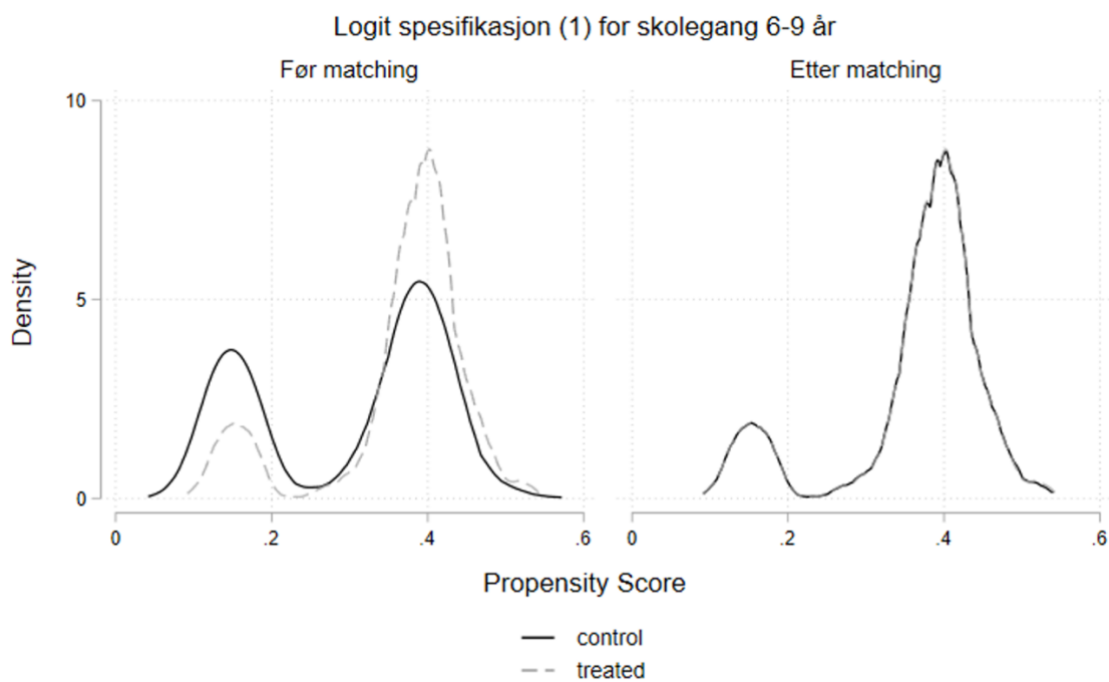
13.0 Appendiks A

13.1 Tabeller med kovariatbalanse før og etter matching for skolegang 6-9 år

Tabell 9.A: Covariate balance summary for logit specification (1)

	Raw	Matched		
Number of obs =	1,703	1,098		
Treated obs =	549	549		
Control obs =	1,154	549		

	Means		Variances	
	Control	Treated	Control	Treated
Male	1.598	1.461	1.158	0.720
Female	1.477	1.366	0.631	0.448
Total children	3.207	3.107	1.869	1.487
Children 1-5	0.866	0.842	0.637	0.645
Children 6-9	1.269	1.266	0.230	0.239
Children 10-14	0.941	0.851	0.732	0.583
Madhupur	0.640	0.867	0.230	0.115



Figur 1: Fordeling av propensity score før og etter matching for logit-spesifikasjon 1, skolegang 6-9 år

Tabell 10.A: Covariate balance summary for logit specification (1) with five nn-matching

	Raw	Matched		
Number of obs =	1,703	1,098		
Treated obs =	549	549		
Control obs =	1,154	549		
			Standardized differences	
			Variance ratio	
	Raw	Matched	Raw	Matched
Male	-0.141	0.063	0.621	1.028
Female	-0.152	0.155	0.709	1.422
Total children	-0.077	0.076	0.795	1.075
Children 1-5	-0.030	0.039	1.012	1.195
Children 6-9	-0.007	0.078	1.041	1.247
Children 10-14	-0.112	0.017	0.797	0.984
Madhupur	0.545	0.001	0.501	0.998

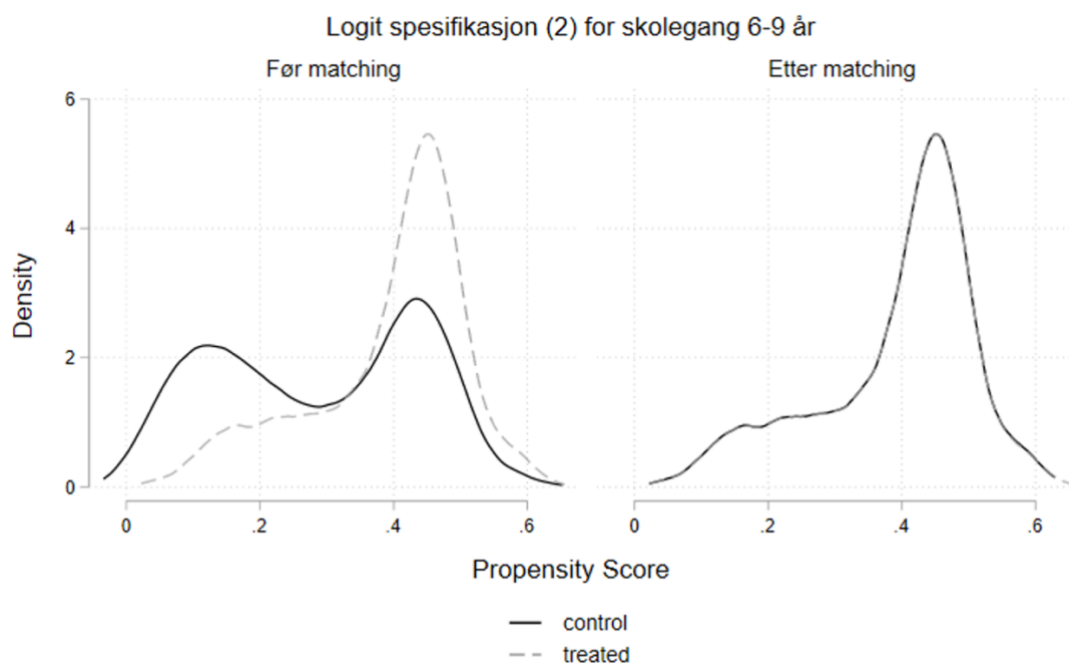
Tabell 11.A: Covariate balance summary for logit specification (1) with caliper matching

	Raw	Matched		
Number of obs =	1,703	1,098		
Treated obs =	549	549		
Control obs =	1,154	549		
			Standardized differences	
			Variance ratio	
	Raw	Matched	Raw	Matched
Male	-0.141	-0.039	0.621	0.863
Female	-0.152	0.112	0.709	1.422
Total children	-0.077	0.052	0.795	1.144
Children 1-5	-0.030	0.002	1.012	1.118
Children 6-9	-0.007	0.066	1.041	1.185
Children 10-14	-0.112	0.038	0.797	1.004
Madhupur	0.545	0.000	0.501	1

Tabell 12.A: Covariate balance summary for logit specification (2)

	Raw	Matched		
Number of obs =	1,703	1,098		
Treated obs =	549	549		
Control obs =	1,154	549		

	Means		Variances	
	Control	Treated	Control	Treated
Male	1.598	1.461	1.158	0.720
Female	1.477	1.366	0.631	0.448
Total children	3.207	3.107	1.869	1.487
Children 1-5	0.866	0.842	0.637	0.645
Children 6-9	1.269	1.266	0.230	0.239
Children 10-14	0.941	0.851	0.732	0.583
Household head age	43.081	41.353	131.145	112.109
Household head age ²	1987.043	1822.005	1235796	9.89e+05
Household head female	0.037	0.013	0.036	0.013
Family size	6.064	5.796	5.142	3.316
Household head education	2.341	1.587	14.562	9.181
Household religion	0.932	0.971	0.064	0.028
Bari	7.068	3.874	58.603	18.001
Crop	67.475	27.228	22819.020	3002.067
Madhupur	0.640	0.867	0.230	0.115



Figur 2: Fordeling av propensity score før og etter matching for logit-spesifikasjon 2, skolegang 6-9 år

Tabell 13.A: Covariate balance summary for logit specification (2) with five nn-matching

	Raw	Matched
Number of obs =	1,703	1,098
Treated obs =	549	549
Control obs =	1,154	549

	Standardized differences		Variance ratio	
	Raw	Matched	Raw	Matched
Male	-0.141	-0.020	0.621	0.855
Female	-0.152	-0.013	0.709	0.981
Total children	-0.077	0.010	0.795	0.930
Children 1-5	-0.030	0.010	1.012	1.267
Children 6-9	-0.007	0.015	1.041	1.134
Children 10-14	-0.112	-0.001	0.797	0.883
Household head age	-0.157	-0.017	0.855	0.980
Household head age ²	-0.156	-0.017	0.801	0.986
Household head female	-0.157	-0.010	0.351	0.922

Family size	-0.130	-0.009	0.645	0.890
Household head education	-0.219	0.005	0.630	0.892
Household religion	0.183	0.004	0.444	0.976
Bari	-0.516	0.010	0.307	1.079
Crop	-0.354	-0.008	0.132	0.937
Madhupur	0.545	-0.005	0.501	1.012

Tabell 14.A: Covariate balance summary for logit specification (2) with caliper matching

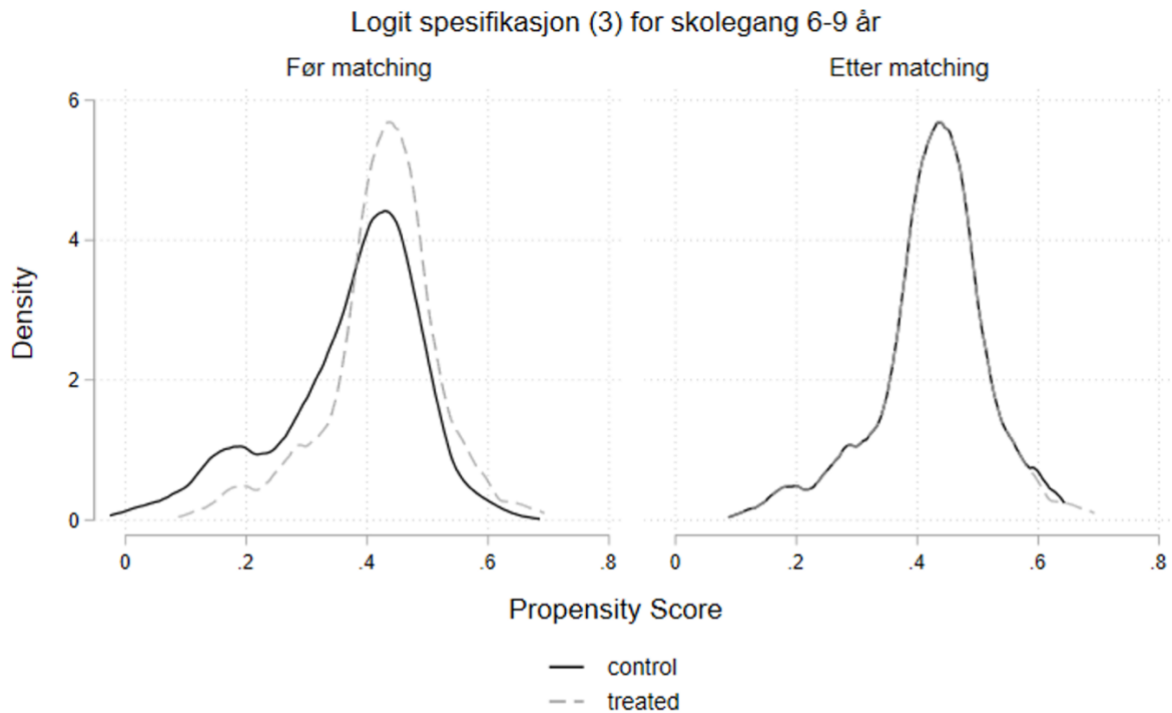
	Raw	Matched
Number of obs =	1,703	1,098
Treated obs =	549	549
Control obs =	1,154	549

	Standardized differences		Variance ratio	
	Raw	Matched	Raw	Matched
Male	-0.141	-0.078	0.621	0.711
Female	-0.152	-0.016	0.709	0.994
Total children	-0.077	0	0.795	0.891
Children 1-5	-0.030	0.007	1.012	1.230
Children 6-9	-0.007	0.046	1.041	1.179
Children 10-14	-0.112	-0.035	0.797	0.927
Household head age	-0.157	0.001	0.855	1.084
Household head age ²	-0.156	0.010	0.801	1.131
Household head female	-0.157	-0.030	0.351	0.781
Family size	-0.130	-0.046	0.645	0.855
Household head education	-0.219	0.064	0.630	1.088
Household religion	0.183	0.031	0.444	0.847
Bari	-0.516	0.002	0.307	1.173
Crop	-0.354	-0.000	0.132	1.076
Madhupur	0.545	-0.016	0.501	1.036

Tabell 15.A: Covariate balance summary for logit specification (3)

	Raw	Matched
Number of obs =	1,215	952
Treated obs =	476	476
Control obs =	739	476

	Means		Variances	
	Control	Treated	Control	Treated
Male	1.474	1.456	0.946	0.741
Female	1.338	1.353	0.411	0.418
Total children	2.927	3.053	1.507	1.490
Children 1-5	0.717	0.809	0.488	0.622
Children 6-9	1.225	1.269	0.196	0.239
Children 10-14	0.880	0.830	0.691	0.600
Household head age	42.602	41.055	140.137	117.782
Household head age ²	1954.892	1803.017	1324866	1041401
Household head female	0.047	0.015	0.045	0.015
Family size	5.654	5.737	3.687	3.402
Household head education	1.972	1.489	13.109	8.979
Household religion	0.995	0.998	0.005	0.002
Bari	3.317	2.910	10.442	7.177
Crop	65.465	27.630	29793.210	3119.855



Figur 3: Fordeling av propensity score før og etter matching for logit-spesifikasjon 3, skolegang 6-9 år

Tabell 16.A: Covariate balance summary for logit specification (3) with five nn-matching

	Raw	Matched		
			Standardized differences	
			Raw	Matched
Number of obs =	1,215	952		
Treated obs =	476	476		
Control obs =	739	476		
			Variance ratio	
			Raw	Matched
Male	-0.019	-0.043	0.783	0.865
Female	0.023	-0.032	1.017	0.941
Total children	0.103	-0.004	0.989	0.914
Children 1-5	0.123	-0.020	1.276	1.218
Children 6-9	0.095	0.044	1.219	1.130
Children 10-14	-0.062	-0.012	0.868	0.890
Household head age	-0.136	-0.014	0.840	0.940
Household head age ²	-0.140	-0.020	0.786	0.938
Household head female	-0.189	0.004	0.321	1.029
Family size	0.045	-0.035	0.923	0.938

Household head education	-0.145	0.001	0.685	0.907
Household religion Bari	0.054	-0.033	0.390	2.497
Household religion Crop	-0.137	-0.025	0.687	0.956
	-0.295	-0.002	0.105	0.838

Tabell 17.A: Covariate balance summary for logit specification (3) with caliper matching

	Raw	Matched
Number of obs =	1,215	952
Treated obs =	476	476
Control obs =	739	476

	Standardized differences		Variance ratio	
	Raw	Matched	Raw	Matched
Male	-0.019	-0.045	0.783	0.857
Female	0.023	0.047	1.017	1.182
Total children	0.103	0.109	0.989	0.895
Children 1-5	0.123	0.065	1.276	1.304
Children 6-9	0.095	0.045	1.219	1.225
Children 10-14	-0.062	0.127	0.868	1.166
Household head age	-0.136	-0.047	0.840	0.878
Household head age ²	-0.140	-0.056	0.786	0.866
Household head female	-0.189	0.018	0.321	1.164
Family size	0.045	0.085	0.923	1.075
Household head education	-0.145	0.003	0.685	0.828
Household religion	0.054	-0.065	0.390	.
Household religion Bari	-0.137	-0.055	0.687	0.812
Household religion Crop	-0.295	0.070	0.105	1.044

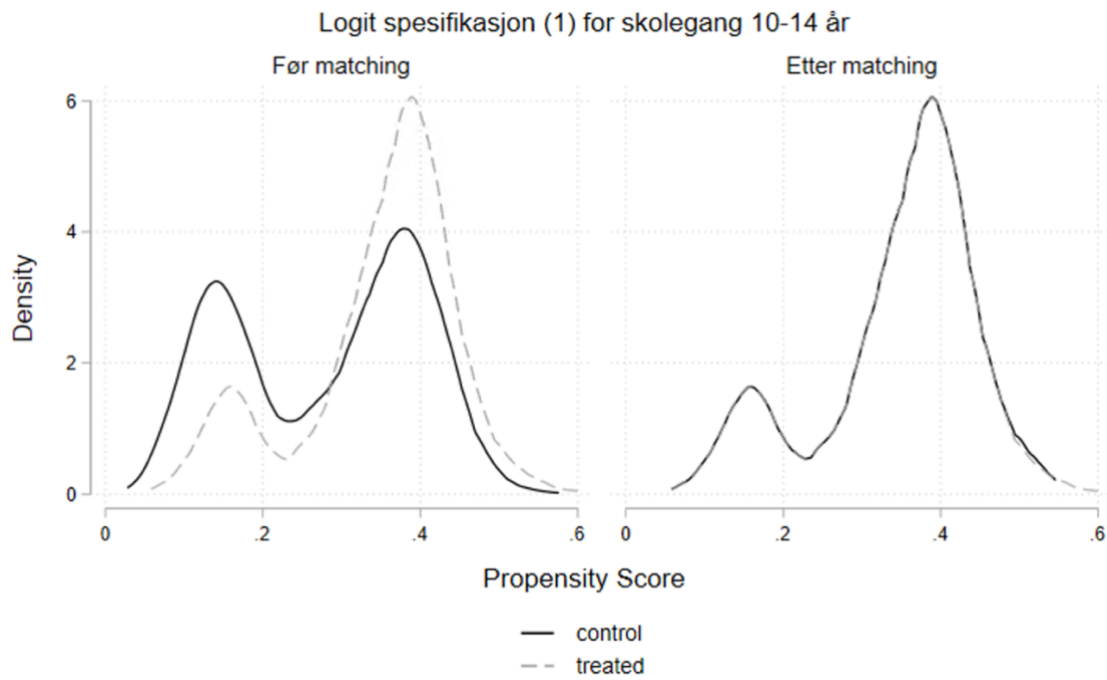
14.0 Appendiks B

14.1 Tabeller med kovariatbalanse før og etter matching for skolegang 10-14 år

Tabell 18.B: Covariate balance summary for logit specification (1)

	Raw	Matched		
Number of obs =	1,668	1,010		
Treated obs =	505	505		
Control obs =	1,163	505		

	Means		Variances	
	Control	Treated	Control	Treated
Male	1.835	1.590	1.326	0.846
Female	1.548	1.450	0.694	0.526
Total children	3.126	3.103	2.062	1.600
Children 1-5	0.714	0.689	0.643	0.639
Children 6-9	0.827	0.891	0.534	0.526
Children 10-14	1.408	1.343	0.371	0.265
Madhupur	0.636	0.859	0.232	0.121



Figur 4: Fordeling av propensity score før og etter matching for logit-spesifikasjon 1, skolegang 10--14 år

Tabell 19.B: Covariate balance summary for logit specification (1) with five nn-matching

	Raw	Matched		
Number of obs =	1,668	1,010		
Treated obs =	505	505		
Control obs =	1,163	505		
			Standardized differences	
	Raw	Matched	Raw	Matched
Male	-0.235	0.066	0.638	0.889
Female	-0.126	0.150	0.758	1.247
Total children	-0.017	0.077	0.776	0.969
Children 1-5	-0.031	-0.007	0.994	1.148
Children 6-9	0.088	0.047	0.985	1.050
Children 10-14	-0.117	0.080	0.715	1.046
Madhupur	0.531	-0.001	0.523	1.003

Tabell 20.B: Covariate balance summary for logit specification (1) with caliper matching

	Raw	Matched		
Number of obs =	1,668	1,010		
Treated obs =	505	505		
Control obs =	1,163	505		

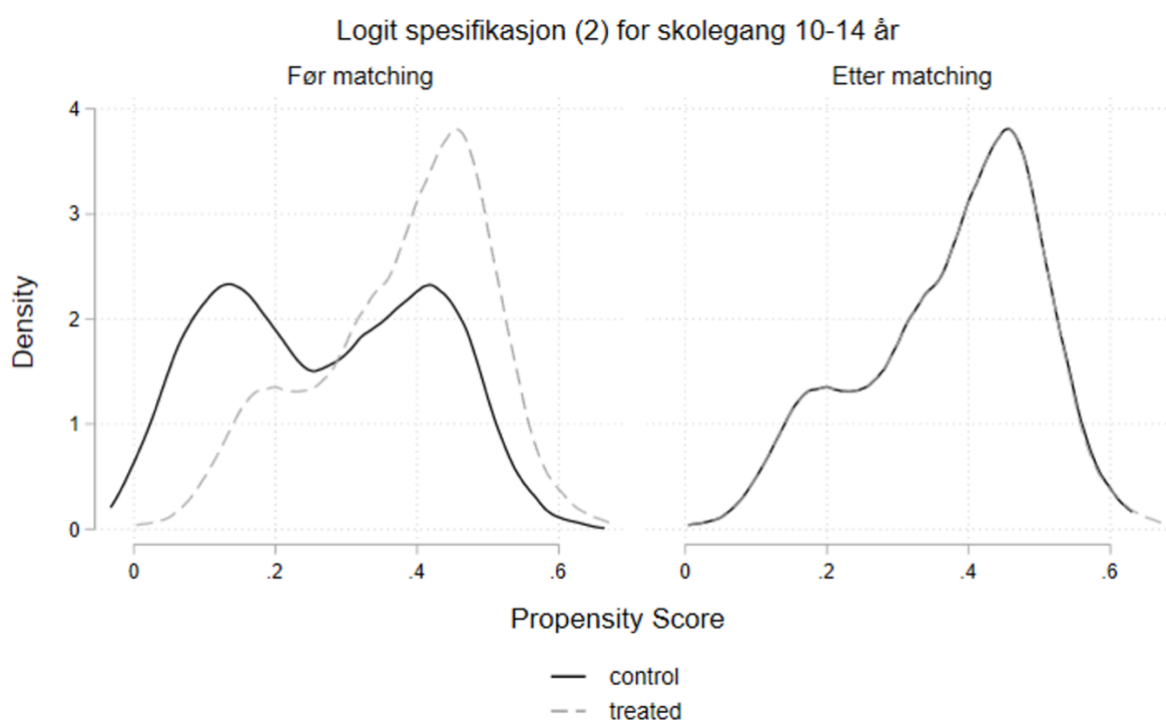
	Standardized differences		Variance ratio	
	Raw	Matched	Raw	Matched
Male	-0.235	0.088	0.638	1.005
Female	-0.126	0.101	0.758	1.280
Total children	-0.017	0.054	0.776	1.065
Children 1-5	-0.031	0.050	0.994	1.275
Children 6-9	0.088	0.017	0.985	1.106
Children 10-14	-0.117	0.008	0.715	1.036
Madhupur	0.531	0.011	0.523	0.977

Tabell 21.B: Covariate balance summary for logit specification (2)

	Raw	Matched		
Number of obs =	1,668	1,010		
Treated obs =	505	505		
Control obs =	1,163	505		

	Means		Variances	
	Control	Treated	Control	Treated
Male	1.835	1.590	1.326	0.846
Female	1.548	1.450	0.694	0.526
Total children	3.126	3.103	2.062	1.600
Children 1-5	0.714	0.689	0.643	0.639
Children 6-9	0.827	0.891	0.534	0.526
Children 10-14	1.408	1.343	0.371	0.265

Household head age	46.384	43.764	141.447	119.089
Household head age ²	2292.833	2034.172	1363546	1107469
Household head female	0.036	0.034	0.035	0.033
Family size	6.216	5.958	5.164	3.457
Household head education	2.712	1.808	18.496	10.775
Household religion Bari	0.931	0.960	0.064	0.038
Crop	6.973	4.158	60.852	22.526
Madhupur	87.577	33.184	29053.090	3906.281
	0.636	0.859	0.232	0.121



Figur 5: Fordeling av propensity score før og etter matching for logit-spesifikasjon 2, skolegang 10-14 år

Tabell 22.B: Covariate balance summary for logit specification (2) with five nn-matching

	Raw	Matched
Number of obs =	1,668	1,010
Treated obs =	505	505
Control obs =	1,163	505

	Standardized differences		Variance ratio	
	Raw	Matched	Raw	Matched
Male	-0.235	0.022	0.638	0.970
Female	-0.126	0.012	0.758	1.056
Total children	-0.017	-0.012	0.776	0.924
Children 1-5	-0.031	-0.016	0.994	1.148
Children 6-9	0.088	-0.012	0.985	1.048
Children 10-14	-0.117	0.018	0.715	0.920
Household head age	-0.230	0.012	0.842	0.941
Household head age ²	-0.233	0.004	0.812	1.005
Household head female	-0.013	0.018	0.936	1.100
Family size	-0.124	0.004	0.669	0.990
Household head education	-0.236	-0.010	0.583	0.860
Household religion	0.129	0.010	0.594	0.956
Bari	-0.436	-0.006	0.370	0.811
Crop	-0.424	0.025	0.134	1.076
Madhupur	0.531	0.037	0.523	0.929

Tabell 23.B: Covariate balance summary for logit specification (2) with caliper matching

	Raw	Matched
Number of obs =	1,668	1,010
Treated obs =	505	505
Control obs =	1,163	505

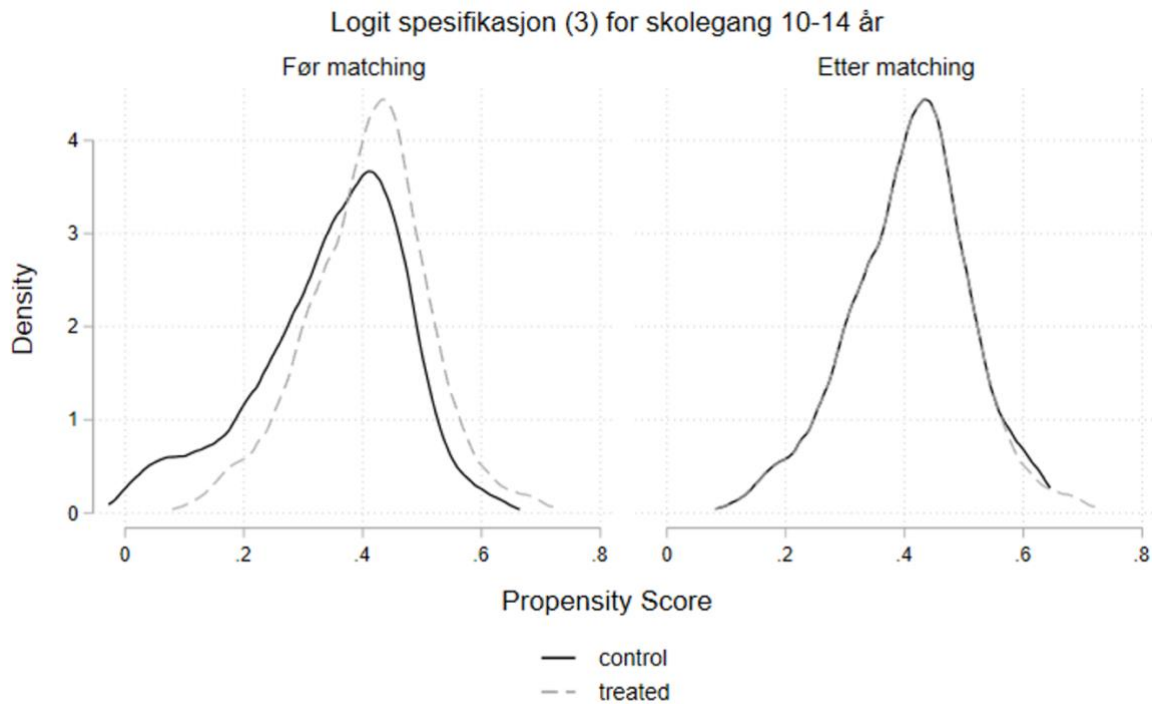
	Standardized differences		Variance ratio	
	Raw	Matched	Raw	Matched
Male	-0.235	-0.004	0.638	1.010
Female	-0.126	0.025	0.758	1.060
Total children	-0.017	0.004	0.776	0.825
Children 1-5	-0.031	-0.068	0.994	1.087
Children 6-9	0.088	0.051	0.985	1.191
Children 10-14	-0.117	0.054	0.715	0.991
Household head age	-0.230	0.049	0.842	0.948
Household head age ²	-0.233	0.039	0.812	1.030
Household head female	-0.013	0.100	0.936	1.858
Family size	-0.124	0.016	0.669	1.003
Household head	-0.236	0.001	0.583	0.779

education				
Household head	0.129	0.010	0.594	0.954
religion				
Bari	-0.436	-0.016	0.370	0.842
Crop	-0.424	0.025	0.134	0.965
Madhupur	0.531	0.045	0.523	0.916

Tabell 24.B: Covariate balance summary for logit specification (3)

	Raw	Matched
Number of obs =	1,174	868
Treated obs =	434	434
Control obs =	740	434

	Means		Variances	
	Control	Treated	Control	Treated
Male	1.727	1.585	1.205	0.876
Female	1.392	1.424	0.480	0.494
Total children	2.874	3.044	1.672	1.631
Children 1-5	0.584	0.652	0.495	0.625
Children 6-9	0.764	0.876	0.481	0.534
Children 10-14	1.388	1.343	0.346	0.272
Household head age	46.218	43.641	154.119	127.132
Household head age ²	2289.974	2031.336	1485917	1193480
Household head female	0.043	0.039	0.041	0.038
Family size	5.864	5.887	3.926	3.588
Household head education	2.481	1.684	19.170	10.540
Household religion	0.995	0.998	0.005	0.002
Bari	3.091	3.101	10.310	10.336
Crop	86.688	34.394	33569.730	4163.722



Figur 6: Fordeling av propensity score før og etter matching for logit-spesifikasjon 3, skolegang 10-14 år

Tabell 25.B: Covariate balance summary for logit specification (3) with five nn-matching

	Raw	Matched		
Number of obs =	1,174	868		
Treated obs =	434	434		
Control obs =	740	434		
	Standardized differences		Variance ratio	
	Raw	Matched	Raw	Matched
Male	-0.139	-0.012	0.727	0.854
Female	0.046	-0.031	1.031	0.941
Total children	0.132	0.004	0.976	0.938
Children 1-5	0.091	0.000	1.262	1.267
Children 6-9	0.157	0.017	1.110	1.013
Children 10-14	-0.080	-0.014	0.787	0.932
Household head age	-0.217	-0.026	0.825	0.963
Household head age ²	-0.223	-0.028	0.803	1.085

Household head female	-0.020	-0.023	0.911	0.901
Family size	0.012	-0.017	0.914	0.932
Household head education	-0.207	0.014	0.550	0.896
Household religion	0.050	0.009	0.428	0.834
Bari	0.003	0.011	1.003	0.962
Crop	-0.381	0.001	0.124	0.967

Tabell 26.B: Covariate balance summary for logit specification (3) with caliper matching

	Raw	Matched
Number of obs =	1,174	868
Treated obs =	434	434
Control obs =	740	434

	Standardized differences		Variance ratio	
	Raw	Matched	Raw	Matched
Male	-0.139	-0.019	0.727	0.935
Female	0.046	-0.074	1.031	0.804
Total children	0.132	-0.010	0.976	0.829
Children 1-5	0.091	-0.032	1.262	0.991
Children 6-9	0.157	0.048	1.110	1.101
Children 10-14	-0.080	-0.057	0.787	0.954
Household head age	-0.217	-0.054	0.825	1.025
Household head age ²	-0.223	-0.047	0.803	1.088
Household head female	-0.020	0.012	0.911	1.060
Family size	0.012	-0.051	0.914	0.988
Household head education	-0.207	0.058	0.550	1.078
Household religion	0.050	0	0.428	1
Bari	0.003	0.056	1.003	1.160
Crop	-0.381	-0.008	0.124	0.884