

Christoffer Sjørnsen og Oscar Hammerstad

Effekten av finanskrisen på subjektiv helse

En observasjonsstudie av fem europeiske land, basert på seks runder av European Social Survey

Masteroppgave i samfunnsøkonomi

Veileder: Fredrik Carlsen

Trondheim, juni 2019

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet

Fakultet for Økonomi

Institutt for Samfunnsøkonomi

NTNU

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet

Masteroppgave i samfunnsøkonomi

Fakultet for Økonomi
Institutt for Samfunnsøkonomi

© Christoffer Sjursen, Oscar Hammerstad

Forord

Denne masteroppgaven fullfører mastergraden vår i samfunnsøkonomi ved institutt for samfunnsøkonomi på NTNU. Vi ønsker å takke vår veileder Fredrik Carlsen for gode råd og verdifulle tilbakemeldinger. Videre ønsker vi å takke Pareto FK, samt alle som har gjort de siste fem årene minneverdige.

Sammendrag

Denne masteroppgaven har benyttet seks utgaver av European Social Survey for å estimere kausaleffekten av finanskrisen i 2008 på helse. Eksisterende forskning har i stor grad sett på hvordan finanskrisen har påvirket helsen innad i ett enkelt land. Vårt bidrag til forskningen var derfor at vi studerte grupper av land samlet. Med bakgrunn i eksisterende forskning, benyttet vi subjektiv helse som helseindikator. Gruppene av land ble kategorisert på bakgrunn av arbeidsledighetstall under finanskrisen.

Problemstillingen vi ønsket å besvare var om land som hadde høy arbeidsledighet under krisen oppga dårligere helse enn land med lav ledighet. For å besvare problemstillingen benyttet vi difference-in-difference metoden, hvor Hellas, Spania og Irland ble brukt som behandlingsgruppe. Norge og Belgia ble benyttet som kontrollgruppe. Innledningsvis benyttet vi en enkel difference-in-difference modell med kontrollvariabler. Denne modellen ble videre utvidet med en lineær trend, for å tillate for gruppespesifikke trender i helse. Som en ekstra robusthetsanalyse ble propensity score matching kombinert med diff-in-diff gjennomført. Ettersom vi i tillegg var interessert i å se om finanskrisen hadde ulik effekt på subgrupper i landene ble dette også undersøkt.

I strid med tidligere forskning indikerte våre funn, at finanskrisen ikke hadde signifikant effekt på subjektiv helse. Dette resultatet var konsistent over alle modellene som ble forsøkt, for gruppene som helhet og for subgrubbene som ble undersøkt.

Abstract

This master thesis has used six waves of the European social survey to estimate the causal effect of the 2008 financial crisis on health. While previous research has mainly focused on how the financial crisis affected health within a single country, our study focused on a combined group of countries. Based on previous research, our study used self-reported health as an indicator of health. Groups of countries were categorized based on unemployment rates during the financial crisis.

The research question we wanted to answer was whether countries with high unemployment during the crisis reported poorer health than countries with low unemployment. To answer this question, we applied various difference-in-difference methods, where Greece, Spain and Ireland were used as a treatment group. Norway and Belgium were used as a control group. Initially, we used a simple difference-in-difference model with control variables. This model was further expanded with a linear trend to allow for group-specific trends in health. As an additional robustness check, propensity score matching was combined with diff-in-diff. As we were also interested in examining whether the financial crisis had different effects on subgroups within countries, this was also investigated.

Contrary to previous research, our findings indicated no significant effect of the financial crisis on self-reported health. This result was consistent across all models, on population level as well as for the subgroups examined.

Innhold

1	Introduksjon	1
2	Finanskrisen	3
2.1	Konsekvenser av finanskrisen	3
3	Litteraturgjennomgang	7
3.1	Arbeidsledighet og generell helse	7
3.2	Finanskrisen og subjektiv helse	8
3.3	Effekten av økonomisk nedgangstid på subgrupper i befolkningen	9
3.4	Oppsummering	10
4	Data	11
4.1	Databeskrivelse	11
4.1.1	Valg av land	12
4.1.2	Valg av tidsperiode	13
4.1.3	Avhengig variabel	13
4.1.4	Kontrollvariabler	14
4.2	Deskriptiv statistikk	15
5	Metode	17
5.1	Det kontrafaktiske synet på kausalitet	17
5.2	Om difference-in-difference metoden	17
5.3	Enkel difference-in-difference	19
5.4	Difference-in-difference med lineær trend	20
5.5	Difference-in-difference med propensity score matching	22
5.6	Stegene i en PSM-DID-analyse	24
5.6.1	Estimering av propensity score	24
5.6.2	Valg av matchingmetode	25
5.6.3	Vurdering av balanse for inkluderte variabler	27
5.6.4	Estimere behandlingseffekt	28
5.7	Subgruppe-effekter: Trippel difference-in-difference	29
6	Empiriske resultater	33
6.1	Estimert effekt av finanskrisen på subjektiv helse	33
6.2	Test for gruppespesifikke helsetrender	34
6.3	Vurdering av matchingmetodene	34
6.4	Subgruppe-effekter	38
7	Diskusjon	39

7.1	Drøfting av resultater	39
7.2	Styrker og begrensninger ved analysen	41
8	Konklusjon	43
	Referanser	i
A	Appendix	vii
A.1	Lineær sannsynlighetsmodell	vii
A.2	Logistisk regresjon	viii
A.3	Kontrollvariabler	viii
A.4	Deskriptiv statistikk	x
A.5	Estimeringsresultater	xiv
A.6	Vurdering av matchingmetodene	xvii

1 Introduksjon

I flere europeiske land førte finanskrisen i 2008 til økt arbeidsledighet og pressede offentlige budsjetter. Kombinasjonen av disse faktorene førte til et svekket helse-tilbud som videre førte til en økning i sosiale helseulikheter (Ottersen mfl., 2014). Sammenhengen mellom økonomisk nedgangstid og helse er derfor et tema mange forskere har funnet interessant. Etersom helse er et begrep som favner bredt, finnes det blant eksisterende forskning stor variasjon i hvordan begrepet har blitt definert. Eksempelvis har enkelte studier tatt utgangspunkt i hvordan økonomisk nedgangstid påvirker dødeligheten i en befolkning, mens andre har sett på subjektiv helse eller mental helse. En mye brukt indikator for generell helse i populasjonsbasert forskning er et ett-elementsspørsmål om evalueringen av egen helsestatus, definert av WHO¹. Denne evalueringen av egen helsestatus referer til subjektiv helse og vår masteroppgave har tatt utgangspunkt i WHO sin definisjon av begrepet.

Selv om finanskrisen var en verdensomfattende krise var det enkelte land som klarte seg bedre enn andre. Dette skyldtes hovedsaklig raskere økonomisk omstilling som bidro til stabile arbeidsledighetstall også gjennom krisen. Eksisterende forskning som har sett på sammenhengen mellom finanskrisen og subjektiv helse, har i stor grad sett på hvordan finanskrisen har påvirket helsen innad i ett enkelt land. Vår analyse differensierer seg fra tidligere forskning, ved at vi har sett på endringer i subjektiv helse for en samlet gruppe av land.

Som en indikator på om et land ble hardt rammet av finanskrisen tok vi utgangspunkt i arbeidsledighetstall. Grunnet høy arbeidsledighet i kriseperioden ble Hellas, Irland og Spania derfor kategorisert som tre land som ble hardt rammet av krisen. Disse landene ble analysert som én samlet gruppe. Norge og Belgia ble, basert på lave ledighetstall i kriseperioden, benyttet som kontrollgruppe. Dette for å representere de tre rammede landene i et hypotetisk tilfelle hvor finanskrisen ikke skjedde.

Oppgaven har derfor tatt sikte på å finne kausaleffekten av finanskrisen på subjektiv helse i Hellas, Spania og Irland som gruppe. I tillegg har vi undersøkt om effekten av finanskrisen var større for utvalgte subgrupper i de rammede landene. På bakgrunn av eksisterende litteratur hypotiserer vi at finanskrisen førte til dårligere subjektiv helse i Hellas, Spania og Irland.

I kapittel 2 har vi inkludert en kort gjennomgang av forløpet til finanskrisen og de ulike konsekvensene krisen medførte. Kapittel 3 dekker det mest sentrale av litteratur som omhandler effekten av økonomiske nedgangstider på helse. Videre har vi i kapittel 4 presentert datasettet, samt begrunnet valg knyttet til land, tidsperiode og avhengig- og uavhengige variabler. Kapittel 4 inkluderer også deskriptiv statistikk

¹World Health Organization

for inngående variabler i analysen. Metodene benyttet for å forsøke å finne en kausaleffekt av finanskrisen på subjektiv helse har blitt presentert i kapittel 5. Kapittel 6 presenterer de empiriske resultatene fra analysen. Avslutningsvis har vi i kapittel 7 og 8 inkludert av resultatene vi fant, potensielle begrensninger ved analysen, samt en konklusjon av oppgaven som helhet.

2 Finanskrisen

I andre halvdel av 2000-tallet opplevde verden den største finansielle krisen siden børskrakket i 1929. Hovedårsakene til at finanskrisen oppstod var lav avkastning på amerikanske statsobligasjoner og en deregulering av det amerikanske banksystemet. Disse faktorene bidro til at amerikanske banker foretok store investeringer i kompliserte verdipapirer, satt sammen av risikable amerikanske boliglån. Som et resultat av at låntagerne begynte å misligholde lånene sine, kollapset det amerikanske boligmarkedet. Etersom kommersielle banker verden over var tungt investert i disse produktene, utviklet kollapsen av det amerikanske boligmarkedet seg til en global krise.

For å forstå hvilken effekt finanskrisen kan ha hatt på subjektiv helse, er det viktig å forstå forløpet til krisen og konsekvensene av den. I dette kapitlet har vi derfor oppsummerert de viktigste konsekvensene som finanskrisen påførte Hellas, Spania, Irland, Norge og Belgia.

2.1 Konsekvenser av finanskrisen

Flere Europeiske land var sterkt utsatt for finanskrisen som følge av en høy eksisterende offentlig gjeldsrate og offentlige underskudd (Karanikolos mfl., 2013; Kentikelenis mfl., 2014). Som et resultat medførte krisen fall i BNP for flere land og i perioden 2008-2009 falt gjennomsnittlig BNP per innbygger i Europa med 3.4% (Mladovsky mfl., 2012). Konsekvensen av dette fallet var en økt gjeldsrate i flere europeiske land. Eksempelvis opplevde Hellas og Spania en dobling av gjeldsraten, mens Irland fikk en seksdobling. Også Belgia og Norge erfarte en økt gjeldsrate, men i mindre grad enn de andre landene (Koźluk mfl., 2012).

Hellas var et av landene med lengst resesjon² etter finanskrisen (2008-2013). Et redusert BNP per innbygger kombinert med et stort offentlig budsjettunderskudd (16% av BNP i 2009) førte til den største internasjonale *bailouten*³ noensinne (Matsaganis, 2012). Også Irland og Spania fikk redusert BNP og økt offentlig budsjettunderskudd som følge av finanskrisen. Grunnet dette ble Hellas, Spania og Irland sin kredittvurdering nedgradert og kreditt-lånekostnadene økte (Durkan mfl., 2012; Maresso mfl., 2015).

Sammenlignet med Hellas, Spania og Irland hadde Norge, som følge av sparte oljeinntekter over tid, et godt utgangspunkt for å motvirke finanskrisen. Belgia hadde ikke sparte oljeinntekter, men opplevde en høykonjunktur-periode på starten av 2000-tallet som gjorde at de før krisen hadde redusert sin gjeldsgrad. Dette førte

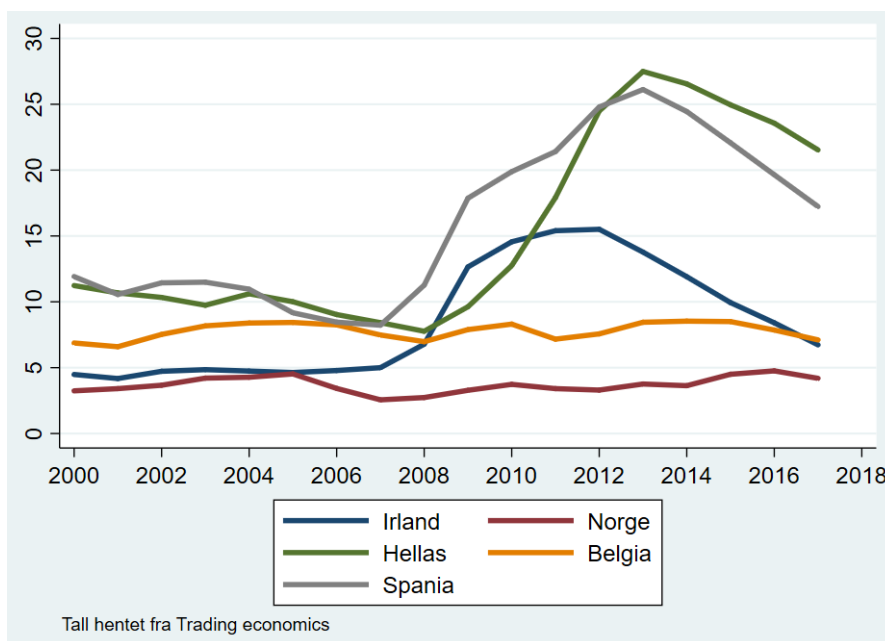
²Fall i et lands bruttonasjonalprodukt i to eller flere påfølgende kvartaler.

³Finansiell hjelp som gis til en økonomi eller et forretningsforetak for å hindre økonomisk sammenbrudd.

til at Norge og Belgia var bedre rustet til å motvirke krisen ved å benytte seg av ekspansiv finanspolitikk.

Til sammenligning hadde Spania, Irland og Hellas begrenset mulighet til å benytte seg av ekspansiv finanspolitikk. Dette skyldtes hovedsakelig høy eksisterende gjeld, som reduserte landenes evne til å skaffe kapital gjennom internasjonale lån. I tillegg fikk landene reduserte skatteinntekter som følge av økt arbeidsledighet. Fra figur (1) ser vi at finanskrisen førte til en fordobling av arbeidsledighetsraten i Hellas, Irland og Spania. Som et resultat måtte disse landene benytte andre metoder for å forbedre primæroverskuddet⁴. Et av tiltakene som ble gjennomført var en kontraktiv finanspolitikk, som ved å redusere offentlig utgifter skulle bidra til å generere et høyere offentlig primæroverskudd (Karanikolos mfl., 2013; Mladovsky mfl., 2012).

Figur 1: Harmonisert arbeidsledighet, 2000-2017



Siden starten av 2000-tallet hadde Hellas, Spania og Irland økt sin bevilgning av ressurser til helsesektoren. Dette bidro til at helsesektoren var utsatt for budsjett-kutt da finanskrisen oppstod. Eksempelvis reduserte Hellas budsjettet til helsevesenet med 25% i perioden 2009-2012, Irland reduserte med 9%, mens Spania reduserte bevilgningen i 2011 med 4%. Hellas brukte også lønninger i offentlig sektor og pensjoner som hjelpemiddel for å forbedre det offentlige budsjettet. Dette ble også gjort i Irland, hvor husholdningsinntekten falt med over 12% under finanskrisen (Maresso mfl., 2015).

Et annet tiltak de tre landene gjorde for å øke det offentlige budsjettet var å

⁴Skatter minus offentlige utgifter. Et primæroverskudd innebærer at staten går med overskudd før utgifter til betjening av gjeld. Altså er ikke staten avhengig av nye lån for å betale sine utgifter. Lånebehov oppstår dersom utgiftene til betjening av gjeld overstiger primæroverskuddet.

introdusere eller øke prisen på eksisterende helsetjenester (Mladovsky mfl., 2012). Eksempelvis hadde Irland en prisøkning på helsetjenester på over 20% mellom 2005 og 2011. En direkte konsekvens av dette er mindre bruk, som igjen kan føre til en verre befolkningshelse og økt bruk av gratis, men ressursintensive tjenester som akuttbehandling (Maresso mfl., 2015). Tidligere studier har funnet at økt pris på helsetjenester rammer personer med lav inntekt og høyt forbruk av helsetjenester, selv når prisene er lave (Gemmill mfl., 2008; Wagstaff mfl., 2000).

Belgia økte også prisen på helsetjenester, men gjorde flere tiltak for å minimere belastningene dette ville ha for de mest utsatte. Eksempelvis innførte de en maksimumsgrense på hvor mye hver husholdning måtte betale for helsetjenestene, samt billigere eller gratis helsetjenester for husholdninger under en viss inntekt. Lignende tiltak ble også gjennomført i Spania. Belgia økte i tillegg avgiften på alkohol og tobakk. Dette bidro til økte avgiftsinntekter for regjeringen, samt en helsefortjeneste ved redusert inntak av alkohol og tobakk (Maresso mfl., 2015).

Som følge av en langvarig periode med lave renter, hadde Spania og Irland opplevd rask vekst i boligprisene frem til krisen. Da renteøkningene i 2007-2008 begynte å sette inn, førte dette til en kollaps av boligmarkedet i begge landene (Karanikolos mfl., 2013; Maresso mfl., 2015). Som et resultat av boligboblen holdt flere kommersielle banker på å kollapse og bankenes gjeld ble omgjort til offentlig gjeld, som følge av *bailouts* (Karanikolos mfl., 2013; Maresso mfl., 2015). Dermed ble kollaps av kommersielle banker til en finansiell byrde for myndighetene.

I dette kapitlet har vi oppsummert de viktigste konsekvensene av finanskrisen for landene vi valgte å analysere. Som gjennomgangen viser ble Hellas, Irland og Spania hardt rammet av finanskrisen. Til sammenligning var Norge og Belgia bedre rustet til å motvirke krisen, i form av sparte oljeinntekter, lavere gjeldsgrad og høykonjunktur i perioden før finanskrisen. Norge og Belgia opprettholdt i tillegg utgiftsnivået sitt til helsesektoren gjennom krisen. Som et samlet resultat av flere faktorer opplevde disse to landene derfor stabile ledighetstall gjennom krisen.

3 Litteraturgjennomgang

Vi valgte å dele litteraturgjennomgangen i tre delkapitler. Første delkapittel har gjort rede for eksisterende forskning som har sett på sammenhengen mellom arbeidsledighet og generell befolkningshelse. Deretter valgte vi å fokusere på studier som spesifikt har sett på sammenhengen mellom finanskrisen og subjektiv helse. Avslutningsvis så vi på eksisterende forskning som har studert sammenhengen mellom økonomisk nedgangstid, og effekten av dette på ulike subgrupper i befolkningen.

3.1 Arbeidsledighet og generell helse

Det finnes mye eksisterende forskning som har sett på sammenhengen mellom arbeidsledighet og helse, men hvilken helseindikator studien har benyttet varierer. I dette kapitlet har vi derfor samlet eksisterende forskning som har sett på sammenhengen mellom arbeidsledighet og andre helseindikatorer utenom subjektiv helse. Eksempler på variabler som har blitt brukt til å beskrive generell befolkningshelse er fysisk helse, mental helse, depresjon, alkoholmisbruk, dødelighet og selvmord.

En undersøkelse utført i Hellas fant en positiv sammenheng mellom den økte arbeidsledigheten og dårligere mental helse (Drydakis, 2015). Denne studien sammenlignet data fra 2008 med 2013 og tok utgangspunkt i klinisk depresjon som indikator for mental helse. Klinisk depresjon ble i denne studien målt av CIDI⁵. En annen studie utført i samme land fant at oddsen for at en person hadde depresjon var 2.6 ganger større i 2011 enn i 2008 (Economou mfl., 2013). De samme tendensene ble også observert i Spania, hvor en tredjedel oppga arbeidsledighet som årsak til depresjon (Gili mfl., 2012). En metaanalyse⁶ fra 2009 av 87 paneldatastudier, fant at det å bli arbeidsledig økte risikoen for redusert mental helse (Paul mfl., 2009). Eksempler på indikatorer som ble brukt for mental helse i disse studiene er depresjon, angst og grad av selvtillit. Forsking har også vist at det å miste jobben eller inntekten sin er en stressende faktor som kan føre til dårligere mental helse (Dua mfl., 1993).

Videre har det blitt funnet en sammenheng mellom økt arbeidsledighet og antall selvmord for individer under 65 år. Dette ble funnet i en analyse av 26 europeiske land mellom 1970 og 2007 (Stuckler mfl., 2009). Samme undersøkelse fant også en sammenheng mellom økt arbeidsledighet og andel døde som følge av alkoholmisbruk. Det er også funnet et økt antall skader eller dødsfall som følge av alkohol i trafikken ved økt arbeidsledighet (Eliason mfl., 2009; Browning mfl., 2012). Flere studier har

⁵Composite International Diagnostic Interview. CIDI er et strukturert diagnostikkintervju innen psykiatri. Intervjuet brukes ofte i epidemiologiske undersøkelser og er mye benyttet i Norge og Europa.

⁶Sammenligning av resultater fra flere tidligere empiriske studier.

også benyttet mortalitet⁷ som helseindikator. Eksempelvis fant en studie utført i Finland en sterk sammenheng mellom arbeidsledighet og mortalitet. I denne studien ble data fra to perioder (1989 og 1994) med henholdsvis lav og høy arbeidsledighet sammenlignet (Martikainen mfl., 2007).

Selv om mesteparten av tidligere forskning har funnet en negativ sammenheng mellom økonomisk nedgangstid og helse, finnes det også studier som har funnet motsatt sammenheng. Eksempelvis fant en studie at usikkerhet om fremtidig inntekt, førte til at husholdninger reduserte alkoholinntaket og kjørte mindre bil (Catalano, 2009). En annen undersøkelse gjort med data fra BRFSS⁸ fant at økt arbeidsledighet førte til forbedret befolkningshelse, som følge av redusert røyking og fedme, økt fysisk aktivitet og en bedre diett (Ruhm, 2000).

3.2 Finanskrisen og subjektiv helse

Det finnes færre eksempler på studier som eksplisitt har sett på sammenhengen mellom finanskrisen og subjektiv helse. Resultatene som ble funnet i disse tilfellene varierte også utifra hvilket land og hvilken subgruppe som ble analysert.

En undersøkelse som brukte data fra SNHS⁹ fant at subjektiv helse i Spania hadde forbedret seg i løpet av finanskrisen (Aguilar-Palacio mfl., 2015). Disse resultatene ble videre støttet av en annen undersøkelse, som med data fra Spania i perioden 2001 til 2012, fant en høyere sannsynlighet for å ha rapportert god helse i 2012 enn i 2001 (Bartoll mfl., 2015).

En mer omfattende analyse av europeiske land fant at subjektiv helse mellom 2007 og 2010 ble redusert i europeiske land som ble hardt rammet av krisen¹⁰, men det ble ikke funnet statistisk signifikante forskjeller i OECD landene som helhet (Durand, 2015). En mindre omfattende analyse sammenlignet endringer i subjektiv helse i Hellas og Irland mot Polen separat. Denne studien fant i perioden 2006 til 2010 en signifikant forverring av subjektiv helse i Hellas, men ikke i Irland (Hessel mfl., 2014). Disse resultatene ble også funnet i studien til Drydakis, 2015, som i tillegg til mental helse også så på subjektiv helse. Denne studien fant at høyere arbeidsledighet var assosiert med redusert subjektiv helse.

⁷Også betegnet som dødelighet, hvor dødelighet refereres til som hyppigheten av dødsfall i en befolkning.

⁸Behavioral Risk Factor Surveillance System.

⁹Spanish National Health Survey.

¹⁰Hellas, Portugal, Italia.

3.3 Effekten av økonomisk nedgangstid på subgrupper i befolkningen

I tillegg til at økonomisk nedgangstid kan påvirke generell befolkningshelse, har det blitt utført studier som tyder på at enkelte grupper innad i befolkningen kan være mer utsatt enn andre. Eksempelvis har utdanningsnivå vist seg å ha en påvirkning på helsenivået til et individ. Dette ble analysert i USA på 1980- og 1990 tallet hvor det ble funnet en positiv sammenheng mellom utdanningsnivå og selvrapportert helse. Studiet fant at i en økonomisk lavkonjunktur var de med lavest utdanning mest utsatt for å rapportere dårlig helse (Edwards, 2008).

En spørreundersøkelse utført for en rekke land i Europa, fant en negativ sammenheng mellom det å gå arbeidsledig og mental helse. Samme studie fant også at kvinner ble mer påvirket enn menn (European Commission, 2010). Et lignende resultat ble også funnet i studien til Drydakis, 2015, hvor det ble funnet at kvinner rapporterte dårligere helse enn menn.

Det er usikkerhet rundt effekten av arbeidsledighet på minoritetsgrupper. En studie gjort av flere asiatiske land fant at høyere arbeidsledighet påvirket gruppene som allerede var sosioøkonomisk underprivilegert mest (Phua, 2011). Samtidig fant en annen studie fra Rotterdam, at endringen i subjektiv helse som følge av arbeidsledighet ikke var forskjellig mellom etniske grupper (Schuring mfl., 2009).

Eksisterende forskning har også funnet at inntekt kan ha påvirkning på helse. Eksempelvis ble det funnet at redusert inntekt førte til økt følelse av depresjon og bruk av antidepressive piller (McInerney mfl., 2013).

Under finanskrisen ble høy arbeidsledighet blant unge observert i flere land. Blant annet opplevde Hellas en dobling av arbeidsledighetsraten for individer under 29 år i perioden 2008-2012 (Bell mfl., 2015), med en lignende trend observert i Irland og Spania (Papadopoulos, 2016; Scarpetta mfl., 2010). Det at unge er mer utsatt for å bli arbeidsledige i nedgangstider enn eldre, har blitt begrunnet med manglende ferdigheter, jobberfaring og finansielle ressurser til å skaffe seg en jobb (Lloyd, 2005; ILO, 2010). Blant annet fant en studie at arbeidsledighetsraten til unge var mer sensitiv overfor konjunktursvingninger enn eldre (Verick, 2009). Forskning har også funnet at høyere arbeidsledighet blant unge kan ha negative fremtidige konsekvenser. Eksempelvis fant en studie at konsekvensen av å være langtidsarbeidsledig som ung, økte sannsynligheten for å være arbeidsledig senere i livet (Bell mfl., 2009). Samme studie fant også at individene som var langtidsledige som unge, i snitt tjente mindre enn de som var i jobb.

3.4 Oppsummering

Til tross for at det fantes stor variasjon i valg av helseindikator for de ulike studiene vi så på, ble det i stor grad funnet en negativ sammenheng mellom arbeidsledighet og helse. Det fantes færre studier som spesifikt hadde fokusert på finanskrisen og subjektiv helse. I tillegg forsøkte vi etter beste evne å velge forskning som fokuserte på landene vi ønsket å studere. Resultatene fra disse studiene indikerte at finanskrisen hadde både kan ha hatt en negativ og positiv effekt på subjektiv helse. Avslutningsvis så vi på eksisterende forskning som studerte sammenhengen mellom økonomisk nedgangstid og effekten dette hadde på subgrupper i befolkningen. Funnene fra disse studiene indikerte at helsen til yngre, kvinner, individer med lav utdanning og individer som tilhørte en minoritet, var mer sensitive overfor økonomiske nedgangstider.

Vår oppgave kan sees på som et bidrag til den eksisterende litteraturen som spesifikt har sett på effekten av finanskrisen på subjektiv helse. Basert på det vi har funnet av tidligere litteratur, er dette den første analysen som har studert endringer i subjektiv helse på tvers av grupperte land.

4 Data

I dette kapittelet har vi presentert datamaterialet som har blitt benyttet i den empiriske analysen. Innledningsvis har vi begrunnet valg av land, variabler og år benyttet i analysen. Avslutningsvis har vi presentert den deskriptive statistikken for datamaterialet.

4.1 Databeskrivelse

Datasettet benyttet i analysen har blitt innhentet for seks årganger av ESS. ESS er en forskerdrevet tverrnasjonal spørreundersøkelse som siden 2002 har blitt gjennomført annethvert år i en rekke europeiske land. Hovedformålet til ESS er å måle holdninger, oppfatninger og atferdsmønstre, i ulike populasjoner i Europa. Datamaterialet vi benyttet i analysen refereres til som repeterte tversnitt, ettersom spørreundersøkelsen ikke har fulgt de samme individene over tid, men blitt erstattet med nye individer for hver runde.

Spørreskjemaet består av en kjernemodul som er tilnærmet lik i hver runde, to roterende moduler med skiftende temaer, samt en supplerende del med spørsmål om menneskers verdier og eksperimentelle tester av spørsmål. Vår analyse har benyttet data fra ESS sin kjernemodul, som inneholdt spørsmål som var tilnærmet lik for alle årganger og deltagende land.

For å gjøre data på tvers av land mest mulig sammenlignbare, stiller ESS strenge krav når det kommer til innsamling av data og utvalgsstrategi. Blant annet blir all innsamlet data hentet gjennom ansikt-til-ansikt intervjuer (CAPI¹¹). ESS har i tillegg et mål på 70% responsrate, samt prosedyrer for kvalitetssjekk etter endt intervju. Årsaken til strenge krav til innsamling av data er å unngå eventuelle målefeil som skulle oppstå ved en spørreundersøkelse (DeCastellarnau mfl., 2014).

For å sikre sammenlignbarhet bruker alle land tilfeldig sannsynlighetsutvelgning. Dette vil si at alle personer i alderen 15 år og eldre som bor i en privat husstand, uansett nasjonalitet, statsborgerskap eller språk, skal ha en sjanse for å bli valgt. I tillegg skal deres sjanse for seleksjon være kjent. Målet er en minimum effektiv utvalgsstørrelse på 1,500 etter at det er tatt høyde for eventuelle designeffekter¹². I tillegg tillater ESS ikke kvoteutvalg¹³ og substitusjon av ikke-responderende husholdninger og individer.

¹¹Computer Assisted Personal Interview

¹²Tar hensyn til at de deltakende landene har komplekse og ulike utvalgsdesign hvor enkeltgrupper i populasjonen har større sannsynlighet for å bli valgt til å være med i undersøkelsen enn andre.

¹³Sørger for at rekrutterte personer matcher populasjonen etter visse kriterier som kjønns- og aldersfordeling.

En utfordring knyttet til å sammenligne data på tvers av land, er ulik befolkningsstørrelse mellom landene. Ettersom deltakende land hadde tilnærmet lik utvalgsstørrelse, men ulik populasjonsstørrelse, ønsket vi å unngå at effekten av mindre land ble overestimert på bekostning av større land. Dette ble tatt hensyn til ved å legge til en vektingsvariabel, som korrigererte for ulikhet i populasjonsstørrelsen mellom landene vi undersøkte. Vektingsvariabelen var lik for alle individer innad i et land, men ulik for individer fra forskjellige land. Mer spesifikt ble vektingsvariablene beregnet ved bruk av følgende formel:

$$\text{Populasjonsvekt} = \frac{\text{Populasjonsstørrelsen av individer som er 15 år eller eldre}}{\text{Utvalgsstørrelsen} \cdot 10,000} \quad (1)$$

Et annet problem er at fordelingen av variabler som f.eks. kjønn og alder i utvalget, kan variere fra den faktiske populasjonen. Vi la derfor til en post-stratifiseringsvekt som justerte utvalget etter at det hadde blitt samlet inn. Dette ble gjort for å oppnå en fordeling av karakteristikk i utvalget, som gjenspeilet den faktiske populasjonen. I tråd med retningslinjer fra ESS kombinerte vi post-stratifiseringsvekten med populasjonsvekten.

4.1.1 Valg av land

Vårt mål med oppgaven var å finne en kausaleffekt av finanskrisen på subjektiv helse, i land som ble hardt rammet av krisen. Ved å kun sammenligne trend i subjektiv helse før og etter finanskrisen i disse landene alene, ville det blitt vanskelig å skille mellom autonome trender i befolkningshelsen og helseendringer som oppsto som følge av finanskrisen (Hessel mfl., 2014). For å ta hensyn til dette benyttet vi oss av en kontrollgruppe bestående av Norge og Belgia, ment å representere utviklingen i subjektiv helse i behandlingsgruppen, dersom finanskrisen ikke hadde oppstått.

Vi valgte å bruke Spania, Hellas og Irland som behandlingsgruppe, ettersom de ble hardt rammet av finanskrisen. For å kategorisere om et land ble hardt rammet av krisen, benyttet vi harmoniserte arbeidsledighetstall. Som vi ser fra figur (1), hadde alle tre landene en bratt stigende trend under finanskrisen.

Basert på samme argument ble Norge og Belgia, som hadde stabile ledighetstall under krisen, valgt som kontrollgruppe. Vi valgte å ta utgangspunkt i ledighetstall ettersom arbeidsledighet har blitt argumentert for som et godt mål på tilstand i økonomien, under tider med økonomisk usikkerhet. Samtidig har det blitt påpekt svakheter ved BNP som mål, ettersom BNP er relatert til gjennomsnittlig inntekt i en befolkning, som ikke fanger opp ulikheter innad i landet (Stuckler mfl., 2009). Tidligere forskning har også funnet at endringer i arbeidsledigheten gjenspeiler kort-

siktig endringer i helse på en god måte (Granados, 2005).

4.1.2 Valg av tidsperiode

Vi hadde data tilgjengelig annethvert år for perioden 2002-2018, men benyttet oss ikke av alle årgangene. Vi brukte alle årgangene før finanskrisen, 2002, 2004 og 2006 som pre-behandlingsperiode, mens data fra 2010, 2012 og 2014 ble benyttet som post-behandlingsperiode. Det kan diskuteres om 2008 burde blitt inkludert som pre-behandlingsperiode, men ettersom det var vanskelig å definere et spesifikt startpunkt for finanskrisen for hvert enkelt land, valgte vi å utelate denne årgangen. Årgangene benyttet for post-behandlingsperioden ble valgt på bakgrunn av at arbeidsledigheten fortsatt var relativt høy i behandlingslandene (se figur 1). Undersøkelser gjennomført etter 2014 ble ikke benyttet, ettersom arbeidsledigheten i landene fra det tidspunktet konvergente mot pre-finanskrisemål.

4.1.3 Avhengig variabel

Vi benyttet selvrapportert/subjektiv helse som utfallsvariabel. Selvrapportert helse har blitt brukt i flere tidligere studier som mål på helse, ettersom det er rimelig å anta at selvrapportert helse er mer sensitiv for kortsiktige økonomiske sjokk sammenlignet med andre helsemål som er mer kroniske av natur (Hessel mfl., 2014). En av fordelene med subjektiv helse er at den tar for seg fysiske, psykiske, samt sosiale aspekter ved helse (Idler mfl., 1999).

I ESS måles selvrapportert helse ved bruk av en 5-poengs skala, hvor svarkategoriene varierer fra 'Veldig god' til 'Veldig dårlig'. Dette er i tråd med WHO sin definisjon av begrepet. Det spesifikke spørsmålet som respondentene stilles for den norske utgaven av ESS er illustrert ved ligning (2). Denne variabelen ble videre redusert til en binærvariabel med verdi 0 dersom respondenten rapporterte at helsen deres var 'God' og 'Veldig god'. 1 dersom individet responderte 'Grei' 'Dårlig' eller 'Veldig dårlig'. Variabelen inkluderte i sin opprinnelige form også et alternativ 'Vet ikke', men ettersom kun 71 av 53,285 respondenter valgte dette alternativet, ble disse observasjonene droppet fra datasettet. Der hvor vi i det videre har snakket om 'dårlig helse', er dette å forstå som tilfeller hvor respondenten har rapportert 'Grei' 'Dårlig' eller 'Veldig dårlig' helse. Bruk av begrepet selvrapportert/rapportert helse har også blitt brukt synonymt med subjektiv helse.

$$\text{'Hvordan er helsen din stort sett?'} = \begin{cases} 0, & \text{'God' eller 'Veldig god'} \\ 1, & \text{'Grei', 'Dårlig' eller 'Veldig dårlig'} \end{cases} \quad (2)$$

4.1.4 Kontrollvariabler

Med kontrollvariabler i vårt studie, menes variabler som ikke var av primær interesse, men som var forskjellig mellom gruppene og kan ha påvirket subjektiv helse. Altså inngikk kontrollvariabler som tredjepartsfaktorer vi ønsket å kontrollere for. Vi ønsket å finne et estimat på effekten av finanskrisen på subjektiv helse, uavhengig av påvirkning fra andre faktorer som kan ha hatt påvirkningskraft. Formålet med å inkludere kontrollvariabler i regresjonen var derfor å redusere effekten av forstyrrende variabler, for å finne den rene effekten av finanskrisen på subjektiv helse. På bakgrunn av dette valgte vi kontrollvariabler basert på tre kriterier. Vi valgte kontrollvariabler som som fra et teoretisk standpunkt kan ha påvirket helse før krisen i de to gruppene. I tillegg inkluderte vi kontrollvariabler som eksisterende forskning har benyttet og som vi i rimelig grad anså som eksogene. Så lenge man inkluderer eksogene kontrollvariabler, dvs. variabler som i rimelig grad kan antas å ha vært uavhengige av finanskrisen, vil det kunne føre til mer presise estimater av den kausale effekten man er interessert i å se på. Mer spesifikt vil inkludering av relevante kontrollvariabler kunne redusere residualvariansen som igjen reduserer standardfeilen til regresjonsestimatet (Angrist og Pischke, 2008).

Med utgangspunkt i dette har våre modeller kontrollert for følgende variabler: kjønn, alder, høyeste utdanningsnivå, om man tilhører en minoritetsgruppe, om man bor i en storby, sivilstatus, om man har barn i hjemmet, religiøs tilhørighet, om mor og far er født i landet, samt hvor ofte man er sosial med venner. Som et sammenlignende eksempel ble det i en annen studie, som også så på sammenhengen mellom finanskrisen og subjektiv helse, kontrollert for kjønn, alder, sivilstatus, grad av urbanisering og utdanningsnivå (Vandoros mfl., 2013).

Høyeste utdanningsnivå har for ESS blitt målt ved ISCED 1997. ISCED 1997 er en internasjonal statistisk standard for klassifisering av utdanning, som vedtas og oppdateres av UNESCO. Første versjon av standarden ble vedtatt i 1976 og hadde som formål å gjøre det lettere å sammenligne utdanningsstatistikk fra ulike land. Andre versjon av standarden ble vedtatt i 1997 og er den mest brukte. Kategoriseringen av utdanning basert på ISCED 1997, samt grupperingen av alder kan finnes i tabell (1).

Kjønn og alder var naturligvis uavhengig av finanskrisen og vi anså det også som rimelig å anta at de andre kontrollvariablene ikke var relatert til finanskrisen. En annen kontrollvariabel vi anså som relevant og gjerne skulle ha inkludert, var grad av urbanisering målt ved befolkningstetthet. Etttersom vi ikke hadde tilgang til spesifikk informasjon om befolkningstetthet, benyttet vi istedet en variabel hvor respondentene besvarte det mest beskrivende ordet for deres bostedsområde. Vi anså også inntekt som en relevant kontrollvariabel, men ESS hadde ikke informasjon

om dette for individene. I tillegg anså vi det som svært sannsynlig at finanskrisen hadde direkte påvirkning på inntekten til individer. Ettersom individene kom fra forskjellige land ville inkludering av inntekt også ført til at vi måtte hentet data fra alternative kilder for å justere inntekten for kjøpekraft. Grunnet dette ble informasjon om inntekt utelatt fra analysen. En full oversikt over kontrollvariablene og hvordan disse har blitt definert kan finnes i appendix A.3.

4.2 Deskriptiv statistikk

Tabell (1) viser deskriptiv statistikk for de mest sentrale variablene i analysen. Deskriptiv statistikk for det fulle settet av variabler kan finnes fra appendix A.4. Til tross for at vi analyserte landene som grupper, valgte vi å inkludere deskriptiv statistikk for hvert land enkeltvis. Dette fordi vi også var interessert i eventuelle forskjeller innad i gruppene av land. Blant annet fant vi en høy prosentandel i Spania med dårlig selvrapportert helse (37.8%) relativt til de andre landene. I tillegg hadde Irland en lavere andel med dårlig selvrapportert helse (18.3%) sammenlignet med resten. Vi fant ingen drastisk forskjell i fordeling av alder i befolkningen, men la merke til at Hellas hadde en større andel eldre som hadde svart på undersøkelsen (26.7% over 65 år). Kjønnfordelingen innad i landene var også jevn, hvor Hellas hadde høyest andel kvinner (56.4%). Som forventet hadde alle land en større andel individer med partner enn uten. Vi fant heller ingen betydelig forskjell i andelen som ikke var født i landet, hvor det i alle land var rundt 10%.

Et interessant funn var forskjeller i utdanningsnivå for de ulike landene. I Norge var det kun 1.4% som hadde mindre enn det ISCED 1997 har definert som 'lower secondary', som høyeste utdanningsnivå. I Hellas og Spania var det 35.8% og 33.6%, respektivt. Dette utdanningsnivået har av UNESCO blitt definert som slutten på obligatorisk utdanning, gjeldende for land hvor obligatorisk utdanning eksisterer. Alle land i vår analyse har obligatorisk utdanning i alderen 6-16 år, med unntak av Belgia, som har obligatorisk utdanning for alderen 6-18 år. I Norge er 'lower secondary' som høyeste utdanning ekvivalent med fullført ungdomsskole. Ettersom ISCED 1997 er en internasjonal standard for klassifisering av utdanning, valgte vi i den deskriptive statistikken å beholde klassifiseringen på originalspråket. I første omgang tenkte vi at den store differansen i tallene var et resultat av to potensielle faktorer: en høyere andel unge som enda ikke hadde fullført ungdomsskolen, eller en høyere andel eldre i Hellas og Spania. En høyere andel eldre kunne vært forklarende, ettersom de levde på en tid hvor en lavere prosentandel av befolkningen tok høyere utdanning. Til tross for dette hadde Norge og Belgia høyest andel unge. Hellas og Spania hadde en høyere andel eldre enn Norge og Belgia, men ikke i så stor grad at vi anså det som utslagsgivende for differansen i utdanningsnivå. Med andre ord ga

dette en indikasjon på at utdanningsnivået generelt var lavere i Hellas og Spania.

Tabell 1: Deskriptiv Statistikk, ESS 2002-2014

	Obs.	%	Obs.	%	Obs.	%	Obs.	%	Obs.	%
	Norge		Belgia		Hellas		Spania		Irland	
N	10,146		10,783		7,686		10,964		13,706	
Grei, dårlig eller veldig dårlig rapportert helse	2,364	23.3	2,544	23.6	1,968	25.8	4,143	37.8	2,513	18.3
Alder										
Under 18	392	3.9	483	4.5	163	2.1	313	2.9	305	2.2
18-24	1,046	10.3	1,239	11.5	656	8.5	1,055	9.6	1,296	9.5
25-34	1,568	15.5	1,541	14.3	1,272	16.6	1,865	17.0	2,290	16.7
35-44	1,954	19.3	1,885	17.5	1,393	18.1	2,113	19.3	2,563	18.7
45-54	1,848	18.2	1,933	17.9	1,123	14.6	1,882	17.2	2,168	15.8
55-64	1,620	16.0	1,560	14.5	1,029	13.4	1,412	12.9	2,199	16.0
65-74	1,029	10.1	1,196	11.1	1,205	15.7	1,242	11.3	1,699	12.4
Over 75	689	6.8	946	8.8	845	11.0	1,082	9.9	1,186	8.7
Kvinne	5,332	52.6	5,282	49.0	3,352	43.6	5,393	49.2	6,255	45.6
Minoritet	410	4.04	400	3.72	321	4.32	324	3.00	473	3.49
Høyeste utdanningsnivå										
Less than lower secondary	138	1.4	1,338	12.4	2,750	35.8	3,661	33.6	2,472	18.2
Lower secondary	1,817	18.0	2,195	20.4	1,082	14.1	2,622	24.1	3,026	22.3
Upper secondary	3,844	38.1	3,523	32.8	2,381	31.0	1,683	15.4	3,259	24.0
Post-secondary (non-tertiary)	648	6.4	473	4.4	130	1.7	663	6.1	749	5.5
Tertiary	3,659	36.2	3,225	30.0	1,332	17.4	2,274	20.9	4,097	30.1

5 Metode

Dette kapitlet presenterer den empiriske metoden benyttet for å finne kausaleffekten av finanskrisen på subjektiv helse. Da det finnes flere ulike måter å forstå kausalitet på, valgte vi å inkludere en kort beskrivelse av perspektivet på kausalitet som ble benyttet for vår empiriske metode. Første del av metoden tok utgangspunkt i en regresjonsbasert diff-in-diff modell. Denne modellen ble gradvis utvidet med flere kontrollvariabler. På bakgrunn av bekymring knyttet til antagelsen om parallell trend, valgte vi å utvide modellen med en lineær trend. Denne fleksible diff-in-diff modellen tillott for gruppespesifikke trender i subjektiv helse. Som en ekstra robusthetsjekk ble en tilnærming som kombinerer propensity score matching med difference in difference også forsøkt. Avslutningsvis så vi også på om finanskrisen hadde forskjellig påvirkning på subgrupper i samfunnet.

5.1 Det kontrafaktiske synet på kausalitet

Det finnes flere ulike måter å forstå kausalitet på, men i senere tid har det kontrafaktiske synet på kausalitet vært dominerende. Dette er i litteraturen også referert til som Neyman-Rubins forståelse av kausalitet. Innenfor dette kontrafaktiske rammeverket ønsker man å sammenligne et utfall for det samme individet i to ulike situasjoner. Èn situasjon hvor individet mottok en behandling og én situasjon hvor individet ikke mottok en behandling. I vårt tilfelle var denne behandlingen finanskrisen. Den kausale effekten av behandlingen ville da vært differansen i utfallet i de to situasjonene. Problemet er at kun ett av utfallene kan observeres. Dette er innenfor kausallitteraturen referert til som *'det fundamentale inferensproblemet'*. Ettersom vi aldri kan observere begge utfall for samme individ benyttes en kontrollgruppe, bestående av individer som ikke mottok behandling. Disse individene er ment å representere det kontrafaktiske utfallet til individene som mottok behandlingen (Finseraas mfl., 2013). Troverdigheten til en kausal tolkning av finanskrisen på subjektiv helse hviler derfor på hvor like vi har klart å gjøre de to gruppene, på alle observerte og ikke-observerte karakteristikk.

5.2 Om difference-in-difference metoden

Difference-in-difference er en statistisk metode som identifiserer kausaleffekter. Dette blir gjort ved å kontrastere endringen i utfall før og etter en behandling, for en behandlings- og kontrollgruppe (Ashenfelter 1978; Ashenfelter and Card 1985; Bertrand et al. 2004). Teknikken har sitt opphav fra økonometri, men tankegangen bak metoden kan spores tilbake til midten av 1800-tallet. Den kanskje mest kjente studien i nyere tid som har benyttet metoden finnes fra Card mfl., 1993. I denne

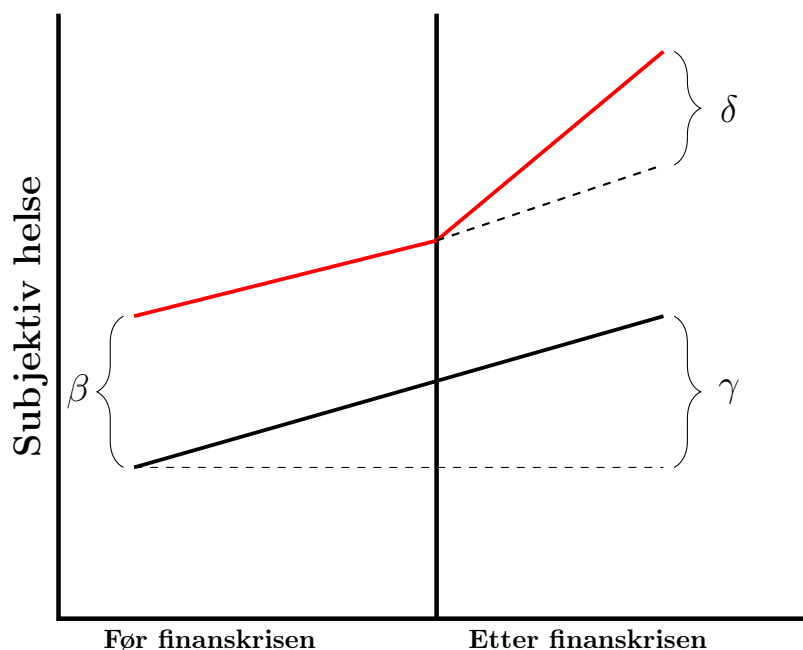
studien ble en lovfestet økning i minstelønn for fastfood-restauranter i New Jersey (behandlingsgruppen) sammenlignet med Pennsylvania (kontrollgruppen), for å se på sammenhengen mellom minstelønn og sysselsetting.

Ved å følge samme prinsipp ønsket vi å estimere kausaleffekten av finanskrisen på subjektiv helse, for en behandlingsgruppe bestående av Hellas, Spania og Irland. Dette ble gjort ved å sammenligne utvikling i gjennomsnittlig subjektiv helse med en kontrollgruppe, bestående av Belgia og Norge.

Vi valgte å benytte oss av diff-in-diff metoden fordi den tok hensyn til to potensielle skjevheter. Den første er nivåforskjeller i subjektiv helse mellom behandlings- og kontrollgruppen før krisen. Det er fordi diff-in-diff metoden fokuserer på endringer og ikke absoluttverdier. Den andre er eventuelle makroøkonomiske endringer over tid som oppstår som følge av andre årsaker enn finanskrisen. Eksempelvis vil en økt gjennomsnittstemperatur i Europa ikke ha påvirket estimatet vårt, gitt at temperaturendringer påvirket subjektiv helse i kontroll- og behandlingsgruppen likt. Endringer i subjektiv helse som følge av økt gjennomsnittstemperatur vil bli fanget opp av kontrollgruppen.

Metoden baserer seg på å observere subjektiv helse for behandlingsgruppen og kontrollgruppen på tidspunkt før og etter finanskrisen. Utvalget benyttet i analysen besto derfor av observasjoner for individer fra fire elementer: kontrollgruppen før og etter finanskrisen, samt behandlingsgruppen før og etter finanskrisen. Estimert kausaleffekt ble funnet ved: differansen i gjennomsnittlig subjektiv helse i behandlingsgruppen før og etter finanskrisen, minus differansen i gjennomsnittlig subjektiv helse i kontrollgruppen før og etter finanskrisen. Ideen er illustrert ved figur (2).

Figur 2: Illustrasjon av difference-in-difference metoden



Den svarte linjen representerer den observerte trenden i subjektiv helse for kontrollgruppen, mens den røde heltrukne linjen representerer den observerte trenden i subjektiv helse for behandlingsgruppen. Den stiplede linjen langs den røde heltrukne linjen for behandlingsgruppen representerer den kontrafaktiske subjektive helsetrenden for behandlingsgruppen. I figur (2) har vi antatt at finanskrisen førte til et brudd i linjen for behandlingsgruppen, som ga et avvik fra de tidligere parallelle linjene for utvikling i gjennomsnittlig subjektiv helse. Avstanden mellom observert trend og kontrafaktisk trend vil derfor gi den kausale effekten av finanskrisen på subjektiv helse. Altså er det differansen mellom differansene før og etter finanskrisen som bidrar til identifisering (Angrist og Pischke, 2008).

Dersom kontrollgruppen representerer det kontrafaktiske utfallet til behandlingsgruppen, vil diff-in-diff metoden estimere ATT¹⁴. ATT er forventet behandlingseffekt for et individ som har blitt behandlet. Dette kan skrives som:

$$ATT = E(SH_{1i} - SH_{0i} | X_i, B = 1) \quad (3)$$

5.3 Enkel difference-in-difference

Fordelen med en regresjonsbasert diff-in-diff var at vi hadde muligheten til å inkludere kontrollvariabler representert ved X. Regresjonsformuleringen for den enkle diff-in-diff modellen kan skrives som:

$$SH_{it} = \alpha + \beta \cdot B_i + \gamma \cdot P_t + \delta(B_i \cdot P_t) + \eta \cdot X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

hvor koeffisientene gitt ved $\alpha, \beta, \gamma, \delta$ og η er ukjente parametere. ε_{it} er et stokastisk restledd. Forklart variabel er subjektiv helse (SH), definert som en binær variabel. Ligning (4) ble derfor estimert med en lineær sannsynlighetsmodell. Dette innebærer at man må tolke estimatene som endring i sannsynlighet for å ha rapportert dårlig helse. En mer formell beskrivelse av den lineære sannsynlighetsmodellen kan finnes i Appendix A.1. B (behandling) og P (periode) er begge dummyvariabler som skilte mellom gruppe av land og om observasjonen var før eller etter krisen, respektivt. 'B' tok verdien 1 for observasjoner i behandlingsgruppen og 0 for observasjoner i kontrollgruppen. 'P' tok verdien 1 for observasjoner i tidsperioden etter finanskrisen og 0 for observasjoner før krisen. Variablene ble videre indeksert ved individ $i = 1, \dots, N$ og tidsperiode $t = 0, 1$, for henholdsvis før og etter finanskrisen.

Tabell (2) illustrerer tolkningen av diff-in-diff koeffisientene. For å forenkle tolkningen, benyttet vi den generelle diff-in-diff modellen uten kontrollvariabler. Tol-

¹⁴Average treatment effect

ningen av koeffisientene med kontrollvariabler er lignende, men har ikke den enkle formen som tabell (2).

Tabell 2: Illustrasjon av difference-in-difference estimatoren

	før	etter	etter-før
Kontroll	α	$\alpha + \gamma$	γ
Behandling	$\alpha + \beta$	$\alpha + \beta + \gamma + \delta$	$\gamma + \delta$
Behandling-kontroll	β	$\beta + \delta$	δ

α = Konstantledd. Viser gjennomsnittlig sannsynlighet for å ha rapportert dårlig helse i kontrollgruppen før finanskrisen.

β = Den estimerte gjennomsnittsdifferansen i sannsynlighet for å ha rapportert dårlig helse mellom behandling og kontrollgruppen før finanskrisen.

γ = Gjennomsnittsendring i sannsynligheten for å ha rapportert dårlig helse fra før til etter krisen i kontrollgruppen. Kan derfor tolkes som den rene tidseffekten i fravær av finanskrisen.

δ = Diff-in-diff estimator. Viser om den forventede gjennomsnittsendringen i sannsynligheten for å ha rapportert dårlig helse fra før til etter krisen, var forskjellig i de to gruppene.

Diff-in-diff metoden er en sammenligning av fire gjennomsnitt for sannsynligheten for å ha rapportert dårlig helse for behandlings- og kontrollgruppe på de ulike tidspunktene. For notasjonsforenkling lot vi derfor \overline{SH}_0^B og \overline{SH}_1^B betegne gjennomsnittlig sannsynlighet for å ha rapportert dårlig helse i behandlingsgruppen før og etter finanskrisen. Tilsvarende er \overline{SH}_0^K og \overline{SH}_1^K gjennomsnittlig sannsynlighet for å ha rapportert dårlig helse i kontrollgruppen. Diff-in-diff estimatoren $\hat{\delta}$ kan da uttrykkes som:

$$\hat{\delta} = (\overline{SH}_1^B) - (\overline{SH}_0^B) - (\overline{SH}_1^K) - (\overline{SH}_0^K) \quad (5)$$

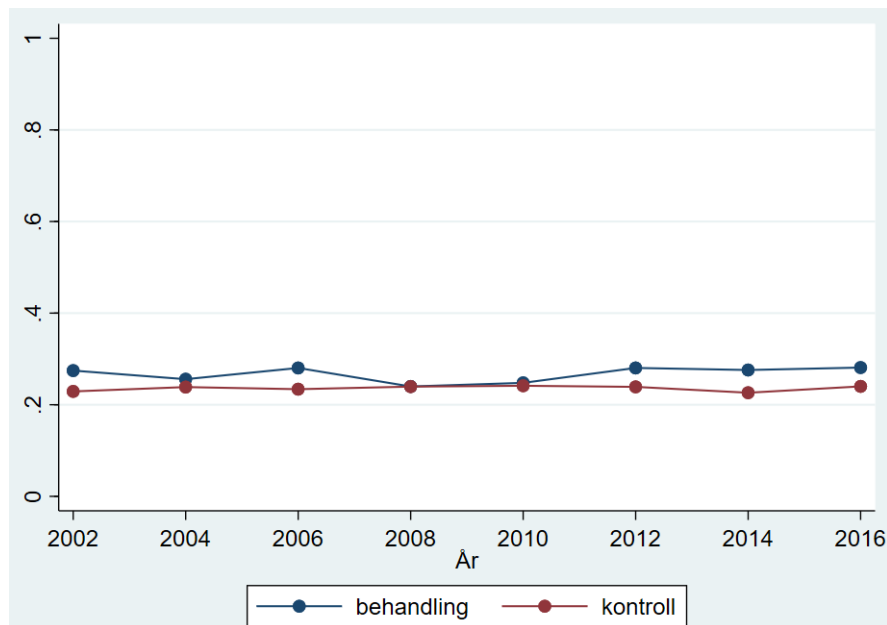
Altså differansen i gjennomsnittlig sannsynlighet for å ha rapportert dårlig helse i behandlingsgruppen før og etter krisen, fratrukket tilsvarende i kontrollgruppen. Formålet med analysen har derfor vært å finne et godt estimat for δ .

5.4 Difference-in-difference med lineær trend

En sentral forutsetning for diff-in-diff metoden er at kontrollgruppen og behandlingsgruppen følger en paralell trend i subjektiv helse i perioden før finanskrisen (Abadie mfl., 2015). Figur (3) viser trend i gjennomsnittlig subjektiv helse for behandlings- og kontrollgruppen for årganger av ESS fra 2002-2016. Den blå linjen viser gjennomsnittlig subjektiv helse for behandlingsgruppen, mens den røde linjen

viser kontrollgruppen. Vi fant at landene i behandlingsgruppen i gjennomsnitt hadde høyere andel med dårlig subjektiv helse, sammenlignet med landene i kontrollgruppen.

Figur 3: Andelen av utvalget som har rapportert dårlig helse



Som figur (3) viser, var det ikke klart om det var en felles trend i subjektiv helse før finanskrisen. Til tross for små nivåforskjeller, kan man se at trenden i subjektiv helse for gruppene beveget seg i motsatt retning fra 2004-2006, før de igjen konvergente fra 2006-2008. For at diff-in-diff metoden skal gi en kausaleffekt er det nødvendig at forutsetningen om parallell trend er oppfylt. I senere tid har det blitt rettet mer fokus på å teste om gruppene man sammenligner ved bruk av diff-in-diff faktisk følger en parallell trend i perioden før behandling. Til tross for at det ikke finnes en perfekt måte å teste forutsetningen på, er det typisk to metoder forskere benytter.

En tilnærming benyttet i Kearney mfl., 2015 brukte året før behandlingen fant sted som baseår, for deretter å estimere differansen mellom kontroll- og behandlingsgruppen i hvert tidligere år, relativt til baseperioden. Dette gjør at man kan teste nullhypotesen om at utfall før behandlingsåret hadde parallell trend. I tilfeller med et begrenset antall pre-behandlingsperioder har det blitt anbefalt å teste to perioder mot hverandre, så lenge periodene er før behandlingen. Altså behøver man ikke bruke året før behandlingen finner sted som base, gitt at to perioder før behandlingen benyttes (Kahn-Lang mfl., 2019).

Med utgangspunkt i dette benyttet vi tilgjengelig pre-behandlingsperiode data fra ESS til å teste forutsetningen om parallell trend. Nullhypotesen var da ingen signifikant forskjell i subjektiv helse mellom behandlings- og kontrollgruppe i peri-

oden før krisen. En eventuell forkastelse av nullhypotesen vil da gi en indikasjon på at det eksisterer gruppespesifikke trender før finanskrisen. Dette vil igjen bety at den enkle diff-in-diff tilnærmingen brukt innledningsvis, ikke vil være en god måte å finne kausaleffekten av finanskrisen på subjektiv helse. Det er viktig å påpeke at antagelsen om parallell trend aldri er testbar. Gjennomføring av denne testen ga oss derfor ikke muligheten til å konkludere at antagelsen om parallell trend ikke var oppfylt, men en indikasjon på robustheten til den enkle diff-in-diff modellen (Green mfl., 2014).

Grunnet mistanke om brudd på antagelsen om parallell trend, valgte vi å utvide analysen ved å bruke en mer fleksibel diff-in-diff modell. Denne modellen tillot for forskjellige helsetrender mellom behandlings- og kontrollgruppen. Regresjonsformuleringen til den fleksible diff-in-diff modellen kan skrives:

$$SH_{it} = \alpha + \beta \cdot B_i + \gamma \cdot P_t + \delta(B_i \cdot P_t) + \tau \cdot T_t + \lambda(T_t \cdot B_i) + \eta \cdot X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

som er identisk med (4), med unntak av at vi inkluderte en kontinuerlig trendvariabel $T = 1, \dots, 7$, samt et interaksjonsledd mellom trend og behandlingsdummyen. Den lineære trendvariabelen tok verdien 1 for observasjoner fra ESS1 (2002), 2 for observasjoner fra ESS2 (2004), opp til 7 for ESS7 (2014).

5.5 Difference-in-difference med propensity score matching

Som et alternativ til å kontrollere for variabler i diff-in-diff regresjonen, valgte vi som en ekstra robusthetssjekk en tilnærming som kombinerte matching og diff-in-diff. Bakgrunnen for at vi valgte å matche individer skyldtes en bekymring knyttet til at individer fra kontroll- og behandlingsgruppen var forskjellige på observerbare karakterstikker, som kan ha hatt påvirkning på subjektiv helse. Å matche individene på observerbare variabler kan sees på som et alternativ til å kontrollere for variabler i diff-in-diff regresjonen. Hovedforskjellen ligger i hvordan observasjonene har blitt vektet (Angrist, 1995). Mens estimerte koeffisienter i en regresjon reflekterer variansvektede gjennomsnitt, genererer matchingestimatorer vektorer som er proporsjonale med sannsynligheten for å ha tilhørt behandlingsgruppen gitt observerbare karakterstikker (Borge mfl., 2008). Tabell (9) viser gjennomsnittlig verdi for inkluderte variable for kontroll- og behandlingsgruppen før finanskrisen. Som figuren viser, var gruppene signifikant forskjellige på alle inkluderte variabler utenom minoritet. Spesielt var vi bekymret for forskjellen i utdanningsnivå mellom de to gruppene. Dette fordi tidligere forskning har vist at utdanningsnivå kan ha påvirkning på helsen til et individ. Etersom vi fant signifikante forskjeller mellom gruppene, kan det ar-

gumenteres for at kontrollgruppen ikke representerte det kontrafaktiske utfallet til behandlingsgruppen på en tilfredsstillende måte. På bakgrunn av dette valgte vi i første omgang å matche individene basert på propensity score, for deretter å bruke diff-in-diff på det matchede utvalget. Tanken var at kombinasjonen av disse to statistiske metodene ga et mer robust resultat. Det å matche på propensity score ga et alternativ til å kontrollere for observerbare faktorer, samt at diff-in-diff kontrollerte for tidsuavhengige uobserverbare faktorer.

Den naive, men intuitive tanken bak matching er å lage utvalg som er like basert på observerbare variabler. Dette blir gjort ved at man for hvert individ i behandlingsgruppen finner individer som har de samme verdiene for disse variablene. Denne tilnærmingen fungerer hvis det kun er få variabler man ønsker å matche på. I tilfellet med mange variabler vil det selv med store utvalg bli vanskelig å finne individer i kontrollgruppen med identiske verdier på inkluderte variabler, som individer i behandlingsgruppen. Dette refereres i litteraturen til som ‘the curse of dimensionality’. Dersom man i tillegg har mange kontinuerlige kontrollvariabler kompliseres problemet ytterligere (Zhao, 2008).

En variant av tradisjonell matching som forsøker å løse dette problemet er propensity score matching. Fremfor å matche på hver variabel enkeltvis, samler propensity scoren alle de inkluderte variablene i én skalar. Fordelen er da at man forholder seg til én skalar, som sier noe om hvor lik et individ fra kontrollgruppen er lik et individ fra behandlingsgruppen.

For å estimere en kausaleffekt av finanskrisen på subjektiv helse, har vi vært opptatt av å kontrollere for observerbare og uobserverbare forskjeller mellom behandlings- og kontrollgruppen. Dersom forskjellen mellom individer fra gruppene kan forklares utelukkende ved observerbare faktorer, er PSM en måte å kontrollere for dette på. Dette gjøres ved å redusere estimeringsutvalget til statistisk identiske kontroll- og behandlingsobservasjoner. Ved å oppnå balanse over en rekke observerbare karakteristikk ved individene i hver gruppe, er håpet at dette også forlenges til uobserverbare faktorer. Denne metoden har blitt benyttet av Heckman mfl., 1997, som var de første til å demonstrere at PSM-DID kan fjerne skjevheter som følge av både observerbare og uobserverbare faktorer.

Det er to antagelser som må holde for at PSM skal være en valid tilnærming for å estimere behandlingseffekt. Disse er antagelsen om Common support og betinget uavhengighet. Antagelsen om common support sier at behandlede individer med propensity score høyere enn den høyeste propensity scoren til et kontrollindivid skal ekskluderes. Tilsvarende skal behandlede individer med propensity score lavere enn den laveste propensity scoren til et kontrollindivid bli ekskludert (Smith and Todd 2005). Sagt på en annen måte må det i begge grupper være individer med lignende

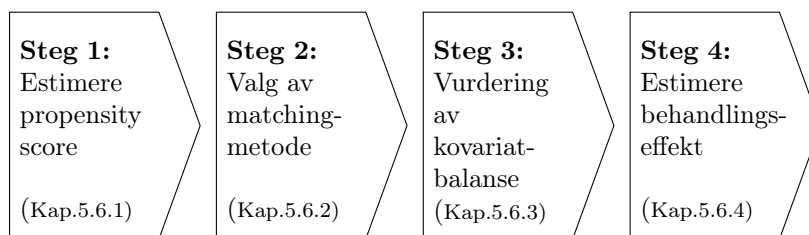
propensity score, illustrert ved figur (5). Ved å estimere propensity score med en logitregresjon, sikrer man at estimert propensity score alltid ligger mellom 0 og 1. Den andre antagelsen som må holde er antagelsen om betinget uavhengighet. Antagelsen sier at når observerbare karakteristikk har blitt kontrollert for, så vil subjektiv helse være uavhengig av om man før finanskrisen var i behandlingsgruppen eller ikke. Merk at antagelsen om betinget uavhengighet ikke kan testes direkte, slik at man ved å benytte matching ikke kan utelukke uobserverbare skjevheter.

$$\text{Betinget uavhengighet : } SH_{1i}, SH_{0i} \perp B_i | P(X_i) \quad (7)$$

5.6 Stegene i en PSM-DID-analyse

Stegene i en PSM-DID analyse kan oppsummeres ved figur (4).

Figur 4: Stegene i en PSM-DID analyse



5.6.1 Estimering av propensity score

I første steg av PSM-DID metoden estimerte vi en propensity score for hvert individ i utvalget. Propensity score er en estimering av den hypotetiske sannsynligheten for at et individ tilhørte behandlingsgruppen, gitt observerbare karakteristikk. Denne sannsynligheten kan estimeres ved hjelp av en probit eller logit-regresjon. En mer utfyllende beskrivelse av logistisk regresjon har blitt presentert i appendix A.2. Propensity scorene estimeres ved å først spesifisere behandling B som en binær variabel. Det vil si 0 for kontrollgruppen og 1 for behandlingsgruppen, tilsvarende B i ligning (4). Vi valgte en logistisk regresjonsspesifikasjon, slik at den binære responsvariabelen ble modellert som:

$$P(B = 1 | X_i) = \frac{e^{f(x_i)}}{1 + e^{f(x_i)}} \quad (8)$$

hvor $P(B = 1 | X_i)$ er sannsynligheten for at behandlingsgruppe-indikatoren er lik 1, betinget på inkluderte variabler (X_i) for individ i . Funksjonen $f(X)$ har blitt modellert lineært, dvs på formen $f(X) = X\beta$, og koeffisientene til funksjonen (β)

har blitt estimert ved bruk av maximum likelihood. De predikerte sannsynlighetene som følger fra denne prosedyren er propensity scoren for hvert individ.

Det kan virke kontraintuitivt å estimere sannsynligheten for at et individ tilhørte behandlingsgruppen, ettersom dette allerede var kjent. Det er derfor viktig å påpeke at formålet var å estimere hvor sannsynlig det var at en person tilhørte behandlingsgruppen gitt visse karakteristikk. En annen måte å forstå denne strategien på er å tenke på propensity scoren som en måte å profilere individer i behandlingsgruppen, slik at like individer fra kontrollgruppen kan bli valgt som kontroller. Dette har også blitt påpekt i blant annet Chintrakarn, 2008, og Augurzky mfl., 2001. Logitregresjonen ga oss den estimerte propensity scoren for hvert individ. Dette gjorde at vi hadde mulighet til å sammenligne individer fra behandlingsgruppen med individer fra kontrollgruppen som var statistisk like i form av lik propensity score.

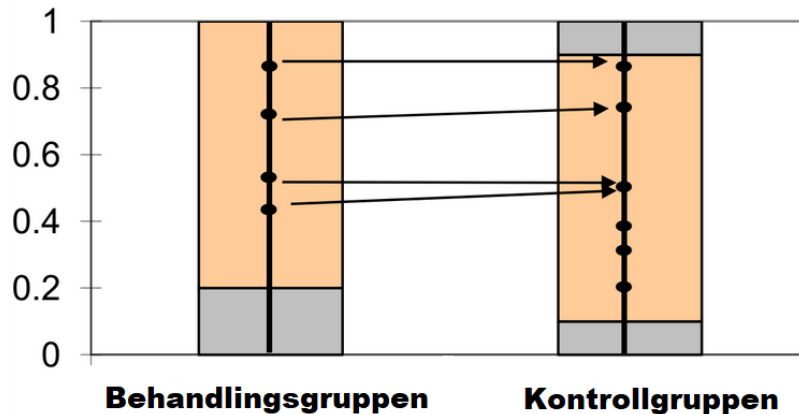
For at prosedyren skal gi et valid estimat av propensity scoren er det viktig å vurdere hvilke variabler man inkluderer i $f(X_i)$. Dette fordi valg av variabler påvirker skjevheten og variansen til den estimerte behandlingseffekten (Caliendo mfl., 2008; Brookhart mfl., 2006). Resultatene fra Brookhart sin analyse fant at variabler som var urelatert til behandlingen, men relatert til utfallet alltid burde bli inkludert i estimeringen av propensity score. Dette fordi inkludering av slike variabler vil kunne øke presisjonen på estimatet uten å øke skjevheten. Inkludering av variabler relatert til behandlingen, men ikke til utfallet, vil kunne føre til mindre presise estimat uten reduksjon av skjevhet. I Caliendo mfl., 2008, ble det i tillegg anbefalt at man i estimering av propensity score inkluderer variabler som er relatert til behandlingsdeltagelse. Å velge variabler relatert til behandlingsdeltagelse er mer relevant i tilfeller hvor behandlingen er et form for program. Et eksempel finnes fra Heckman mfl., 1997, som fant at tidligere arbeidsledighetshistorikk for individene var relatert til deltagelse i et jobbopplæringsprogram. I vårt tilfelle var deltagelse i behandlingsprogrammet definert ved hvilket land man kom fra. På bakgrunn av dette inkluderte vi et bredt utvalg av tidsuavhengige eksogene variabler som fra et teoretisk standpunkt kunne antas å være relatert til subjektiv helse. Med andre ord valgte vi kontrollvariablene som ble brukt i diff-in-diff modellen, også for estimering av propensity scoren.

5.6.2 Valg av matchingmetode

Vi tok utgangspunkt i tre av de mest brukte matchingmetodene: nearest neighbor, caliper og radius-matching. En av utfordringene knyttet til å implementere PSM var at det i valg av matchingmetode fantes en rekke ulike metoder beskrevet i litteraturen, uten et åpenbart fasitsvar på hva som ville fungere best. De fleste metodene

delte derimot likhetstrekk ved å benytte en form for definisjon på likhet mellom propensity score, samt om kontrollindividene skulle bli matchet én eller flere ganger. Om kontrollindividene matches én eller flere ganger refereres til som matching med og uten erstatning.

Figur 5: Nearest neighbor matching



Figur (5) måler propensity score langs y-aksen og illustrerer ideen bak nearest neighbor matching (NN). NN-matching fungerer ved at individer fra kontrollgruppen blir valgt som matchingpartner for behandlingsindivider som er nærmest basert på absoluttverdien i differanse mellom propensity score. De øverste pilene i figuren illustrerer ideen bak NN uten erstatning, som vil si at hvert enkelt kontrollindivid bare kan brukes som match for ett individ fra behandlingsgruppen. De nederste pilene illustrerer ideen bak NN med erstatning. I dette tilfellet kan hvert kontrollindivid bli brukt som match for flere behandlede individ.

Matching med erstatning kan anses som en avveining mellom skjevhet og varians. Ved å matche med erstatning vil den gjennomsnittlige kvaliteten på matchene øke, som gjør at skjevhet reduseres (Caliendo mfl., 2008). Kvaliteten på matchene vil øke fordi: å matche med erstatning minimerer propensity score distansen mellom matchede individer. Dette skyldes at hvert behandlede individ blir matchet mot nærmeste kontrollindivid, selv om dette kontrollindividet har blitt valgt før. Samtidig vil antall distinkte individer fra kontrollgruppen som blir brukt til å konstruere det kontrafaktiske utfallet reduseres. Dette øker variansen til estimatoren (Smith mfl., 2005). Begrensningen ved denne tilnærmingen er derfor at matchede kontrollindivider ikke er uavhengige, ettersom samme kontrollindivid kan brukes flere ganger. I tillegg må man være observant på hvor mange ganger man bruker hver kontroll. NN uten erstatning er en strengere form for matching. Dette fordi hvert enkelt kontrollindivid bare kan brukes som match for ett individ fra behandlingsgruppen. NN uten erstatning vil derfor gi dårligere resultater dersom nearest neighbor er langt unna i propensity score. Fordelen er at individene er uavhengige. I tillegg slipper man å ta

stilling til hvor mange ganger hvert kontrollindivid har blitt brukt som match.

En lignende matchingmetode som forsøker å løse problemene knyttet til NN matching uten erstatning, er caliper matching. Dette blir gjort ved å pålegge et toleransenivå på maksimal propensity score-distanse. Dette toleransenivået blir i litteraturen referert til som caliper. Caliper matching fungerer ved at et behandlet individ matches med nærmeste kontroll innenfor dette predefinerte toleransenivået. I dette tilfellet er det derfor mulig at et behandlet individ ikke kan bli matchet mot et kontrollindivid. Formålet med caliper matching er å unngå dårlige matcher. Det vil si at et behandlet individ matches med et kontrollindivid med stor differanse i propensity score. Å pålegge caliper fungerer derfor i samme retning som å tillate for erstatning. Dårlige matcher blir unngått og kvaliteten på matchene øker. Problemet er at dersom færre matcher kan bli oppnådd vil variansen til estimatene øke. I tillegg er det en utfordring knyttet til at det apriori er vanskelig å anslå et passende toleransenivå (Smith mfl., 2005).

Radiusmatching deler likhetstrekk med caliper matching, men fjerner én restriksjon. Fremfor å matche et behandlet individ med nærmeste kontroll innenfor predefinert caliper, blir alle kontrollindivider som faller innenfor den definerte radiusen valgt som matcher. Fordelen er at i tilfeller hvor det finnes mange gode matcher blir alle kontrollindivider brukt. Tilsvarende blir færre kontrollindivider brukt hvis det ikke finnes gode matcher (R. H. Dehejia mfl., 2002).

Som gjennomgangen viser sto vi overfor en rekke utfordringer knyttet til valg av matchingmetode uten et åpenbart svar på hva som var det beste valget. Til tross for dette, nevner Heckman mfl., 1997 at valg av matchingmetode i større grad er viktig i små utvalg. I tillegg har det blitt påpekt at alle PSM-estimatorer fra et asymptotisk standpunkt burde gi tilnærmet samme resultater. Dette fordi økende utvalgsstørrelse gir større mulighet for å finne eksakte matcher (R. Dehejia, 2005). For hovedanalysen valgte vi en NN propensity score matchingmetode uten erstatning med pålagt caliper. Det vil si at vi kun tillot at hvert enkelt kontrollindivid kunne bli brukt som match for ett individ fra behandlingsgruppen. I tillegg kunne dette ene individet bare bli benyttet dersom absoluttverdien i differanse mellom propensity score ikke var for stor. Vi valgte NN uten erstatning for å oppnå høyere kvalitet på hver enkelt match. Selv om dette resulterte i at færre behandlede individ kunne bli matchet mot et kontrollindivid, valgte vi denne matchingmetoden ettersom vi hadde et stort utvalg fra kontrollgruppen å bruke som potensielle matcher.

5.6.3 Vurdering av balanse for inkluderte variabler

Validiteten til en PSM-tilnærming vil avhenge av hvor godt den reduserte ubalanse mellom behandlings- og kontrollgruppen. Med balanse menes at dersom matchingen

ble gjennomført på en god måte, så vil karakteristikker ved individene i behandlings- og kontrollgruppen ikke være statistisk signifikant forskjellige fra hverandre (Binci mfl., 2018).

I første omgang ble individuell variabelbalanse sjekket på tvers av hvert utvalg. Dette ble sjekket ved å se på standardisert gjennomsnittlig differanse (SMD), på tvers av behandlings- og kontrollgruppe både før og etter matching. SMD er definert som differansen i gruppegjennomsnitt over kvadratrotten til gjennomsnittet til utvalgsvariansen. Hvis utvalgene har blitt balansert, burde differansen være liten og matching bør ha ført til en reduksjon i SMD sammenlignet med de umatchedde utvalgene (Binci mfl., 2018).

Målingen av SMD ga en indikasjon på om variablene var blitt balansert på tvers av behandlings- og kontrollgruppen. For å vurdere samlet varians benyttet vi to mål som oppsummerer variabelbalanse. Disse to er Rubin's R og Rubin's B. Rubin's B reflekterer den standardiserte absoluttdifferansen i gjennomsnitt i propensity score for behandlings- og kontrollgruppen. Rubin's R er gitt ved forholdet mellom variansen i propensity score for behandlings- og kontrollgruppen. Rubin, 2001, foreslår at Rubin's B burde ligge under 25, mens Rubin's R burde ligge mellom 0.5 og 2 for at tilstrekkelig balanse skal ha blitt oppnådd. Samlet gir Rubin's B og R en informativ indikasjon på forholdet mellom skjevhet og varians på tvers av behandlings- og kontrollgruppen. Avslutningsvis ble propensity score fordelingen analysert grafisk.

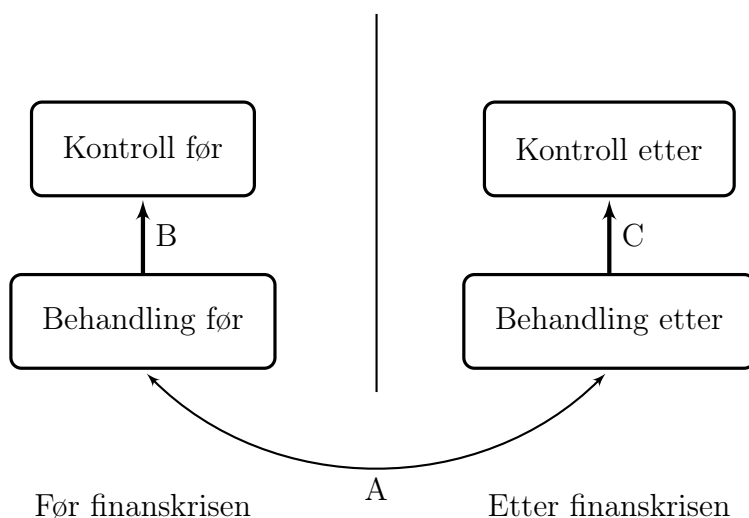
5.6.4 Estimere behandlingseffekt

Det er viktig å påpeke at kontrollgruppen etter PSM ikke besto av alle individene i den opprinnelige kontrollgruppen. Dette fordi selve poenget med å benytte PSM var å redusere den opprinnelige kontrollgruppen til et matchet uvalg av kontrollgruppen.

I estimering av behandlingseffekt ble to matchingstrategier benyttet (A og B). I strategi A antok vi at individene over tid var homogene. Det vil si at individene i behandlingsgruppen før krisen ikke var signifikant forskjellig fra individene i behandlingsgruppen etter krisen på observerte variabler. Dersom vi hadde hatt paneldata, ville denne antagelsen vært oppfylt, ettersom man hadde hatt informasjon om de samme individene over tid.

Pil B og C i figur (6) illustrerer fremgangsmetoden til strategi A. I denne strategien matchet vi først individer fra behandlingsgruppen før krisen, med individer i kontrollgruppen før krisen. Deretter matchet vi individer fra behandlingsgruppen etter krisen med individer i kontrollgruppen etter krisen. Etter å ha utført matchingen, estimerte vi behandlingseffekten ved å benytte diff-in-diff på det matchede utvalget.

Figur 6: Illustrasjon av matchingstrategiene



Ettersom vi hadde repetert tverrsnittsdata, kan heterogenitet innad i behandlingsgruppen ha ført til skjeve estimater for de andre modellspesifikasjonene som ble forsøkt. Dette fordi individene i utvalg før og etter finanskrisen ikke var de samme. Altså kan det ha eksistert signifikante forskjeller i inkluderte observerbare variabler ikke bare på tvers av gruppene, men også innad i behandlingsgruppen over tid. Sagt på en annen måte var det med repeterte tverrsnittsdata mer utfordrende å argumentere for at endringen i subjektiv helse skyldtes krisen og ikke bare heterogenitet i utvalget. Fra tabell (10) fant vi at gjennomsnittet for inkluderte variabler mellom behandlingsgruppen før og etter finanskrisen var signifikant forskjellig. Som et forsøk på å redusere denne potensiell heterogeniteten, konstruerte vi for strategi B et pseudo-panel for behandlingsgruppen. Dette ble gjort som et ekstra steg før stegene utført i strategi A, illustrert ved pil A i figur (6). Avslutningsvis brukte vi pseudo-panelet til å estimere behandlingseffekten, ved å bruke diff-in-diff metoden.

5.7 Subgruppe-effekter: Trippel difference-in-difference

Vi ønsket også å undersøke om finanskrisen hadde forskjellig påvirkning på subgrupper i samfunnet. For å forenkle analysen benyttet vi den enkle diff-in-diff tilnærmingen og brukte det fulle ikke-matchedde utvalget.

Eksempelvis var vi interessert i å finne ut om finanskrisen førte til en signifikant endring i sannsynlighet for å oppgi dårlig helse for kvinner i behandlingsgruppen. En intuitiv løsning ville da vært å bruke kvinner fra Norge og Belgia som kontrollgruppe. Problemet er at denne metoden ikke ville tatt hensyn til endringer i subjektiv helse som har oppstått som følge av at kvinner er systematisk forskjellig mellom landene. Eksempelvis kan endringen i subjektiv helse mellom kvinner i Norge og Hellas skyldes inntektsforskjeller og ikke finanskrisen.

En annen metode er å benytte data før og etter krisen utelukkende for behandlingsgruppen. Kvinner fra Hellas, Spania og Irland ville da utgjort behandlingsgruppen, mens menn fra de samme landene ville utgjort kontrollgruppen. Denne metoden antar dog at endringen i subjektiv helse ville vært lik for menn og kvinner i behandlingsgruppen, dersom finanskrisen ikke hadde skjedd. Altså ville denne metoden ikke tatt hensyn til andre faktorer, urelatert til finanskrisen, som kan ha påvirket den subjektive helsen til kvinner og menn forskjellig.

En mer robust tilnærming har blitt foreslått av Wooldridge, 2007. Denne metoden foreslår en kontrollgruppe bestående av individer både fra den opprinnelige kontrollgruppen og behandlingsgruppen. Det vil med andre ord si en kontrollgruppe bestående av kvinner og menn fra Belgia og Norge, samt menn i Hellas, Spania og Irland. Dette ble gjort ved å utvide modellen med interaksjonsledd mellom kjønn (K), behandling (B) og periode (P) illustrert ved ligning (9):

$$SH_{it} = \alpha + \beta \cdot B_i + \gamma \cdot P_t + \beta_1 K_i + \delta(B_i \cdot P_t) + \eta \cdot X_{it} \\ \delta_1(B_i \cdot K_i) + \delta_2(P_t \cdot K_i) + \delta_3(B_i \cdot P_t \cdot K_i) + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

K_i ble definert som en dummyvariabel som tok verdien 1 dersom individet var kvinne, 0 dersom individet var mann. δ_3 , koeffisienten foran det triple interaksjonsleddet, er koeffisienten vi var interessert i å estimere. OLS estimatet, uten kontrollvariabler, for δ_3 kan skrives som

$$\hat{\delta}_3 = [(\overline{SH}_{B,K,1} - \overline{SH}_{B,K,0}) - (\overline{SH}_{B,M,1} - \overline{SH}_{B,M,0}) \\ - [(\overline{SH}_{C,K,1} - \overline{SH}_{C,K,0}) - (\overline{SH}_{C,M,1} - \overline{SH}_{C,M,0})] \quad (10)$$

hvor B,C,K og M i senket skrift referer til behandlingsgruppe, kontrollgruppe, kvinne og mann, respektivt. 0 og 1 referer til før og etter finanskrisen. Leddet $(\overline{SH}_{B,K,1} - \overline{SH}_{B,K,0})$ i ligning (10) viser gjennomsnittlig endring i subjektiv helse for kvinner i behandlingsgruppen mellom periodene. $(\overline{SH}_{C,K,1} - \overline{SH}_{C,K,0})$ viser gjennomsnittlig endring i subjektiv helse for kvinner i kontrollgruppen mellom periodene, mens leddene $(\overline{SH}_{B,M,1} - \overline{SH}_{B,M,0})$ og $(\overline{SH}_{C,M,1} - \overline{SH}_{C,M,0})$ viser gjennomsnittlig endring i subjektiv helse for menn i behandlingsgruppen og kontrollgruppen, respektivt. $\hat{\delta}_3$ er difference-in-difference-in-difference estimatoren (DDD). Merk at ved å droppe $[(\overline{SH}_{B,M,1} - \overline{SH}_{B,M,0})$ og $(\overline{SH}_{C,M,1} - \overline{SH}_{C,M,0})$ fra ligning (10) får man diff-in-diff estimatet forklart innledningsvis, hvor kvinner fra Belgia og Norge benyttes som kontrollgruppe. Ved å fjerne $[(\overline{SH}_{C,K,1} - \overline{SH}_{C,K,0}) - (\overline{SH}_{C,M,1} - \overline{SH}_{C,M,0})]$ ender man opp med diff-in-diff estimatet hvor menn fra Hellas, Irland og Spania brukes som kontrollgruppe.

DDD-estimatet gitt ved ligning (10) tar utgangspunkt i gjennomsnittlig endring i subjektiv helse for kvinner i behandlingsgruppen, for deretter å nette ut endringen i gjennomsnitt for individene i kontrollgruppen og menn i behandlingsgruppen. Håpet er derfor at denne tilnærmingen har kontrollert for to typer forstyrrende trender. Den første er endringer i subjektiv helse for kvinner på tvers av de to gruppene, som ikke er relatert til finanskrisen. Den andre er endringer i subjektiv helse for alle individer tilhørende behandlingsgruppen. Dette kan eksempelvis være spesifikke tiltak i Hellas, Irland og Spania som har påvirket den subjektive helsen til alle individene i disse landene.

Vi anså denne tilnærmingen som mest robust og benyttet derfor metoden for de andre subgruppene i behandlingsgruppen. Med utgangspunkt i eksisterende litteratur undersøkte vi i tillegg til kvinner følgende subgrupper: individer uten fullført obligatorisk utdanning, individer under 34 år og individer som tilhørte en minoritetsgruppe.

Som kontrollgruppe for individer under 34 år benyttet vi individer over 34 år fra Hellas, Irland og Spania, samt individer fra Norge og Belgia. Ved å gjøre dette antok vi implisitt at de yngre individene i behandlingsgruppen hadde en parallell trend i subjektiv helse som de eldre. Dersom dette ikke er tilfelle, vil analysen være ugyldig. Som kontrollgruppe for individer uten obligatorisk utdanning, benyttet vi individer med utdanning utover obligatorisk utdanning i Hellas, Spania og Irland. I tillegg benyttet vi individer fra Norge og Belgia. For individer med minoritetsstatus besto kontrollgruppen av individer fra Belgia og Norge, samt individer uten minoritetsstatus fra Hellas, Spania og Irland.

6 Empiriske resultater

I denne delen av oppgaven har vi presentert de empiriske resultatene funnet i analysen. Første delkapittel presenterer resultatene fra de fire modellspesifiseringene som ble forsøkt i hovedanalysen. Videre har vi vist resultatene fra testene om parallell trend. Vi har deretter presentert resultatene fra matchingmetoden vi mente ga best balanse for inkluderte variable. Matchingmetoden som ble valgt var NN matching uten erstatning med pålagt caliper. Denne matchingmetoden ble benyttet for PSM-DID strategi A og B. Avslutningsvis har vi presentert resultatene for subgruppene vi studerte.

6.1 Estimert effekt av finanskrisen på subjektiv helse

Tabell (3) presenterer estimert effekt av finanskrisen på subjektiv helse for de fire modellspesifiseringene som ble forsøkt. Kolonne (1) oppgir estimatoren for den enkle diff-in-diff modellen, mens kolonne (2) viser estimatoren for diff-in-diff modellen med lineær trend. Kolonne (3) og (4) viser PSM-DID estimatoren for strategi A og B, respektivt.

Tabell 3: Estimert effekt av finanskrisen på subjektiv helse¹

	(1)	(2)	(3)	(4)
DiD	0.013	-0.041	0.012	-0.009
t-verdi	(1.28)	(-1.55)	(1.34)	(-1.06)
Antall observasjoner	51,646	51,646	29,530	26,476
R^2	0.15	0.15	0.09	0.11
Trend	Nei	Ja	Nei	Nei
Matchende individer	Nei	Nei	Ja	Ja
Matching uten erstatning	-	-	Ja	Ja
Pseudo panel	Nei	Nei	Nei	Ja

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

¹ Alle modeller kontrollert for: Kjønn, alder, minoritetsstatus, om man tilhører religion, sivilstatus, om man bor i storby, om man bor med barn, hvor sosial man er, om mor er født i landet og om far er født i landet. T-verdiene er beregnet med robuste standardavvik.

Som tabell (3) viser fant vi liten variasjon i resultater og ingen av resultatene våre var signifikante til 10%. Gitt at våre modellspefikasjoner har klart å gjøre gruppene like på alle observerte og ikke-observerte karakteristikk, vil kontrollgruppen ha representert det kontrafaktiske utfallet for behandlingsgruppen. En ikke-signifikant effekt indikerte derfor, at det verken var større eller mindre sannsynlighet for å oppgi dårlig helse i Hellas, Spania og Irland, som følge av finanskrisen.

6.2 Test for gruppespesifikke helsetrender

Ettersom vi hadde mistanke om at det kunne ha eksistert gruppespesifikke trender før krisen, testet vi for dette ved å benytte den enkle diff-in-diff modellen. Tabell (4) presenterer resultatene fra de forskjellige testene.

Tabell 4: Test for gruppespesifikke helsetrender¹

	(1)	(2)	(3)
DiD	-0.026	-0.023	-0.024
t-verdi	(-1.49)	(-1.36)	(-1.62)
Observasjoner	17,103	16,892	26,926

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

¹ Alle modeller kontrollert for: Kjønn, alder, minoritetsstatus, om man tilhører religion, sivilstatus, om man bor i storby, om man bor med barn, hvor sosial man er, om mor er født i landet og om far er født i landet. T-verdiene er beregnet med robuste standardavvik.

I kolonne (1) ble 2002 testet mot 2006, mens kolonne (2) viser resultatet for 2004 mot 2006. Kolonne (3) viser resultatet for 2006 testet mot begge årene kombinert. I alle tilfeller var t-verdien så lav at nullhypotesen om ingen gruppespesifikke trender før krisen ble beholdt.

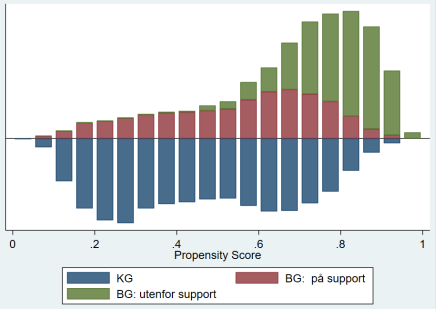
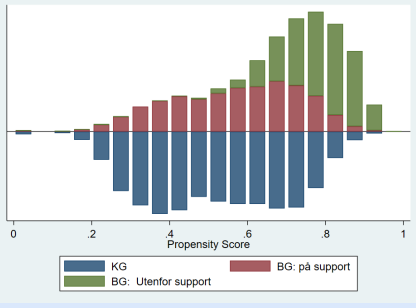
6.3 Vurdering av matchingmetodene

Tabell (5) og (6) viser resultatene fra matchingmetoden vi valgte for hovedanalysen, for matchingstrategi A og B. Tabellene inkluderer to forskjellige typer figurer, som sammen oppsummerer i hvilken grad matchingen som ble valgt for hovedanalysen var vellykket. Figurene til venstre måler standardisert gjennomsnittlig differanse (SMD) i prosent langs x-aksen, for inkluderte variabler. Figurene til høyre illustrerer fordelingen av propensity score mellom behandlings- og kontrollgruppen. En vellykket matchingprosedyre indikerer at propensity score er symmetrisk fordelt på tvers av behandlings- og kontrollgruppe. En skjev fordeling kan indikere at balanse ikke har blitt oppnådd på en tilfredsstillende måte (Binci mfl., 2018). Figurene viser i tillegg antall individer fra behandlingsgruppen som har falt utenfor common support og dermed blitt fjernet fra utvalget. Dette er individer fra behandlingsgruppen med høyere propensity score enn den høyeste i kontrollgruppen.

Som tabellene viser, førte vår matchingmetode til at et relativt høyt antall individer falt utenfor common support. Som påpekt var dette et bevisst valg vi tok for å oppnå høyere kvalitet på hver match. Samtidig kan det være bekymringsverdig dersom disse individene i seg selv var viktige for å forklare forskjeller i subjektiv helse mellom de to gruppene. Vi anså det som mindre problematisk for vårt tilfelle.

Dette fordi vi etter matching fremdeles hadde et høyt antall observasjoner på common support. I tillegg ser vi av figurene til venstre at SMD for inkluderte variable ble redusert som følge av matchingen. Dette var tilfelle for både strategi A og B. Altså ga dette en indikasjon på at inkluderte variabler ble bedre balansert på tvers av behandlings- og kontrollgruppen som følge av matchingen. Tabellene viser også Rubin's B og R før og etter matching. Vi fant at Rubin's R i alle tilfeller, bortsett fra strategi B før krisen, lå mellom 0.5 og 2. I tillegg var Rubin's B i alle tilfeller større enn 25 før matching, men mindre enn 25 etter matching. Dette ga en videre indikasjon på at ubalansen for observerte variabler, ble redusert som følge av matching. Som en robusthetssjekk ble ulike varianter av NN, caliper og radius-matching også forsøkt. Resultatene fra de alternative matchingmetoden kan finnes i appendix A.6.

Tabell 5: Strategi A: NN-matching uten erstatning og caliper (0.001)

Standardisert gjennomsnittlig differanse i % (SMD)		Balanse	
Før finanskrisen			
Bor_i_storby			
Alder		Antall observasjoner fjernet	8,506
Kjønn		Common support	17,724
Sivilstatus		Rubin's B	[Før 102.0*
Minoritet		Rubin's R	matching] 0.83
Far_født_i_landet		Rubin's B	[Etter 12.2
Mor_født_i_landet		Rubin's R	matching] 1.04
Bor_med_barn			
Utdanningsnivå			
Sosial			
Religion			
ATT -0.007			
SE 0.007			
Etter finanskrisen			
Sivilstatus			
Bor_i_storby		Antall observasjoner fjernet	7,806
Kjønn		Common support	17,610
Minoritet		Rubin's B	[Før 83.9*
Alder		Rubin's R	matching] 1.05
Bor_med_barn		Rubin's B	[Etter 19.8
Mor_født_i_landet		Rubin's R	matching] 0.76
Utdanningsnivå			
Sosial			
Religion			
ATT -0.013			
SE 0.007			

6. EMPIRISKE RESULTATER

Tabell 6: Strategi B: NN-matching uten erstatning og caliper (0.001)

Standardisert gjennomsnittlig differanse i % (SMD)		Balanse	
Behandlingsgruppen			
Religion	~18	<p>Antall observasjoner fjernet 2,285</p> <p>Common support 28,792</p> <p>Rubin's B [Før matching] 31.6*</p> <p>Rubin's R 1.85</p> <p>Rubin's B [Etter matching] 6.2</p> <p>Rubin's R 1.03</p>	
Utdanningsnivå	~15		
Mor_født_i_landet	~10		
Far_født_i_landet	~8		
Sivilstatus	~7		
Bor_med_barn	~6		
Alder	~5		
Kjønn	~4		
Minoritet	~3		
Sosial	~2		
Bor_i_storby	~1		
ATT	-0.008		
SE	0.005		
Før finanskrisen			
Bor_i_storby	~15	<p>Antall observasjoner fjernet 7,096</p> <p>Common support 16,035</p> <p>Rubin's B [Før matching] 95.0*</p> <p>Rubin's R 0.92</p> <p>Rubin's B [Etter matching] 12.2</p> <p>Rubin's R 1.04</p>	
Sivilstatus	~12		
Alder	~10		
Kjønn	~8		
Bor_med_barn	~6		
Minoritet	~5		
Far_født_i_landet	~4		
Mor_født_i_landet	~3		
Utdanningsnivå	~2		
Sosial	~1		
Religion	~0		
ATT	-0.002		
SE	0.007		
Etter finanskrisen			
Bor_i_storby	~15	<p>Antall observasjoner fjernet 6,246</p> <p>Common support 17,772</p> <p>Rubin's B [Før matching] 93.0*</p> <p>Rubin's R 0.47*</p> <p>Rubin's B [Etter matching] 14.5</p> <p>Rubin's R 1.13</p>	
Sivilstatus	~12		
Alder	~10		
Kjønn	~8		
Minoritet	~6		
Bor_med_barn	~5		
Mor_født_i_landet	~4		
Far_født_i_landet	~3		
Utdanningsnivå	~2		
Sosial	~1		
Religion	~0		
ATT	0.003		
SE	0.007		

6.4 Subgruppe-effekter

I dette kapitlet har vi presentert resultatene fra trippel diff-in-diff estimeringen, hvor den enkle diff-in-diff modellen ble benyttet for å studere om finanskrisen hadde ulik påvirkning på subgrupper i samfunnet. Tabell (7) presenterer resultatene vi fant.

Subgruppene i behandlingsgruppen vi var interessert i å studere var kvinner, individer uten fullført obligatorisk utdanning, individer med minoritetsstatus, samt individer under 34 år. Som foreslått av Wooldridge, 2007, konstruerte vi for alle subgruppene en kontrollgruppe bestående av individer både fra den opprinnelige kontrollgruppen og behandlingsgruppen.

Kolonne (1)-(4) viser estimert resultat for kvinner, individer uten obligatorisk utdanning, individer under 34 år og individer med minoritetsstatus, respektivt. Som tabell (7) viser, fant vi til 10% signifikansnivå ingen statistisk signifikant effekt av finanskrisen på subgruppene. Sagt på en annen måte fant vi at endringen i sannsynligheten for at en subgruppe i behandlingsgruppen svarte dårlig helse relativt til kontrollgruppen, ikke var signifikant forskjellig.

Tabell 7: DDD på subgrupper¹

	(1)	(2)	(3)	(4)
Subgruppe DiD	0.031	-0.035	0.021	0.002
t-verdi	(1.55)	(-1.10)	(1.02)	(0.03)
Observasjoner	51,646	51,646	51,646	51,646
R2	0.15	0.15	0.11	0.15

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

¹ Alle modeller kontrollert for: Kjønn, alder, minoritetsstatus, om man tilhører religion, sivilstatus, om man bor i storby, om man bor med barn, hvor sosial man er, om mor er født i landet og om far er født i landet. T-verdiene er beregnet med robuste standardavvik.

7 Diskusjon

I dette kapitlet har vi oppsummert metodene vi benyttet og resultatene vi fant. Ettersom våre resultater ikke samsvarte med eksisterende forskning og hypotesen vi fremsatte, har vi redegjort for betydningen av våre funn, samt drøftet potensielle årsaker til at våre resultater ikke samsvarte med tidligere forskning. Videre har vi gitt en begrunnelse for metodene vi benyttet, samt påpekt både styrker og begrensninger rundt vår tilnærming til problemstillingen.

7.1 Drøfting av resultater

Innledningvis tok vi utgangspunkt i en enkel diff-in-diff modell som gradvis ble utvidet med flere kontrollvariabler. Hovedanalysen har kun presentert modellen med det fulle settet, men resultatene fra modellen med ulike kombinasjoner av kontrollvariabler kan finnes fra tabell (11) i appendix A.5. Da vi estimerte modellen uten kontrollvariabler fant vi et signifikant positivt estimat til 10% signifikansnivå. Altså estimerte modellen at finanskrisen førte til en større økning i sannsynligheten for at et individ rapporterte dårlig helse for behandlingsgruppen, sammenlignet med kontrollgruppen. Vi mistenkte derimot at det kan ha eksistert variabler som ikke var relatert til finanskrisen, som kan ha påvirket subjektiv helse. For å unngå og overestimere den rene effekten av finanskrisen på subjektiv helse, utvidet vi modellen med en rekke kontrollvariabler. Da dette ble gjort fant vi ingen signifikant effekt av finanskrisen på subjektiv helse.

At sannsynligheten for å oppgi dårlig helse ikke var signifikant forskjellig mellom behandlingsgruppen og kontrollgruppen samsvarer ikke med resultatene fra tidligere forskning. Blant annet fant Vandoros mfl., 2013, en negativ sammenheng mellom finanskrisen og subjektiv helse i Hellas. Denne studien fant en negativ sammenheng mellom finanskrisen og subjektiv helse også da modellen ble utvidet med kontrollvariabler. I tillegg ble det i Hessel mfl., 2014, funnet en negativ sammenheng mellom helse og finanskrisen i Hellas, men ikke i Irland. Samtidig ble det i studien til Bartoll mfl., 2015, funnet en høyere sannsynlighet for å rapportere god helse i 2011/2012, sammenlignet med år før finanskrisen. Denne studien benyttet data utelukkende fra Spania. Disse funnene antyder at finanskrisen hadde forskjellig påvirkning på subjektiv helse mellom landene i behandlingsgruppen.

En potensiell årsak til at våre resultater ikke samsvarte med disse studiene, kan være at vi så på finanskrisens påvirkning på subjektiv helse for flere land samlet. Altså kan det hende at våre resultater ville vært annerledes dersom vi hadde analysert Hellas og Irland individuelt mot kontrollgruppen. Det er dog viktig å påpeke at formålet med oppgaven aldri var å kunne si at finanskrisen spesifikt ledet til dår-

ligere subjektiv helse i ett enkelt land. Formålet var å differensiere oss fra tidligere forskning ved å studere grupper av land samlet. Analysen vi utførte ga oss derfor muligheten til å studere hvordan finanskrisen påvirket subjektiv helse, generelt for land som hadde høy ledighet under finanskrisen. I tillegg benyttet begge de nevnte studiene Polen som kontrollgruppe, tok utgangspunkt i en annen spørreundersøkelse (EU-SILC¹⁵), samt at de benyttet en logistisk regresjon for hovedanalysen. Disse studiene benyttet i tillegg data for ett år av undersøkelsen før og etter krisen, mens vi kombinerte flere år. Med andre ord er det flere potensielle årsaker til at våre resultater ikke samsvarte med disse studiene.

Grunnet mistanke om brudd på antagelsen om parallell helsetrend, gjennomførte vi tre tester. Nullhypotesen var at det ikke fantes gruppespesifikke trender før finanskrisen. Til tross for at nullhypotesen ble beholdt i alle tilfellene, ga dette kun en indikasjon på at det ikke eksisterte gruppespesifikke trender før krisen. Vi valgte derfor å utvide til en mer fleksibel diff-in-diff modell, som tillot for ulike helsetrender mellom behandlings- og kontrollgruppen. I tilfellet med den fleksible diff-in-diff modellen estimerte vi kun modellen med det fulle settet av kontrollvariabler. Ettersom den fleksible diff-in-diff modellen heller ikke fant en signifikant effekt av finanskrisen på subjektiv helse, tydet dette på at estimatet fra den enkle diff-in-diff modellen var robust.

Som en ekstra sjekk for robusthet og et alternativ til å kontrollere for variabler i diff-in-diff regresjonen, forsøkte vi også en tilnærming som kombinerte propensity score matching og diff-in-diff. For hovedanalysen benyttet vi en nearest neighbor matchingmetode, uten erstatning og med pålagt caliper på 0.001. Det var generelt utfordrende å konkludere med at vårt valg av matchingmetode var det beste. Dette fordi PSM-DID metoden involverte mange valg uten spesifikke retningslinjer for hvordan disse valgene burde bli foretatt. Som en sensitivitetsanalyse ble nearest neighbor med erstatning og radius matching derfor forsøkt.

For PSM-DID metoden benyttet vi to matchingstrategier. Strategi A matchet individene fra kontrollgruppen med individer fra behandlingsgruppen før og etter krisen, respektivt. På bakgrunn av potensiell heterogenitet i observerte variabler i utvalgene før og etter krisen, konstruerte vi for strategi B et pseudo-panel for behandlingsgruppen. Som vist i tabell (12), fikk vi tilnærmet like PSM-DID estimater uavhengig av matchingmetode og strategi. Dette ga derfor en ytterligere indikasjon på at estimatet fra den enkle diff-in-diff modellen med kontrollvariabler var robust.

Avslutningsvis undersøkte vi om finanskrisen hadde statistisk signifikant effekt på subgrupper i samfunnet. Vi tok utgangspunkt i den enkle modellen, da estimeringsresultatene fra denne modellen var konsistent med utvidelsene av modellen

¹⁵European Union Statistics on Income and Living Conditions

som ble forsøkt. Vår modell fant ingen statistisk signifikant effekt av finanskrisen for subgruppene som ble undersøkt.

7.2 Styrker og begrensninger ved analysen

En styrke ved denne analysen var at vi benyttet flere tilnærminger for å forsøke å besvare problemstillingen. I de forskjellige tilnærmingene har vi gjennom diff-in-diff metoden kontrollert for tidsfaste, uobserverbare forskjeller mellom gruppene. Observerbare forskjeller mellom gruppene ble kontrollert for ved å inkludere kontrollvariabler. I tillegg inkluderte vi ved propensity score matching, et alternativ til å kontrollere for variabler i en regresjon. Det at resultatene var konsistente for alle modellspesifikasjonene bidro til å gjøre oss mer trygge på at resultatene vi fant var robuste. Til tross for dette er det viktig å påpeke begrensninger knyttet til data og metode, som kan ha ført til at analysen ikke isolerte effekten av finanskrisen på subjektiv helse.

Det våre analyser ikke kontrollert for var tidsavhengige uobserverbare forskjeller mellom gruppene som kan ha påvirket subjektiv helse. Et eksempel på dette er syn på god helse. Hvis individene fra behandlingsgruppen hadde et annerledes syn på hva god helse var etter finanskrisen, mens kontrollgruppens syn på helse var uendret, vil våre tilnærminger ikke ha kontrollert for dette.

For at kontrollgruppen skal ha gitt det kontrafaktiske utfallet til behandlingsgruppen, kan Norge og Belgia ikke ha blitt påvirket av finanskrisen. Dette er en streng antagelse ettersom både Norge og Belgia ble påvirket av finanskrisen, men i mindre grad enn landene i behandlingsgruppen. At Norge og Belgia ble påvirket av finanskrisen vil bare ha vært problematisk dersom subjektiv helse ble påvirket. Dersom Norge og Belgia fikk redusert subjektiv helse som følge av finanskrisen, har vi underestimert finanskrisen sin effekt på subjektiv helse i Hellas, Spania og Irland. Vi har underestimert fordi kontrollgruppen da ikke ville illustrert det kontrafaktiske utfallet til behandlingsgruppen. I tillegg vet vi at Norge og Belgia under finanskrisen gjennomførte en rekke landsspesifikke tiltak ment å begrense omfanget av krisen. Disse tiltakene var ikke nødvendigvis identiske med tiltak gjennomført i Hellas, Spania og Irland. Dersom disse landsspesifikke tiltakene hadde direkte effekt på subjektiv helse, vil dette også ført til at kontrollgruppen ikke illustrere det kontrafaktiske utfallet til behandlingsgruppen.

Både diff-in-diff regresjonen med kontrollvariabler og matchingmetodene, antar at vi har inkludert alle observerbare variabler som var uavhengig av finanskrisen og hadde effekt på subjektiv helse. I valg av observerbare variabler tok vi utgangspunkt i eksisterende forskning, men kan ikke utelukke at det fantes andre observerbare variabler som kan ha påvirket subjektiv helse. Mangel på inkludering av slike variabler

vil derfor ha ført til over- eller underestimering av den rene effekten av finanskrisen.

En annen faktor som kan ha påvirket analysen er selektiv flytting mellom europeiske land. Med selektiv flytting menes at flere individer kan ha flyttet fra behandlingsgruppen i løpet av finanskrisen. Dette kan ha kommet som en konsekvens av høy arbeidsledighet og dårlige fremtidsutsikter. Eksempelvis opplevde Hellas økt utflytning i løpet av finanskrisen (Visvizi, 2016). Dersom et vesentlig antall av disse individene hadde god helse, kan det tenkes at metodene som ble benyttet har overestimert en eventuell negativ effekt av finanskrisen på subjektiv helse. Dette fordi utvalget av individer i behandlingsgruppen etter krisen, ville bestått av en uvanlig høy andel med dårlig helse. Altså ville den negative effekten ikke reflektert den rene effekten av finanskrisen på subjektiv helse, men heller vært et resultat av at utvalget etter krisen besto av et høyere antall individer med dårlig helse. Basert på samme logikk kan det også tenkes at individer med dårlig helse kan ha flyttet fra landet i løpet av krisen. Dersom dette var tilfellet kan vi ha underestimert en eventuell negativ effekt av finanskrisen. Da vi ikke hadde informasjon om selektiv flytting, hadde vi ikke muligheten til å ta hensyn til dette.

En begrensning ved datasettet var at Hellas hadde år hvor de ikke gjennomførte undersøkelsen (2006, 2012 og 2014). Som et resultat ble utvalgsstørrelsen redusert. Vi valgte fremdeles å inkludere Hellas da vi følte at en utelatelse av dette landet ville svekket analysen betydelig. Dersom Hellas hadde gjennomført undersøkelsen i disse årene og hatt en høy andel individer med negativ selvrapportert helse kan det tenkes at dette kunne hatt påvirkning på analysen. Manglende data på Hellas kan derfor ha ført til at vi underestimerte effekten av finanskrisen på subjektiv helse.

En annen potensiell begrensning ved datasettet var knyttet til oversetting av spørreskjemaet. Ettersom spørsmålene ble stilt på det lokale språket i hvert deltagende land, kan oversettelsene ha ført til at individene i de forskjellige landene har tolket spørsmålet om selvrapportert helse forskjellig. Til tross for at ESS opererer med en rekke retningslinjer for kvalitetssikring av oversetting, har vi vært åpne for at dette kan ha påvirket analysen.

8 Konklusjon

Finanskrisen i 2008 førte til økt arbeidsledighet, pressede offentlige budsjetter og et svekket helsetilbud for flere europeiske land. Problemstillingen vi ønsket å besvare var derfor om land med høy arbeidsledighet under finanskrisen oppga dårligere helse enn land med lav ledighet. Da eksisterende forskning i stor grad hadde studert helseeffekten av finanskrisen innad i ett enkelt land, ønsket vi å differensiere oss ved å studere grupper av land samlet. Grunnet høye arbeidsledighetstall under krisen ble Hellas, Spania og Irland valgt som behandlingsgruppe, mens Belgia og Norge ble valgt som kontrollgruppe. På bakgrunn av funn fra eksisterende forskning, fremsatte også vi en hypotese om at landene med høy arbeidsledighet under krisen i gjennomsnitt ville rapportere dårligere helse sammenlignet med landene i kontrollgruppen.

For å finne en kausaleffekt av finanskrisen på subjektiv helse benyttet vi innledningsvis en enkel difference-in-difference modell som gradvis ble utvidet med flere kontrollvariabler. Grunnet mistanke om at det mellom gruppene kan ha eksistert gruppespesifikke helsetrender, ble den enkle modellen utvidet med en lineær trend. Som en ekstra robusthetsanalyse og et alternativ til å kontrollere for variabler i en regresjon, ble en tilnærming som kombinerte propensity score matching med difference-in-difference også forsøkt.

Som gjennomgangen viser benyttet vi en rekke tilnærminger for å estimere kausaleffekten av finanskrisen på subjektiv helse. Resultatene vi fant indikerte derimot at finanskrisen ikke hadde en signifikant negativ effekt. Disse resultatene var konsistente for alle metodene vi forsøkte, samt for alle subgruppene som ble undersøkt.

Eksisterende forskning som fant en signifikant negativ effekt av finanskrisen på subjektiv helse, var i stor grad basert på data fra Hellas. Samtidig ble det funnet en positiv signifikant effekt for studier som kun så på Spania. I tilfellet med Irland ble det ikke funnet en signifikant effekt av finanskrisen på subjektiv helse. Våre resultater indikerte derfor at finanskrisen ikke hadde en signifikant effekt, når landene ble studert som gruppe.

Figurer

1	Harmonisert arbeidsledighet, 2000-2017	4
2	Illustrasjon av difference-in-difference metoden	18
3	Andelen av utvalget som har rapportert dårlig helse	21
4	Stegene i en PSM-DID analyse	24
5	Nearest neighbor matching	26
6	Illustrasjon av matchingstrategiene	29

Tabeller

1	Deskriptiv Statistikk, ESS 2002-2014	16
2	Illustrasjon av difference-in-difference estimatoren	20
3	Estimert effekt av finanskrisen på subjektiv helse	33
4	Test for gruppespesifikke helsetrender	34
5	Strategi A: NN-matching uten erstatning og caliper (0.001)	36
6	Strategi B: NN-matching uten erstatning og caliper (0.001)	37
7	DDD på subgrupper	38
8	Deskriptiv statistikk sortert etter land	x
9	Gjennomsnitt for inkluderte variabler: behandlings- og kontrollgruppen før finanskrisen	xii
10	Gjennomsnitt for inkluderte variabler: behandlingsgruppen før og etter finanskrisen	xiii
11	Difference-in-difference med og uten trend	xiv
12	Propensity score matching med difference-in-difference (PSM-DID)	xv
13	Trippel difference-in-difference på subgrupper	xvi
14	Strategi A: NN-matching med erstatning og caliper (0.001)	xvii
15	Strategi B: NN-matching med erstatning og caliper (0.001)	xviii
16	Strategi A: Radius matching med caliper (0.001)	xix
17	Strategi B: Radius matching med caliper (0.001)	xx

Referanser

- Abadie, Alberto, Alexis Diamond og Jens Hainmueller (2015). “Comparative politics and the synthetic control method”. I: *American Journal of Political Science* 59.2, s. 495–510.
- Aguilar-Palacio, Isabel, Patricia Carrera-Lasfuentes og M José Rabanaque (2015). “Youth unemployment and economic recession in Spain: influence on health and lifestyles in young people (16–24 years old)”. I: *International journal of public health* 60.4, s. 427–435.
- Angrist, Joshua D (1995). *Estimating the labor market impact of voluntary military service using social security data on military applicants*. Tekn. rapp. National Bureau of Economic Research.
- Angrist, Joshua D og Jörn-Steffen Pischke (2008). *Mostly harmless econometrics: An empiricist’s companion*. Princeton university press.
- Augurzky, Boris og Christoph M Schmidt (2001). “The propensity score: A means to an end”. I:
- Bartoll, Xavier, Veronica Toffolutti, Davide Malmusi, Laia Palència, Carme Borrell og Marc Suhrcke (2015). “Health and health behaviours before and during the Great Recession, overall and by socioeconomic status, using data from four repeated cross-sectional health surveys in Spain (2001–2012)”. I: *BMC public health* 15.1, s. 865.
- Bell, David NF og David G Blanchflower (2009). “What should be done about rising unemployment in the OECD?” I:
- (2015). “Youth unemployment in Greece: measuring the challenge”. I: *IZA Journal of European Labor Studies* 4.1, s. 1.
- Binci, Michele, Madhumitha Hebbar, Paul Jasper og Georgina Rawle (2018). “Matching, differencing on repeat”. I:
- Borge, Lars-Erik og Jørn Rattsø (2008). “Property taxation as incentive for cost control: Empirical evidence for utility services in Norway”. I: *European Economic Review* 52.6, s. 1035–1054.
- Brookhart, M Alan, Sebastian Schneeweiss, Kenneth J Rothman, Robert J Glynn, Jerry Avorn og Til Stürmer (2006). “Variable selection for propensity score models”. I: *American journal of epidemiology* 163.12, s. 1149–1156.
- Browning, Martin og Esquil Heinesen (2012). “Effect of job loss due to plant closure on mortality and hospitalization”. I: *Journal of health economics* 31.4, s. 599–616.
- Caliendo, Marco og Sabine Kopeinig (2008). “Some practical guidance for the implementation of propensity score matching”. I: *Journal of economic surveys* 22.1, s. 31–72.

- Card, David og Alan B Krueger (1993). *Minimum wages and employment: A case study of the fast food industry in New Jersey and Pennsylvania*. Tekn. rapp. National Bureau of Economic Research.
- Catalano, Ralph (2009). “Health, medical care, and economic crisis”. I: *New England Journal of Medicine* 360.8, s. 749–751.
- Chintrakarn, Pandej (2008). “Estimating the euro effects on trade with propensity score matching”. I: *Review of International Economics* 16.1, s. 186–198.
- DeCastellarnau, Anna og Willem E Saris (2014). “A simple procedure to correct for measurement errors in survey research”. I: *European Social Survey Education Net (ESS EduNet)*, online: < <http://essedunet.nsd.uib.no/cms/topics/measurement/> > (9 November 2015).
- Dehejia, Rajeev (2005). “Practical propensity score matching: a reply to Smith and Todd”. I: *Journal of econometrics* 125.1-2, s. 355–364.
- Dehejia, Rajeev H og Sadek Wahba (2002). “Propensity score-matching methods for nonexperimental causal studies”. I: *Review of Economics and statistics* 84.1, s. 151–161.
- Drydakis, Nick (2015). “The effect of unemployment on self-reported health and mental health in Greece from 2008 to 2013: a longitudinal study before and during the financial crisis”. I: *Social Science & Medicine* 128, s. 43–51.
- Dua, Pami og David J Smyth (1993). “Survey evidence on excessive public pessimism about the future behavior of unemployment”. I: *Public Opinion Quarterly* 57.4, s. 566–574.
- Durand, Martine (2015). “The OECD better life initiative: How’s life? and the measurement of well-being”. I: *Review of Income and Wealth* 61.1, s. 4–17.
- Durkan, Joe og Niall O’Hanlon CSO (2012). “The Savings Rate during the Recession”. I: *Quarterly Economic* 12, s. 47.
- Economou, Marina, Michael Madianos, Lily E Peppou, Athanasios Patelakis og Costas N Stefanis (2013). “Major depression in the era of economic crisis: a replication of a cross-sectional study across Greece”. I: *Journal of affective disorders* 145.3, s. 308–314.
- Edwards, Ryan (2008). “Who is hurt by procyclical mortality?” I: *Social science & medicine* 67.12, s. 2051–2058.
- Eliason, Marcus og Donald Storrie (2009). “Job loss is bad for your health—Swedish evidence on cause-specific hospitalization following involuntary job loss”. I: *Social science & medicine* 68.8, s. 1396–1406.
- European Commission, Paris (2010). “Urban Cities Facing the Crisis. Impact and Responses”. I:

- Finseraas, Henning og Andreas Kotsadam (2013). “Hvordan identifisere årsakssammenhenger i ikke-eksperimentelle data?—En ikke-teknisk introduksjon”. I: *Tidsskrift for samfunnsforskning* 54.03, s. 371–387.
- Gemmill, Marin C, Sarah Thomson og Elias Mossialos (2008). “What impact do prescription drug charges have on efficiency and equity? Evidence from high-income countries”. I: *International journal for equity in health* 7.1, s. 12.
- Gili, Margalida, Miquel Roca, Sanjay Basu, Martin McKee og David Stuckler (2012). “The mental health risks of economic crisis in Spain: evidence from primary care centres, 2006 and 2010”. I: *The European Journal of Public Health* 23.1, s. 103–108.
- Granados, José A Tapia (2005). “Increasing mortality during the expansions of the US economy, 1900–1996”. I: *international Journal of epidemiology* 34.6, s. 1194–1202.
- Green, Colin P, John S Heywood og Maria Navarro (2014). “Did liberalising bar hours decrease traffic accidents?” I: *Journal of health economics* 35, s. 189–198.
- Heckman, James J, Hidehiko Ichimura og Petra E Todd (1997). “Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme”. I: *The review of economic studies* 64.4, s. 605–654.
- Hessel, Philipp, Sotiris Vitoros og Mauricio Avendano (2014). “The differential impact of the financial crisis on health in Ireland and Greece: a quasi-experimental approach”. I: *Public health* 128.10, s. 911–919.
- Idler, Ellen L, Shawna V Hudson og Howard Leventhal (1999). “The meanings of self-ratings of health: A qualitative and quantitative approach”. I: *Research on aging* 21.3, s. 458–476.
- ILO, International Labour Office (2010). *Global Employment Trends for Youth: August 2010: Special Issue on the Impact of the Global Economic Crisis on Youth*.
- Kahn-Lang, Ariella og Kevin Lang (2019). “The Promise and Pitfalls of Differences-in-Differences: Reflections on 16 and Pregnant and Other Applications”. I: *Journal of Business & Economic Statistics*, s. 1–14.
- Karanikolos, Marina, Philipa Mladovsky, Jonathan Cylus, Sarah Thomson, Sanjay Basu, David Stuckler, Johan P Mackenbach og Martin McKee (2013). “Financial crisis, austerity, and health in Europe”. I: *The Lancet* 381.9874, s. 1323–1331.
- Kearney, Melissa S og Phillip B Levine (2015). “Media influences on social outcomes: The impact of MTV’s 16 and pregnant on teen childbearing”. I: *American Economic Review* 105.12, s. 3597–3632.
- Kentikelenis, Alexander, Marina Karanikolos, Aaron Reeves, Martin McKee og David Stuckler (2014). “Greece’s health crisis: from austerity to denialism”. I: *The Lancet* 383.9918, s. 748–753.

- Koźluk, Tomasz, Alain Jousten og Jens Høj (2012). “Bringing Belgian Public Finances to a Sustainable Path”. I:
- Lloyd, Cynthia B (2005). “United Nations: World Youth Report 2003: The Global Situation of Young People”. I: *Studies in Family Planning* 36.4, s. 326–328.
- Maresso, Anna mfl. (2015). “Economic crisis, health systems and health in Europe. Country experiences”. I:
- Martikainen, Pekka, Netta Mäki og Markus Jäntti (2007). “The effects of unemployment on mortality following workplace downsizing and workplace closure: a register-based follow-up study of Finnish men and women during economic boom and recession”. I: *American journal of epidemiology* 165.9, s. 1070–1075.
- Matsaganis, Manos (2012). “Social policy in hard times: The case of Greece”. I: *Critical social policy* 32.3, s. 406–421.
- McInerney, Melissa, Jennifer M Mellor og Lauren Hersch Nicholas (2013). “Recession depression: mental health effects of the 2008 stock market crash”. I: *Journal of health economics* 32.6, s. 1090–1104.
- Mladovsky, Philipa, Divya Srivastava, Jonathan Cylus, Marina Karanikolos, Tamás Evetovits, Sarah Thomson, Martin McKee, World Health Organization mfl. (2012). “Health policy responses to the financial crisis in Europe edited by Philipa Mladovsky et al.” I:
- Ottersen, Ole Petter mfl. (2014). “The political origins of health inequity: prospects for change”. I: *The Lancet* 383.9917, s. 630–667.
- Papadopoulos, Orestis (2016). “Youth unemployment discourses in Greece and Ireland before and during the economic crisis: Moving from divergence to ‘contingent convergence’”. I: *Economic and Industrial Democracy* 37.3, s. 493–515.
- Paul, Karsten I og Klaus Moser (2009). “Unemployment impairs mental health: Meta-analyses”. I: *Journal of Vocational behavior* 74.3, s. 264–282.
- Phua, Kai-Lit (2011). “Can we learn from history? policy responses and strategies to meet health care needs in times of severe economic crisis”. I: *The Open Public Health Journal* 4, s. 1–5.
- Rubin, Donald B (2001). “Using propensity scores to help design observational studies: application to the tobacco litigation”. I: *Health Services and Outcomes Research Methodology* 2.3-4, s. 169–188.
- Ruhm, Christopher J (2000). “Are recessions good for your health?” I: *The Quarterly journal of economics* 115.2, s. 617–650.
- Scarpetta, Stefano, Anne Sonnet og Thomas Manfredi (2010). “Rising youth unemployment during the crisis”. I:
- Schuring, Merel, Alex Burdorf, Anton Kunst, Toon Voorham og Johan Mackenbach (2009). “Ethnic differences in unemployment and ill health”. I: *International archives of occupational and environmental health* 82.8, s. 1023–1030.

- Smith, Jeffrey A og Petra E Todd (2005). "Does matching overcome LaLonde's critique of nonexperimental estimators?" I: *Journal of econometrics* 125.1-2, s. 305–353.
- Stuckler, David, Sanjay Basu, Marc Suhrcke, Adam Coutts og Martin McKee (2009). "The public health effect of economic crises and alternative policy responses in Europe: an empirical analysis". I: *The Lancet* 374.9686, s. 315–323.
- Vandoros, Sotiris, Philipp Hessel, Tiziana Leone og Mauricio Avendano (2013). "Have health trends worsened in Greece as a result of the financial crisis? A quasi-experimental approach". I: *The European Journal of Public Health* 23.5, s. 727–731.
- Verick, Sher (2009). "Who is hit hardest during a financial crisis? The vulnerability of young men and women to unemployment in an economic downturn". I:
- Visvizi, Anna (2016). "Greece, the Greeks, and the Crisis: Reaching Beyond That's how it Goes". I:
- Wagstaff, Adam og Eddy Van Doorslaer (2000). "Equity in health care finance and delivery". I: *Handbook of health economics* 1, s. 1803–1862.
- Wooldridge, Jeffrey (2007). "Difference-in-differences estimation". I: *Lecture Notes* 10.
- Zhao, Zhong (2008). "Sensitivity of propensity score methods to the specifications". I: *Economics Letters* 98.3, s. 309–319.

A Appendix

A.1 Lineær sannsynlighetsmodell

I denne seksjonen forklares den bakenforliggende teorien til multippel lineær regresjon i tilfeller hvor den avhengige variabelen er binær (dvs. tar verdien 0 eller 1). I slike tilfeller betegnes modellen som en lineær sannsynlighetsmodell. Som forklart i avsnitt 4.1.3 kategoriserte vi subjektiv helse som en binær variabel (se ligning (2)). For å illustrere poenget antar vi et generelt tilfelle hvor $y = 0$ representerer et utfall og $y = 1$ et annet utfall. Dette gjør at modellen kan skrives:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k + u \quad (11)$$

Ettersom y i dette tilfellet er en binær variabel kan ikke β_j tolkes som endringen i y gitt en enhetsendring i x_j , alt annet konstant. y endres enten fra 0 til 1 eller fra 1 til 0 (eller endres ikke). Under antagelse om at $E(u|x_1, \dots, x_k) = 0$, har vi:

$$E(y|\mathbf{x}) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k \quad (12)$$

hvor \mathbf{x} representerer alle forklaringsvariable. Hovedpoenget er at når y er en binær variabel som tar verdien 0 eller 1, vil det alltid være sant at $P(y = 1|\mathbf{x}) = E(y|\mathbf{x})$. Dvs at sannsynligheten for at $y = 1$ er det samme som den forventede verdien til y . Dette gjør at vi kan skrive ligning (12) som:

$$P(y = 1|\mathbf{x}) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k \quad (13)$$

som sier at sannsynligheten for suksess (utfall=1), dvs. $p(\mathbf{x}) = P(y = 1|\mathbf{x})$ er en lineær funksjon av x_j . Den multiple lineære regresjonsmodellen med en binær avhengig variabel kalles den **Lineære sannsynlighetsmodellen (LPM)** fordi sannsynligheten er lineær i parametrene β_j . I den lineære sannsynlighetsmodellen måler β_j endringen i sannsynlighet for utfall=1 når x_j endres, alt annet konstant. Dette kan skrives som:

$$\Delta P(y = 1|\mathbf{x}) = \beta_j \Delta x_j \quad (14)$$

Hvis vi skriver den estimerte ligningen som:

$$\hat{y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_1 + \dots + \hat{\beta}_k x_k \quad (15)$$

må vi huske at \hat{y} er den predikerte sannsynligheten for at $y = 1$. Derfor er $\hat{\beta}_0$ den predikerte sannsynligheten for $y = 1$ når hver x_j er satt til 0. Koeffisienten $\hat{\beta}_1$

måler den predikerte endringen i sannsynligheten for at $y = 1$ når x_1 øker med én enhet.

A.2 Logistisk regresjon

Et av problemene ved å bruke lineær sannsynlighets modell er at man kan predikere urealistiske sannsynligheter. Det vil si negative sannsynligheter, samt sannsynligheter som er over 100% for om et individ er i behandlingsgruppen. Dette problemet kan løses, dersom man antar at sannsynligheten for at et individ befinner seg i behandlingsgruppen er gitt ved:

$$P(B = 1) = F(X_j\beta_j) = F(Z_j) \quad (16)$$

Hvor F er økende i Z_j og

$$\lim_{x_j\beta_j \rightarrow \infty} P(B = 1) = F(Z_j) = 1 \quad (17)$$

$$\lim_{x_j\beta_j \rightarrow -\infty} P(B = 1) = F(Z_j) = 0 \quad (18)$$

Antagelse (17) og (18) impliserer at sannsynligheten for at et individ er i behandlingsgruppen alltid ligger mellom 0 og 1. Disse antagelsene blir oppfylt ved å benytte en logit modell. I en logit modell, antar man at F har en logistisk fordeling som er gitt ved:

$$F(Z_i) = \frac{1}{1 + \frac{1}{Z_i}} \quad (19)$$

Dette gjør at sannsynligheten for at et individ befinner seg i behandlingsgruppen, alltid vil være mellom 0 og 1.

A.3 Kontrollvariabler

Høyeste utdanningsnivå (ISCED 1997)

1 = Less than low-
er secondary

2 = Lower secondary

3 = Upper secondary

4 = Post- seconda-
ry (non-tertiary)

5 = Tertiary

Kjønn

0 = Mann

1 = Kvinne

Alder

0 = Under 18 1 = 18-24 2 = 25-34 3 = 35-44
4 = 45-54 5 = 55-64 6 = 65-74 7 = Over 75

Tilhører minoritetsgruppe

0 = Nei 1 = Ja

Sivilstatus

0 = Ellers 1 = Bor med kone/mann/samboer

Bor i storby eller forstad til storby

0 = Nei 1 = Ja

Bor med barn hjemme

0 = Nei 1 = Ja

Hvor ofte er du sosial

1 = Aldri 2 = Mindre enn 3 = Èn gang per 4 = Flere ganger
 èn gang per mnd mnd per mnd
5 = Èn gang per 6 = Flere ganger 7 = Hver dag
uke per uke

Tilhører religion

0 = Nei 1 = Ja

Mor født i landet

0 = Nei 1 = Ja

Far født i landet

0 = Nei 1 = Ja

A.4 Deskriptiv statistikk

Tabell 8: Deskriptiv statistikk sortert etter land

	Antall obs	Gj.snitt	Standardavvik	Min	Max
Belgia					
Subjektiv helse	10,779	0.236	0.424	0	1
Alder	10,729	46.190	18.713	15	95
Minoritet	10,774	0.037	0.189	0	1
Utdanningsnivå	10,754	3.190	1.381	1	5
Kjønn	10,754	0.508	0.499	0	1
Sivilstatus	10,684	0.378	0.485	0	1
Bor i storby	10,779	0.236	0.425	0	1
Tilhører religion	10,789	0.434	0.496	0	1
Far født i landet	10,773	0.841	0.365	0	1
Mor født i landet	10,801	0.844	0.363	0	1
Bor med barn	10,774	0.392	0.488	0	1
Sosial	10,805	5.159	1.426	1	7
Norge					
Subjektiv helse	10,144	0.233	0.422	0	1
Alder	10,146	45.989	17.917	15	104
Minoritet	10,140	0.404	0.197	0	1
Utdanningsnivå	10,096	3.580	1.187	1	5
Kjønn	10,146	0.474	0.399	0	1
Sivilstatus	10,134	0.348	0.476	0	1
Bor i storby	10,143	0.331	0.470	0	1
Tilhører religion	10,149	0.523	0.499	0	1
Far født i landet	10,124	0.898	0.302	0	1
Mor født i landet	10,126	0.901	0.298	0	1
Bor med barn	10,146	0.378	0.485	0	1
Sosial	10,150	5.614	1.300	1	7
Spania					
Subjektiv helse	10,960	0.378	0.485	0	1
Alder	10,923	46.959	18.667	15	103
Minoritet	10,818	0.029	0.170	0	1
Utdanningsnivå	10,903	2.566	1.513	1	5
Kjønn	10,963	0.508	0.499	0	1
Sivilstatus	10,933	0.393	0.489	0	1
Bor i storby	10,947	0.281	0.449	0	1
Tilhører religion	10,909	0.702	0.457	0	1

A. APPENDIX

Far født i landet	10,960	0.915	0.278	0	1
Mor født i landet	10,963	0.917	0.276	0	1
Bor med barn	10,947	0.432	0.495	0	1
Sosial	10,932	5.313	1.517	1	7
Hellas					
Subjektiv helse	7,686	0.256	0.436	0	1
Alder	7,684	49.054	19.013	15	98
Minoritet	7,434	0.043	0.203	0	1
Utdanningsnivå	7,675	2.506	1.429	1	5
Kjønn	7,686	0.564	0.496	0	1
Sivilstatus	7,666	0.399	0.489	0	1
Bor i storby	7,666	0.555	0.497	0	1
Religiøs tilhørighet	7,676	0.936	0.254	0	1
Far født i landet	7,674	0.863	0.344	0	1
Mor født i landet	7,677	0.867	0.339	0	1
Bor med barn	7,684	0.404	0.491	0	1
Sosial	7,661	3.910	1.710	1	7
Irland					
Subjektiv helse	13,696	0.183	0.387	0	1
Alder	13,554	47.205	18.107	15	101
Minoritet	13,542	0.035	0.184	0	1
Utdanningsnivå	13,603	3.071	1.484	1	5
Kjønn	13,640	0.541	0.498	0	1
Sivilstatus	13,607	0.456	0.498	0	1
Bor i storby	13,691	0.312	0.463	0	1
Religiøs tilhørighet	13,649	0.801	0.400	0	1
Far født i landet	13,643	0.892	0.310	0	1
Mor født i landet	13,701	0.894	0.308	0	1
Bor med barn	13,657	0.409	0.491	0	1
Sosial	13,696	4.658	1.578	1	7

Tabell 9: Gjennomsnitt for inkluderte variabler: behandlings- og kontrollgruppen før finanskrisen

Variabler	Kontroll	Behandling	Differanse	T-verdi
Minoritet	0.028	0.031	0.003	1.36
Kjønn	0.492	0.543	0.051	8.29***
Alder	3.583	3.814	0.231	9.88***
Sivilstatus	0.645	0.600	-0.045	7.49***
Utdanningsnivå	3.344	2.636	-0.708	33.59***
Bor i storby	0.284	0.379	0.095	16.34***
Sosial	5.463	4.746	-0.717	36.89***
Bor med barn	0.395	0.435	0.040	6.63***
Religion	0.490	0.837	0.347	65.94***
Mor født i landet	0.895	0.912	0.017	4.61***
Far født i landet	0.894	0.908	0.014	3.81***

Tabell 10: Gjennomsnitt for inkluderte variabler: behandlingsgruppen før og etter finanskrisen

Variabler	Før	Etter	Differanse	T-verdi
Minoritet	0.040	0.031	0.009	4.53***
Kjønn	0.528	0.543	-0.015	2.75***
Alder	3.763	3.814	-0.051	2.42**
Sivilstatus	0.556	0.600	-0.044	7.99***
Utdanningsnivå	2.970	2.636	0.334	14.78***
Bor i storby	0.339	0.379	-0.041	7.64***
Sosial	4.659	4.746	-0.088	4.71***
Bor med barn	0.396	0.435	-0.039	7.16***
Religion	0.759	0.837	-0.078	17.57***
Mor født i landet	0.878	0.912	-0.033	9.82***
Far født i landet	0.878	0.908	-0.029	8.50***

A.5 Estimeringsresultater

Tabell 11: Difference-in-difference med og uten trend

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DiD	0.020 (1.88)*	0.014 (1.44)	0.013 (1.28)	0.014 (1.38)	0.013 (1.28)	-0.041 (-1.55)
Periode	-0.002 (-0.28)	0.002 (0.32)	0.001 (0.05)	-0.001 (-0.15)	-0.002 (-0.30)	0.005 (0.27)
Behandling	0.084 (11.20)***	0.074 (10.44)***	0.084 (11.15)***	0.083 (11.10)***	0.084 (11.10)***	0.056 (3.83)***
Alder		0.078 (49.25)***	0.083 (48.84)***	0.082 (46.87)***	0.082 (46.32)***	0.082 (46.06)***
Kjønn		0.068 (11.43)***	0.069 (11.49)***	0.070 (11.42)***	0.070 (11.42)***	0.069 (11.39)***
Utdanning		-0.024 (-10.83)***	-0.024 (-10.66)***	-0.024 (-10.64)***	-0.023 (-10.45)***	-0.024 (-10.46)***
Bor i storby		-0.020 (-3.10)***	-0.020 (-3.17)***	-0.021 (-3.33)***	-0.022 (-3.32)***	-0.21 (-3.16)***
Sivilstatus			-0.048 (-7.42)***	-0.041 (-5.70)***	-0.042 (-5.79)***	-0.043 (-5.83)***
Tilhører religion			-0.033 (-4.81)***	-0.033 (-4.73)***	-0.032 (-4.54)***	-0.097 (-4.30)***
Bor med barn				-0.022 (-3.10)***	-0.020 (-2.96)***	-0.021 (-2.96)***
Sosial				-0.008 (-3.83)***	-0.008 (-3.68)***	-0.008 (-3.82)***
Mor født i landet					0.019 (1.22)	0.020 (1.22)
Far født i landet					-0.020 (-1.26)	-0.019 (-1.21)
Minoritet					0.035 (1.95)*	0.036 (1.99)**
Konstantledd	0.250 (51.48)***	-0.056 (-3.99)***	-0.129 (-7.08)***	-0.066 (-2.88)***	-0.072 (-2.97)***	-0.068 (-2.69)***
Observasjoner	53,331	52,905	52,532	52,441	51,646	51,646
R^2	0.01	0.14	0.15	0.15	0.15	0.15
Lineær trend	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Ja

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$,
(T-verdier beregnet med
robuste standardavvik)

Tabell 12: Propensity score matching med difference-in-difference (PSM-DID)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DiD	0.012 (1.34)	0.002 (0.30)	-0.009 (-1.06)	-0.001 (-0.12)	0.002 (0.28)	0.002 (0.08)
Periode	-0.006 (-0.86)	-0.006 (-0.98)	0.007 (0.58)	-0.005 (-0.74)	-0.005 (-0.88)	-0.004 (-0.72)
Behandling	-0.005 (-0.74)	0.006 (1.02)	-0.006 (-1.03)	0.003 (0.57)	0.004 (0.79)	0.003 (0.57)
Alder	0.062 (44.04)***	0.068 (64.84)***	0.065 (53.37)***	0.069 (64.67)***	0.069 (64.45)***	0.068 (64.78)***
Kjønn	0.036 (7.50)***	0.038 (10.31)***	0.044 (10.62)***	0.039 (10.68)***	0.038 (12.79)***	0.042 (9.62)***
Utdanning	-0.020 (-17.63)***	-0.018 (-22.06)***	-0.050 (-33.12)***	-0.023 (-25.03)***	-0.020 (-23.20)***	-0.018 (-23.12)***
Bor i storby	-0.018 (-3.55)***	-0.024 (-6.13)***	-0.008 (-1.90)*	-0.019 (-4.70)***	-0.022 (-5.70)***	-0.18 (-4.71)***
Sivilstatus	0.046 (8.08)***	0.054 (12.69)***	0.041 (8.58)***	0.055 (13.14)***	0.055 (12.79)***	0.057 (13.75)***
Bor med barn	0.023 (4.31)***	0.028 (6.84)***	0.025 (5.26)***	0.026 (6.37)***	0.028 (6.74)***	0.023 (5.28)***
Sosial	-0.009 (-5.33)***	-0.011 (-8.56)***	-0.010 (-5.26)***	-0.012 (-9.91)***	-0.010 (-8.82)***	-0.011 (-9.92)***
Mor født i landet	-0.002 (-0.21)	0.004 (0.41)	-0.005 (-0.45)	0.003 (0.32)	0.003 (0.34)	0.002 (0.30)
Far født i landet	0.013 (1.29)	0.018 (1.97)**	0.016 (1.53)	0.017 (1.84)*	0.019 (2.04)**	0.017 (1.87)*
Minoritet	-0.018 (-3.18)***	-0.037 (-3.57)***	-0.026 (-2.21)**	-0.036 (-3.49)***	-0.035 (-3.34)***	-0.037 (-3.50)***
Konstantledd	0.007 (0.21)	-0.059 (-2.12)**	0.051 (1.60)	-0.035 (-1.26)	-0.056 (-1.99)**	-0.038 (-1.30)
Observasjoner	29,530	51,180	26,476	51,174	51,212	51,579
R^2	0.09	0.11	0.11	0.12	0.12	0.12
Erstatning	Nei	Ja	Nei	Ja	-	-
Radius matching	Nei	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja
Pseudo-panel	Nei	Nei	Ja	Ja	Nei	Ja
Caliper	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001

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

(T-verdier beregnet med
robuste standardavvik)

Tabell 13: Trippel difference-in-difference på subgrupper

	Subgruppe			
	Kvinne	Ikke fullført obligatorisk utdanning	Under 34 år	Minoritet
DiD subgruppe	0.031 (1.55)	-0.035 (-1.10)	0.021 (1.02)	0.002 (0.03)
Periode subgruppe	-0.013 (-0.97)	0.013 (0.49)	-0.031 (-2.36)**	0.012 (0.31)
Behandling subgruppe	0.029 (2.04)**	0.054 (2.38)**	-0.107 (-7.38)***	0.075 (1.74)*
Subgruppe	0.039 (4.13)***	0.104 (5.29)***	-0.163 (-16.58)***	-0.098 (-3.17)***
DiD	-0.032 (-1.04)	0.035 (3.12)***	0.001 (0.10)	0.011 (0.10)
Periode	0.018 (0.87)	-0.009 (-1.43)	0.016 (1.80)*	-0.026 (-0.35)
Behandling	0.031 (1.42)	0.052 (6.16)***	0.113 (11.47)***	-0.065 (-0.76)
Alder	0.081 (46.14)***	0.073 (38.24)***	-	0.082 (46.34)***
Kjønn	-	0.068 (11.00)***	0.078 (12.48)***	0.070 (11.42)***
Utdanning	-0.023 (-10.41)***	-	-0.031 (-11.50)***	-0.023 (-10.46)***
Bor i storby	-0.023 (-3.37)***	-0.019 (-2.84)***	-0.020 (-2.93)***	-0.022 (-3.37)***
Sivilstatus	0.043 (5.90)***	0.041 (5.60)***	0.021 (2.69)***	0.042 (5.77)***
Tilhører religion	0.032 (4.58)***	0.032 (4.67)***	0.003 (2.69)***	0.032 (4.62)***
Bor med barn	0.022 (3.01)***	0.020 (2.79)***	0.083 (11.23)***	0.021 (2.98)***
Sosial	-0.008 (-3.61)***	-0.008 (-3.88)***	-0.012 (-5.75)***	-0.008 (-3.69)***
Mor født i landet	-0.019 (-1.17)	-0.019 (-1.16)	-0.031 (-1.95)*	-0.020 (-1.24)
Far født i landet	0.019 (1.22)	0.018 (1.13)	0.008 (0.47)	0.019 (1.20)
Minoritet	-0.035 (-1.95)*	-0.022 (-1.19)	-0.026 (-1.45)	-
Konstantledd	-0.066 (-1.37)	-0.017 (-3.69)***	0.257 (5.49)***	0.017 (0.25)
Observasjoner	51,646	51,646	51,646	51,646
R2	0.15	0.15	0.11	0.15

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$,
(T-verdier beregnet med
robuste standardavvik)

A.6 Vurdering av matchingmetodene

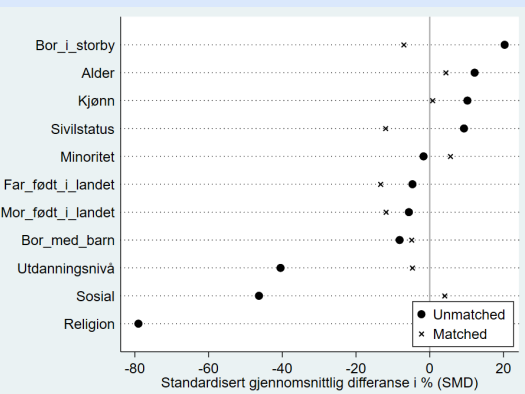
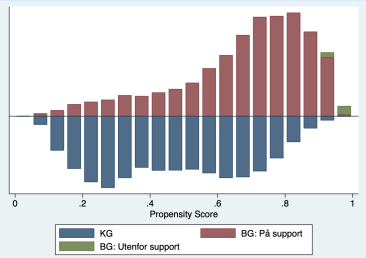
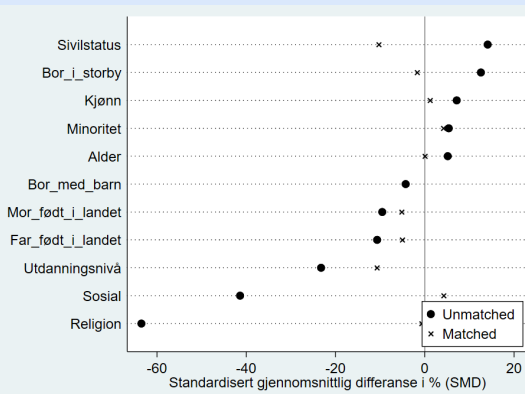
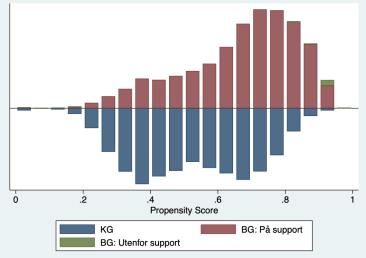
Tabell 14: Strategi A: NN-matching med erstatning og caliper (0.001)

Standardisert gjennomsnittlig differanse i % (SMD)		Balanse	
Før finanskrisen			
ATT	-0.017	Antall observasjoner fjernet	257
SE	0.015	Common support	25,973
		Rubin's B	[Før 102.0*
		Rubin's R	matching] 0.83
		Rubin's B	[Etter 10.8
		Rubin's R	matching] 1.17
Etter finanskrisen			
ATT	-0.022	Antall observasjoner fjernet	209
SE	0.013	Common support	25,207
		Rubin's B	[Før 84.3*
		Rubin's R	matching] 1.06
		Rubin's B	[Etter 12.4
		Rubin's R	matching] 1.04

Tabell 15: Strategi B: NN-matching med erstatning og caliper (0.001)

Standardisert gjennomsnittlig differanse i % (SMD)		Balanse	
Behandlingsgruppen			
Religion	x		Antall observasjoner fjernet Common support
Utdanningsnivå	x		
Mor_født_i_landet	x		
Far_født_i_landet	x		
Sivilstatus	x		
Bor_med_barn	x		
Alder	x		
Kjønn	x		
Minoritet	x		
Sosial	x		
Bor_i_storby	x		
	● Unmatched x Matched		
ATT	-0.057		
SE	0.012	Rubin's R	[Etter 9.0 matching] 1.28
Før finanskrisen			
Sivilstatus	x		Antall observasjoner fjernet Common support
Bor_i_storby	x		
Kjønn	x		
Minoritet	x		
Alder	x		
Bor_med_barn	x		
Mor_født_i_landet	x		
Far_født_i_landet	x		
Utdanningsnivå	x		
Sosial	x		
Religion	x		
	● Unmatched x Matched		
ATT	-0,016		
SE	0.015	Rubin's R	[Etter 10.8 matching] 1.17
Etter finanskrisen			
Sivilstatus	x		Antall observasjoner fjernet Common support
Bor_i_storby	x		
Kjønn	x		
Minoritet	x		
Alder	x		
Bor_med_barn	x		
Mor_født_i_landet	x		
Far_født_i_landet	x		
Utdanningsnivå	x		
Sosial	x		
Religion	x		
	● Unmatched x Matched		
ATT	-0.036		
SE	0.014	Rubin's R	[Etter 8.3 matching] 1.07

Tabell 16: Strategi A: Radius matching med caliper (0.001)

Standardisert gjennomsnittlig differanse i % (SMD)		Balanse	
Før finanskrisen			
			
ATT	-0.023	Antall observasjoner fjernet	266
SE	0.009	Common support	25,964
		Rubin's B	[Før 102.0*
		Rubin's R	matching] 0.83
		Rubin's B	[Etter 20.2
		Rubin's R	matching] 1.02
Etter finanskrisen			
			
ATT	-0.017	Antall observasjoner fjernet	168
SE	0.008	Common support	25,248
		Rubin's B	[Før 84.3*
		Rubin's R	matching] 1.06
		Rubin's B	[Etter 21.1
		Rubin's R	matching] 1.12

Tabell 17: Strategi B: Radius matching med caliper (0.001)

Standardisert gjennomsnittlig differanse i % (SMD)		Balanse	
Behandlingsgruppen			
Religion Utdanningsnivå Mor_født_i_landet Far_født_i_landet Sivilstatus Bor_med_barn Alder Kjønn Minoritet Sosial Bor_i_storby		Antall observasjoner fjernet 67 Common support 31,010	
ATT -0.002 SE 0.005		Rubin's B [Før 31.6* Rubin's R matching] 1.85	
		Rubin's B [Etter 2.7 Rubin's R matching] 0.97	
Før finanskrisen			
Bor_i_storby Alder Kjønn Sivilstatus Minoritet Far_født_i_landet Mor_født_i_landet Bor_med_barn Utdanningsnivå Sosial Religion		Antall observasjoner fjernet 266 Common support 25,964	
ATT -0,023 SE 0.009		Rubin's B [Før 102.0* Rubin's R matching] 0.83	
		Rubin's B [Etter 20.2 Rubin's R matching] 1.02	
Etter finanskrisen			
Sivilstatus Bor_i_storby Kjønn Minoritet Alder Bor_med_barn Mor_født_i_landet Far_født_i_landet Utdanningsnivå Sosial Religion		Antall observasjoner fjernet 204 Common support 25,145	
ATT -0.023 SE 0.008		Rubin's B [Før 80.8* Rubin's R matching] 0.63	
		Rubin's B [Etter 13.9 Rubin's R matching] 1.05	