

Abstract

The purpose of this thesis is to investigate depression's effects on GDP per capita globally, as well as in four different income groups and genders. Data from the Global Burden of Diseases and World Bank have been used to collect and conduct a panel data set that includes 185 counties, between the years 1992-2019. Depression is measured as a disability-adjusted life year (DALY) variable. The data include three DALY variables one for all genders and one for each gender, female and male. First, a panel data analysis was conducted, considering OLS, Fixed, and Random Effects. Second, a system and difference GMM estimation method has been devised to address problems, such as endogeneity, reverse effects, etc. As far as OLS estimates are concerned, fixed and random Effects have on average been more able to capture a negative correlation between depression and GDP per capita. The estimated effect size for the panel data method has been fluctuating and too uncertain to conclude anything other than that there is a negative correlation between depression and GDP per capita. Further funding has shown that system GMM performs overall better than difference GMM. For the global effect without the breakdown of income countries, estimating depression on GDP per capita is between -5% and -34%, depending on what depression variable and lag is used. Divided into four income groups, the effect size ranges between -1% and -6%, depending on which of DALY's variables and lag is used. Due to weak instruments and the number of countries in the high and upper middle income groups, it has not been possible to comply with the assumption for GMM estimation. Therefore, it has not been possible to estimate a plausible and realistic effect for these income groups. For improvement, one should choose an external instrument and compare it. A deeper study of depression is imperatively needed in the future, along with the separation of data between those who are receiving therapy treatment and those who are not. Consequently, one will be able to estimate depression's true effect much more comprehensively.

Indhold

1 Indledning	5
1.1 Opdeling af opgaven	6
2 Fakta	7
2.1 Mentalhelbred på global basis	7
3 Videnskabelige artikler	9
3.1 Byrden for mentale lidelser	10
4 Teoretisk makroøkonomi	13
4.1 Solow-modellen med humankapital	13
4.2 Investering i humankapital	15
5 Teoretisk økonometri	16
5.1 Paneldata	16
5.1.1 Ordinary Least Squares (OLS)	17
5.1.2 Fixed Effect (FE)	18
5.1.3 Random Effect (RE)	19
5.1.4 Diagnostisk test	20
5.2 Generalized method of moments, GMM	21
5.2.1 Difference-GMM	22
5.2.2 System-GMM	23
5.2.3 One-step eller two-step GMM	24
5.2.4 Diagnostisk test	24
5.2.5 Antal af instrumenter	25
5.2.6 Difference- versus system-GMM	25
6 Data	26
6.1 Data beskrivelse	26
6.2 Deskriptivt grafisk indblik	28
7 Resultat	34
7.1 Paneldata	34

7.1.1	Model 1	34
7.1.2	Model 2	38
7.2	GMM	41
7.2.1	Den overordnede effekt	42
7.2.2	Kvinder	44
7.2.3	Mænd	47
8	Diskussion	50
8.1	Opsummering og sammenligning	50
8.1.1	Paneldata-estimering	50
8.1.2	GMM-estimering	51
8.1.3	Paneldata versus GMM	52
8.2	Begrænsninger	55
9	Konklusion	58
10	Bilag	59

1 Indledning

Mentalt helbred er gennem årene blevet et mere aktuelt emne, og det tyder på, at mange lande er begyndt at få øjnene op for vigtigheden i at forbedre samfundet ved at fokusere mere på mentale sygdomme.

Ifølge [World Health Organization \(2022\)](#) udgør mentale lidelser, herunder specifikt depression, en stor del af sygdomsbyrden for et samfund. Depression er oftest karakteriseret ved tilstandssymptomer såsom tristhed, tab af interesse eller glæde, skyldfølelse eller lavt selvværd, forstyrret søvn eller manglende appetit, følelse af træthed og dårlig koncentration, ([World Health Organization, 2022](#)). I det værste tilfælde kan depression udvikle sig til, at folk begår selvmord, ([Sundhed, 2021](#)). Det vil derfor ikke være forkert at antage, at depression og mentale sygdomme kan påvirke mange aspekter af et menneskeliv. Dette inkluderer præstationer i skolen, produktivitet på arbejdet og sociale forhold, ([World Health Organization, 2022](#)). Desuden har det også vist, at depression også påvirker fysisk sundhed. Depression rammer både unge, gamle, rige eller fattige og uanset geografi. Endvidere kan begge køn blive ramt af sygdommen, men der er den forskel, at kvinder tenderer til at have depression oftere i forhold til mænd, ([World Health Organization, 2022](#)). Selv hvis man kun kigger på arbejdsmarkedet, er der en bred enighed om, at depression påvirker arbejdsproduktiviteten, ([Simon et al., 2001](#)). Sygdomsomkostningerne ved depression er fx tabt arbejde, øget sygefravær, nedsat produktivitet og nedsatte præstationer. Disse er blot eksempler på, hvordan depression kan påvirke arbejdsmarkedet, og i sidste ende vil depression skabe en omkostning og byrde for samfundet og økonomien. Men ifølge [Simon et al. \(2001\)](#) er det vigtigt, at samfundet tager handling og aktivt behandler depression, fordi gevinsten ved at behandle depression overskrider de omkostninger, der forekommer ved sygdommen. World Health Organisation (WHO) har været med at udarbejde en artikel i 2012, hvor det estimeres, at depression vil være den førende sygdomsbyrde globalt i 2030, ([World Health Assembly, 2012](#)). Så er der ingen tvivl om, at depression og associerede psykiske lidelser er noget, der fylder meget nu, og der forudsiges, at sygdomsbyrden er voksende med tiden. World Health Organisation (WHO) er én kilde ud af mange, som forudsiger størrelsen på udbredelsen af depression og mentale lidelser. Dog er der stor enighed om, at depression og mentale lidelser vil være en byrde, som enten fylder meget nu eller mere i fremtiden. Hvis man ser på det faktum, at mentale lidelser påvirker et menneskeliv på mange aspekter, så kommer man ikke uden om, at depression potentielt kan påvirke et samfund i en negativ retning. Derfor kan man potentielt se mentale lidelser som et globalt problem og dermed, at det er vigtigt at tage hånd om problemet, specielt hvis der potentielt er mulighed for, at sygdommen vokser.

Med det sagt vil motivation for denne opgave være at undersøge, hvilken effekt den samlede sygdomsbyrde for depression, udtrykt som antallet af tabte år, har på økonomien, herunder BNP pr. indbygger, og om hvorvidt køn og indkomstgrupper har en påvirkning

hertil. I denne sammenhæng skal der bemærkes at effekten for depression først undersøges på et global basis. Med følgende problemstilling kan man kaste et lys over, hvordan depression potentielt kan påvirke økonomien, og dermed muligvis påvise, hvor vigtigt det er, at man som samfund prioriterer borgernes mentale helbred, samt forbedrer behandlingen af mentale lidelser i samfundet.

For at besvare problemformuleringen er det blevet valgt at bruge to metoder til at undersøge, hvad effekten af depression er på BNP pr. indbygger. Første metode er en paneldatametode med OLS, Fixed Effect samt Random Effekten. Anden metode er et system og difference-GMM-estimeringer, som skal tage højde for de begrænsninger og problemer, man møder i paneldata. Formålet med at undersøge effekter på tværs af flere metoder er at skabe et grundlag for at kunne vælge den bedst metode og model i sidste ende. Dog skal man være opmærksom på, at mentale lidelser såsom depression er meget komplekse. Det vil ikke være lige nemt blot at lave en regression-analyse da der kan ligge mange underliggende effekter, som man skal tage hensyn til. Der kan for eksempel ligge nogle sociologiske grundlag, som påvirker størrelsen på depressionen. Det kan være svært at kontrollere for alle effekter, dog er der valgt at opdele data i forhold til køn og fire forskellige indkomstgrupper for at se, om indkomst og køn har en betydning for effekten af depression.

1.1 Opdeling af opgaven

Denne opgave er opbygget af ni afsnit inklusive afsnit 1, som er indledningen.

Afsnit 2 indeholder information og fakta omkring, hvordan mentalhelbred forholder sig globalt. Dette afsnit skal skabe et større overblik over, hvor udbredt mentale lidelser er, og hvordan depression er fordelt i forhold til køn.

Afsnit 3 indeholder information om, hvad man tidligere har fundet frem til med hensyn til effekten af dårligt mentalt helbred på økonomien. Denne information er givet i form af tidligere videnskabelige studier.

Afsnit 4 og 5 indeholder de fundamentale teoretiske teorier, som er relevante for opgaven i forhold til makroøkonomisk og økonometrisk teori.

Afsnit 6 indeholder en klassisk databeskrivelse samt en beskrivende datastatistik for at skabe et overblik over, hvilken data man har med at gøre i denne opgave.

Afsnit 7 indeholder alle estimeringsresultater med hensyn til paneldata og GMM.

Afsnit 8 er et afsnit, hvor alle resultaterne diskuteres, og hvor det klarlægges, hvilke begrænsninger opgaven har.

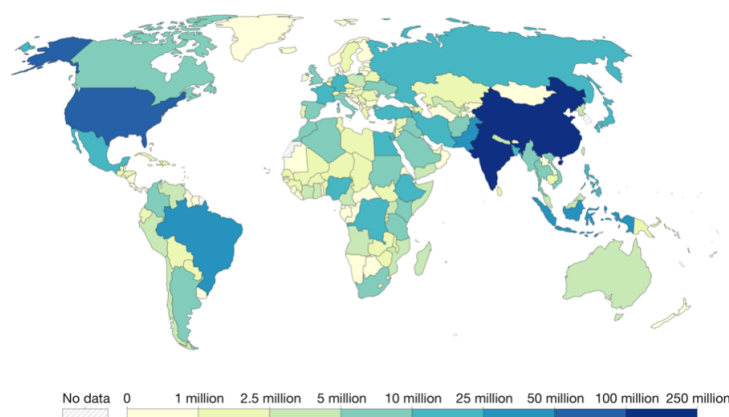
Afsnit 9 indeholder opgavens konklusion i forhold til problemformuleringen.

2 Fakta

Det er vigtigt at få et overblik over udbredelsen af psykiske lidelser, herunder depression. På den måde kan man få en bedre forståelse for, hvor udbredt depression er, ift. at have betydningen på samfundet herunder økonomien. I dette afsnit inddrages korte basale fakta omkring psykiske lidelser (primær depression) og deres størrelse, i forhold til hvor meget psykiske lidelser fylder globalt.

2.1 Mentalhelbred på global basis

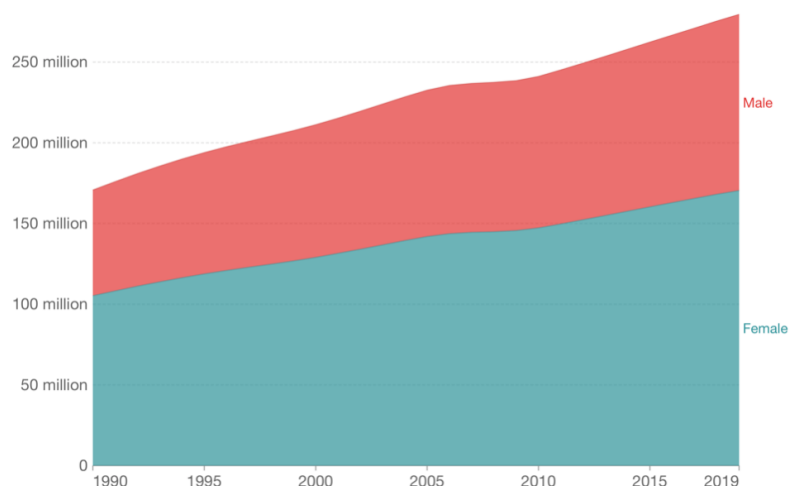
Ifølge data fra [Institute for Health Metrics and Evaluation \(IHME\)](#) (2020b) er psykiske lidelser noget, som alle lande verden over døjer med. Udbredelsen på psykiske lidelser blandt befolkning verden over var 1 ud af 8 i 2019. Iblandt disse psykiske lidelser er angst og depression de to mest udbredte lidelser, ([Institute for Health Metrics and Evaluation \(IHME\)](#), 2020b). Grundet Covid-19 og ifølge [Organization](#) (2022) er disse tal på et år steget med 27,6% for depression og 25,6% for angst. Udover at depression er en udbredt sygdom, tyder det på, at sygdommen er stigende. Ifølge [Dattani et al.](#) (2021) var der 264 millioner, som havde depression verden over i 2017. Hvis man sammenligner med tal fra [Institute for Health Metrics and Evaluation \(IHME\)](#) (2020b), var det 280 millioner, der havde depression i 2019. Disse tal fra 2017 og 2019 er altså vokset med 16 millioner på to år. Figur 1 er en graf, som viser størrelsen på depression verden over i 2019. Figuren viser, at stort set alle lande verden over døjer med depression med hensyn til deres befolkning. Man kan også se, at størrelsen for depression varierer på tværs af landene. Hvis man



Figur 1: Figuren hentet fra [Dattani et al. \(2021\)](#)), bruger data fra [Institute for Health Metrics and Evaluation \(IHME\)](#) (2020b) til at illustrere størrelse af mental lidelse blandt alle lande verden over i 2019.

ser på figur 1 og tal fra 2019, så har depression været størst i Syd- og Østasien, hvor lande som Indien og Kina ligger. I forhold til hvilket område, der har færrest tilfælde af

depression, er svært at placere på baggrund af figur 1. Hvis man fjerner de mørke områder med depression i figur 1, så tyder det på, at alle verdensdele både har høje og lave tal af depression. De skandinaviske lande har en relativ udbredelse af depression. Dette er også tilfælde for nogle lande i Afrika. Det er vigtigt at huske, at usikkerhed omkring data for mental helbred kan være relativt høje. Man skal derfor være varsom omkring fortolkningen af depression på tværs af lande og tid. Hvad der påvirker størrelsen på depression tværs over lande som figur 1, kan være svært at sige. Der kan være mange effekter, som spiller ind individuelt for lande og tværs over lande, som har en effekt på depression. Men som nævnt i introduktionen, kigger der også på, om køn har en betydning for depression. Hvis man tager udgangspunkt i artiklen fra [Salk et al. \(2017\)](#), har man fundet frem til, at kønsforskelle for depression opstår omkring 12-årsalderen, og forskellen er højst for aldersgruppen 13-16-årige. Studiet har estimeret, at kønsforskellen er faldende og mere stabil i voksenalderen sammenlignet med teenageårene. I studiet har man fundet frem til, at større kønsforskelle for depression er korreleret med lande, der har større ligestilling mellem køn. Studiet har også fundet frem til, at risikoen for, at kvinder oplever depression, er to gange større end risikoen for mænd, ([Salk et al., 2017](#)).



Figur 2: Figuren hentet fra [Dattani et al. \(2021\)](#) bruger data fra [Institute for Health Metrics and Evaluation \(IHME\) \(2020b\)](#) til at illustrere antal af kvinder og mænd med depression verden over fra 1990-2019.

Figur 2 viser fordelingen af depression i forhold til kvinder og mænd på global basis. Her kan man både se, at flere kvinder tenderer til at have en højere depression end mænd, og at antal af depression er stigende både i forhold kvinder og mænd fra 1990-2019. Det er en ting at forholde sig til, at depression er stigende verden over, men fordelingen af depression afhænger også af køn. Mentalhelbred er ikke noget, der kan observeres, hvilket betyder, at der kan være usikkerheder i forhold til data. Der kan for eksempelvis være et mørketal på mentale lidelser, idet folk enten ikke har tid eller lyst til at snakke om

deres sygdomme. Køn burde i sig selv ikke have en indflydelse på ens mentalhelbred, men sociologiske grunde kan påvirke køn til at have en effekt på mentalhelbred. Dog kan man godt argumentere for, at fysiologiske forskelle i køn har en effekt på depression, fx er det kun kvinder, der kan få en fødselsdepression.

I en alternativ undersøgelse fra [Shi et al. \(2021\)](#) har man undersøgt kønsforskelle, der kan opstå i selvrapporterende symptomer på depression. Man er kommet frem til, at kvinder tenderer mere til at rapportere mild-moderat depression frem for mænd. Modsat rapporteres alvorlig depression og selvmord i større grad hos mænd end hos kvinder. Mekanismer, der spiller ind, kan være fysiologiske, psykologiske samt sociologiske for kvinder og mænd. Dette kan også bekræftes i studiet for [Angst et al. \(2002\)](#), som også har fundet frem til, at mænd har lavere tendens til at rapportere deres symptomer på depression. Man kunne også forestille sig, at kønsforskelle blandt status og roller spillede en rolle i forhold til, hvordan fødsler (depression) udfolder sig blandt kvinder og mænd. Dette har artiklen [Fischer et al. \(2004\)](#) undersøgt ved at opsamle tværkulturelle data blandt 37 lande. I artiklen undersøges det, om der er korrelation mellem køn, og hvordan de udviser deres fødsler, og om der er korrelation i forhold til status og roller. Det overordnede resultat har været, at mænd tenderer mere til at rapportere stærkere følelser i form af f.eks. vrede. Hvorimod kvinder tenderer til at rapportere mere magtesløse følelser i form af f.eks. tristhed og frygt. Der kan altså være mange årsager, der medfører, at der er en forskel i depression blandt kvinder og mænd. Hvis man blot kigger på studiet [Piccinelli and Wilkinson \(2000\)](#), har de lavet en kritisk gennemgang af 10 forskellige faktorer på kønsforskelle for depression. Men årsagen, hvad der ligger til grund for kønsforskelle, er knap så vigtig i opgavens sammenhæng. Dog er det relevant at få fastslået, at der er evidens for, at køn spiller en rolle, når det gælder depression. Med udgangspunkt i det overstående er depression en psykisk lidelse, som alle lande verden over er påvirket af, og det tyder på, at depression er voksende med tiden. Udbredelsen af depression varierer også i forhold til køn og kan eventuelt være med til at give et bedre estimeringsoverblik.

3 Videnskabelige artikler

I dette afsnit inddrages forskellige videnskabelige artikler, som har relevans i forhold til opgavens metode og formål med hensyn til at undersøge effekten af depression på økonomien. De tidligere relevante artikler, der nævnes i det kommende afsnit, har det tilfælles, at der kigges på, hvad effekten af mentalhelbred er, både som helhed og i forhold til depression. Effekter, der undersøges i de anvendte artikler, er baseret på tværs af diverse forskellige elementer i samfundet. Dette kan være arbejdsrelateret eller i forhold til samfundet som helhed. Der inddrages også artikler på tværs af forskellige lande samt artikler, som tager hensyn til køn. Alt dette bliver gjort i håb om at skabe den bedste forudsætning i forhold til at forstå, hvad man indtil videre har fundet frem til. Når man er

kommet til bunds med det, burde man få en bedre forståelse i forhold til, hvordan denne opgave spiller en rolle i forhold til de tidligere relevante studier.

3.1 Byrden for mentale lidelser

Generelt har en ud af fem personer en mental sygdom ifølge [Layard \(2017\)](#). Størstedelen af disse sygdomme er depression og angst. Mental sygdom udgør halvdelen af sygdomme i de rige lande for folk under 45 år. Psykiske sygdomme er den mest udbredt sygdom i forhold til arbejde. En psykisk lidelse medfører højere arbejdsløshed, dårlige produktivitet samt flere sygedage blandt medarbejdere. Ifølge [Layard \(2017\)](#) kan man forbedre økonomien og dens output ved at behandle psykiske lidelser ved hjælp af psykologisk terapi. Selvom estimerer og forudsigelserne i artiklen af [Layard \(2017\)](#) bygger på antagelser og statistikker, så påstår [Layard \(2017\)](#), at dårligt mentalt helbred har en negativ omkostning på velfærden og skatten. [Layard \(2017\)](#) mener, at fordelene ved at øge beskæftigelsen og outputtet, overstiger behandlingsomkostninger for psykiske lidelser. Det gælder både i rige og fattige lande. Der er altså ifølge [Layard \(2017\)](#) tale om, at dårligt mentalt helbred har en negativ effekt på økonomien, og selvom lande kan variere i forhold deres sundhedsudgifter og økonomi, så kan alle lande forbedre deres økonomi ved at behandle psykiske lidelser. De fleste af disse antagelser kan bekræftes i studiet for [Bloom et al. \(2012\)](#), som har estimeret, at den mest dominerende byrde for ikke-smitsomme sygdomme på økonomien blandt andet er psykiske lidelser. Rapporten er udformet af World Economic Forum og Harvard School of Public Health. Deres tilgang til at estimere byrden på økonomien har været at inddrage de omkostninger, der forekommer ved en psykiske lidelse samt relevant statistik heraf. I artiklen nævnes det, at størrelsen på den økonomiske byrde afhænger af, hvilket indkomstland der er tale om. Byrden hævdes at være størst i højindkomstlande, hvilket betyder, at en differentiering mellem indkomstlande kan have en betydning på effekten af psykiske lidelser på økonomien. Der er altså stor, bred enighed om, at psykiske lidelser har en økonomisk byrde. Dette betyder, at der er en nødvendighed i at håndtere psykiske lidelser, idet det antages, at disse slags sygdomme er voksende med tiden verden over. Men psykiske lidelser er komplekse og er ikke blot forbundet med en økonomisk omkostning. Det betyder, at konsekvenser for psykiske lidelser er brede. Tager man udgangspunkt i depression f.eks., kan det at være trist og umotiveret påvirke ens motivation til at have et job samt fuldføre et arbejde. Det antages derfor, at depression er negativ korreleret med produktivitet samt deltagelse på arbejdsmarkedet.

Ifølge [Nafilyan et al. \(2021\)](#) fra 2021 har depression en negativ korrelation i forhold til mentale færdigheder. Man har i artiklen fundet frem til, at en depression vil nedsætte kognitive færdigheder. Artiklen har brugt Fixed-Effect (FE) og Random-Effect (RE) som deres estimeringsmetode. Artiklen har også taget hensyn til kausaleffekten ved at bruge instrument-variablen. Hvis man tager udgangspunkt i denne estimering, som peger på,

at depression påvirker ens mentale færdigheder, så vil depression altså have en effekt på arbejdsmarkedet. For mennesket er produktiviteten vel en af de første ting, som dårligt mentalt helbred kan påvirke, hvilket i sidste ende kan have negative konsekvenser på indkomsten. Ifølge [Lanuza \(2013\)](#) er der evidens for, at mentale lidelser påvirker arbejdsmarkedet i både deltagelse af arbejdsmarkedet, sandsynligheden i at kunne varetage et fuldtidsarbejde og antal fuldførte arbejdstimer om ugen. Selvom studiet ikke tager hensyn til kausalitet og kun har udført en OLS-regression, kan artiklen godt være med til at bekræfte, at depression har en række konsekvenser udover produktiviteten. Fx hvis man tager fat i artiklen [Blakely et al. \(2021\)](#), har man fundet frem til, at depression er medfører et højindkomsttab. Dette giver intuitiv mening. Men man skal være opmærksom på, at disse fund skal bruges med forsigtighed, idet data taget fra New Zealand har at gøre med korte tidsintervaller, og selvom der er brugt en Fixed-Effect estimeringsmetode, tages der ikke hånd om kausaliteten mellem indkomst og depression. Resultatet fundet i artiklen [Blakely et al. \(2021\)](#) kan f.eks. bekræftes med artiklen af [Marcotte and Wilcox-Gok \(2003\)](#) som har fundet frem til, at effekten af depression på indkomst er varierende, og at den gennemsnitlige indkomsteffekt ikke er stor med den forskel, at man godt kan se en stor indkomsteffekt for knap så rige lande. Desuden kan man i artiklen fra [Cseh \(2008\)](#) også se, at de har fundet frem til, at depression har en effekt på indkomsten. Det tyder altså på, at mental sundhed har en effekt på indkomsten, med det forbehold at begge artikler ikke har valgt at kontrollere for kausaliteten mellem indkomst og mentale lidelser. Det er en ulempe og begrænsning, når disse artikler ikke tager hensyn til omvendt kausale effekter og endogenitet-problemer. Dermed vil der være risiko for ikke at opnå det korrekte billede på, hvordan mentale lidelser kan påvirke økonomien i de forskellige områder. Men det forventes ikke, at dårligt mentalt helbred har anderledes effekt på økonomien udover at være negativ. Dette forventes også i de tilfælde, hvor man kontrollerer for omvendte kausale effekter ved for eksempelvis at bruge instrument-variabel. Ser man på artiklen fra [Hanandita and Tampubolon \(2014\)](#), som bruger data fra Indonesien og varriation af vejret som instrument-variabel, har det vist sig, at ens mentale sundhed er negativt korreleret med indkomstmuligheder, og dermed tyder det ifølge artiklen på, at indkomstfordeling har en effekt. Desuden har data fra Kina vist, at psykiske lidelse udgør 20% af den totale sygdomsbyrde i Kina, [Lu et al. \(2009\)](#). I artiklen [Lu et al. \(2009\)](#), som undersøger, hvilken effekt mental sundhed har på beskæftigelse og indkomst, er der fundet frem til, at dårligt mentalt helbred er negativt korreleret med beskæftigelsen og indkomst. Man har brugt først en OLS-regression og dernæst brugt instrument-variablen for at kontrollere for kausalitet. Et tredje eksempel er artiklen [Frijters et al. \(2010a\)](#) fra 2010, hvor man har undersøgt effekten mellem mental sundhed og arbejdsmarkedet. I artiklen tages der højde for omvendt kausalitet mellem arbejde og sundhed. Artiklen bruger OLS- og IV-instrumenter til at estimere effekten af mentalt helbred på deltagelsen på arbejdsmarkedet. I artiklen fra [Frijters et al. \(2010a\)](#) har man fundet frem til, at en

forringelse i mental sundhed er negativ korreleret med deltagelse af et arbejde. Det har også vist, at der er kønsforskel, og effekten er større for kvinder og ældre. Disse artikler er blot nogle eksempler på studier, hvor der er anvendt instrument-variable, men overordnet er der en bred enighed om, at dårligt mentalt helbred har negativ effekt på økonomien i flere områder.

I forhold til om køn spiller en rolle, er der ikke mange tidligere artikler, der har taget hensyn til. Dog er der ingen tvivl om, at i de studier, som har inddraget køn, har man kunnet vise, at køn spiller en rolle i udbredelsen og effektstørrelsen på depression. I artiklen [Ojeda et al. \(2010\)](#) har man undersøgt effekten af mentalt helbred på arbejdsmarkedet med hensyn til køn. I artiklen benyttes to forskellige indikatorer for mental helbred med data fra "The National Survey on Drug Use and Health (NSDUH)". Der benyttes instrumental-variable for at kontrollere for omvendt kausale effekter. Resultatet for deres regression-analyse har vist, at dårligt mentalt helbred er korreleret med nedsat arbejde i forhold til mænd, men ikke i forhold til kvinder. Ifølge [Davlasheridze et al. \(2018\)](#) har dårligt mentalt helbred en signifikant byrdeeffekt for økonomien. Det har vist sig i artiklen, at dårligt mentalt helbred er negativ korreleret med den økonomiske vækstrate for USA fra 2008-2014. Og det, som er relevant her, er, at man også har fundet frem til, at køn også spiller en rolle i forhold til udfaldet af psykiske lidelser. Dog er der ikke taget hensyn til omvendt kausalitet. Artiklen [Deole \(2020\)](#) bruges som et sidste eksempel på, at køn spiller en rolle. Artiklen har brugt et paneldata for 170 lande med et tidsinterval mellem 1990 til 2015. Studiet forsøger at finde ny evidens for, hvordan mentalt helbred tenderer, og hvilke korrelationer der er hertil. I artiklen mener man, at den mentale helbredssituation har været stabil globalt. Desuden menes der i artiklen, at der kun har været forbedringer efter begyndelse af år 2000. Denne forbedring gælder kun kvinder og mænd i rige lande. Landniveau og kønsforskel har en betydning i forhold til resultaterne og er forbundet med mental helbred. Man der er desuden fundet frem til, at mentalt helbred ikke er forbundet med teknologi og andre kontrolvariable så som uddannelsesniveau, forventet levetid, sundhedsudgifter pr. indbygger og BNP pr. indbygger.

Tidligere nævnte artikler i dette afsnit varierer i forhold til deres anvendt estimerings-metode. Nogle af artiklerne bruger blot OLS, FE eller RE, mens andre har valgt at bruge instrument-variable som en yderligere estimeringsmetode til at kontrollere for kausaliteten mellem mental helbred og de forskellige områder i en økonomi nævnt i dette afsnit. Der er altså ikke alle tidligere artikler, som tager hensyn til omvendt kausalitet mellem mentalt helbred og økonomien og eksistensen af alle de ikke-observerede individuelle karakteristika, der i fællesskab kan bestemme mentalhelbred og arbejdsmarkedsresultater. Det har dog også vist sig, at effekten af depression ikke nødvendigvis ændrer sig, når man tager højde for omvendt kausalitet og endogenitetsproblemer. Det fleste af de nævnte artikler tager udgangspunkt i at undersøge effekten af depression for et bestemt individuelt land. Det er ikke alle studier, der kigger på den globale effekt, hvor der opdeles i forhold til

indkomstgrupper, hvilket er en mangel i forhold til tidligere studier. Desuden er der ikke mange tidligere artikler, der opdeler effekten af mentalt helbred i forhold til køn.

I dette speciale er det blevet valgt at samle metoderne og teste dem for at hjælpe med at bringe et nyt lys på effekten af mentale lidelser på økonomien på global basis, hvor man tager hensyn til indkomst og køn. Hvis dette ikke lykkes, og opgaven ikke kan bringe ny viden, så kan denne opgave som minimum bruges til at blive betragtet som en ekstra bekræftelse i forhold til andre resultater fundet i tidligere nævnte artikler i dette afsnit. Desuden tages der højde for kausalitet ved en GMM-estimering i stedet for instrument-variabel for at undgå risikoen i at vælge en dårligere instrument-variabel.

4 Teoretisk makroøkonomi

I dette afsnit inddrages argumenter for, hvorfor netop Solow-modellen med human kapital er en relevant teori, når man ønsker at forklare effekten af mentalt helbred på økonomien på tværs af lande og årstal.

4.1 Solow-modellen med humankapital

Solow-modellen kan bruges til at forklare økonomisk vækst fra et kvantitativt perspektiv, og dette er den god til. Men ligesom mange andre modeller har Solow-modellen nogle begrænsninger, ([Sørensen and Whitta-Jacobsen, 2022](#)). Disse begrænsninger er i forhold til de forudsigelser, modellen kommer med, når man har at gøre med data, der har observationer på tværs af lande og årstal. Det betyder, at Solow-modellens begrænsninger i denne opgavens tilfælde vil underestimere effekten af mentalt helbred på økonomien. En anden begrænsning er, at Solow-modellen vil overestimere hastigheden, som økonomien vil nå steady state med. Det vil altså ikke være nok at bruge Solow-modellen som teoretisk baggrund, når man skal estimere effekten af mentalt helbred på økonomien. For at kunne estimere korrekt, er man nødt til at kontrollere for disse begrænsninger, og det kan man gøre ved at udvide Solow-modellen med humankapital, [Mankiw et al. \(1992\)](#). I artiklen for [Mankiw et al. \(1992\)](#) har de estimeret to specifikationer af en udvidet Solow-model for at kontrollere for disse begrænsninger. I den første specifikation antages det, at økonomien er beskrevet af en Cobb-Douglas-produktionsfunktion og vokser med en konstant hastighed af K_t , H_t and L_t . Det antages også, at økonomien, som er beskrevet i

produktionsfunktionen, er i steady state og ser således ud:

$$Y_t = K_t^\alpha H_t^\phi (A_t L_t)^{1-\alpha-\phi}, \quad 0 < \alpha < 1, \quad 0 < \phi < 1, \quad \alpha + \phi < 1 \quad (4.1.1)$$

$$K_{t+1} - K_t = s_K Y_t - \delta K_t, \quad \text{hvor } K_0 \text{ er givet og } 0 < \delta < 1 \quad (4.1.2)$$

$$H_{t+1} - H_t = s_H Y_t - \delta H_t, \quad \text{hvor } H_0 \text{ er givet og } 0 < \delta < 1 \quad (4.1.3)$$

$$L_{t+1} = (1 + n)L_t, \quad \text{hvor } L_0 \text{ er givet og } n > -1 \quad (4.1.4)$$

$$A_{t+1} = (1 + g)A_t, \quad \text{hvor } A_0 \text{ er givet og } g > -1 \quad (4.1.5)$$

Hvor, H_t er lig humankapital i tiden t , og K_t er lig fysisk kapital i tiden t . A_t er lig teknologi i tiden t , som vokser med en konstant hastighed af g i ligning 4.1.5, og g er en betegnelse for teknologisk proces. L_t er lig med antal af arbejder i tiden t , som vokser med en hastighed af n i ligning 4.1.4. Ligning 4.1.2 og 4.1.3 kan forklare udviklingen af human og fysisk kapital gennem tiden. Udviklingen af fysisk og humankapital afhænger af deres forrige værditilstand. Human og fysisk kapital har også det tilfælles, at de begge afskrives med δ . Sidst, men ikke mindst, er s_H og s_K i ligning 4.1.2 og 4.1.3 en andel af Y_t , som investeres i human og fysisk kapital, hvor $s_H + s_K < 1$. Ifølge [Mankiw et al. \(1992\)](#) vil steady state for production function 4.1.1. være som følgende:

$$\begin{aligned} \ln(y^*) = \ln(A_t) + \frac{\alpha}{1-\alpha-\phi} [\ln(s_K) - \ln(n+g+\delta)] \\ + \frac{\phi}{1-\alpha-\phi} [\ln(s_H) - \ln(n+g+\delta)] \end{aligned} \quad (4.1.6)$$

I model 4.1.6 er indkomst pr. indbygger positivt korreleret med investering i både human og fysisk kapital. I model 4.1.6 er indkomst pr. indbygger negativ korreleret med vækst i population(n), afskrivning (δ) og teknologisk proces (g). Med denne produktion kan man hurtigt se, hvorfor netop humankapital er vigtigt i en vækstmodel.

Men der er flere argumenter for, hvorfor det kan være vigtigt at udvide Solow-modellen med humankapital, og hvad humankapital består af, [Sørensen and Whitta-Jacobsen \(2022\)](#). Humankapital er produktivitet, som et menneske indebærer og giver til et samfund, [Sørensen and Whitta-Jacobsen \(2022\)](#). Størrelsen af produktiviteten er bestemt ud fra den viden, færdigheder og sundhed, som folk investerer i. En investering i humankapital vil skabe akkumulation i dens kapital, [Sørensen and Whitta-Jacobsen \(2022\)](#). Humankapital er altså noget, der bestemmes ud fra uddannelse, erfaring og i vores tilfælde sundhed, herunder mental sundhed. Antal af arbejder er altså ikke relevant, men mere den men-

neskelige kapital, som her kaldes for humankapital. Solow-modellen kan derfor forbedre sine estimeringer omkring vækst, hvis man inddrager humankapital. For i den virkelige verden ser man ikke en arbejder som et tal, men mere som en menneskelige kapital, som kan akkumulere og udvikle sig. Solow-modellen antager, at økonomier på tværs af lande konvergerer til forskellige steady states. Men ifølge [Mankiw et al. \(1992\)](#) burde man løse disse antagelser om, at en økonomi er i state-state. For gør man det, kan man i stedet finde mere korrekte konvergenshastigheder, som en økonomi opnår state-state med. Denne konvergenshastighed kan findes ved at følge følgende trin: Først differentierer man ligning 4.1.6 med tiden t .

$$\frac{d \ln(y_t)}{dt} = \lambda [\ln(y^*) - \ln(y_t)] \quad (4.1.7)$$

Hvor

$$\lambda = (n + g + \delta)(1 - \alpha + \phi) \quad (4.1.8)$$

Så tager man første-ordens differentiale og får:

$$\ln(y_t) = (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y^*) + e^{-\lambda t} \ln(y_0) \quad (4.1.9)$$

Her indikerer y_0 landets initialindkomst ved tiden 0. Dernæst substituere for y^* og fratrække $\ln(y_0)$ fra begge sider. Så kan man få den endelig ligning:

$$\begin{aligned} \ln(y_t) - \ln(y_0) &= (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\alpha}{1 - \alpha - \phi} (\ln(s_k) - \ln(n + g + \delta)) \\ &+ \frac{\phi}{1 - \alpha - \phi} (\ln(s_h) - \ln(n + g + \delta)) - (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y_0) \end{aligned} \quad (4.1.10)$$

I forhold til ligning 4.1.10 kan man se, at man ved at inddrage landets initialindkomst kan kontrollere for hastigheden, som en økonomi opnår steady-state med, [Sørensen and Whitta-Jacobsen \(2022\)](#). Det betyder, at vores andet problem med at overestimere konvergenshastigheden, når man ikke vælger at udvide Solow-modellen, nu er løst. Med det sagt kan man nemt argumentere for, at den udvidede Solow-model er den bedste model at bruge, og den vil give en bedre estimering. Specielt hvis man ønsker at finde frem til, hvilken effekt mentalt helbred har på økonomien, herunder BNP pr. indbygger på tværs af lande.

4.2 Investering i humankapital

Man kan altså ifølge Solow-modellen forbedre en økonomi ved at investere i humankapital, og dette er der ingen tvivl om, heller ikke hvis man kigger på tidligere studier, som netop har undersøgt, hvorvidt en investering i humankapital har en positiv effekt på økonomien. For eksempel har man i artiklen af [Kalemli-Ozcan et al. \(2000\)](#) fundet frem til, at investering i humankapital afhænger af og er relateret til indkomst. Studiet har fundet frem til,

at en høj indkomst medfører bedre sundhed og forøger levetiden. Studiet har medtaget andre variabler for humankapital så som uddannelse og teknologi, som er korreleret med indkomst. Det har vist sig, at teknologisk fremskridt i forhold til sundhedsudstyr forøger levetiden, og at humankapital kan øges ved at øge uddannelsesniveaue. Eller i artiklen fra [Mayer \(2001\)](#), hvor man fundet frem til, at investering i humankapital har en effekt, som påvirker den økonomiske vækst i Latinamerika. De har blandt andet fundet frem til, at et sundt helbred øger indkomsten og motiverer folk til at uddanne sig mere, ligesom det øger ønsket om at leve længere. De har også fundet frem til, at et godt helbred afhænger af indkomsten, idet kost og tilskud heraf afhænger af indkomst. Som et sidste eksempel har man i artiklen af [Gong et al. \(2012\)](#) fundet frem til, at en investering i sundheden har samme positive effekt, som uddannelse har på økonomien.

5 Teoretisk økonometri

I dette afsnit inddrages de relevante teorier inden for økonometri. Dette afsnit vil forklare teorien bag fremgangsmetoden, der benyttes i forhold til opgavens analyse og estimering.

I afsnit 5.1 forklares teorien for paneldata og hvordan man sammenligner metoder i paneldata, når man skal finde frem til, hvilken metode der er bedst at anvende.

I afsnit 5.2 forklares teorien bag system og difference-GMM-estimering, og hvordan man kan finde frem til den bedste estimering ved at sammenligne disse to metoder.

5.1 Paneldata

Før man begynder at estimere den globale effekt af depression på BNP pr. indbygger, er det vigtigt at have et holdbart datasæt. Til dette formål er der i denne opgave blevet brugt et kort paneldatasæt. Opgavens paneldatasæt består af en samling af observationer for depression tværs over alle 185 lande og en tidsperiode fra 1992 til 2019. Paneldatasættet er kort, da mængden af observationer på depression er større end størrelsen på tidsrækken [Cameron et al. \(2022\)](#). Da opsamling af observationer i almen praktisk ikke er nemt, vil det betyde, at man kan opleve et have et paneldatasæt med manglende værdier, [Cameron et al. \(2022\)](#). Nogle af landene i opgavens datasæt har manglende observationer, hvilket betyder, at opgaven har at gøre med et ubalanceret paneldatasæt. Et ubalanceret paneldata vil ikke være et problem, hvis årsagen til den manglede observation er tilfældighed, hvilket det tyder på at være i dette datasæt. Men hvis årsagen ikke er tilfældig, vil et ubalanceret paneldata give et biased estimeringsresultat, [Wooldridge \(2015\)](#). Årsagen til, at et paneldata er blevet valgt, er, fordi et paneldata giver plads til, at observationerne for depression kan variere mellem lande, [Cameron et al. \(2022\)](#). Det betyder, at man kan kontrollere for andre observationer, som ikke kan måles mellem landene. Disse specifikke effekter skal man være opmærksom på, da de kan resultere i en bias-estimering, hvis fx

man blot estimerer sin model med OLS, [Cameron et al. \(2022\)](#)). Der er derfor blevet valgt ikke kun at estimere parametre af depression med OLS, men også at estimere effekten ved en Fixed- (FE) og Random effect (RE)-metode. Grunden til, at der vælges at estimere parametrene for depression med Fixed Effect, er, fordi der kan være nogle underliggende faste effekter, som ikke varierer mellem lande. Man skal også være opmærksom på, at der kan være underliggende effekter, som er tilfældige og som kan variere mellem lande. Til tilfældige effekter anbefales det at estimere parametrene for depression gennem Random Effect. Med det sagt er det meget almindeligt at starte med at estimere sin model ved hjælp af OLS og først derefter finde frem til, hvilken model OLS, FE eller RE der giver den bedste estimering. Denne fremgangsmetode bliver brugt i denne opgave til at estimere effekten af depression på BNP pr. indbygger, [Cameron et al. \(2022\)](#).

I afsnit 5.1.1 forklarer jeg, hvad OLS er, og hvorfor OLS vil være begrænset i at estimere modelparameteren, hvis der forefindes ikke-observerende effekter i ens paneldata.

I afsnit 5.1.2 forklarer jeg, hvordan FE benytter en transformation til at fjerne de ikke-observerbare effekter for en estimering.

I afsnit 5.1.3 forklarer jeg, hvornår RE kan benyttes i de tilfælde, hvor man antager, at der er tilfældige effekter, der påvirker parametrene for depression.

I afsnit 5.1.4 forklarer jeg, hvordan man ved hjælp af forskellige test kan komme frem til, hvilken estimeringsmetode der er den bedste blandt OLS, FE og RE.

5.1.1 Ordinary Least Squares (OLS)

OLS er en af de mest generelle metoder til at analysere et paneldata og er som regel et godt sted at starte. Ideen med OLS er, at man estimerer modellens parametre i et paneldata ved hjælp af Ordinary Least Square (OLS), [Wooldridge \(2015\)](#). Lad os tage udgangspunkt i en model med kun en forklarende variabel så som:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 x_{i,t} + \mu_{i,t} \text{ hvor } t = 1, 2, \dots, T. \text{ og } i = 1, 2, \dots, N. \quad (5.1.1)$$

Her vil $y_{i,t}$ være lig BNP pr. indbygger og $x_{i,t}$ være lig variabelen for depression for enten mænd, kvinder eller begge køn, afhængig af hvilken effekt der er interesse for. Værdien for t er i denne opgaves tilfælde år mellem 1992-2019. μ er lig med modellens fejlerterm. Dertil vil i være lig med land 1, 2,...,N. Hvis man estimerer modellen ved at bruge samme teknik som i OLS, så skal antagelserne givet af Gauss-Markov overholdes. Uden disse vil man have et unbiased estimeringsresultat. Nogle af disse antagelserne er, ([Wooldridge, 2015](#)):

1. Parameteren i ens model er lineær.
2. Der er ingen multikollinearitet i ens model.
3. Variablerne for depression må ikke korrelere med fejlermet.

4. Fejleddet er homoskedastisk.

5. Der er ingen autokorrelation.

Men at overholde disse antagelser i praktisk kan være svært. Sammenhængen af depression og BNP pr. indbygger er ikke nødvendigvis lineær. Multikollinearitet kan også opstå i opgaven, fx når der kigges på effekten for mænd og kvinder. Kønnene kan korrelere med hinanden i forhold til depression, så antagelsen for multikollinearitet er muligvis heller ikke gældende. Depression kan være korreleret med sig selv gennem tiden. Hvis man for eksempel har haft depression i en periode, kan det påvirke, at man også har depression i næste periode. Der vil derfor i disse tilfælde være autokorrelation, og en estimering med OLS i disse tilfælde vil ikke være konsistent og unbiased. Når det gælder estimering med OLS, vil der også blive udført test baseret på, om der forefindes autokorrelation, heteroskedasticitet i ens data og der testes, hvorvidt data har en normal fordeling. Men overordnet vil det være naivt at antage, at depression ikke er korreleret med fejlermen eller at fejleddet er homoskedastisk, da den bestemt kan variere med tiden. I tilfælde af at disse antagelser ikke kan opnås, er der nogle teknikker, der kan bruges til at kontrollere for. I tilfældet der er autokorrelation med OLS, vil lande blive clusteret i denne opgave, ([Cameron et al., 2022](#)). Der vælges også robuste standardfejl, så der kan kontrolleres for heteroskedasticitet i fejlermet, ([Cameron et al., 2022](#)). En anden vigtig grund til, at der ikke kun bliver estimeret med OLS i denne opgave, er, fordi OLS-regression ikke tager højde for faste effekter, α_i . Derfor bliver disse effekter som tidligere nævnt behandlet ved hjælp af andre regressionsestimater så som FE og RE.

5.1.2 Fixed Effect (FE)

En estimeringsmetode med FE bruger teknikken til at fjerne de ikke-observerede effekter ved hjælp af en transformation. Transformation tager udgangspunkt i samme model som (5.1.1), og derefter tager gennemsnittet over tiden. Gør man det, får man følgende [Wooldridge \(2015\)](#):

$$\bar{y}_i = \beta_1 \bar{x}_i + \alpha_i + \bar{\mu}_i, \text{ hvor } t = 1, 2, \dots, T. \text{ og } i = 1, 2, \dots, N. \quad (5.1.2)$$

FE-transformationen indebærer, at man fratrækker ligning (5.1.1) med (5.1.2), hvilket giver følgende, ([Wooldridge, 2015](#)):

$$y_{i,t} - \bar{y}_i = \beta_1 (x_{i,t} - \bar{x}_i) + \mu_{i,t} - \bar{\mu}_i, \text{ hvor } t = 1, 2, \dots, T. \text{ og } i = 1, 2, \dots, N. \quad (5.1.3)$$

Denne transformation fjerner den ikke-observerbare effekt α_i og den er dermed ikke længere til stede. Men ligesom OLS findes et par antagelser for FE, som man skal være opmærksom på, ([Wooldridge, 2015](#)):

1. Den gennemsnitlige værdi, at fejlt termen er lig nul, givet enhver forklarende variabel.
2. Store afvigelser er usandsynlige.
3. Der er ingen perfekt multikollinearitet.

Ingen af de overnævnte antagelser er nødvendigvis overholdt i forhold til opgavens undersøgelse. Outliers er sandsynlige afhængige af, hvilket land der er tale om. Der kunne være tilfælde af et land med lavt befolkningstal og en høj værdi af depression. Sådan et tilfælde kan medføre, at landet vil afvige meget i forhold til de andre lande, når det gælder deres værdi af depression. Der kan ligesom for OLS være tilfælde af multikollinearitet i en FE-estimering. Igen, hvis man tidligere har haft en sygdom eller depression, kan der være risiko for, at man er mere disponeret for at få sygdommen igen i fremtiden. Det antages, at mentalt helbred så som depression og BNP pr. indbygger er højt korreleret med sig selv. Når det er sagt, så har man vha. FE fjernet den ikke-observerbare effekt α_i , hvilket ikke kunne gøres i en OLS-estimering. Ulempen med at fjerne den faste ikke-observerede effekt er, at man fjerner alt effekt, som er kontant på tværs af landene. Det vil være et problem, da det betyder, at man ikke kan vurdere effekten af en variabel, som ikke er konstant over tid, hvis dette var ønsket.

5.1.3 Random Effect (RE)

Når det gælder Random Effect, antager man modsat Fixed Effect, at den ikke-observerbare effekt α_i er eksogen og tilfældige, (Wooldridge, 2015). Formlen for RE tager udgangspunkt i ligning (5.1.1), dog med en ændring i forhold til dens fejlt term:

$$y_{i,t} = x'_{i,t}\beta + (\alpha_i + \mu_{i,t}) = x'_{i,t}\beta + v_{i,t} \quad (5.1.4)$$

Den faste effekt er nu del af fejlt termen med $v_{i,t} = (\alpha_i + \mu_{i,t})$ og hvor $\alpha_i \sim (\alpha, \sigma_\alpha^2)$ samt $\mu_{i,t} \sim (0, \sigma_\mu^2)$. Den transformerede form for RE ser ud som følger, (Cameron et al., 2022);

$$y_{i,t} - \theta \bar{y}_i = (1 - \theta_i)\beta_0 + \beta_1(x_{i,t,1} - \theta \bar{x}_{i,1}) + \dots + \beta_k(x_{i,t,k} - \theta \bar{x}_{i,k}) + (v_{i,t} - \theta_i v_i) \quad (5.1.5)$$

hvor $t = 1, 2, \dots, T$ og $i = 1, 2, \dots, n$, og hvor man har følgende som;

$$\theta_i = 1 - [\sigma_\mu^2 / (\sigma_\mu^2 + T_i \sigma_\alpha^2)]^{1/2} \quad (5.1.6)$$

$$cov(v_{it} - v_{is}) = \sigma_\mu^2 / (\sigma_\mu^2 + \sigma_\alpha^2), \quad \text{for alle } t \neq s \quad (5.1.7)$$

Med ligning 5.1.6 kan man se hvornår det kan være nyttig at benytte RE, (Cameron et al., 2022). Fordi hvis;

1. Hvis $\theta = 0$, så er $RE \sim OLS$ hvilket betyder, at $\sigma_\alpha^2 = 0$.

2. Hvis $\theta = 1$, så er $RE \sim FE$ hvilket betyder, at $T\sigma_\alpha^2 \rightarrow \infty$ og dermed giver bedre mening at benytte FE-estimer, hvis størrelsen på α_i er stor.
3. Hvis $0 \leq \theta \leq 1$, så er $RE \not\sim FE, OLS$, det er her, at θ i praksis ligger, og det er i disse tilfælde, hvor Random-Effect er nyttigt at benytte som estimer.

Transformation bag RE fjerner altså en brøkdel af brøkdelen $\sigma_\mu^2 + T\sigma_\alpha^2$, som kan man finde i ligning (5.1.6).

5.1.4 Diagnostisk test

RE versus OLS. I en paneldatanalyse, hvor man skal vælge mellem RE og OLS, kan man vælge at teste, om nul-hypotese $H_0 : \sigma_\alpha^2 = 0$ er sandt eller ej. Denne nul-hypotese-test er først blevet introduceret af [Breusch and Pagan \(1980\)](#). Det er netop denne metode, der bliver brugt i denne opgave til at skelne mellem estimering af RE og OLS. Hypotesen $H_0 : \sigma_\alpha^2 = 0$ antager, at landspecifikke effekter α_i er lig med nul. Hvis nulhypotese kan afvises, betyder det, at der er signifikans for RE, og at effekten er til stede. Breusch and Pagan-testen kan være brugbar, men har sine begrænsninger, ([Wooldridge, 2015](#)).

1. I tilfældet af $\sigma_\alpha^2 > 0$ har intet at gøre med, om α er korreleret med variablen depression. Hvis effekt α er korreleret med vores variabel for depression, så ville det ikke være brugbart at estimere med OLS eller RE. α ville i disse tilfælde have en fast effekt på depression, og dermed vil en FE være mere optimal at bruge.
2. I tilfælde af positiv autokorrelation i fejlermen for $v_{i,t}$, kan fejlermen følge en AR(1)-proces med positiv korrelation, hvilket gør, at testen afviser hypotesen. Dette er en følge af, at man har tidsvariabel hht. år med i ligningen, og det vil medføre, at vores fejlerterm vil være korreleret med sig selv og dermed skabe autokorrelation.
3. Testen antager, α vil være homoskedastisk og med normal fordeling. Dette er ikke nødvendigvis korrekt, når vi har at gøre med effekter, der kan påvirke depression. Hvis det er tilfældet, så vil RE og OLS ikke være brugbart.

Selvom man kan opleve disse begrænsninger, er der fordele i at vælge RE frem for OLS, ([Wooldridge, 2015](#)). For det første fjerner RE en brøkdel af θ af α_i fra fejlermen, hvilket betyder, at den vil være mindre inkonsekvent i forhold til OLS. For det andet kan RE fjerne noget af autokorrelationen, hvis ikke den kan fjerne det hele.

FE versus RE. Når det gælder FE og RE, er det i almen praksis helt normal at benytte begge metoder og først derefter teste for deres statistiske signifikante forskelle. Når man når til det punkt, kan man bruge Hausmans specifikationstest, som er introduceret af [Hausman \(1978\)](#). Testen bruges til at afvise, om man skal bruge de tilfældige effektestimater, RE eller ej. Nul-hypotesen af Hausmans specifikationstest er, at effekten af α_i er

tilfældig. Den alternative hypotese er, at landeeffekt α_i på depression ikke er tilfældig, (Cameron et al., 2022).

FE Versus OLS. Der bliver brugt en F-test til at teste signifikansforskellen mellem OLS- og FE-testen, (Wooldridge, 2015). Nul-hypotesen for F-testen vil være, at den ikke-observerede specifikke effekt α_i , er lig med nul, altså $H_0 : \alpha_i = 0$. Alternativet er, at denne nul-hypotese ikke er lig med nul. Hvis nul-hypotesen kan afvises, kan man antage, at der er signifikans for FE i ens model, (Wooldridge, 2015). Hvis der er signifikans for, at specifikke effekter (α_i) ikke er lig med nul, fortæller en F-test ikke noget om korrelationen mellem α_i og depression, her skal man bruge Hausmans specifikationstest, (Wooldridge, 2015). For en sikkerheds skyld vil alle test i opgaven blive brugt i håbet om at styrke årsagen bag valget af, hvilken af ovennævnte estimerer FE, RE og OLS er bedst i test.

5.2 Generalized method of moments, GMM

Rent intuitivt kan man ikke udelukke, at depression ikke har en effekt på samfundet og i sidste ende landets BNP. Men selvom det kan være korrekt, at man kan estimere effekter ved at bruge OLS, FE og RE, skal man være forsigtig. Det er, fordi effekten af depression på BNP pr. indbygger ikke er ensrettet, da de begge påvirker hinanden. Modellen for denne opgave lider derfor af endogenitet og omvendt kausalitet, og det skal der tages højde for. Der findes flere metoder, der kan håndtere dette, men i denne opgave er der blevet valgt at bruge en GMM-estimering til at løse disse begrænsninger. Man kunne også vælge at finde en instrument-variabel til kun at estimere effekten. For eksempelvis har artiklen Frijters et al. (2010b) brugt effekten for en dødfald af pårørende som en instrument-variabel til at estimere effekten af dårligt mentalt helbred på deltagelse på arbejdsmarkedet. Men det er svært at finde et godt instrument-variabel, hvilket ligger til grund for, hvorfor der er blevet valgt at bruge GMM-estimering. En GMM-estimering kontrollerer også for udeladt variabel-bias, heterogenitet, der ikke er blevet observeret, og målefejl i en paneldata, (Roodman, 2009a). Der findes to hovedestimerer, hhv. system- og difference-GMM. I dette afsnit forklares det, hvad de to hovedestimerer indebærer, og hvordan man vælger den bedste estimering imellem dem. Den overordnede opbygning af dette afsnit ser således ud:

I afsnit 5.2.1 forklares det, hvad system-GMM er, og hvilken nytte den har.

I afsnit 5.2.2 forklares det, hvad difference-GMM er, og hvilken nytte den har.

I afsnit 5.2.3 forklares det, hvorfor der i denne opgave vælges en two-step GMM frem for en one-step GMM.

I afsnit 5.2.4 forklares det, hvordan man ved to diagnostiske test kan validere instrumenterne og teste for autokorrelation.

I afsnit 5.2.5 forklares det, hvordan man håndterer ulempen ved GMM, når der bruges

et for højt antal instrumenter.

I afsnit 5.2.6 forklares det, hvordan man vælge mellem system- og difference-GMM.

5.2.1 Difference-GMM

Difference-GMM er en estimering, der kan benyttes til at kontrollere for endogenitet, som kan forekomme i dynamiske paneldatamodeller, (Roodman, 2009a). Dette gøres ved hjælp af en transformation, hvor man differentierer den forklarende variabel for depression, (Roodman, 2009b). Transformation for difference gør det muligt at fjerne α_i , der kan forekomme i opgavens model som nævnt i afsnit 5.1. Men denne transformation vil have en svaghed i forhold til den opgaves datasæt, der er i det, man i transformation fratrækker den tidligere observation med den nuværende observation, og det vil skabe større huller i et ubalanceret paneldata, (Arellano and Bond, 1991). Lad os først se på en simpel GMM-estimeringsmodel, som har følgende form ifølge af Roodman (2009b):

$$Y_{i,t} = \alpha Y_{i,t-1} + \beta X'_{i,t} + v_{i,t} \quad \text{hvor } v_{i,t} = (\eta_i + \mu_{i,t}) \quad (5.2.1)$$

hvor t er lig med tiden i forhold til, hvilket år der er tale om, samt i er en indikation på, hvilket land der er tale om. x er en vektor for de kontrolvariabler, det vælges at inkludere i modellen. $Y_{i,t}$ er ville her være BNP pr. indbygger. $Y_{i,t-1}$ er lig med $Y_{i,t}$, dog med en forsinket periode på -1. Man transformerer ligningen ved at trække $Y_{i,t}$ fra begge sider og dernæst tage forskellen. Således får man følgende:

$$\Delta Y_{i,t} = \alpha \Delta Y_{i,t-1} + \Delta \beta X'_{i,t} + \Delta \mu_{i,t} \quad (5.2.2)$$

hvor:

$$v_{i,t} = \Delta \eta_i - \Delta \mu_{i,t} = \mu_{i,t} - \mu_{i,t-1} \quad (5.2.3)$$

og:

$$\Delta Y_{i,t-1} = Y_{i,t-1} - Y_{i,t-2} \quad (5.2.4)$$

α er nu fjernet, og dermed kan den antages for at være konstant tværs over tiden. Der vil stadigvæk være et problem med endogenitet, da $Y_{i,t-1}$ er korreleret med fejlt termen $\mu_{i,t-1}$. Med denne transformation kan difference-GMM bruge tidligere perioder af $Y_{i,t}$ som instrument. Ifølge Blundell and Bond (1998) skal en betingelse overholdes, hvis instrumenterne i denne opgave skal være valid. Betingelsen er som følgende:

$$E(Y_{i,t-s} \Delta v_{it}) = E(Z'_i, \bar{u}_i) = 0 \text{ for } t = 3, \dots, T \text{ hvor } s \geq 2 \quad (5.2.5)$$

Betingelsen er kun gældende, hvis der ikke er autokorrelation i v_{it} . Desuden er u_i en vektor af $(\Delta v_{i,3}, \Delta v_{i,4}, \dots, \Delta v_{i,T})'$ og Z_i' er en instrument matrix, som er givet som;

$$Z_i' = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots \\ Y_{i,1} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots \\ 0 & Y_{i,2} & Y_{i,1} & 0 & 0 & 0 & \dots \\ 0 & 0 & 0 & Y_{i,3} & Y_{i,2} & Y_{i,1} & \dots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots \end{bmatrix} \quad (5.2.6)$$

Som nævnt tidligere vil transformationen i difference-GMM skabe større huller, når der i denne opgave bruges et ubalanceret datasæt. Dette problem kan man håndtere ved at bruge system-GMM. Fordi til forskel for difference-GMM vil man i system-GMM fratrække gennemsnit af alle fremtidige observation fra den nuværende, ([Arellano and Bover, 1995](#)). I andre tilfælde, hvor difference-GMM ikke kan præstere godt nok, kan det skyldes svage og dårlige instrumenter. Dette kan også rettes ved at bruge system-GMM i stedet for difference-GMM, ([Blundell and Bond, 1998](#)).

5.2.2 System-GMM

System-GMM bruges ligesom difference-GMM i denne opgave til kontrollere for endogenitetsproblemer. Dette gør den ved at bruge flere instrument-variabler, som medvirker til at forbedre effektivitet samt transformere instrumenterne, så de ikke korrelerer med den faste effekt α_i i ens model, ([Roodman, 2009a](#)). System-GMM tager udgangspunkt i samme ligning som difference-GMM, dog hvor $Y_{i,t}$ antages at have en proces af random walk. Difference-GMM præsterede ikke godt under disse omstændigheder, og estimatet vil være dårligt grundet svage instrumenter. System-GMM skaber et system af to ligninger. Første ligning akkurat ligesom ligning for difference-GMM. Anden ligning bygger på at bruge instrumenter ved, at man fratrækker gennemsnit af alle fremtidige observationer fra den nuværende observation, ([Blundell and Bond, 1998](#)). Til forskel for difference-GMM vil matrix-strukturen for system-GMM være som følgende, ([Roodman, 2009b](#)):

$$Z_i' = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & \dots \\ \Delta Y_{i,2} & 0 & 0 & \dots \\ 0 & \Delta Y_{i,3} & 0 & \dots \\ 0 & 0 & \Delta Y_{i,4} & \dots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots \end{bmatrix} \quad (5.2.7)$$

Desuden skal følgende betingelse være overholdt ifølge [Blundell and Bond \(1998\)](#), hvis man skal have et korrekt system-GMM:

$$E(\Delta Y_{i,t-1}, \mu_{i,t}) = 0 \text{ for } t = 3, \dots, T \quad (5.2.8)$$

Det betyder, at $\Delta Y_{i,t-1}$ ikke må korrelere med fejltaget $\mu_{i,t}$, hvilket kræver, at $|\alpha| < 1$ for at have en stationær proces. Desuden er antagelserne omkring ingen korrelation mellem de faste effekter og instrumenter stadigvæk gældende her for system-GMM. Til forskel for difference-GMM er ulempen ved system-GMM først, når α er tættere på værdien 1, da betingelser vil være ugyldige, ([Roodman, 2009b](#)).

5.2.3 One-step eller two-step GMM

Der findes to slags varianter for Arellano–Bond-estimatoren, som er hhv. two-step og one-step. Der bliver i denne opgave brugt en two-step GMM-estimering, dette er på grund af, at one-step GMM er overidentificeret, ([Roodman, 2009a](#)). Det betyder, at det er mere effektivt og robust at benytte en two-step GMM-estimering, ([Roodman, 2009a](#)). Dette er specielt vigtigt i opgavens tilfælde, da der er tegn på, at modellen har problemer med heteroskedastiskitet og autokorrelation. Two-step GMM har dog en ulempe i at have en nedadgående bias i standardfejlene, når antal af instrumenter er for høje, og det vil medføre two-step GMM til at være ubrugeligt, ([Arellano and Bond, 1991](#)). Dette problem har [Windmeijer \(2005\)](#) løst, idet han har udviklet en formel, som retter problemet med standardfejlene. Hans rettelser har medført, at den nedadgående bias i standardfejlene reduceres, hvilket medfører, at en two-step estimering her vil klare sig bedre end en one-step estimering.

5.2.4 Diagnostisk test

Der findes to diagnostiske test, som udføres i denne opgave. En test for validering af instrumenterne samt en test for autokorrelation.

Første test er Hansen og Sargan-testen, som tester for nul-hypotesen for overordnet validitet af instrumenterne, som bliver brugt for system- og difference-GMM. Hvis nul-hypotesen kan afvises, kan man afvise valget af instrumenterne. Ifølge [Roodman \(2009a\)](#) skal man være opmærksom på, at høje p-værdier for Hansen-test ikke er troværdige og dermed for godt til at være sandt. P-værdier, som er højere eller lavere end 0.10-0.30, er et tegn på, at ens model lider af et problem, ([Roodman, 2009a](#)).

Anden test, der bruges i denne opgave, er en test for autokorrelation. Nul-hypotesen for testen lyder på, at modellen ikke har første- og anden-ordre autokorrelation. Hvis nulhypotesen kan afvises, vil der være autokorrelation i ens model. Dette er gældende, både når man tester anden- og første-ordre autokorrelation, ([Roodman, 2009a](#)). Hvis der

er autokorrelation i vores model, kan det være tegn på, at vores model ikke er holdbar i forhold til betingelserne som tidligere nævnt, (Roodman, 2009a).

5.2.5 Antal af instrumenter

Det mest almindelige problem, man kan løbe ind i, når man udfører en GMM-estimering, er antal af instrumenter. For mange instrumenter kan nemlig svække ens Hansen-test. Mange tidligere studier har vist, at en GMM-estimering præsterer dårligt, når der er for mange instrumenter, (Roodman, 2009b). For at reducere antal af instrumenter i denne opgave skal man ifølge Roodman (2009b) kollapse instrumentmatricen, så de i stedet har følgende form for hhv. difference- og system-GMM:

$$Z'_i = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & \dots \\ Y_{i,1} & 0 & 0 & \dots \\ Y_{i,2} & Y_{i,1} & 0 & \dots \\ Y_{i,3} & Y_{i,2} & Y_{i,1} & \dots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots \end{bmatrix} \quad (5.2.9)$$

$$Z'_i = \begin{bmatrix} 0 \\ \Delta Y_{i,2} \\ \Delta Y_{i,3} \\ \Delta Y_{i,4} \\ \vdots \end{bmatrix} \quad (5.2.10)$$

5.2.6 Difference- versus system-GMM

For at vælge mellem difference- og system-GMM i denne opgave lægges der vægt på en tommelfingerregel af Bond (2002), som består af tre punkter, og den benyttes i denne opgave til at finde frem til valget mellem de to GMM-hovedestimer.

1. Først skal den dynamiske model estimeres gennem OLS- og Fixed Effect-metoden.
2. Estimatresultatet for OLS skal betragtes som en øvre grænse, mens estimatet for FE skal betragtes som en nedre grænse.
3. Hvis resultatet af ens difference-GMM er tættere eller lavere end værdien for estimatet for FE, har man et nedadgående estimeringsbias. Dette er på grund af svage instrumenter, og derfor skal man vælge system-GMM-estimatet frem for difference-GMM.

6 Data

Dette afsnit er udført med det formål at skabe et overblik over datasættet, som er brugt i denne opgave, og de variable, der anvendes.

Afsnit 6.1 indeholder en databeskrivelse i forhold til, hvilke variable og kilder der er brugt i data, og hvordan datasættet er konstrueret.

Afsnit 6.2 indeholder et kort deskriptiv indblik med grafer, hvor der dykkes ned i, hvordan datasættet ser ud i forhold til anvendte variable.

6.1 Data beskrivelse

Dette speciale bruger en samling af to datasæt. Et datasæt fra Global Burden of Diseases, Injuries, and Risk Factors Study (GBD) samt et datasæt fra Health Data Organization and World Development Indicators, som er den primære database for World Bank. Opgavens paneldata er konstrueret med henblik på disse to datasæt. Datasættet fra World Bank er blevet brugt til at indsamle data fra omkring 185 lande¹ for at samle information omkring landenes bruttonationalprodukt (BNP) for tidsperioden 1992-2019. Med udgangspunkt i dette datafund er den naturlige logaritme for bruttonationalprodukt udformet som en variabel til brug for opgaven:

- $\ln BNP$, er en variabel, der beskriver den naturlige logaritme af bruttonationalprodukt PPP nuværende internationale US \$ pr. indbygger.

Data for depression er taget fra IHME², som er et uafhængigt globalt sundhedsforskningscenter. IHME forsker i GBD³, og deres seneste forskning er publiceret i oktober 15, 2020. Datasættet for GBD er tilgængeligt på deres hjemmeside, ([Institute for Health Metrics and Evaluation \(IHME\)](#), 2020b). Dataet dækker for 369 sygdomme og skader for begge køn og for 204 lande og territorier i tidsperioden 1990-2019. Data er ifølge GBD blevet indsamlet fra folketælling, husstandsundersøgelser, sundhedstjenester samt civil sundhed og sygdomsregistreringer. Dette har været muligt, idet GBD har samarbejdspartnere verden over, ([Vos et al., 2020](#)). Datasættet for GBD er kun blevet brugt til at indsamle data omkring depression⁴ globalt for 185 lande⁵ mellem årene 1992-2019. Datasættet for depression er ikke selekteret med hensyn til alder, derfor er alle aldre inkluderet og standardiseret.

Den valgte variabel for depression er en måling for $DALYs$ ⁶ pr. 100.000 indbygger. En $DALY$ er lig med et tabt rask år. $DALYs$ måles som antallet af tabte år, som er medført

¹Listen over alle lande, der er inkluderet i datasættet, kan findes i bilag

²Institute for Health Metrics and Evaluation

³Global Burden of Disease

⁴Mild, moderat og svær depression

⁵Disse lande er identiske med de lande, der er inkluderet i datasættet fra World Bank. Listen kan findes i bilag

⁶Disability-adjusted life year

af tidlig død grundet sygdom, samt antal af år man har levet med sygdommen, ([Global Burden of Disease Study, 2020](#)). Formlen for *DALYs* er som følgende:

$$DALYs = YLL + YLD \quad (6.1.1)$$

hvor:

$$YLL = \text{"Forventet levetid"} - \text{"Alderen ved dødsfaldet"} \quad (6.1.2)$$

Den forventede levetid er gennemsnitsalderen for det givne land, der tale om.

$$YLD = \text{"Antal år man har haft sygdommen"} \times \text{"Byrdevægten for den pågældende sygdom"} \quad (6.1.3)$$

Byrdevægten er en faktor, som har en værdi mellem 0-1. Den beskriver sværhedsgraden og vægten af den pågældende mentale sygdom. Er faktorvægten på 1, er det lig med død, og en faktorvægt på 0 er lig med fuldendt helbred. Denne faktor er vigtig, da byrden af at have en sygdom kan være variere, og med denne vægt kan man kategorisere sværhedsgraden af byrden, og i hvor høj grad den har en effekt på ens helbred. Byrdevægten [Institute for Health Metrics and Evaluation \(IHME\) \(2020a\)](#) for en mild, moderat og svær depression er hhv. 0,145, 0,396 samt 0,658.

I forhold til datasættet fra [Vos et al. \(2020\)](#) er der blevet skelnet mellem køn, hvilket giver i alt tre variabler for *DALYs*. Den naturlige logaritme er endvidere udformet for disse tre variabler, og de er som følger:

- $\ln DALYs_A$, er en variabel, der beskriver den naturlige logaritme for den samlede sygdomsbyrde for alle køn og i alle aldre, som har en mental lidelse pr. 100.000 indbygger.
- $\ln DALYs_K$, er en variabel, der beskriver den naturlige logaritme for den samlede sygdomsbyrde for alle kvinder og i alle aldre, som har en mental lidelse pr. 100.000 kvindelige indbygger.
- $\ln DALYs_M$, er en variabel, der beskriver den naturlige logaritme for den samlede sygdomsbyrde for alle mænd og i alle aldre, som har en mental lidelse pr. 100.000 indbygger.

Der er yderligere to andre variabler i analysen, og de som følger::

- År, er en variabel for tiden t , som måles i år, og gælder for en tidsperiode fra 1970-2019.
- Land, er en variabel for de 185 lande, der er inkluderet i datasættet.

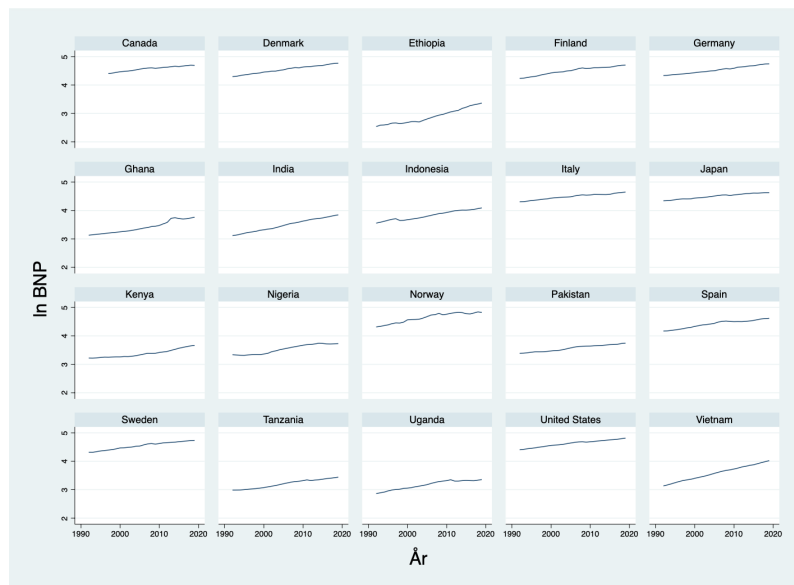
Der vælges endvidere at skelne mellem lande, der er inkluderet i datasættet fra World Bank på baggrund af deres indkomst. Landene opdeles i fire grupper, som er hhv. lavindkomstlande, højindkomstlande, høj-mellemindkomstlande samt lav-mellemindkomstlande. Der vil være en klassifikation på baggrund af deres initiale indkomstgruppe i 1992 og på baggrund af den historiske klassifikation fra 1992 fra [World Bank \(2022\)](#).

- D_{H1992} , er en dummy-variabel, som kategoriserer efter, hvorvidt der tale om, om et land har en højindkomst eller ej i forhold til 1992.
- D_{L1992} , er en dummy-variabel, som kategoriserer efter, hvorvidt der tale om, om et land har en lavindkomst eller ej i forhold til 1992.
- D_{UM1992} , er en dummy-variabel, som kategoriserer efter, hvorvidt der tale om, om et land har et høj-mellemindkomst eller ej i forhold til 1992.
- D_{LM1992} , er en dummy-variabel, som kategoriserer efter, hvorvidt der tale om, om et land har et lav-mellemindkomst eller ej i forhold til 1992.

Proceduren i forhold til at samle begge datasæt har medført, at datasættet har et observationstal på 5180 for alle *DALYs*-variabler. Der er manglende værdi i forhold til BNP pr. indbygger, hvilket betyder, at observationstallet for $\ln BNP$ er på 5031. Som tidligere nævnt er der blevet valgt at inkludere 185 lande i dette paneldatasæt. Under processen i at samle dette datasæt har der været lande, der er blevet nødsaget at udelukke. Alle de lande, som ikke kunne matches med hinanden i forhold til begge datasæt, er blevet ekskluderet. Desuden er det blevet valgt at fravælge lande, der ikke kan klassificeres i forhold til deres indkomstgruppe, i forhold til 1992.

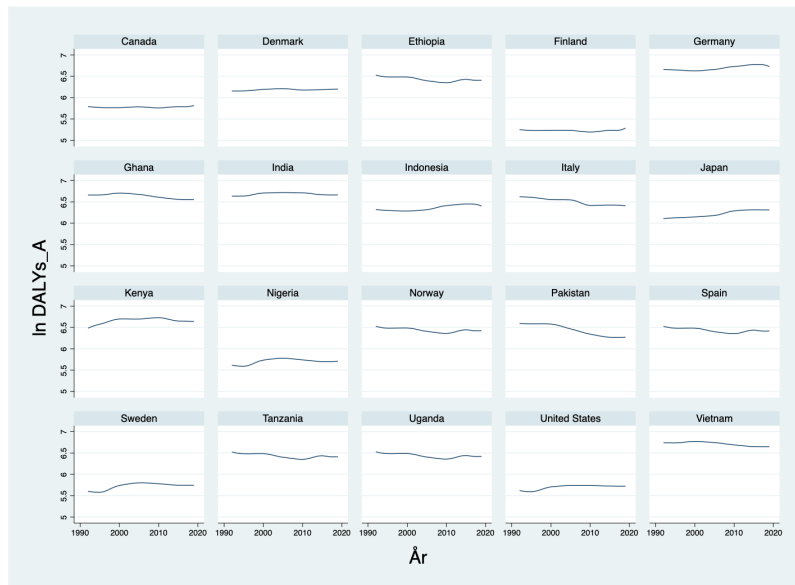
6.2 Deskriptivt grafisk indblik

I dette afsnit dykkes der lidt længere ned i, hvordan data ser ud for depression og BNP pr. indbygger. For at holde det simpelt fokuseres der i dette afsnit mest på den overordnede effekt af depression, og derfor er det ikke altid lavet en differentiering mellem køn, men kun mellem indkomstlande. Desuden skal man være opmærksom på, at grundet at der er 185 lande i datasættet, kan det være svært at observere alle trends, og derfor vil der være tilfælde af, at ikke alle landetrends i forhold til BNP pr. indbygger og variabelen for depression bliver vist grafisk. Der forefindes høj kausalitet i forhold depression og BNP pr. indbygger, derfor kan en deskriptiv analyse ikke være en fuldendt analyse, men blot give et overordnet billede af data – dvs. et overordnet billede, som kan give en fornemmelse af, hvad man eventuelt kan forvente i de senere forekommende paneldata og GMM-analyser i forhold til effekten af depression på BNP pr. indbygger. Lad os start med at se på udviklingen af $\ln BNP$ pr. indbygger gennem 1992-2019 for ti tilfældige højindkomst- og lavindkomstgrupper i figur 3. Indkomstklassifikationen af disse lande er baseret på den

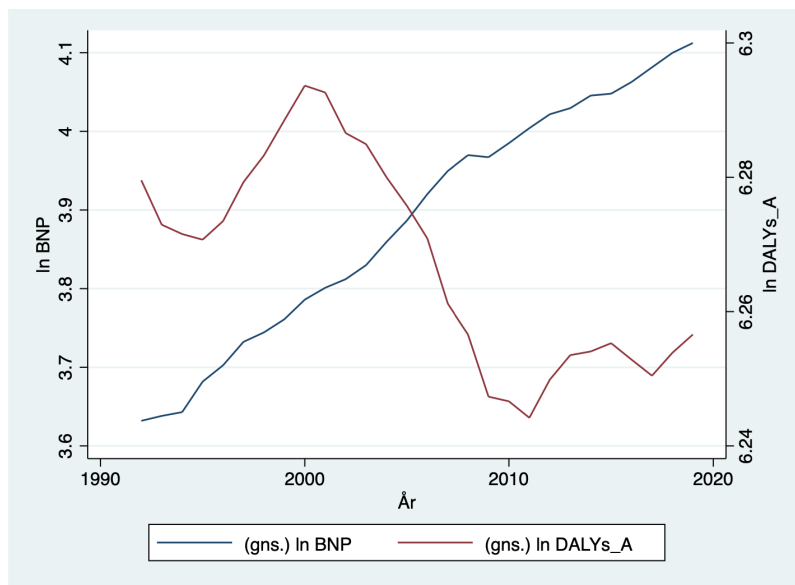


Figur 3: $\ln BNP$ pr. indbygger gennem 1992-2019 for ti lavindkomst- og højtindkomst-lande.

initiale klassifikation fra 1992. Man skal derfor være opmærksom på, at disse lande ikke nødvendigvis har den samme klassifikation i 2019. Figur 3 viser, at trenden af $\ln BNP$ har været stigende gennem 1992-2019. Landene i figur 3 har haft en nogenlunde ens stigning uanset indkomstgruppe. Væksten af $\ln BNP$ for Vietnam er lidt mere stejl og har haft en stigning i BNP pr. indbygger. Vietnam er blandt de lande, der har rykket deres indkomstklasse fra lav i 1992 til lavere middelklasse i 2019. Mønsteret for $\ln BNP$ er rimelig ens for alle lande som vist på figur 3. Lad os nu observere figur 4 og udviklingen af $\ln DALYs_A$ fra 1992 til 2019 for de samme lande som vist i figur 3. Fra figur 4 kan man se, at udviklingen af $\ln DALYs_A$ ikke er ens for alle lande. Dette gælder både for højtindkomstlandene og lavindkomstlandene. Uganda og Norge har næsten identiske trends i forhold til udviklingen af $\ln DALYs_A$ gennem tiden. Disse lande er i hver sin indkomstgruppe med hensyn til deres initiale klassifikation fra 1992. Finland og Canada har næsten en konstant i deres udviklingen af $\ln DALYs_A$ gennem tiden. Pakistan har en nogenlunde konstant udvikling af $\ln DALYs_A$ fra 1992-2000 og et større fald fra 2000 og til 2019. Udviklingen af $\ln DALYs_A$ for de resterende lande, som ikke er med i figur 4, har nogenlunde samme mønster som vist i figur 4. Det tyder på, at udviklingen af $\ln DALYs_A$ er forskellig fra land til land, og udviklingen af $\ln DALYs_A$ er afhængig af, hvilket land der er tale om. I figur 5 kan man se gennemsnittet af $\ln BNP$ grafisk tværs over årene sammen med gennemsnittet af $\ln DALYs_A$. Gennemsnittet er taget for at skabe en mere simpel graf, og selvom der er tale om et gennemsnit, kan man stadigvæk se fra figur 5, at der er et mønster i forhold til udviklingen af $\ln DALYs_A$ og $\ln BNP$, som følger nogenlunde samme stil som i figur 3 og 4. Gennemsnit af $\ln DALYs_A$ er svingende gennem tiden, men har et fald. Man skal også være opmærksom på, at selvom gennemsnittet er faldet siden 1992,



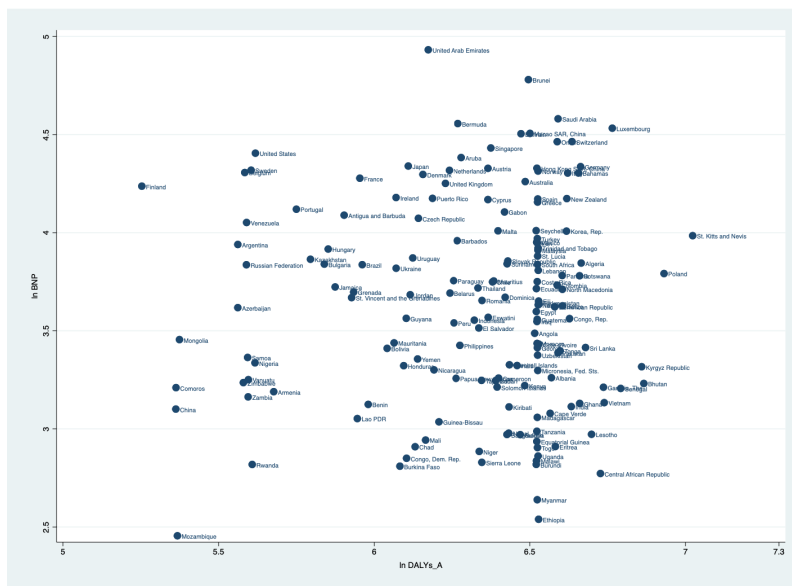
Figur 4: Variablen $\ln DALYs_A$ gennem 1992-2019 for ti lavindkomst- og højtindkomst-lande.



Figur 5: Gennemsnittet af $\ln DALYs_A$ og $\ln BNP$ i forhold fra 1992-2019.

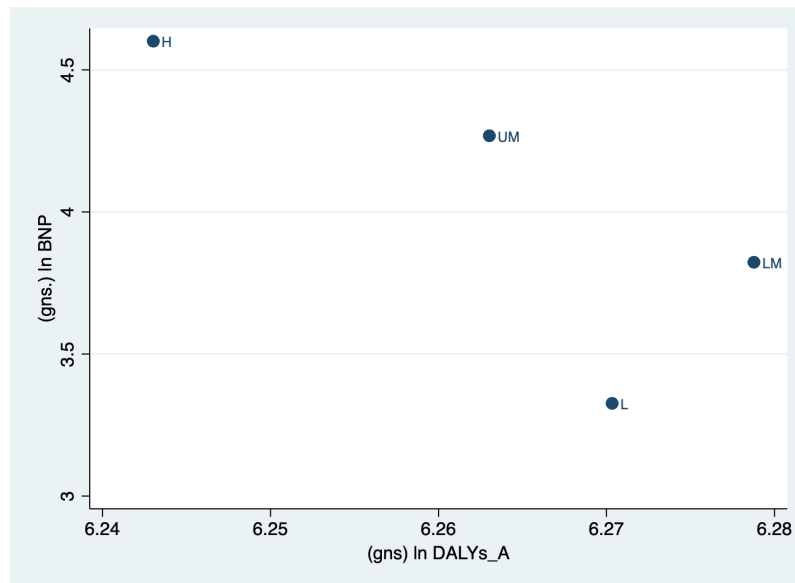
så er der ikke tale om et voldsomt fald, idet gennemsnittet er faldet fra 580 i 1992 til 550 i 2019. Kigger man på gennemsnittet af $\ln BNP$, kan man se, at den er stigende hen over tiden i figur 5, hvilket også er som forventet både rent hypotetisk og i forhold til figur 3. Det er kun $\ln DALYs_A$, der er inkluderet i forhold til figur 5. $\ln DALYs_M$ og $\ln DALYs_M$, har præcis samme mønster, dog med den betingelse at værdierne for $\ln DALYs_M$ er gennemsnitligt højere end $\ln DALYs_A$ og værdierne for $\ln DALYs_M$ er gennemsnitlige lavere end $\ln DALYs_A$. Variablene $\ln BNP$ og $\ln DALYs_A$ har omvendt udvikling af

hinanden. Hvorvidt denne udvikling mellem variablerne har noget med hinanden at gøre, kan ikke afgøres ud fra figur 5.



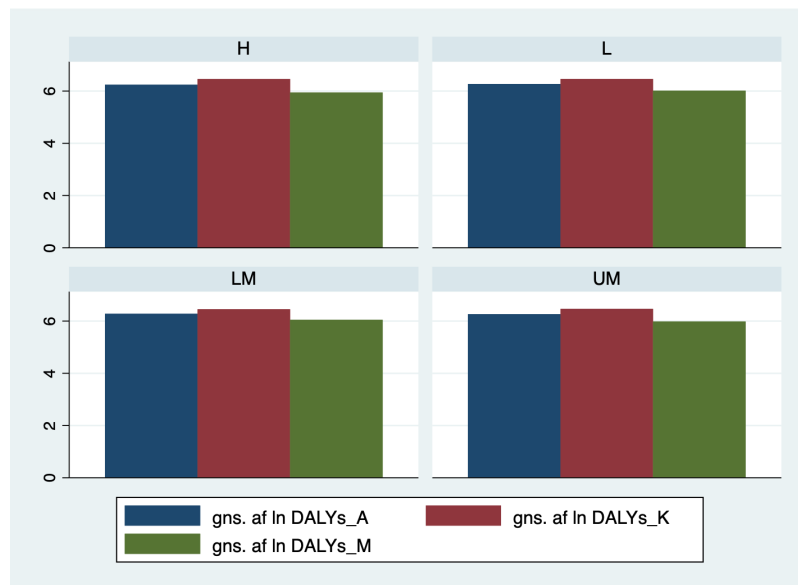
Figur 6: $\ln BNP$ mod $\ln DALYs_A$ i forhold til år 1992.

Intuitivt antages det, at depression har en negativ effekt på BNP pr. indbygger, og at størrelsen på effekten afhænger af indkomstgruppe. For at skabe en større intuition bag denne antagelse er der blevet valgt at plotte $\ln BNP$ mod $\ln DALYs_A$ i figur 6 i forhold til det initiale år 1992. Uden at estimere og kun på baggrund af figur 6 er der ingen tegn på en lineær sammenhæng mellem $\ln DALYs_A$ og $\ln BNP$. Der er en del lande, som ligger omkring de 6.5 $\ln DALYs_A$, men disse svinger og har ingen sammenhæng mellem deres $\ln BNP$ -værdier. Eftersom figur 6 kun er i forhold til 1992, skal man være opmærksom på, at sammenhængen mellem $\ln DALYs_A$ og $\ln BNP$ også kun er gældende for 1992. Forholdet mellem variablerne kan derfor svinge og se anderledes ud i de andre år. Som tidligere nævnt vil landene blive opdelt efter deres indkomstgruppe. Det antages, at forholdet mellem depression og BNP pr. indbygger afhænger af land og indkomstgruppe. Det viser sig, at tager man gennemsnitsværdien af $\ln DALYs_A$ og $\ln BNP$ i forhold til indkomstgrupper, så er der en grafisk sammenhæng. Denne sammenhæng kan ses i figur 7, hvor den gennemsnitlige værdi er i forhold til initiale indkomstgruppe i 1992. Lande, der kategoriseres som lavindkomstgrupper (L), har den næsthøjeste gennemsnitsværdi af $\ln DALYs_A$ og næstlaveste gennemsnitsværdi af $\ln BNP$ sammenlignet med de andre grupper. Lande, der kategoriseres som lav-mellemindkomstgrupper (LM), har den laveste gennemsnitsværdi af $\ln DALYs_A$ og den laveste gennemsnitsværdi af $\ln BNP$ sammenlignet med de andre grupper. Begge forhold er som forventet i forhold til den intuitive antagelse, at de to laveste indkomstgrupper har de højeste gennemsnitsværdier af $\ln DALYs_A$. De andre to grupper har også en forventet sammenhæng mellem deres gennemsnitsvær-



Figur 7: Gennemsnittet af $\ln DALYs_A$ og $\ln BNP$, hvor data både er opdelt i forhold til lande og indkomstgruppe-klassifikationer fra 1992.

di af $\ln DALYs_A$ og $\ln BNP$. Her har de lande, som ligger i højindkomstgrupper, den lavest gennemsnitsværdi af $\ln DALYs_A$ og højeste gennemsnitsværdi af $\ln BNP$. Dertil har lande i høj-mellemindkomstlande den næsthøjeste gennemsnitsværdi af $\ln DALYs_A$ og næsthøjeste gennemsnitsværdi af $\ln BNP$. I forhold til figur 7 er der altså en sammenhæng mellem høje værdier af $\ln BNP$ og lave værdier af $\ln BNP$ og vice versa, når man tager gennemsnitsværdien i forhold til hver indkomstgruppe. Nogle af lande har dog skiftet indkomstgruppe med tiden, derfor er den grafiske sammenhæng i figur 7 kun den samme, hvis man holder deres konstante indkomstgruppe i forhold 1992. Man kunne også have valgt at gøre præcis det samme i figur 6 i stedet for kun at tage gennemsnittet for alle år i forhold til hvert land. Men dette er ikke nødvendigt, da mønstret mellem landene i figur 7 antages at være nogenlunde det samme med eller uden gennemsnit for alle år. Man skal være opmærksom på, hvordan man vælger at vise dataet grafisk. Hvis man for eksempel blot tager gennemsnittet af $\ln DALYs_A$ og derefter opdeler grafisk forhold til indkomstgruppe, så har $\ln DALYs_A$ et andet gennemsnit. I figur 8 opdeles $\ln DALYs_A$, $\ln DALYs_M$ samt $\ln DALYs_K$ kun i forhold til deres initiale indkomstgruppe i 1992, efter deres gennemsnitsværdi er blevet beregnet. Her kan man se et andet billede i forhold til figur 7. Gennemsnitsværdien af $\ln DALYs_A$ er højest i højindkomstlande, hvorimod værdien var lavest i højindkomstlande i figur 5. Ser man bort fra forskellen mellem figur 7 og 8, så tyder det på, at der er en forskel i forhold til køn, idet gennemsnittet af $\ln DALYs_M$ er langt lavere end for $\ln DALYs_K$. Opsummerer man dette afsnit, tyder det på, at udviklingen af $\ln DALYs_A$ afhænger af, hvilket land der er tale om, og udviklingen af $\ln BNP$ har en positiv lineær sammenhæng med tiden. Der er desuden forskel på den



Figur 8: Gennemsnittet af $\ln DALYs_A$, $\ln DALYs_M$ samt $\ln DALYs_K$ opdelt kun efter de fire indkomstgrupper i 1992.

grafiske sammenhæng mellem $\ln DALYs_A$ og $\ln BNP$, afhængig af hvordan man vælger at opdele datasættet.

7 Resultat

I dette afsnit er alle resultater for både opgavens paneldata-regression samt GMM-regression inkluderet. For hvert afsnit er der udformet et underafsnit til at skabe et større overblik over alle resultater. Der foreligger forklaringer undervejs i forhold til, hvordan modellerne til både paneldata-regression samt GMM-regression er udformet. Desuden skal det bemærkes, at resultaterne blot forklares og overfladisk diskuteres. Diskussionen af resultatet kan læses i afsnit 8. Dette afsnit består som sagt af to underafsnit:

I afsnit 7.1 forklares resultatet for opgavens paneldata-regression, både i forhold til den samlede effekt samt i forhold til køn og indkomstgrupper.

I afsnit 7.2 forklares resultatet for opgavens GMM-regression, både i forhold til den samlede effekt samt i forhold til køn og indkomstgrupper.

7.1 Paneldata

I denne opgave undersøges det, hvilken effekt depression har på økonomien, herunder BNP pr. indbygger. Med udgangspunkt i afsnittet for Solow-modellen med humankapital og paneldata-teori, kan man udforme den overordnede paneldata-regressionsmodel 1 for både FE, RE samt OLS. Herpå forklarer model 1 den globale effekt af $\ln DALYs_A$ pr. 100.000 indbygger på $\ln BNP$ pr. indbygger. Model 1 for OLS ses her forneden

$$\ln BNP_{i,t} = \beta_1 \times \ln DALYs_{Ai,t} + \mu_{i,t} \quad (7.1.1)$$

Model 1 for FE og RE har samme form som OLS men medtager specifikke effekter α_i , som forklaret i teori afsnit 5.1. Udover panelregressions model 1, kontrolleres der også ift. om køn spiller en rolle, hvilket fører os frem til model 2. Model 2 vil have samme form som model 1, dog med den forskel at de forklarende variabler vil være $\ln DALYs_K$ og $\ln DALYs_M$. Overordnet har man, at β er lig med parameter, og μ er lig med modellens fejltér. Desuden vil dummy variablerne for indkomstgrupperne også inddrages i både model 1 og 2, når der skal opdeles i forhold til indkomstlande. I det næste underafsnit inddrages resultaterne for paneldata, når man estimerer med hensyn til disse to modeller.

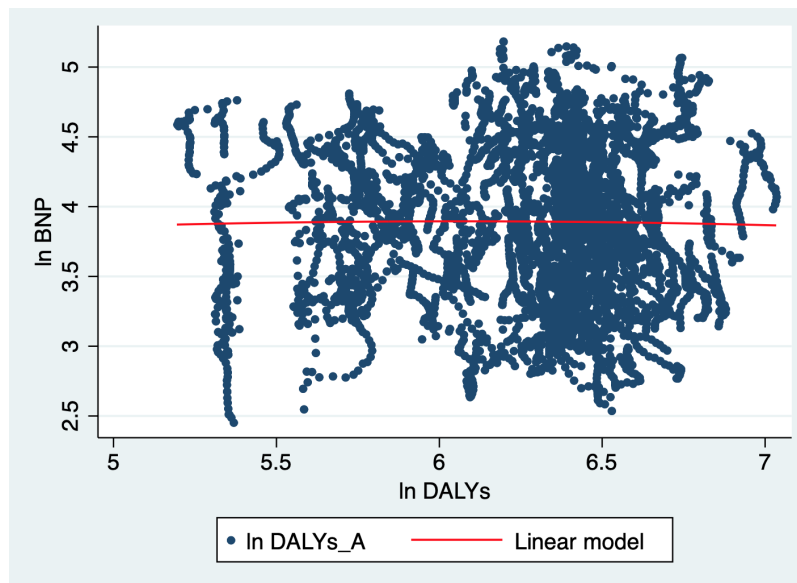
7.1.1 Model 1

Figur 9 viser den samlede variation mellem $\ln BNP$ pr. indbygger og $\ln DALYs_A$ pr. 100.000 indbygger. Den overordnede variation rimelige konstant og det estimerede forhold er nærmest nul, når man ser på den røde estimeringslinje i figur 9. Observationer er spredt rundt i figur 9, og det tyder på, at variationen mellem $\ln BNP$ pr. indbygger og $\ln DALYs_A$ pr. 100.000 indbygger er forskellige, i forhold til hvilket land der er tale om. Dette antages, fordi observation i figur 9 klumper, og det tyder på, at der er underliggende effekter, som medfører, at nogle af observationerne klynger sig sammen.

Tabel 1: Estimeringsresultat for paneldata model 1 og 2.

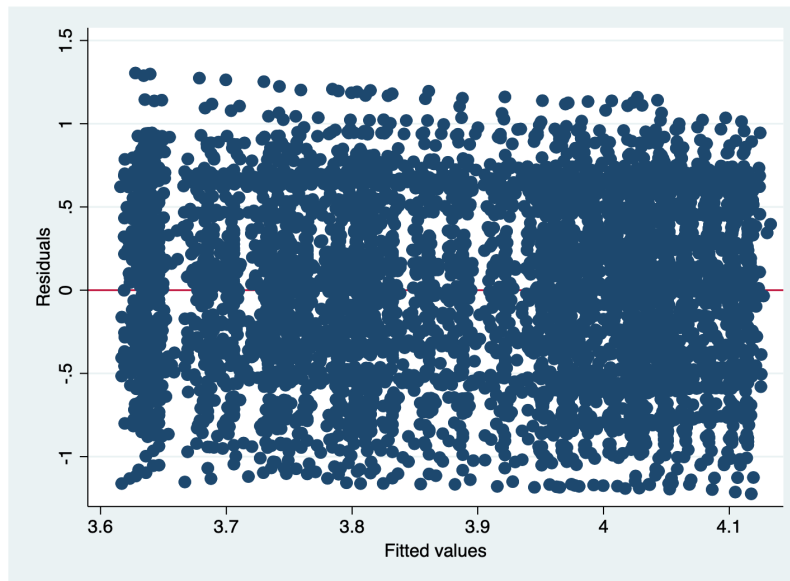
	ln BNP OLS	ln BNP FE	ln BNP RE	ln BNP OLS	ln BNP FE	ln BNP RE
Global						
$\ln DALY_{sA}$	0.0159 (0.0210)	-0.0475 (0.0796)	-0.0441 (0.0759)			
$\ln DALY_{sK}$				0.185*** (0.0412)	-0.0778 (0.0956)	-0.0696 (0.0936)
$\ln DALY_{sM}$				-0.160*** (0.0348)	0.0353 (0.120)	0.0290 (0.114)
Konstant	3.532*** (0.138)	3.950*** (0.499)	3.923*** (0.481)	3.397*** (0.144)	3.942*** (0.513)	3.922*** (0.491)
Antal observationer	5031	5031	5031	5031	5031	5031
Antal grupper	185	185	185	185	185	185
$R^2_{justeret}$	0.0710	0.757		0.0744	0.757	
Højindkomstlande						
$\ln DALY_{sA}$	0.0642*** (0.00899)	-0.0462 (0.0770)	-0.0230 (0.0605)			
$\ln DALY_{sK}$				0.0445 (0.0288)	0.0949 (0.128)	0.0734 (0.122)
$\ln DALY_{sM}$				0.0205 (0.0292)	-0.192 (0.155)	-0.126 (0.137)
Konstant	3.956*** (0.0650)	4.658*** (0.488)	4.517*** (0.385)	3.947*** (0.0652)	4.895*** (0.462)	4.649*** (0.360)
Antal observationer	869	869	869	869	869	869
Antal grupper	32	32	32	32	32	32
$R^2_{justeret}$	0.369	0.791		0.369	0.792	
Høj-mellemindkomstlande						
$\ln DALY_{sA}$	0.0384* (0.0152)	-0.387* (0.160)	-0.326* (0.139)			
$\ln DALY_{sK}$				-0.0455 (0.0371)	-0.263 (0.273)	-0.230 (0.227)
$\ln DALY_{sM}$				0.0777* (0.0369)	-0.115 (0.231)	-0.0906 (0.192)
Konstant	3.800*** (0.101)	6.480*** (1.005)	6.093*** (0.879)	3.870*** (0.0968)	6.445*** (1.050)	6.079*** (0.915)
Antal observationer	875	875	875	875	875	875
Antal grupper	32	32	32	32	32	32
$R^2_{justeret}$	0.247	0.784		0.249	0.783	
Lav-mellemindkomstlande						
$\ln DALY_{sA}$	-0.00311 (0.0183)	0.378* (0.178)	0.313* (0.143)			
$\ln DALY_{sK}$				-0.252*** (0.0301)	-0.00874 (0.198)	-0.0234 (0.172)
$\ln DALY_{sM}$				0.223*** (0.0254)	0.422* (0.208)	0.356* (0.165)
Konstant	3.592*** (0.120)	1.197 (1.129)	1.607 (0.903)	3.851*** (0.122)	1.073 (1.073)	1.573 (0.849)
Antal observationer	1813	1813	1813	1813	1813	1813
Antal grupper	66	66	66	66	66	66
$R^2_{justeret}$	0.270	0.823		0.296	0.825	
Lavindkomstlande						
$\ln DALY_{sA}$	0.0780*** (0.0220)	-0.119 (0.173)	-0.0841 (0.143)			
$\ln DALY_{sK}$				0.0140 (0.0610)	-0.0304 (0.209)	-0.0308 (0.199)
$\ln DALY_{sM}$				0.0588 (0.0614)	-0.106 (0.301)	-0.0649 (0.256)
Konstant	2.586*** (0.144)	3.821*** (1.077)	3.596*** (0.894)	2.631*** (0.146)	3.913*** (1.179)	3.658*** (0.944)
Antal observationer	1474	1474	1474	1474	1474	1474
Antal grupper	55	55	55	55	55	55
$R^2_{justeret}$	0.177	0.716		0.176	0.716	

Note: Paneldata-estimeringsresultat i forhold model 1 og 2 mht. den globale effekt inklusive effekten for hver indkomst-gruppe. Variable $\ln DALY_{sA}$, $\ln DALY_{sK}$, $\ln DALY_{sM}$ er pr. 100.000 indbygger og $\ln BNP$ er pr. indbygger. Der er blevet kontrolleret for årsspecifikke effekter for OLS, FE og RE samt landespecifikke effekter for FE. Robust Standardfejl er i parentes. Signifikans-niveauet for 10%, 5% og 1% er betegnet som følger: *, **, ***.



Figur 9: Den overordnede samlede variation mellem $\ln BNP$ pr. indbygger i forhold til $\ln DALYs_A$ pr. 100.000 indbygger for alle lande fra 1992-2019. Hvert punkt vil derfor repræsentere et bestemt land for et bestemt år. Den estimerede røde linje er konstrueret ved hjælp af en lineær OLS-regressionsmodel.

Der er blevet testet for autokorrelation i forhold til OLS-regressionsmodel, og det har vist sig, at modellen lider af autokorrelation. Autokorrelationen går fra 0,999 i første lag 1 til 0,914 i sidste lag 27, hvilket giver en gennemsnitlig autokorrelation på 0,957. Autokorrelationen er næsten på 1 overordnet, og det betyder, at observationer for BNP pr. indbygger har en høj positiv korrelation med sig selv gennem tiden. Multikollinearitet kan ikke finde sted i regression model 1. Dette skyldes, at $\ln DALYs_A$ er den eneste forklarende variabel, og den kan dermed ikke korrelere med andre forklarende variabler. Når man tester for heteroskedasticitet, har det ikke været muligt at afvise hypotesen om, at der er konstant variation mellem residualerne og de estimerede værdier. Dette kan også ses, hvis man plotter residualerne og de estimerede værdier i figur 10. Fordi ser man på figur 10, er der ikke er nogen variation mellem residualerne og de estimerede værdier. Overordnet tyder det altså på, at en OLS-regression ikke er passende her. Dermed vil det ikke være nok til at estimere variationen mellem disse variabler ved en OLS-regression, da det ikke kan give en helt fornuftig estimeringslinje i figur 9. I tabel 1 kan man observere estimeringsresultaterne for både model 1 og model 2 samt indkomstopdelingen i forhold til hver model. I tabel 1 kan man se, at effekten af $\ln DALYs_A$ er positiv korreleret med $\ln BNP$ pr. indbygger, hvis man altså estimerer effekten af $\ln DALYs_A$ ved hjælp af en OLS-regressionsmetode. Forholdet mellem $\ln DALYs_A$ og $\ln BNP$ er estimeret til at være omkring 2%, men den estimerede værdi er ikke signifikant, dog betyder dette ikke, at effekten er lig nul. Modellens totale variation er forklaret med en $R^2_{justeret}$ på 7,1%, hvilket er relativt lavt. Når man estimerer modellen ved hjælp af en FE-metode, har vi, at $\ln DALYs_A$ pr.



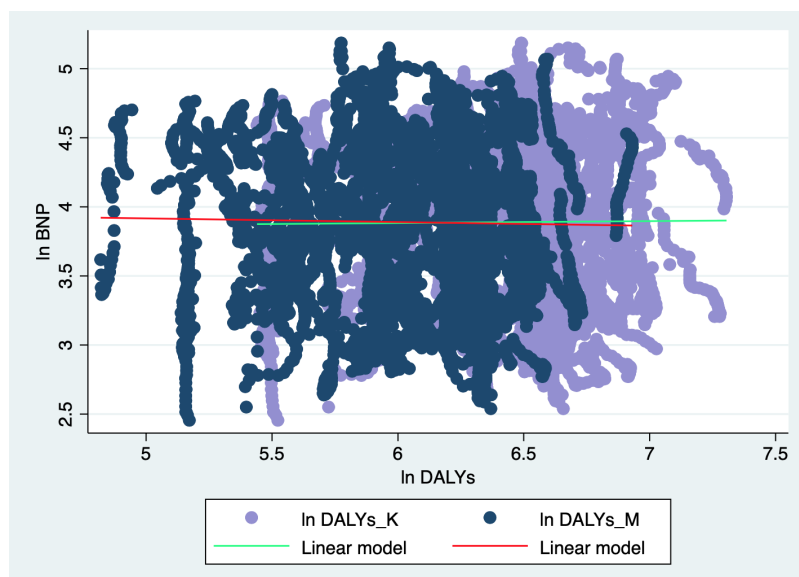
Figur 10: Variation mellem residualerne samt de estimeret værdi fra vores OLS regressionsmodel i forhold til effekten af $\ln DALYs_A$ pr. 100.000 indbygger på $\ln BNP$ pr. indbygger.

100.000 indbygger er negativt korreleret med BNP pr. indbygger. Denne effekt heller ikke signifikant. Den totale variation mellem den afhængige og uafhængige variabel er også forklaret en del bedre end OLS, idet $R^2_{justeret}$ er på 75,7%. Når man estimerer modellen ved hjælp af en RE-metode, har vi, at $\ln DALYs_A$ pr. 100.000 indbygger også er negativt korreleret med BNP pr. indbygger ligesom FE. Denne effekt er dog en smule mindre i forhold til FE, og effekten heller ikke signifikant. Man kan altså se, at når man vælger at estimere modellen ved at bruge FE eller RE, så ændres effekten $\ln DALYs_A$ på $\ln BNP$ fra at være positiv til at være negativ. Der er dermed endnu et tegn på, at OLS ikke alene er holdbar til at kunne være i stand til at finde den korrekte estimering af $\ln DALYs_A$ på $\ln BNP$. Den estimerede effekt af FE og RE i tabel 1 er relativt ens. For at finde frem til, hvilken model der er bedst til at estimere effekten, bruges der en Hausman-test. Hausman-testen i forhold til effekter i tabel 1 har en p-værdi over 0.05, hvilket betyder, at effekten estimeret ved RE er mere fordelagtig i forhold til den estimerede effekt ved FE. Hvis man udfører en Breusch and Pagan Lagrangian multiplier-test for RE, så får man en p-værdi under 0.05, hvilket betyder, at modellen RE er signifikant.

Opdeling af indkomstgrupper I det næste resultat afsnit opdeles model 1 i forhold til de initiale indkomstgrupper nævnt i afsnit 6. Estimeringsresultaterne for disse indkomstgrupper kan ses i tabel 1. Den estimerede OLS-effekt af $\ln DALYs_A$ pr. 100.000 indbygger i tabel 1 er positiv og signifikant for alle indkomstgrupper foruden lav-mellem-indkomstgruppen. Den estimerede OLS-effekt af $\ln DALYs_A$ ligger på 6%, 4%, -0,3%, 8% for hhv. høj-, høj-mellem-, lav-mellem- samt lavindkomstlande. I alle indkomstgrupper

foruden lav-mellem-indkomstgruppen har effekten af $\ln DALYs_A$ pr. 100.000 indbygger været positiv i forhold til OLS og negativ i forhold til RE og FE. De estimerede for FE af $\ln DALYs_A$ ligger på -5%, -4%, 4%, -12% for hhv. høj-, høj-mellem-, lav-mellem- samt lavindkomstlande. Disse værdier ligger en smule højere i forhold til RE, som ligger på -2%, -3%, 3%, -8% for hhv. høj-, høj-mellem-, lav-mellem- samt lavindkomstlande. Når det gælder FE og RE, så er der kun signifikant effekt i høj- og lav-mellemindkomstgrupper, men effekten er negativ for høj-mellemindkomstlande og positiv for lav-mellemindkomstlande. Slutteligt har det vist sig, at RE klarer sig bedst i test for alle indkomstgrupper, når man sammenligner FE og RE, og når man bruger en Hausman-test. Desuden har testen for Breusch and Pagan Lagrangian multiplier vist, at RE er signifikant for alle indkomstgrupper.

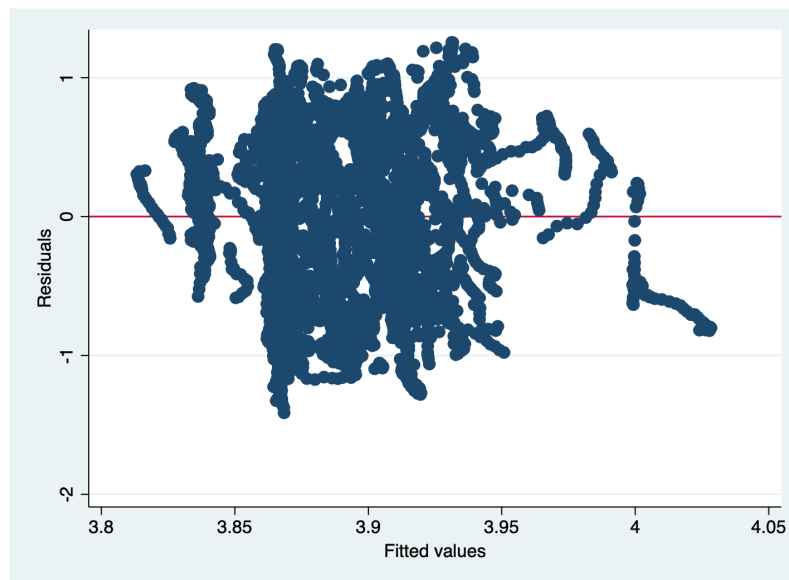
7.1.2 Model 2



Figur 11: Den overordnede samlet variation mellem $\ln BNP$ pr. indbygger i forhold til $\ln DALYs_K$ og $\ln DALYs_M$ pr. 100.000 indbygger for alle lande fra 1992-2019. Hvert punkt vil derfor repræsentere et bestemt land for et bestemt år og køn. Begge estimerede linjer er konstrueret ved hjælp af en OLS-regressionsmodel.

Figur 11 viser variationen af $\ln DALYs_K$ og $\ln DALYs_M$ pr. 100.000 indbygger i forhold til $\ln BNP$ pr. indbygger. Forholdet mellem $\ln BNP$ og $\ln DALYs_K$ ser næsten identisk ud med forholdet mellem $\ln BNP$ og $\ln DALYs_M$. Dog med den forskel, at observationerne for $\ln DALYs_K$ har højere værdier og dermed er skubbet mere mod højre. De to estimerede OLS-linjer i figur 11 er næsten konstante, og det tyder på, at problemerne, man så i figur 9, også er gældende her. Det tyder lidt på, at $\ln DALYs_K$ har en lidt nedadgående trend i starten, og derefter stabiliserer den sig og forbliver konstant.

Igen er der tegn på, at OLS ikke er god nok til at estimere forholdet mellem variablerne, hvilket kan skyldes nogle underordnede effekter. Model 2 tester positivt i forhold til autokorrelation mellem alle lag, der forefindes mellem hver tidsperiode, præcis som i model 1. Der forefindes også en høj korrelation mellem $\ln DALY_{SK}$ og $\ln DALY_{SM}$, men når der testes for multikollinearitet, er dette ikke et problem. Tester man for heteroskedasticitet ved hjælp Breusch–Pagan-test, får man en signifikant værdi, og dermed kan man afvise hypotesen om, at residualerne har en konstant variation. Det betyder, at model 2 lider af heteroskedasticitet. I figur 13 kan man se, at variationen af residualerne ikke er konstant på tværs af de estimerede værdier fra OLS, hvilket ikke var tilfældet i figur 10 og i model 1. Tager man disse test og figur 13 i betragtning, så vil det ikke være fordelagtigt kun at bruge OLS til at estimere forholdet mellem $\ln DALY_{SM}$ og $\ln DALY_{SK}$ pr. 100.000 indbygger med hensyn til $\ln BNP$ pr. indbygger. Det har vist sig, at en OLS-regression



Figur 12: Variation mellem residualerne samt dens estimerede værdi fra vores OLS-regressionsmodel i forhold til effekten af $\ln DALY_{SK}$ og $\ln DALY_{SM}$ pr. 100.000 indbygger på $\ln BNP$ pr. indbygger.

giver en positiv og signifikant effekt for $\ln DALY_{SK}$ pr. 100.000 indbygger på $\ln BNP$ pr. indbygger. Omvendt er effekten for $\ln DALY_{SM}$ pr. 100.000 indbygger negativ korreleret med $\ln BNP$ pr. indbygger. De estimerede værdier ligger her på hhv. 18,5% og -16%, dog er begge værdier signifikante. For en FE-regression af model 2 er effekten af $\ln DALY_{SK}$ pr. 100.000 indbygger negativ korreleret med $\ln BNP$ pr. indbygger og har en værdi af -7,8%. Omvendt er effekten for $\ln DALY_{SM}$ pr. 100.000 indbygger positiv korreleret med $\ln BNP$ pr. indbygger og har en værdi på 3,5%. Begge effekter er dog til forskel for OLS-regression insignifikante. Regressionsresultatet for RE har været i stor stil med FE, hvor $\ln DALY_{SK}$ pr. 100.000 indbygger er negativ korreleret med $\ln BNP$ pr.

indbygger, og $\ln DALYs_M$ pr. 100.000 indbygger er positivt korreleret med $\ln BNP$ pr. indbygger. Dog er værdierne insignifikante og ligger cirka på hhv. -7% og 3 %. Det skal også bemærkes, at OLS-regressionen forudsiger størrelsen på effekten af $\ln DALYs_K$ til at være næsten dobbelt så meget som den effekt, der forudsiges i FE og RE, og i forhold til $\ln DALYs_M$ er denne størrelsesforskel langt større. Hvis man sammenligner størrelsen på effekten på $\ln DALYs_K$ med størrelsen på effekten på $\ln DALYs_M$, er det lidt mere end det dobbelte. Man skal være opmærksom på, at der er en høj korrelation mellem $\ln DALYs_A$ og $\ln DALYs_M$. Dette kan have haft en påvirkning i resultatet for tabel 1, og dermed medvirke det til at gøre, at resultatet måske er upålideligt. Forklaringsgraden for OLS-regression i tabel 1 er på 7,44%, hvilket ikke er særligt højt, når man sammenligner med forklaringsgraden for FE, som ligger på 75,7%.

Opdeling af indkomstgrupper Opdeler man model 2 i forhold til indkomstlande, får man et lidt andet billede i forhold til de estimerede regressionsresultater uden opdeling. De estimerede regressionsresultater af model 2 med indkomstopdeling er også vist i tabel 1. For højindkomstlande er $\ln DALYs_K$ pr. 100.000 positivt korreleret med $\ln BNP$ pr. indbygger med en værdistørrelse på 4,5%. Dette gælder både i forhold til OLS, RE og FE, og effekten er ikke signifikant for nogen af dem. Men man skal huske på, at dette ikke nødvendigvis betyder, at effekten er lig med nul. Ser man på effekten af $\ln DALYs_M$ pr. 100.000, kan man se, den har en negativ værdi af -19,2% og -12,6% for hhv. FE og RE, dog en positiv værdi for OLS på 2,05%. Alle tre effekter er igen ligesom for kvinderne insignifikante. For høj-mellemindkomstlande og lav-mellemindkomstlande er $\ln DALYs_K$ pr. 100.000 negativt korreleret med $\ln BNP$ pr. indbygger for estimering af både OLS, FE og RE. For disse to grupper er effekt af $\ln DALYs_K$ insignifikant i alle tilfælde foruden den estimerede OLS-effekt på -25,2 % for lav-mellemindkomstlande. Det er også i lav-mellemindkomstlande, at OLS-estimeringen er i stand til at estimere en signifikant effekt for $\ln DALYs_K$. Det er også her, at den estimerede OLS-værdi er størst i forhold til alle andre indkomstgrupper, når det gælder $\ln DALYs_K$. Når det gælder effekten for $\ln DALYs_M$, er effekten signifikant for alle tre tilfælde i lav-mellemindkomstlandene. Men denne effekt er dog positivt korreleret med $\ln BNP$ pr. indbygger, som måske ikke er helt korrekt og dermed ikke pålidelig. Et andet tilfælde, hvor effekten $\ln DALYs_M$ er signifikant, er i høj-mellemindkomstlande, hvor man kan se, at en OLS-estimering har en signifikant effekt på omkring 10%. Denne effekt virker dog igen til at være upålidelig, idet effekten er positivt korreleret med $\ln BNP$ pr. indbygger. Hvis man ser bort fra dette, ligner resultatet på effektestimering af $\ln DALYs_M$ hinanden i høj-, lav- og høj-mellemindkomstlande. Dette er i forhold til, at effekten estimeres til at være positivt korreleret med $\ln BNP$ pr. indbygger i OLS, mens den er negativt korreleret med $\ln BNP$ pr. indbygger i FE og RE. Man skal også bemærke, at det kun er i lav- og høj-mellemindkomstlande, hvor man har tilfælde af, at både $\ln DALYs_M$ og $\ln DALYs_K$ er negativt korreleret med $\ln BNP$ pr.

indbygger i både FE og RE. Overordnet kan man se, at en opdeling i indkomstgrupper kan resultere i noget forskelligt, og det har ikke ført til at estimere modellen bedre, fordi det ikke er altid, at effekten tyder på at være korrekt. Desuden skal man bemærke, at selvom der kan være nogle fordele i at opdele i forhold til indkomstgrupper, så skal man være forsigtig, når der estimeres, da en indkomstopdeling medfører en markant ændring i forhold til observationstal og antal lande, hvilket kan have en betydning for resultatet i sidste ende

7.2 GMM

Dette afsnit indeholder GMM-estimeringsresultaterne i forhold til tre modeller, som hver især er udformet til at estimere forholdet mellem antal af $\ln DALYs$ pr. 100.000 indbygger og $\ln BNP$ pr. indbygger på tre forskellige måder. For at udforme disse modeller så korrekt som muligt, er der blevet valgt at inddrage første lag af $\ln BNP$ ind i alle tre regressionsmodeller for GMM-estimering. Instrumenter for alle GMM-estimeringer i dette afsnit er første lag af $\ln BNP$ og hver sin relevante $\ln DALYs$ -variabel. Alle modeller estimeres så ved hjælp af disse GMM-instrumenter på tværs af 3 forskellige lags, nemlig lag 1-3, lag 3-7 samt lag 7-10. På den måde kan man bruge forskellige bagudgående lags som instrumenter og finde frem til den bedste model. Første estimeringsmodel 1 er i forhold til $\ln DALYs_A$ pr. 100.000 indbygger på $\ln BNP$ pr. indbygger, og modellen ser sådan ud:

$$\ln BNP_{i,t} = a_t + b_t + \alpha_1 \ln BNP_{i,t-1} + \beta_1 \ln DALYs_{Ai,t} + \mu_{i,t} \quad (7.2.1)$$

Her er a_t og b_t hhv. landespecifikke og årsspecifikke effekter. α_1 , er lig med parameteren for den laggede afhængige variabel $\ln BNP_{i,t}$. α_1 , er lig med parateren for den forkla-rende variabel $\ln DALYs_{Ai,t}$. $\mu_{i,t}$ er lig med modellens fejlterm. Udover GMM-regression model 1 i ligning 7.2.1 kontrolleres det som tidligere nævnt, om køn spiller en rolle, men eftersom DALYs for kvinder og mænd korrelerer med hinanden, udformes der en GMM-regressionsmodel for begge køn, hvilket giver anledningen til de to sidste GMM-estimeringsmodeller. Model 2 er for kvindernes effekt $\ln DALYs_K$ og ser ud som følger:

$$\ln BNP_{i,t} = a_t + b_t + \alpha_1 \times \ln BNP_{i,t-1} + \beta_1 \times \ln DALYs_{Ki,t} + \mu_{i,t} \quad (7.2.2)$$

Model 3 er for effekten af mænd $\ln DALYs_M$ og ser som ud som følger:

$$\ln BNP_{i,t} = a_t + b_t + \alpha_1 \times \ln BNP_{i,t-1} + \beta_1 \times \ln DALYs_{Mi,t} + \mu_{i,t} \quad (7.2.3)$$

Med udgangspunkt i disse tre GMM-ligningsmodeller, GMM-instrumenter og de tre forskellige lags, kan man i næste tre underafsnit se resultatet for hver model i forhold til

system og difference GMM.

7.2.1 Den overordnede effekt

Tabel 2 viser resultatet for system- og difference-estimering. For begge estimeringer er følgende lags taget i betragtning: lag 1-3, lag 3-7 og lag 7-10. Første lag af $\ln BNP$, som er inkluderet i regressionsmodellen, har signifikant effekt for alle indkomstgrupper og på globalt plan. Nogle af estimeringerne lider af autokorrelation i første grad AR (1), dog har GMM medført rettelse af autokorrelation i anden orden i alle tilfælde foruden i lav-mellem-indkomstlande lag 7-10. Rettelse af autokorrelation i AR (2) er langt vigtigere end autokorrelation AR (1), og dermed vil en autokorrelation i første grad AR (1) ikke have en stor betydning i det store billede. Den globale effekt af $\ln DALYs_A$ er negativ korreleret med $\ln BNP$, når det gælder system-GMM og positiv korreleret med $\ln BNP$, når det gælder difference-GMM. Det skal også bemærkes, at effekten af system-GMM er faldende i forhold til længere bagudgående lags (lag 7-10) end i kortere lags (lag 1-3). Dog har effekten hverken i forhold til system- eller difference-GMM nogen form for signifikans på globalt plan. I forhold til validering af instrumenter og modellen har Hansen-testen kun været mellem 0.1-0.3 kun i lag 1-3 og lag 7-10 for system-GMM. I de andre tilfælde tyder det på, at modellen lider af et problem, fx har man i lag 1-3 og lag 7-10 for difference-GMM ikke en signifikant Hansen-test. Men hvis man ser bort fra de signifikante effekter, tyder det på, at en system-GMM i lag 1-3 og 7-10 er de to tilfælde, der bedst kan estimere effekten af $\ln DALYs_A$ på $\ln BNP$.

Går man videre til indkomstgrupper har deres opdeling uheldigvis ikke medført den store forskel. For højindkomstlande er effekten af $\ln DALYs_A$ positiv korreleret med $\ln BNP$ i alle tilfælde for både system- og difference-GMM. Der findes også kun en signifikant effekt, som er i lag 3-7 for system-GMM. Dog ligger Hansen-testen her på 1, hvilket er urealistisk. Dertil har en opdelingen af indkomstgrupper medført, at antallet af instrumenter er større end antallet af grupper i de fleste tilfælde. Dette er en overtrædelse af argumentet for, hvis man ønsker, at ens model skal være valid og god nok til at estimere effekten af $\ln DALYs_A$ på $\ln BNP$. Dermed er den signifikante effekt for system i lag 3-7 i dette tilfælde ikke valid. Endvidere burde man bemærke, at gruppen for højindkomstlande den eneste gruppe, hvor det ikke har været muligt at få en negativ korrelation mellem $\ln DALYs_A$ $\ln BNP$ i både system- og difference-GMM. Da antal instrumenter er højere end antal af grupper, og der er dårligere testværdi mht. Hansen-test, er der dårligt grundlag for en sammenligning af system- og difference-GMM. For høj-mellemindkomstgrupperne ser man de samme problemer, som var gældende for højindkomstgrupperne. Antal af instrumenter er større end antal af grupper, hvilket kan være årsagen til, at alle estimeringer foruden system-GMM lag 3-7 er $\ln DALYs_A$ positiv korreleret med $\ln BNP$.

Tabel 2: Estimeringsresultat for GMM-model 1.

	System GMM			Difference GMM		
	lag(1-3) ln BNP	lag(3-7) ln BNP	lag(7-10) ln BNP	lag(1-3) ln BNP	lag(3-7) ln BNP	lag(7-10) ln BNP
Global						
<i>L</i> ln BNP	0.836*** (0.114)	0.940*** (0.0459)	1.007*** (0.0544)	1.071*** (0.0224)	1.008*** (0.0203)	0.995*** (0.0335)
<i>ln DALYS_A</i>	-0.342 (0.259)	-0.176 (0.126)	-0.119 (0.163)	0.000361 (0.0347)	0.0190 (0.0304)	0.0120 (0.0454)
Konstant	2.825 (2.059)	1.360 (0.963)	0.730 (1.203)			
Antal observationer	4846	4846	4846	4661	4661	4661
Antal grupper	185	185	185	185	185	185
Antal instrumenter	35	39	37	32	36	34
AR1 (p-værdi)	0.00142	0.000110	0.000257	0.000230	0.000209	0.000187
AR2 (p-værdi)	0.701	0.305	0.262	0.229	0.221	0.231
Hansen-J (p-værdi)	0.196	0.661	0.117	0.0247	0.663	0.0164
Højindkomstlande						
<i>L</i> ln BNP	0.980*** (0.0353)	0.964*** (0.0349)	1.049*** (0.288)	1.056*** (0.0394)	0.998*** (0.0798)	0.970*** (0.236)
<i>ln DALYS_A</i>	0.0135 (0.0275)	0.224** (0.110)	0.0906 (0.127)	0.0182 (0.0403)	0.161 (0.117)	0.438 (0.471)
Konstant	0.0186 (0.277)	-1.219* (0.604)	-0.795 (1.780)			
Antal observationer	837	837	837	805	805	805
Antal instrumenter	35	39	37	32	36	34
Antal grupper	32	32	32	32	32	32
AR1 (p-værdi)	0.000356	0.0995	0.0661	0.000188	0.0175	0.171
AR2 (p-værdi)	0.0571	0.720	0.212	0.0650	0.392	0.589
Hansen-J (p-værdi)	0.656	1.000	0.930	0.460	0.989	0.609
Høj-mellemindkomstlande						
<i>L</i> ln BNP	1.011*** (0.0281)	1.001*** (0.0412)	1.051*** (0.0417)	0.995*** (0.0410)	0.990*** (0.0615)	0.969*** (0.0854)
<i>ln DALYS_A</i>	0.000562 (0.0180)	-0.0578 (0.127)	0.0380 (0.0972)	0.0141 (0.0449)	0.0331 (0.0819)	-0.00528 (0.155)
Konstant	-0.0449 (0.0754)	0.366 (0.688)	-0.454 (0.714)			
Antal observationer	843	843	843	811	811	811
Antal instrumenter	35	39	37	32	36	34
Antal grupper	32	32	32	32	32	32
AR1 (p-værdi)	0.167	0.183	0.178	0.161	0.184	0.183
AR2 (p-værdi)	0.551	0.523	0.530	0.556	0.543	0.545
Hansen-J (p-værdi)	0.918	0.860	0.952	0.575	0.663	0.670
Lav-mellemindkomstlande						
<i>L</i> ln BNP	1.107*** (0.0526)	1.043*** (0.0172)	1.015*** (0.0104)	0.932*** (0.0781)	0.918*** (0.131)	0.938*** (0.0852)
<i>ln DALYS_A</i>	-0.0629** (0.0279)	-0.0217** (0.00899)	-0.0104 (0.0101)	-0.0252 (0.0650)	0.0790 (0.141)	0.0941 (0.0968)
Konstant	-0.0187 (0.194)	-0.0182 (0.0798)	0.0213 (0.0815)			
Antal observationer	1747	1747	1747	1681	1681	1681
Antal instrumenter	35	39	37	32	36	34
Antal grupper	66	66	66	66	66	66
AR1 (p-værdi)	0.00513	0.00370	0.00455	0.00580	0.0131	0.00819
AR2 (p-værdi)	0.0602	0.0530	0.0407	0.0526	0.0882	0.0510
Hansen-J (p-værdi)	0.0989	0.401	0.339	0.220	0.157	0.166
Lavindkomstlande						
<i>L</i> ln BNP	1.109*** (0.0982)	1.059*** (0.0354)	0.998*** (0.160)	1.041*** (0.0490)	1.025*** (0.0542)	1.017*** (0.0734)
<i>ln DALYS_A</i>	-0.0224 (0.0375)	-0.0333 (0.0887)	-0.194 (0.806)	0.00481 (0.0319)	0.0435 (0.0671)	0.0350 (0.0676)
Konstant	-0.192 (0.449)	0.0369 (0.516)	1.250 (5.542)			
Antal observationer	1419	1419	1419	1364	1364	1364
Antal instrumenter	35	39	37	32	36	34
Antal grupper	55	55	55	55	55	55
AR1 (p-værdi)	0.00143	0.00115	0.00746	0.00122	0.00117	0.00115
AR2 (p-værdi)	0.145	0.139	0.157	0.135	0.130	0.137
Hansen-J (p-værdi)	0.464	0.566	0.835	0.182	0.275	0.616

Note: GMM-estimeringsresultat i forhold til GMM-model 1 og den globale effekt inklusive effekten for hver indkomstgruppe. *ln DALYS_A* er pr. 100.000 indbygger og *ln BNP* er pr. indbygger. Der er blevet kontrolleret for årsspecifikke effekter samt landespecifikke effekter for alle estimeringer. De første tre estimeringsresultater er i forhold til system-GMM og lag 1-3, lag 3-7 og lag 10-7. De samme lags er taget i betragtning i de sidste tre estimeringer for difference-GMM. Robust Standardfejl er i parentes i forhold til Windmeijer-rettelser. Kommandoen "collapse" er brugt til at reducere antal af instrumenterne. Signifikansniveauet for 10%, 5% og 1% er betegnet som følger: *, **, ***.

Men selvom estimering i system-GMM lag 3-7 er negativ korreleret med $\ln BNP$, er den insignifikant, og Hansen-test her er på 0,8, hvilket er relativt højt og langt over den realistiske grænse mellem 0,1-0,3, (Roodman, 2009b). Af samme årsag som i højindkomstgruppen bliver det vanskeligt at sammenligne estimeringer for høj-mellemindkomstgruppen, når ingen af modellerne er valide i forhold til antagelserne om, at antal instrumenter skal være lavere end antal grupper og de seks Hansen-test, der er foretaget. Når det gælder lavindkomstgrupperne, så får man nogenlunde samme scenari som på globalt plan. Her er koefficienten for $\ln DALYs_A$ negativ korreleret med $\ln BNP$ for alle tre system-GMM-estimeringer. Mens $\ln BNP$ er positiv korreleret med $\ln BNP$ for alle tre difference-GMM-estimeringer. Ingen af estimeringer er signifikante, dog ser Hansen-testen forholdsvis bedre ud og mere realistisk, hvis man sammenligner med høj- og høj-mellemindkomstgrupper. Antal instrumenter er mindre i forhold til antal grupper, dog er forskellen ikke så stor, hvilket kan være årsagen til, at man har en insignifikant effekt for alle estimeringer i lavindkomstgrupperne. Det tyder også på, at system-GMM klarer sig bedre i forhold til difference-GMM. Dette er dog kun noget, der muligvis kan være sandt, da Hansen-testen ikke er helt korrekt i forhold til den anbefalede grænse, (Roodman, 2009b). Lav-mellemindkomstgrupperne er de eneste grupper, der har formået at resultere i en signifikant estimering, som tyder på at være nogenlunde realistisk. Fordi ser man på lag 1-3 og lag 3-7 for system-GMM, har man en Hansen-test, som ligger på omkring 0.1-0.3, hvilket er et godt tegn. Der er en negativ korrelationen mellem $\ln DALYs_A$ og $\ln BNP$, hvilket også er godt og giver logisk mening. Effekten af $\ln DALYs_A$ på $\ln BNP$ tyder på at være mindre jo mere bagudliggende lags, man bruger. Man kan også bemærke, at lav-mellemindkomstgruppen er den eneste gruppe, hvor difference-GMM har været i stand til at estimere en negativ korrelation i forhold til effekten af $\ln DALYs_A$ på $\ln BNP$. Dette er dog kun gældende i forhold til lag 1-3 for difference-GMM, og effekten er ikke signifikant. Når man tager disse ting i betragtning, kan man hurtigt blive enige om, at system-GMM er mere fordelagtig i at kunne estimere effekten, og for en ekstra $\ln DALYs_A$ tyder det på, at $\ln BNP$ falder med -6% til -2% for hhv. lag 1-3 og lag 3-7. Men selv med disse fund er det overordnet svært at sammenligne system-GMM i forhold til difference-GMM i forhold til kriterierne givet i afsnit 5.2.6, idet resultaterne ikke kan sammenlignes med paneldata regressionsresultaterne for FE og OLS i tabel 1, da disse estimeringer i sig selv kan være meget ukorrekt, men det tyder på, at system-GMM er mere fordelagtigt. Dette gælder specielt i forhold til lav-mellemindkomstgrupperne, som er de eneste grupper, hvor både Hansen-testene er realistiske og antal af instrumenter er lave nok i forhold til antal af grupper.

7.2.2 Kvinder

Tabel 3 viser GMM-estimeringen for, hvordan effekten af depression for kvindernes $\ln DALYs$ er i forhold til økonomien, når det gælder $\ln BNP$. GMM-estimeringen har hjulpet med

Tabel 3: Estimeringsresultat for GMM-model 2.

	System GMM			Difference GMM		
	lag(1-3) ln BNP	lag(3-7) ln BNP	lag(7-10) ln BNP	lag(1-3) ln BNP	lag(3-7) ln BNP	lag(7-10) ln BNP
GLOBAL						
<i>L.ln BNP</i>	0.879*** (0.198)	0.948*** (0.0414)	1.021*** (0.0348)	1.069*** (0.0230)	1.010*** (0.0197)	0.996*** (0.0346)
<i>ln DALYS_K</i>	-0.263 (0.355)	-0.160 (0.118)	-0.0499 (0.0719)	-0.0143 (0.0358)	0.00562 (0.0266)	0.00252 (0.0444)
Konstant	2.199 (3.093)	1.260 (0.918)	0.251 (0.545)			
Antal Observationser	4846	4846	4846	4661	4661	4661
Antal grupper	185	185	185	185	185	185
Antal instrumenter	35	39	37	32	36	34
AR1 (p-værdi)	0.00164	0.000109	0.000216	0.000228	0.000213	0.000188
AR2 (p-værdi)	0.656	0.321	0.242	0.229	0.221	0.231
Hansen-J (p-værdi)	0.0245	0.646	0.0954	0.0268	0.650	0.0164
Højindkomstlande						
<i>L.ln BNP</i>	0.947*** (0.0462)	0.950*** (0.0276)	0.988*** (0.0996)	1.055*** (0.0390)	1.001*** (0.0864)	1.090*** (0.239)
<i>ln DALYS_K</i>	-0.0175 (0.0369)	0.225 (.)	0.0128 (0.120)	0.0119 (0.00753)	0.115 (0.0995)	0.183 (0.300)
Konstant	0.375 (0.307)	-1.212 (.)	-0.0181 (0.374)			
Antal observationser	837	837	837	805	805	805
Antal instrumenter	35	39	37	32	36	34
Antal grupper	32	32	32	32	32	32
AR1 (p-værdi)	0.000260	0.0765	0.000270	0.000197	0.00939	0.162
AR2 (p-værdi)	0.0717	0.861	0.165	0.0606	0.314	0.818
Hansen-J (p-værdi)	0.246	1.000	0.927	0.438	0.967	0.451
Høj-mellemindkomstlande						
<i>L.ln BNP</i>	1.020*** (0.0242)	0.995*** (0.0394)	1.006*** (0.0529)	1.004*** (0.0323)	0.993*** (0.0513)	0.942*** (0.0937)
<i>ln DALYS_K</i>	-0.00620 (0.0157)	0.0105 (0.0495)	0.00116 (0.0502)	0.0162 (0.0485)	0.0160 (0.0740)	-0.0338 (0.157)
Konstant	-0.0390 (0.0728)	-0.0377 (0.247)	-0.0274 (0.330)			
Antal observationser	843	843	843	811	811	811
Antal instrumenter	35	39	37	32	36	34
Antal grupper	32	32	32	32	32	32
AR1 (p-værdi)	0.168	0.180	0.180	0.158	0.183	0.184
AR2 (p-værdi)	0.548	0.516	0.534	0.553	0.541	0.542
Hansen-J (p-værdi)	0.905	0.834	0.911	0.563	0.727	0.657
Lav-mellemindkomstlande						
<i>L.ln BNP</i>	1.112*** (0.0516)	1.042*** (0.0154)	1.015*** (0.0108)	0.945*** (0.0714)	0.915*** (0.117)	0.942*** (0.0693)
<i>ln DALYS_K</i>	-0.0630*** (0.0198)	-0.0193*** (0.00703)	-0.0108 (0.0110)	-0.0322 (0.0520)	0.0947 (0.144)	0.0800 (0.120)
Konstant	-0.0351 (0.109)	-0.0311 (0.0657)	0.0216 (0.0842)			
Antal observationser	1747	1747	1747	1681	1681	1681
Antal instrumenter	35	39	37	32	36	34
Antal grupper	66	66	66	66	66	66
AR1 (p-værdi)	0.00513	0.00376	0.00429	0.00541	0.0114	0.00703
AR2 (p-værdi)	0.0609	0.0512	0.0398	0.0505	0.0819	0.0464
Hansen-J (p-værdi)	0.110	0.453	0.430	0.259	0.151	0.251
Lavindkomstlande						
<i>L.ln BNP</i>	1.092*** (0.108)	1.078*** (0.0657)	1.010*** (0.0570)	1.026*** (0.0519)	1.044*** (0.0680)	1.023*** (0.0796)
<i>ln DALYS_K</i>	-0.0201 (0.0338)	-0.238 (0.428)	-0.179 (0.133)	0.0143 (0.0228)	0.0220 (0.0751)	0.0269 (0.0665)
Konstant	-0.159 (0.446)	1.293 (2.598)	1.142 (0.980)			
Antal observationser	1419	1419	1419	1364	1364	1364
Antal instrumenter	35	39	37	32	36	34
Antal grupper	55	55	55	55	55	55
AR1 (p-værdi)	0.00173	0.00137	0.00132	0.00125	0.00132	0.00124
AR2 (p-værdi)	0.146	0.152	0.142	0.133	0.131	0.136
Hansen-J (p-værdi)	0.440	0.614	0.745	0.159	0.278	0.577

Note: GMM-estimeringsresultat i forhold til model 2 og den globale effekt inklusive effekten for hver indkomstgruppe. *ln DALYS_K* er pr. 100.000 indbygger og *ln BNP* er pr. indbygger. Der er blevet kontrolleret for årsspecifikke effekter samt landespecifikke effekter for alle estimeringer. De første tre estimeringsresultater er i forhold til system-GMM og lag 1-3, lag 3-7 og lag 10-7. De samme lags er taget i betragtning i de sidste tre estimeringer for difference-GMM. Robust Standardfejl er i parentes i forhold til Windmeijer-rettelser. Kommandoen "collapsed" er brugt til at reducere antal af instrumenterne. Signifikansniveauet for 10%, 5% og 1% er betegnet som følger: *, **, ***.

at fjerne autokorrelation i anden grad for næsten alle tilfælde foruden system-GMM lag 3-7 for lav-mellemindkomstlande. Dog er det ikke i alle tilfælde, at det har lykkedes at fjerne autokorrelation i første grad med en GMM-estimering. Når man opdeler datasættet i forhold til køn, herunder kvinder, ligner estimeringsresultatet i tabel 3 resultaterne fra tabel 2. Ser man på et globalt plan, har $\ln DALY_{SK}$ en insignifikant effekt på $\ln BNP$ for alle estimeringer i tabel 3, både i system- og difference-GMM. Men hvis man ser bort fra dette, er system-GMM i stand til at estimere en effekt for $\ln DALY_{SK}$, som er negativ korreleret med $\ln BNP$ i alle lags. Til forskel for difference-GMM er det kun i tilfælde af lag 1-3, som medfører en negativ korreleret estimering for $\ln DALY_{SK}$ på $\ln BNP$. Dog har man i lag 1-3 for difference-GMM en p-værdi for Hansen-test, som er under 5%, hvilket medfører, at modellen ikke er valid. Dette gælder også i forhold til lag 7-10 for difference-GMM og lag 1-3 for system-GMM. Hansen-testen for lag 3-7 for både system- og difference-GMM ligger i den høj ende og ikke i den godkendte grænse, (Roodman, 2009b). Det er altså kun i lag 7-10 for system-GMM, at man får et nogenlunde godt testresultat. Hvis man her ikke ser på den insignifikante effekt, så ville effekten for hver ekstra $\ln DALY_{SK}$ medføre et fald på $\ln BNP$ med 5%. Dette er i forhold til, at et signifikant resultat ikke ses som, at effekten er lig med nul, men blot at man ikke kan afvise, at den er lig med nul. For høj- og høj-mellemindkomstgrupper er betingelserne for både Hansen-test samt forholdet mellem antal instrumenter og grupper ikke overholdt. Det er kun lag 1-3 for system-GMM, der er i stand til at estimere en negativ korrelation for $\ln DALY_{SK}$ på $\ln BNP$, dette er gældende i begge indkomstgrupper. Selvom man ser en negativ korreleret i disse to tilfælde, er Hansen-testen for system lag 1-3 for høj-mellemindkomstgrupper ekstremt høj og kan være en årsag til, at størrelsen på effekten er under -1%, fordi til forskel fra system-GMM 1-3 for højindkomstgrupperne ligger Hansen-testen inden for en rimelig grænse og hermed en effekt på omkring -2%. Men igen man skal være forsigtig i forhold til resultaterne, fordi modellen har dårlige Hansen-test, og forholdet i mellem instrumenterne og antal af grupper er ikke overholdt, (Roodman, 2009b). Desuden har man ligesom på global basis ingen signifikant effekt tværs over alle estimeringsresultater for høj- og høj-mellemindkomstlande. For højindkomstlande er det tydeligt at se, at jo højere antal af instrumenter er i forhold til antal grupper, så stiger Hansen-testen. På trods af at instrumentet-matricen kollapsede, er der tegn på, at størrelsen på instrumenter svækker Hansen-testen, (Roodman, 2009a). Det samme forhold ser man for lavindkomstgrupper, dog med den forskel, at alle system-GMM er i stand til at estimere en negativ korrelation, og alle difference-GMM estimerer en positiv korrelation for effekten af $\ln DALY_{SK}$ på $\ln BNP$. Desuden findes der heller ingen signifikant effekt for lavindkomstlande. Den estimerede effekt ligger på omkring -2% for system-GMM lag 1-3, -24% system lag 3-7 og -18% system lag 3-7. Det ser ud til, at der er en sammenhæng mellem størrelse på effekten og forholdet mellem antal instrumenter og antal grupper. Jo mindre forholdet mellem antal grupper og antal instrumenter er, jo større bliver størrelsen

på effekten af $\ln DALYs_K$ på $\ln BNP$. Det tyder på, at antal af instrumenter ikke er lav nok for lavindkomstlande og dermed påvirker estimeringsresultatet. Fordi ser man på lav-mellemindkomstlande, har man det tilfælde, at forholdet mellem antal instrumenter og antal grupper er større end i lavindkomstgrupper, og det kan være derfor, man ser en signifikant effekt. Ligesom for tabel 2 er det kun lav-mellemindkomstgrupper, der kan estimere en signifikant effekt. Dette kan skyldes, at betingelserne for GMM til dels er mere ophold i denne indkomstgruppe. Som man så for tabel 2, så falder effekten, jo længere bagudliggende de lags, man bruger, er. Effekten af $\ln DALYs_K$ på $\ln BNP$ ligger mellem -6% til -2%, hvilket også er i nogenlunde samme stil som i tabel 2. Dog skal man bemærke, at Hansen-testen for lag 3-7 system-GMM kan diskuteres i forhold til grænsen ifølge Roodman (2009b), og man skal være forsigtig i forhold til antagelser.

7.2.3 Mænd

I tabel 4 kan man observere GMM-estimering for $\ln DALYs_M$. I tabellen er der også taget hensyn til hver indkomstgruppe, på den måde kan man observere, om indkomstgrupper har en betydning for effekten af $\ln DALYs_M$ på $\ln BNP$. GMM-estimeringen har hjulpet med at fjerne autokorrelation i anden orden i alle tilfælde foruden system-GMM lag 7-10 for lav-mellemindkomstlande. Det kan desuden ses i tabel 4, at GMM-estimering har sværere ved at fjerne autokorrelation i første grad, idet der er flere steder, hvor der er signifikans for autokorrelation AR (1) end AR (2). Hvis man ser på resultaterne i tabel 4, kan man godt hurtigt få en fornemmelse af, at estimering for $\ln DALYs_M$ udspiller sig anderledes, hvis man altså sammenligner med kvindernes estimeringsresultat i tabel 2. Det betyder altså, at køn har en effekt på, hvordan estimeringsværdien af $\ln DALYs$ kommer til at udfolde sig, hvilket betyder, at effekten af $\ln DALYs$ på $\ln BNP$ for mænd og kvinder ikke nødvendigvis er den samme. Når det er sagt, så har man på globalt plan en negativ korrelation for effekten af $\ln DALYs_M$ på $\ln DALYs_M$ kun for to tilfælde, når det gælder GMM-estimering. Dette er i forhold til system-GMM lag 1-3 og lag 3-7, hvor effekten af $\ln DALYs_M$ på $\ln DALYs_M$ estimeres til henholdsvis -18 % og -7 %. Disse to tilfælde er også de eneste to tilfælde, hvor Hansen-test ligger i en fornuftig grænse i forhold til de resterende globalmæssige estimeringer i tabel 4. Endvidere skal man dog bemærke, at denne effekt er signifikant, det betyder dog ikke, at effekten nødvendigvis er lig med nul, og dog kan vi heller ikke afvise, at den ikke er. Man skal også bemærke, at estimeringseffekten er udformet af system-GMM og difference-GMM. Begge er faldende, jo længere tilbage, de lags, man bruger, ligger. Antal af instrumenter forholder sig under antal grupper, hvilket er et godt tegn i forhold til at mindske chancen for at svække Hansen-testen, (Roodman, 2009b). Alle difference-GMM-estimeringer ligger tættere på FE-estimering i tabel 1 for $\ln DALYs_M$, hvilket betyder ifølge Bond (2002), at system-difference er den model, der er bedst til at estimere effekten af $\ln DALYs_M$ på $\ln BNP$.

Tabel 4: Estimeringsresultat for GMM-model 3.

	System GMM			Difference GMM		
	lag(1-3) ln BNP	lag(3-7) ln BNP	lag(7-10) ln BNP	lag(1-3) ln BNP	lag(3-7) ln BNP	lag(7-10) ln BNP
Global						
<i>L</i> ln BNP	0.920*** (0.0854)	0.976*** (0.0578)	1.033*** (0.0259)	1.075*** (0.0213)	1.005*** (0.0222)	0.995*** (0.0330)
<i>ln DALY_{SM}</i>	-0.179 (0.138)	-0.0700 (0.0986)	0.00509 (0.0554)	0.0321 (0.0387)	0.0427 (0.0365)	0.0241 (0.0480)
Konstant	1.417 (1.115)	0.533 (0.820)	-0.151 (0.394)			
Antal observationer	4846	4846	4846	4661	4661	4661
Antal instrumenter	35	39	37	32	36	34
Antal grupper	185	185	185	185	185	185
AR1 (p-værdi)	0.000749	0.000237	0.000249	0.000226	0.000200	0.000182
AR2 (p-værdi)	0.242	0.225	0.231	0.232	0.224	0.233
Hansen-J (p-værdi)	0.157	0.107	0.0670	0.0230	0.630	0.0157
Højindkomstilstande						
<i>L</i> ln BNP	0.985*** (0.0318)	0.998*** (0.0361)	1.112*** (0.305)	1.059*** (0.0399)	1.004*** (0.0829)	1.244*** (0.557)
<i>ln DALY_{SM}</i>	0.0160 (0.0145)	0.206* (0.121)	-0.0236 (0.102)	0.0269** (0.0103)	0.197 (0.144)	0.307 (0.404)
Konstant	-0.0170 (0.167)	-1.214 (0.779)	-0.384 (1.147)			
Antal observationer	837	837	837	805	805	805
Antal instrumenter	35	39	37	32	36	34
Antal grupper	32	32	32	32	32	32
AR1 (p-værdi)	0.000297	0.0216	0.0345	0.000198	0.0152	0.0489
AR2 (p-værdi)	0.0582	0.106	0.177	0.0572	0.231	0.700
Hansen-J (p-værdi)	0.779	1.000	0.962	0.463	0.992	0.939
Høj-mellemindkomstilstande						
<i>L</i> ln BNP	1.009*** (0.0280)	1.007*** (0.0755)	1.089*** (0.0804)	0.965*** (0.0548)	0.939*** (0.106)	1.005*** (0.0636)
<i>ln DALY_{SM}</i>	0.000622 (0.0138)	-0.0969 (0.0607)	0.0280 (0.0792)	0.00889 (0.0356)	0.0424 (0.0884)	0.0242 (0.107)
Konstant	-0.0306 (0.0836)	0.559 (0.681)	-0.534 (0.794)			
Antal observationer	843	843	843	811	811	811
Antal instrumenter	35	39	37	32	36	34
Antal grupper	32	32	32	32	32	32
AR1 (p-værdi)	0.164	0.151	0.173	0.165	0.188	0.179
AR2 (p-værdi)	0.550	0.529	0.524	0.554	0.544	0.542
Hansen-J (p-værdi)	0.949	0.953	0.968	0.738	0.655	0.690
Lav-mellemindkomstilstande						
<i>L</i> ln BNP	1.106*** (0.0478)	1.046*** (0.0200)	1.014*** (0.0134)	0.900*** (0.0916)	0.901*** (0.168)	0.935*** (0.114)
<i>ln DALY_{SM}</i>	-0.0190 (0.0372)	-0.0201 (0.0206)	-0.00285 (0.0157)	0.00237 (0.0789)	0.0825 (0.140)	0.0984 (0.0763)
Konstant	-0.290 (0.275)	-0.0424 (0.156)	-0.0205 (0.135)			
Antal observationer	1747	1747	1747	1681	1681	1681
Antal instrumenter	35	39	37	32	36	34
Antal grupper	66	66	66	66	66	66
AR1 (p-værdi)	0.00497	0.00360	0.00490	0.00674	0.0220	0.0110
AR2 (p-værdi)	0.0589	0.0559	0.0445	0.0601	0.124	0.0639
Hansen-J (p-værdi)	0.118	0.330	0.170	0.227	0.148	0.125
Lavindkomstilstande						
<i>L</i> ln BNP	1.132*** (0.0850)	1.051*** (0.0309)	1.025*** (0.0422)	1.055*** (0.0561)	1.007*** (0.0431)	1.014*** (0.0614)
<i>ln DALY_{SM}</i>	0.00123 (0.0468)	0.0172 (0.0517)	0.0354 (0.155)	-0.0128 (0.0525)	0.0579 (0.0681)	0.0394 (0.0660)
Konstant	-0.433 (0.491)	-0.256 (0.295)	-0.276 (0.804)			
Antal observationer	1419	1419	1419	1364	1364	1364
Antal instrumenter	35	39	37	32	36	34
Antal grupper	55	55	55	55	55	55
AR1 (p-værdi)	0.00105	0.00105	0.000967	0.00130	0.00105	0.00101
AR2 (p-værdi)	0.141	0.136	0.138	0.137	0.129	0.138
Hansen-J (p-værdi)	0.391	0.514	0.573	0.193	0.298	0.629

Note: GMM-estimeringsresultat i forhold til model 2 og den globale effekt inklusive effekten for hver indkomstgruppe. *ln DALY_{SM}* er pr. 100.000 indbygger og *ln BNP* er pr. indbygger. Der er blevet kontrolleret for årsspecifikke effekter samt landespecifikke effekter for alle estimeringer. De første tre estimeringsresultater er i forhold til system-GMM og lag 1-3, lag 3-7 og lag 10-7. De samme lags er taget betragtning i de sidste tre estimeringer for difference-GMM. Robust Standardfejl er i parentes i forhold til Windmeijer-rettelser. Kommandoen "collapsed" er brugt til at reducere antal af instrumenterne. Signifikansniveauet for 10%, 5% og 1% er betegnet som følger: *, **, ***.

For høj- og høj-mellemindkomstlande kan det ses, at GMM-estimering ikke præsterer optimalt. Dette gælder både for system- og difference-GMM. Instrumenterne er for svage til at kunne estimere en fornuftig effekt af n af $\ln DALYs_M$ på $\ln BNP$. Dette skyldes, at antal instrumenter er større end antal af grupper, [Roodman \(2009b\)](#), hvilket svækker Hansen-testen. Dette er tydeligt, da Hansen-testen i disse to grupper ligger i den høje ende af den realistiske grænse, ([Roodman, 2009b](#)). Dette ser man, på trods af at der er taget hensyn til at reducere antal instrumenter ved at kollapse instrumentmatricen. Med dette i mente skal man være opmærksom og forsigtig med at antage noget i forhold de to signifikant-effekter for højindkomstlande i system-GMM lag 3-7 og difference-GMM lag 1-3. Fordi det giver ikke logisk mening, at effekten for $\ln DALYs_M$ er positiv korreleret med $\ln BNP$. Desuden er det kun en negativ korrelation for $\ln DALYs_M$ på $\ln BNP$ i system-GMM lag 7-10 og system-GMM 3-7 for hhv. høj-, høj-mellemindkomstlande. Desuden svinger estimerede effekter for disse to grupper på tværs mellem lagsene. Når det er sagt, så bliver det svært at vurdere, om det er system- eller difference-GMM, der er bedst til at estimere effekten for $\ln DALYs_M$ på $\ln BNP$. Hvis man vender blikket mod lavindkomstgrupper, hvor antal instrumenter nu er lavere end antal af grupper, falder Hansen-testen i dens værdi, dog er de stadigvæk ikke i den ideale grænse, ([Roodman, 2009b](#)). Dog tyder det på, at noget ikke er helt optimal alligevel, idet system-GMM ikke estimerer effekten af $\ln DALYs_M$ til at være positiv korreleret med $\ln BNP$. Det er kun i difference-GMM lag 1-3, at effekten estimeres til at have negativ korrelation på cirka -1,3%. Det er også her, at antal instrumenter ligger lavt i forhold til antal af grupper. Hansen-test i forhold til denne estimering ligger også inden for den ønskede grænse. Men den estimerede effekt her ligger ikke omkring FE-estimering i tabel 1 for lavindkomstlande. Så det tyder på, at difference-GMM i dette tilfælde og i lag 1-3 er bedre til at estimere effekten af $\ln DALYs_M$ på $\ln BNP$, ([Bond, 2002](#)). Slutteligt har man lav-mellemindkomstlande, hvor forholdet for antal af instrumenter ligger langt lavere end antal grupper, hvis man sammenligner med de andre indkomstgrupper. Dette kan være grunden til, at Hansen-testen ligger i en fornuftige grænse på tværs af alle estimeringer i lav-mellemindkomstlande. Man kan se, at når forholdet mellem antal instrumenter og antal grupper, samt at Hansen-testen giver et fornuftigt resultat, så tyder det på, at system-GMM er bedre til at estimere en effekt af $\ln DALYs_M$ på $\ln BNP$. Dette er på baggrund af, at det kun er system-GMM, der kan estimere en negativ effekt for $\ln DALYs_M$ på $\ln BNP$ for lav-mellemindkomstgrupper.

8 Diskussion

I dette afsnit diskuteres resultaterne fra afsnit 7, og der dykkes længere ned i, hvordan sammenhængen spiller sig ud inden for paneldata og GMM-estimeringer samt en samling mellem dem. Hertil kommer jeg ind på de begrænsninger, der har været med til at spille en rolle på resultaterne, samt hvordan man eventuelt skal gribe inde i forhold til fremtidige estimeringer.

8.1 Opsummering og sammenligning

8.1.1 Paneldata-estimering

Det har vist sig, at både model 1 og model 2 lider af autokorrelation. Det har også vist, at OLS er nok til at estimere effekten af de forskellige $\ln DALYs$ pr. 100.000 indbygger på $\ln BNP$ pr. indbygger. Dette forstærker argumenterne for netop at bruge andre metoder så som Fixed Effect (FE) samt Random Effect (RE). For hver anvendt estimeringsmetode har der i alt været 15 estimeringsresultater. OLS har kun været i stand til at estimere en negativ korrelation i 4 ud 15 tilfælde mellem $\ln DALYs$ pr. 100.000 indbygger på $\ln BNP$ pr. indbygger. I forhold til disse 4 tilfælde har der været to højestimeringer på hhv. -25,2% for effekten af $\ln DALYs_K$ i lav-mellemindkomstgrupper og -16% for effekten af $\ln DALYs_M$ på et globalt plan. Dette er relativt højt, hvis man sammenligner med de to andre OLS negativt korrelerede estimeringer. For disse to tilfælde har effekten været på -4,5% for $\ln DALYs_K$ i høj-mellemindkomstlande samt -0,3% for $\ln DALYs_A$ i lav-mellem-indkomstlande. Dette kan virke som en gentagelse i forhold til afsnit 7, dog er pointen her, at når OLS er i stand til at estimere en negativ effekt, er størrelsen på effekten svingende i forhold til køn og indkomstgruppe. Estimeringsresultaterne for FE og RE er relativt ens, dog har der været 4/15 tilfælde for både FE og RE, hvor de ikke har lykkedes med at få estimeret en negativ korrelation mellem de forskellige $\ln DALYs$ og i forhold til $\ln BNP$. For disse tilfælde af FE og RE har opdelingen af indkomstlande ligesom for OLS igen haft en påvirkning på resultaterne. Generelt tyder det på, at lav-mellemindkomst har en påvirkning, da estimeringsresultaterne her adskiller sig fra de andre resterende tilfælde. Enten er estimeringsresultaterne her høje, lave eller slet ikke negativt korreleret, hvis man altså sammenligner med de resterende resultater i tabel 1. Desuden kan man også se, at køn og indkomstlande påvirker hinanden indbyrdes. Fordi hvis man ser på $\ln DALYs_K$, kan man se, at størrelsen på effekten svinger mellem indkomstlandene. Og hvis man til forskel ser på $\ln DALYs_M$, så er de negative estimerede effekter faldende fra højindkomstlande til lavindkomstlande. Generelt har estimeringsresultaterne ikke været signifikante, men det er vigtigt at pointere, at dette kun betyder, at man ikke kan afvise, at effekten ikke er lig med nul, og ikke at effekten er lig med nul. Overordnet har man altså, at estimering ved hjælp af OLS ikke er nok, og at OLS adskiller sig i forhold til FE-

og RE-estimeringer. Hvis en OLS-estimering ikke er stærk nok til at estimere en effekt for et paneldata, giver det et billede på, hvor vigtigt det kan være at håndtere paneldata på den korrekte måde, da faste effekter i denne opgave tydeligvis har en effekt på resultatet.

Det næste spørgsmål, der kan opstå her, er, hvilke metoder der ellers vil være fornuftig at bruge. I denne opgave har det vist sig, at Random Effect har klaret sig bedre i test i forhold til Fixed Effect. Desuden har det vist sig, at der er signifikans for Random Effect. Dette gælder for både model 1 og 2. Det har også vist sig, at indkomstlande og køn spiller en rolle, samt at disse nok påvirker hinanden indbyrdes også. Et dårligt mentalt helbred burde rent intuitivt ikke have nogen positiv effekt uanset indkomstland og køn. At Random Effect klarer sig bedre i test, og at indkomstlande samt køn spiller en rolle, kan være et tegn på, at metoden til at estimere effekten ikke er god nok, også selvom man bruger FE og RE. Fordi man kommer ikke uden om, at begge modeller lider af endogenitet, omvendt kausalitet og autokorrelation.

8.1.2 GMM-estimering

Der i denne opgave blevet valgt at bruge system- og difference-GMM-estimering som et ekstra led til de anvendte paneldataestimeringsmetoder. Dette har været for at tage hensyn til de problemer, der opstår i vores paneldataestimeringsresultater, såsom endogenitet, omvendt kausalitet og autokorrelation. For at undgå for mange problemer er der taget hensyn til robust standardfejl, og i alle tilfælde er instrumentmatricen blevet kollapset for at mindske antal af instrumenter. Desuden tager GMM-estimeringen hensyn til, at cluster landeeffekt samt årlige effekter også er blevet inddraget. Med det sagt er autokorrelation blevet rettet op i stort set alle tilfælde af anden orden, men dog lider modellerne af autokorrelation en del steder i forhold til første orden. Første orden autokorrelation er ikke det største problem, når man i anden orden har fået afskaffet autokorrelation. GMM-estimering har derfor på denne front været en god metode at anvende. Det har dog ikke altid været tilfældet, at GMM-estimering har klaret at estimere et fornuftigt billede. Men dog har det vist, at når forholdet mellem antal af instrumenter er langt mindre end antal grupper, så har man et bedre testresultat i forhold til Hansen-test og hermed et mere realistisk estimeringsresultat. I forhold til de forskellige lags, der er anvendt, så viser størrelsen på den estimerede effekt, at den er størst ved lag 1-3 og faldende, jo længere tilbage de lags, man kigger på, ligger. Når man ikke opdeler i forhold til indkomstlande, så tyder det på, at system-GMM er bedre til at estimere de forskellige effekter for *ln DALYs*. Dette er på baggrund af, at alle *ln DALYs* viser en negativ korrelation i forhold til *ln BNP*. Fordi nogle af indkomstgrupperne adskiller sig fra hinanden i forhold til at kunne vise en negativ koefficient, når det gælder en estimering af effekten for de forskellige *ln DALYs*-variabler. Dette kan være et tegn på, at instrumenterne har været svage, og hvorfor man i netop disse tilfælde oplever dårlige test i forhold til Hansen-test. Grunden til, at instrumenterne har været svage, skyldes nok, at antal af instrumenter

har været for høje i forhold til antallet af grupper. Dette er så en af ulemperne ved at opdele datasættet i forhold til grupper, da en opdeling medvirker til at mindske antal af grupper og dermed være størrelsesmæssigt forskellige fra hinanden. Det betyder, at det i sidste ende bliver svært at sammenligne indkomstgrupper med hinanden. Dog er det tydeligt ligesom for paneldataanalysen, at lav-mellemindkomstlande adskiller sig fra de andre indkomstlande. Det er dog ikke tydeligt, om dette tilfælde blot skyldes dårlige instrumenter i de andre indkomstlande, eller om det netop har noget specifikt at gøre med lav-mellemindkomstlande.

8.1.3 Paneldata versus GMM

I forhold til estimeringer i paneldata og GMM kan det være svært at finde frem til, hvilken metode der egner sig bedst til at estimere effekten af de forskellige $\ln DALYs$ -variabler. Dog tyder det på, at GMM-estimering er en bedre metode at benytte, især når antagelserne for GMM-estimeringer er overholdt. I dette tilfælde estimerer GMM en mere stabil effekt tværs over alle $\ln DALYs$ -variabler. I disse tilfælde er der ingen tvivl om, at alle $\ln DALYs$ pr. 100.000 variabler er negativt korreleret med $\ln BNP$ pr. indbygger. Men formålet er jo at finde frem til, hvilken effekt der er til at stole nogenlunde på, og til det har man først behov for at finde frem til, om det er system- eller difference-GMM, der er bedst i test. Ifølge [Bond \(2002\)](#) er system-GMM mere fordelagtigt, hvis estimeringsresultaterne fra difference-GMM er lavere eller tæt på værdierne fra FE. Som udgangspunkt er dette ligetil, dog opstår der for denne opgave problemer, når estimeringerne fra paneldata i nogen tilfælde slet ikke har nogen sammenhæng med estimeringsresultaterne fra GMM. For at håndtere dette problem og undersøge sagen nærmere, så er der blevet valgt at estimere alle modeller i afsnit 7.1. Igen dog med den forskel, at man inkluderer den lagged-afhængige variabel i ligningen for både model 1 og model 2. Resultaterne for disse estimeringer kan ses i tabel 5. Når man inkluderer den lagged-afhængige variabel for $\ln BNP$ i modellen, får man et andet billede af estimeringerne. Overordnet kan man se, at størrelsen på estimeringerne i tabel 5 er langt mindre end størrelsen på estimeringerne i tabel 1. Det betyder, at hvis den lagged-afhængige variabel kommer i betragtning, undgår man de høje estimeringsværdier, man så i tabel 1, og man får en mere stabil estimering på tværs af indkomstgrupper og de forskellige variabler for $\ln DALYs$. Med resultaterne fra tabel 5 har man bedre mulighed for at sammenligne GMM med paneldataresultaterne for at så finde frem til, om system-GMM er mere fordelagtig i forhold til difference-GMM for hver lag, indkomstgruppe og de tre variabler for $\ln DALYs$. Lad os starte med at se på GMM-resultaterne for $\ln DALYs_A$ og dens globale effekt hertil. Der er tydeligt, at system-GMM er mere fordelagtig her, da det er system-GMM, der kan klare at estimere en negativ korrelation for effekten af $\ln DALYs_A$ på $\ln BNP$.

Tabel 5: Estimeringsresultat for paneldata mht. den laggede afhængig variabel.

	ln BNP OLS	ln BNP FE	ln BNP RE	ln BNP OLS	ln BNP FE	ln BNP RE
Global						
<i>L</i> ln BNP	0.997*** (0.000708)	0.944*** (0.0123)	0.995*** (0.00160)	0.998*** (0.000702)	0.945*** (0.0123)	0.995*** (0.00158)
<i>ln DALYS_A</i>	-0.00169 (0.000977)	0.00497 (0.0103)	-0.00133 (0.00186)			
<i>ln DALYS_K</i>				-0.00503* (0.00198)	0.00871 (0.0127)	-0.00340 (0.00335)
<i>ln DALYS_M</i>				0.00304 (0.00199)	-0.00532 (0.0172)	0.00186 (0.00312)
Konstant	0.0298*** (0.00742)	0.182* (0.0821)	0.0375** (0.0135)	0.0331*** (0.00741)	0.188* (0.0844)	0.0398** (0.0137)
Antal observationer	4846	4846	4846	4846	4846	4846
Antal grupper	185	185	185	185	185	185
R^2_{justeret}	0.998	0.981		0.998	0.981	
Højindkomstlande						
<i>L</i> ln BNP	0.977*** (0.00457)	0.980*** (0.00734)	0.977*** (0.00396)	0.977*** (0.00457)	0.979*** (0.00775)	0.977*** (0.00394)
<i>ln DALYS_A</i>	-0.000201 (0.00103)	0.0141 (0.00878)	0.000525 (0.00158)			
<i>ln DALYS_K</i>				-0.00330 (0.00326)	0.0261 (0.0219)	0.000101 (0.00529)
<i>ln DALYS_M</i>				0.00305 (0.00315)	-0.0190 (0.0278)	0.000396 (0.00556)
Konstant	0.113*** (0.0207)	0.00967 (0.0688)	0.109*** (0.0218)	0.115*** (0.0209)	0.0457 (0.0778)	0.109*** (0.0211)
Antal observationer	837	837	837	837	837	837
Antal grupper	32	32	32	32	32	32
R^2_{justeret}	0.993	0.984		0.993	0.984	
Høj-mellemindkomstlande						
<i>L</i> ln BNP	0.989*** (0.00441)	0.958*** (0.0251)	0.986*** (0.00698)	0.990*** (0.00441)	0.959*** (0.0248)	0.989*** (0.00515)
<i>ln DALYS_A</i>	-0.00188 (0.00220)	-0.00713 (0.0257)	-0.00144 (0.00335)			
<i>ln DALYS_K</i>				0.0195*** (0.00421)	0.0266 (0.0418)	0.0195*** (0.00540)
<i>ln DALYS_M</i>				-0.0197*** (0.00450)	-0.0295 (0.0257)	-0.0196*** (0.00528)
Konstant	0.0701** (0.0215)	0.228 (0.239)	0.0805** (0.0300)	0.0451* (0.0217)	0.184 (0.251)	0.0489* (0.0246)
Antal observationer	843	843	843	843	843	843
Antal grupper	32	32	32	32	32	32
R^2_{justeret}	0.991	0.975		0.991	0.975	
Lav-mellemindkomstlande						
<i>L</i> ln BNP	1.005*** (0.00234)	0.939*** (0.0191)	1.000*** (0.00493)	1.004*** (0.00251)	0.938*** (0.0191)	0.999*** (0.00531)
<i>ln DALYS_A</i>	-0.00516* (0.00203)	0.0240 (0.0290)	-0.00518 (0.00356)			
<i>ln DALYS_K</i>				-0.00888** (0.00325)	-0.00195 (0.0234)	-0.0100 (0.00527)
<i>ln DALYS_M</i>				0.00314 (0.00321)	0.0278 (0.0352)	0.00419 (0.00355)
Konstant	0.0198 (0.0179)	0.0736 (0.205)	0.0378 (0.0355)	0.0286 (0.0183)	0.0707 (0.211)	0.0482 (0.0384)
Antal observationer	1747	1747	1747	1747	1747	1747
Antal observationer	66	66	66	66	66	66
R^2_{justeret}	0.994	0.984		0.994	0.984	
Lavindkomstlande						
<i>L</i> ln BNP	1.004*** (0.00281)	0.922*** (0.0161)	0.991*** (0.00572)	1.004*** (0.00281)	0.922*** (0.0162)	0.993*** (0.00516)
<i>ln DALYS_A</i>	0.00106 (0.00190)	0.00827 (0.0210)	0.00255 (0.00472)			
<i>ln DALYS_K</i>				-0.0163** (0.00550)	0.0147 (0.0255)	-0.0130 (0.00932)
<i>ln DALYS_M</i>				0.0170** (0.00535)	-0.00953 (0.0349)	0.0150 (0.00943)
Konstant	-0.00872 (0.0160)	0.199 (0.137)	0.0238 (0.0268)	0.00124 (0.0160)	0.213 (0.149)	0.0265 (0.0262)
Antal observationer	1419	1419	1419	1419	1419	1419
Antal grupper	55	55	55	55	55	55
R^2_{justeret}	0.994	0.979		0.994	0.979	

Note: Paneldataestimeringsresultat i forhold model 1 og 2 mht. den globale effekt inklusive effekten for hver indkomstgruppe. Den laggede afhængig variabel er inkluderet i begge modeller. Variable *ln DALYS_A*, *ln DALYS_K*, *ln DALYS_M* er pr. 100.000 indbygger og *ln BNP* er pr. indbygger. Der er blevet kontrolleret for årsspecifikke effekter for OLS, FE og RE samt landespecifikke effekter for FE. Robust Standardfejle er i parentes. Signifikansniveauet for 10%, 5% og 1% er betegnet som følger: *, **, ***.

Alt andet giver ikke mening, men det er også tydeligt, at difference-GMM-resultaterne her ligger tættere på FE-resultaterne i tabel 5 end i forhold til tabel 1, hvilken igen bekræfter, at system-GMM er bedre i test. Det betyder, at værdien af effekten på $\ln DALYs_A$ er -34,2% korreleret med $\ln BNP$ i lag 1-3, samt -17,6% og -11,9% for hhv. lag 3-7 og lag 7-10. GMM-estimeringer i høj- og høj-mellemindkomstlande overholder ikke antagelserne for GMM-estimeringen, og dermed giver det ikke mening at sammenligne system- og difference-GMM med hinanden. For lav-mellemindkomstlande og lag 3-7 samt lag 7-10 kan man se, at system-GMM er i stand til at estimere en negativ effekt af $\ln DALYs_A$. System-GMM antages i denne indkomstgruppe at være mere fordelagtig til sammenligning af difference-GMM. Dog har det været muligt for difference-GMM at kunne estimere en effekt på -2% for lav-mellemindkomstlande i lag 1-3. For lavindkomstlande har man igen, at kun system-GMM kan estimere en negativ effekt for $\ln DALYs_A$ i forhold til alle lags. Dog klarer difference-GMM sig bedre i lag 1-3 og lag 3-7 ift. Hansen-test, idet forholdet mellem instrumenter og antal grupper er større i disse to lags. Estimering i difference-GMM her er som udgangspunkt heller ikke tættere eller lavere end FE-estimeringer i hverken tabel 5 og 1. Dog er estimeringerne for system-GMM lag 1-3 og lag 3-7 mere overbevisende, idet de er negative og effekten ligger på hhv. omkring de -2,2% og -3,33%. Effekten er her ikke faldende i forhold til lags, men det skyldes nok, at værdien for Hansen-testen og antal instrumenter er stigende i forhold til højere lags. Det er også af den årsag, at effekten i system-GMM lag 7-10 på -19,4% nok ikke helt er realistisk.

Lad os nu se på GMM-resultaterne for $\ln DALYs_K$ og dens globale effekt hertil. Det er klart, at system-GMM er mere fordelagtig til at estimere den globale effekt i forhold til $\ln DALYs_K$. Difference kan her hverken estimere en negativ effekt, og det giver også insignifikante Hansen-tests i lag 1-3 og lag 7-10. Den insignifikante Hansen-test opstår også i system-GMM lag 1-3. Det betyder, at lag 3-7 og lag 7-10 for system-GMM giver den bedste estimering, og effekten er hhv. -16% og -5%. Antagelserne for GMM-estimering er dog igen ikke overholdt i høj- og høj-mellemindkomstlande, derfor er det ikke muligt at sammenligne system- og difference-GMM med hinanden. For lav-mellemindkomstlande er resultaterne for $\ln DALYs_K$ næsten identiske med resultaterne fra lav-mellemindkomstlande for $\ln DALYs_A$. Det viser sig, at system-GMM nok er bedst i test i alle lags, hvor difference-GMM kun kan estimere en negativ effekt i lag 1-3. Her har man en effektstørrelse for difference lag 1-3, som ligger på 3%, dette er knap halvdelen af effekten estimeret i system-GMM lag 1-3. Det kan tyde på, at difference-GMM underestimerer, hvilket kan være et tegn på, at difference-GMM reelt set ikke kan klare sig så godt, når man har at gøre med et ubalanceret paneldatasæt. Dog kan man godt antage, at estimeringseffekten ligger fra -6% til -1% mht. lag 1-3, lag 3-7 og lag 7-10. I lavindkomstlande kan man heller ikke sammenligne difference- og system-GMM, da det kun er system-GMM, der er i stand til at estimere en negativ effekt og dermed er mere realistisk. Hansen-testen er dog bedre i difference-GMM, dog er dette kun grundet

forholdet mellem antal af instrumenter og antal grupper. Så det er altså system-GMM, der er bedre til at estimere effekten, og dermed er størrelsen på effekten -2 for hhv. lag 1-3. I de andre system-GMM-lags er Hansen-testen for stor og dermed lidt utroværdig i forhold deres effekt.

For den globale effekt af variabelen $\ln DALYs_M$ har system-GMM lag 1-3 og lag 3-7 været de mest realistiske estimeringer. Det er også i disse to tilfælde, at GMM-antagelser er mest overholdt, og dermed behøver man ikke at sammenligne effekter i forhold til tabel 5. Det betyder, at den mest fordelagtige estimeringseffekt for $\ln DALYs_M$ vil være hhv. -17,9% for lag 1-3 samt -7% for lag 3-7. Når det gælder høj- og høj-mellemindkomstlande har man desværre ligesom i de andre tilfælde, at antagelse for GMM ikke er overholdt, dermed kan man ikke sammenligne system-GMM mod difference-GMM i forhold til paneldata-resultaterne. For lavindkomstlande har man af difference-GMM lag 1-3 været bedre til at estimere effekten af $\ln DALYs_M$ på $\ln BNP$. Her er effekt-værdien af difference-GMM mere realistisk i forhold til Hansen-test, og værdien ligger højere for FE og cirka mellem de estimerede effekter af FE og OLS for lavindkomstlande i tabel 5. Så i difference lag 1-3 er den bedste af alle lags til at estimere effekten af $\ln DALYs_M$ på $\ln BNP$, og effektstørrelsen ligger her omkring -1,3%. Når det gælder lav-mellemindkomstlande, er det overordnet system-GMM, der igen er i stand til at estimere en negativ korreleret effekt for $\ln DALYs_M$ mod BNP pr. indbygger. Estimeringstørrelse kan derfor godt antages at ligge omkring -2% i lag 1-3 samt lag 3-7, mens den så i lag 7-10 ligger på -0,30%.

Det antages, at system-GMM klarer sig bedre, på trods af at testen i difference-GMM kunne godtages, men grundet at der ikke er en negativ korrelation, virker estimeringerne ikke troværdige. Man skal også huske på, at difference-GMM vil have begrænsninger, hvis man som i denne opgave har at gøre med et ubalanceret paneldatasæt. Dette kan være en af årsagerne til, at man i nogle tilfælde oplever gode testresultater, men urealistisk estimering i difference-GMM.

8.2 Begrænsninger

De største begrænsninger, der har været i forhold til paneldataestimering, har været, at modellerne lider af autokorrelation, endogenitet samt omvendt kausalitet. Dette gør, at hverken OLS, FE eller RE kan klare at estimere effekten af $\ln DALYs$ på $\ln BNP$ pr. indbygger både i forhold til den overordnede effekt og i forhold til kvinder og mænd. Det har også været udfordrende at opdele i forhold til indkomst, da det markant mindsker antal af observationer. Opdelingen i forhold til indkomstgrupper har også givet udfordringer i at kunne sammenligne indkomstgrupper indbyrdes, idet grupper varierer i forhold til antal af observationer og antal lande. Dette gælder både i forhold til paneldata og specielt i tilfælde af GMM-estimering. Grunden til, at GMM-estimering specielt er begrænset i

forhold til opdelingen af indkomstgrupper, er netop, fordi argumenterne for GMM ikke kan opretholdes i de tilfælde, hvor antal af grupper falder markant. Det har været et problem netop at kunne vise en effekt, når antallet af instrumenter har været højere end antallet af grupper, og man har set, at når betingelserne for GMM er overholdt, så kan GMM estimere en fornuftig effekt. Det har derfor ikke gavnet meget at opdele i forhold til indkomstgrupper, i hvert fald ikke i forhold til den måde, modellerne er specificeret på i denne opgave. Dermed er det ikke svært at se, at begrænsninger ved GMM-estimering har været svage instrumenter. Disse svage instrumenter har medført dårlige Hansen-tests og i sidste ende dårlige estimeringsresultater. I forhold til fremtidige estimeringer kan man vælge at medtage flere relevante variabler og bruge dem som instrumenter i GMM-estimeringerne. Dette kan muligvis medføre, at forholdet mellem antal af instrumenter og antal af grupper bliver stor nok til at kunne give en fornuftig estimering i forhold til alle indkomstgrupper.

Et anden måde, man kan undersøge effekten på og måske undgå disse problemer, er ved at finde et instrumentvariabel for depression og dermed gentage metoderne i GMM samt paneldata og se, hvad det resulterer i ligesom i tilfælde af [Hanandita and Tampubolon \(2014\)](#), [Lu et al. \(2009\)](#) samt [Frijters et al. \(2010a\)](#). Brug af en anden form for instrument for depression kunne for eksempelvis være effekten af dødsfald i familien, ligesom i artiklen fra [Frijters et al. \(2010b\)](#). Et anden udfordringen, især difference-GMM kan have, er, at vi har at gøre med et ubalanceret paneldata. Transformation i difference medfører større huller i ens data, hvis man har at gøre med et ubalanceret paneldatasæt. Dette kan være en af årsagerne til, at difference-GMM har haltet i forhold til system-GMM.

Et tredje problem med især mental sundhedsdata er, hvorvidt observationerne kan vise det oprigtige og sande billede af, hvor stor andel af befolkningen der dør med dårligt mentalt helbred, herunder depression. Fordi der kan ligge nogen sociologiske aspekter, som kan påvirke observationer og medføre et mørketal for depression. Generelt kan der være et stigma i forhold til mentale sygdomme, og det kan medføre, at færre folk får en diagnose og får behandling. For eksempel har studiet [Krendl and Pescosolido \(2020\)](#) fundet frem til, at der findes stigmaforskel i forhold til mentale sygdomme, hvilket også kan påvirke både til et mørketal globalt og på tværs af landene. Lande, hvor sundhedsydelse ikke betales over skatten, kan også medføre et mørketal. Der er ikke altid og måske slet ikke tilfælde, at folk med depression og mentale sygdomme har råd til at blive undersøgt og behandlet. Dette kan specielt være tilfældet for lande med høj andel af fattige i befolkningen, hvilket kan betyde, at effekten, der er vist i denne opgave for lav-mellemindkomstlande og lavindkomstlande, ikke er det sande billede, og der findes en høj risiko for et mørketal i disse indkomstgrupper. Der kan også være en højere udbredelse af mentale sygdomme i de lande, hvor sundhedsydelse betales gennem skatten, men fordi sygdommen kan behandles fx inden for et år, har den ikke har en effekt på BNP pr. indbygger. Man kan muligvis forbedre opgaven ved at få en bedre forståelse for, hvordan depression påvir-

ker mennesket. For eksempel hvis depression ikke behandles, kan antal af ikke-raske år (DALYs) stige. Men falder menneskets produktivitet kun i starten af sygdomsforløbet, og forbliver den konstant på et lavere niveau, eller forværres produktivitet med tiden, jo flere år man dør med depression? Det kunne altså også være interessant at se på depression i kortere tidsintervaller eller for forskellige tidsintervaller for at sammenligne og bekræfte spørgsmålet.

Man kommer heller ikke uden om, at der er forskel i forhold til køn og udbredelsen af depression. Ifølge [Ojeda et al. \(2010\)](#) har det vist sig, at dårligt mentalt helbred korrelerer med nedsat arbejde kun i forhold til mænd og ikke kvinder. Dette kan være tegn på, at mænd har sværere ved at håndtere det og gå i behandling, hvis de får en mental sygdom. Hvis man kigger på artiklen fra [Lu et al. \(2009\)](#), så er depression negativt korreleret med deltagelse af et arbejde, og denne effekt er højere for kvinder og ældre. Depression påvirker køn og i sidste ende BNP pr. indbygger forskelligt. Mænd kan måske tendere til at holde depression ud og arbejde imens, dermed påvirkes BNP knap så meget som i forhold til kvinder. Det kan tyde på, at det kan være, at effekten af depression på mænd først viser sig i tilfælde af selvmord, idet selvmord for mænd viser sig at være langt højere end i forhold til kvinder, [Freeman et al. \(2017\)](#). Dette er vigtigt, da det kan medføre et stor mørketal for observationer af depression for mænd, hvis de aldrig får diagnosen og en behandling. Desuden skal man bemærke, at det ikke er tydeligt i forhold til det anvendte data for depression, hvorvidt en person er i behandling eller ej. Det ville ikke være helt galt at antage, at høj- og høj-mellemindkomstlande har bedre mulighed for at få en behandling, og dermed kan man som samfund mindske den reelle økonomiske byrde og måske helt fjerne den. Fordi hvis omkostningen på behandling af depression overskrider de tabte omkostninger, der forekommer ved sygdommen, som forudsagt i artiklen [Simon et al. \(2001\)](#), så bliver det svært at estimere den reelle effekt af depression på BNP pr. indbygger. Der kan derfor være behov for at opdele data og undersøge, hvorvidt folk er i behandling eller ej.

9 Konklusion

Dette speciale har haft til formål at undersøge, hvilken effekten depression har på samfundet, både på overordnet basis samt i forhold til de fire forskellige indkomstgrupper og køn. To metoder er anvendt for at kunne estimere effekten af depression så optimalt som muligt. Den første anvendte metode har været en paneldatametode, hvor effekten estimeres vha. OLS, Fixed effect samt Random effect.

Det har vist sig her at, OLS ikke er i stand til at estimere et realistisk forhold mellem depression og BNP pr. indbygger. Fixed og Random effect har i gennemsnit været bedre til at estimere en negativ korrelation mellem depression og BNP pr. indbygger. Dog med nogle undtagelser i lav-mellemindkomstlande for mænd, og når man inkluderer alle køn. Desuden har det ikke lykket sig at kunne estimere en negativ korrelation i højindkomstlande for kvinder. Tilstedeværelsen af Random effect har vist sig at være signifikant, både når man har sammenlignet med OLS og Fixed effect. Den estimerede effektstørrelse for paneldatametoden har været svingende og for usikker at konkludere noget andet på, end at der er en negativ korrelation mellem depression og BNP pr indbygger.

System- og difference-GMM-estimering har været den anden metode, der er anvendt, og de har haft det formål at kontrollere for de begrænsninger, man møder i paneldataanalysen såsom for omvendt kausalitet og endogent problem. Overordnet har det vist sig, at system-GMM klarer sig bedre end difference-GMM. Dette gælder i alle tilfælde foruden i lavindkomstlande for mænd. Grundet svage instrumenter og antal af lande i høj- og høj-mellemindkomstgrupper har det ikke været muligt at overholde antagelse for GMM-estimering og dermed kunne estimere en effekt, der kan godtages. I forhold til anvendt lags er størrelsen af effekten faldende, jo længere tilbage de lags, der anvendes, ligger. For den globale effekt uden opdeling af indkomstlande har estimeringen af depression på BNP pr. indbygger ligget mellem -5% til -34% afhængig af hvilken *ln DALYs*-variabel og lags, der er tale om. Når man opdeler i forhold til indkomstgrupper, så ligger effektstørrelsen mellem -1% til -6% afhængig af hvilken *ln DALYs*-variabel og lags, der er tale om. Det skal også bemærkes, at estimeringsresultaterne i denne opgave kan valideres med de tidligere studier og deres fund.

Til forbedring kan man vælge et udefrakommende instrument og sammenligne. Der ligger nogle sociologiske effekter, som burde undersøges nærmere, og man bør dykke ned i at estimere effekten af depression i kvartaler i stedet for årligt. Desuden kan den estimerede effekt være skævt påvirket, hvis folk er i behandling for deres sygdom. Dette betyder, at det kan være svært at estimere den reelle effekt af depression, hvis folk når at blive raske og ikke når at have en påvirkning på BNP pr. indbygger. Dette er specielt vigtig i høj- og høj-mellemindkomstlande, idet der antages, at behandlingsmulighederne er bedre for disse grupper. Der kan derfor være fordele i at opdele data i forhold til, om folk er i behandling eller ej i forhold til fremtidige undersøgelser.

10 Bilag

Højindkomstlande	Høj-mellemindkomstlande	Lav-mellemindkomstlande	Lavindkomstlande
Australia	Antigua and Barbuda	Albania	Afghanistan
Austria	Argentina	Algeria	Bangladesh
Bahamas	Aruba	Angola	Benin
Belgium	Bahrain	Armenia	Bhutan
Bermuda	Barbados	Azerbaijan	Burkina Faso
Brunei	Belarus	Belize	Burundi
Canada	Botswana	Bolivia	Cambodia
Cyprus	Brazil	Bosnia and Herzegovina	Central African Republic
Denmark	Estonia	Bulgaria	Chad
Finland	Gabon	Cameroon	China
France	Greece	Cape Verde	Comoros
Germany	Hungary	Chile	Congo, Dem. Rep.
Hong Kong SAR, China	Korea, Rep.	Colombia	Egypt
Iceland	Libya	Congo, Rep.	Equatorial Guinea
Ireland	Macao SAR, China	Costa Rica	Eritrea
Israel	Malaysia	Cote d'Ivoire	Ethiopia
Italy	Malta	Croatia	Gambia, The
Japan	Mauritius	Czech Republic	Ghana
Kuwait	Mexico	Djibouti	Guinea
Luxembourg	Oman	Dominica	Guinea-Bissau
Netherlands	Portugal	Dominican Republic	Guyana
New Zealand	Puerto Rico	Ecuador	Haiti
Norway	Saudi Arabia	El Salvador	Honduras
Qatar	Seychelles	Eswatini	India
San Marino	Slovenia	Fiji	Indonesia
Singapore	South Africa	Georgia	Kenya
Spain	St. Kitts and Nevis	Grenada	Lao PDR
Sweden	St. Lucia	Guatemala	Lesotho
Switzerland	Suriname	Iran	Liberia
United Arab Emirates	Trinidad and Tobago	Iraq	Madagascar
United Kingdom	Uruguay	Jamaica	Malawi
United States	Venezuela	Jordan	Maldives
		Kazakhstan	Mali
		Kiribati	Mauritania
		Kyrgyz Republic	Mozambique
		Latvia	Myanmar
		Lebanon	Nepal
		Lithuania	Nicaragua
		Marshall Islands	Niger
		Micronesia, Fed. Sts.	Nigeria
		Moldova	Pakistan
		Mongolia	Rwanda
		Morocco	Sao Tome and Principe
		Namibia	Sierra Leone
		North Macedonia	Somalia
		Panama	Sri Lanka
		Papua New Guinea	Sudan
		Paraguay	Tajikistan
		Peru	Tanzania
		Philippines	Togo
		Poland	Uganda
		Romania	Vietnam
		Russian Federation	Yemen
		Samoa	Zambia
		Senegal	Zimbabwe
		Slovak Republic	
		Solomon Islands	
		St. Vincent and the Grenadines	
		Thailand	
		Tonga	
		Tunisia	
		Turkey	
		Turkmenistan	
		Ukraine	
		Uzbekistan	
		Vanuatu	

Figur 13: Liste over de 185 lande som er inkluderet i opgavens datasættet, med opdeling ift. de fire indkomstgrupper

Litteratur

- Angst, J., A. Gamma, M. Gastpar, J.-P. Lépine, J. Mendlewicz, and A. Tylee (2002, 11). Gender differences in depression. epidemiological findings from the european depression and anxiety studies. *European archives of psychiatry and clinical neuroscience* 252, 201–9.
- Arellano, M. and S. Bond (1991). Some tests of specification for panel data: Monte carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies* 58(2), 277–297.
- Arellano, M. and O. Bover (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of econometrics* 68(1), 29–51.
- Blakely, T., F. Sigglekow, M. Irfan, A. Mizdrak, J. Dieleman, L. Bablani, P. Clarke, and N. Wilson (2021). Disease-related income and economic productivity loss in new zealand: A longitudinal analysis of linked individual-level data. *PLoS medicine* 18(11), e1003848.
- Bloom, D. E., E. Cafiero, E. Jané-Llopis, S. Abrahams-Gessel, L. R. Bloom, S. Fathima, A. B. Feigl, T. Gaziano, A. Hamandi, M. Mowafi, et al. (2012). The global economic burden of noncommunicable diseases. Technical report, Program on the Global Demography of Aging.
- Blundell, R. and S. Bond (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of econometrics* 87(1), 115–143.
- Bond, S. R. (2002). Dynamic panel data models: a guide to micro data methods and practice. *Portuguese economic journal* 1(2), 141–162.
- Breusch, T. S. and A. R. Pagan (1980). The lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The review of economic studies* 47(1), 239–253.
- Cameron, A. C., P. K. Trivedi, et al. (2022). *Microeconometrics using stata*, Second Edition, Volume I: Cross-Sectional and Panel Regression Models. Stata press College Station, TX.
- Cseh, A. (2008). The effects of depressive symptoms on earnings. *Southern Economic Journal* 75(2), 383–409.
- Dattani, S., H. Ritchie, and M. Roser (2021). Mental health. *Our World in Data*. <https://ourworldindata.org/mental-health>.
- Davlasheridze, M., S. J. Goetz, and Y. Han (2018). The effect of mental health on us county economic growth. *Review of Regional Studies* 48(2), 155–171.

- Deole, S. S. (2020). The global state of mental health: trends and correlates. Available at SSRN 3425624.
- Fischer, A., P. Rodriguez Mosquera, A. van Vianen, and A. Manstead (2004, 04). Gender and culture differences in emotion. *Emotion* (Washington, D.C.) 4, 87–94.
- Freeman, A., R. Mergl, E. Kohls, A. Székely, R. Gusmao, E. Arensman, N. Koburger, U. Hegerl, and C. Rummel-Kluge (2017). A cross-national study on gender differences in suicide intent. *BMC psychiatry* 17(1), 1–11.
- Frijters, P., D. W. Johnston, and M. A. Shields (2010a). Mental health and labour market participation: Evidence from iv panel data models.
- Frijters, P., D. W. Johnston, and M. A. Shields (2010b). Mental health and labour market participation: Evidence from iv panel data models.
- Global Burden of Disease Study (2020). Frequently Asked Questions. <https://www.healthdata.org/gbd/faq>. accessed: 20.11.2022.
- Gong, L., H. Li, and D. Wang (2012). Health investment, physical capital accumulation, and economic growth. *China Economic Review* 23(4), 1104–1119.
- Hanandita, W. and G. Tampubolon (2014). Does poverty reduce mental health? an instrumental variable analysis. *Social Science & Medicine* 113, 59–67.
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 1251–1271.
- Institute for Health Metrics and Evaluation (IHME) (2020a). Global Burden of Disease Collaborative Network. Global Burden of Disease Study 2019 (GBD 2019) Disability Weights. <https://ghdx.healthdata.org/record/ihme-data/gbd-2019-disability-weights>. accessed: 20.11.2022.
- Institute for Health Metrics and Evaluation (IHME) (2020b). Global Burden of Disease Collaborative Network. Global Burden of Disease Study 2019 (GBD 2019) Result. <https://ghdx.healthdata.org/gbd-results-too>. accessed: 20.11.2022.
- Kalemli-Ozcan, S., H. E. Ryder, and D. N. Weil (2000). Mortality decline, human capital investment, and economic growth. *Journal of development economics* 62(1), 1–23.
- Krendl, A. C. and B. A. Pescosolido (2020). Countries and cultural differences in the stigma of mental illness: the east–west divide. *Journal of Cross-Cultural Psychology* 51(2), 149–167.
- Lanuza, V. (2013). The consequences of mental illness on labor market decisions.

- Layard, R. (2017). The economics of mental health. IZA World of Labor.
- Lu, C., R. G. Frank, Y. Liu, J. Shen, et al. (2009). The impact of mental health on labour market outcomes in china. *Journal of Mental Health Policy and Economics* 12(3), 157.
- Mankiw, N. G., D. Romer, and D. N. Weil (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The quarterly journal of economics* 107(2), 407–437.
- Marcotte, D. E. and V. Wilcox-Gok (2003). Estimating earning losses due to mental illness: a quantile regression approach. *Journal of Mental Health Policy and Economics* 6(3), 123–134.
- Mayer, D. (2001). The long-term impact of health on economic growth in latin america. *World development* 29(6), 1025–1033.
- Nafilyan, V., M. Avendano, and A. de Coulon (2021). The causal impact of depression on cognitive functioning: evidence from europe. Available at SSRN 3771732.
- Ojeda, V. D., R. G. Frank, T. G. McGuire, and T. P. Gilmer (2010). Mental illness, nativity, gender and labor supply. *Health Economics* 19(4), 396–421.
- Organization, W. H. (2022). Mental health and covid-19: early evidence of the pandemic’s impact: scientific brief, 2 march 2022. Technical documents.
- Piccinelli, M. and G. Wilkinson (2000). Gender differences in depression: Critical review. *The British Journal of Psychiatry* 177(6), 486–492.
- Roodman, D. (2009a). How to do xtabond2: An introduction to difference and system gmm in stata. *The stata journal* 9(1), 86–136.
- Roodman, D. (2009b). A note on the theme of too many instruments. *Oxford Bulletin of Economics and statistics* 71(1), 135–158.
- Salk, R. H., J. S. Hyde, and L. Y. Abramson (2017). Gender differences in depression in representative national samples: Meta-analyses of diagnoses and symptoms. *Psychological bulletin* 143(8), 783.
- Shi, P., A. Yang, Q. Zhao, Z. Chen, X. Ren, and Q. Dai (2021). A hypothesis of gender differences in self-reporting symptom of depression: Implications to solve under-diagnosis and under-treatment of depression in males. *Frontiers in psychiatry*, 1817.
- Simon, G. E., C. Barber, H. G. Birnbaum, R. G. Frank, P. E. Greenberg, R. M. Rose, P. S. Wang, and R. C. Kessler (2001). Depression and work productivity: the comparative costs of treatment versus nontreatment. *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, 2–9.