

Ungas mentala hälsa och makroekonomiska fluktuationer

En empirisk studie av finska landskap



Emilia Renlund

Pro gradu-avhandling

Handledare: Edvard Johansson

Nationalekonomi

Åbo Akademi

2021

ÅBO AKADEMI – Fakulteten för Samhällsvetenskap och ekonomi

Abstrakt för pro gradu-avhandling

Ämne: Nationalekonomi	
Skribent: Emilia Renlund	
Rubrik: Ungdomsarbetslöshet och mental hälsa – en empirisk studie av finska landskap	
Handledare: Edvard Johansson	
Abstrakt: <p>Under de senaste 15 åren har unga vuxnas mentala ohälsa ökat i Finland. Det framgår av att antalet personer som får FPA:s sjukdagpenning för psykisk ohälsa och personer som fått ersättning för antidepressiva har ökat. Enligt tidigare empiriska resultat och nationalekonomiska teorier, kan makroekonomiska fluktuationer påverka individens välmående. Därmed kan en ökning i ungdomsarbetslösheten och mängden utslagna ungdomar påverka ungas mentala hälsa. Detta kan leda till långsiktiga problem för individerna och bli kostsamt för samhället.</p> <p>Syftet med avhandlingen var att undersöka om ökad arbetslöshet och ökad mängd NEET-ungdomar leder till ökad psykisk ohälsa bland unga vuxna i Finland. För att förtydliga sambandet undersöks effekten enskilt för varje finskt landskap. På detta sätt bidrar avhandlingen med empiri om ungas mentala hälsa i Finland beroende på landskap och är därmed riktgivande för satsningar eller åtgärder gällande ungas mentala hälsa.</p> <p>Analysen utfördes med paneldata från åren 2004-2019. Med hänsyn till tidigare undersökningar i hälsoekonomi användes landskapsfixa och årsfixa effekter. I regressionsanalysen estimerades hur ungdomsarbetslöshet och mängden NEET-ungdomar sammanhänger med mängden dagpenning för mental ohälsa och antalet ersättningar för antidepressiva som utbetalas.</p> <p>Resultaten är mångtydiga men pekar mot ett procykliskt samband, det vill säga att mental ohälsa minskar vid lågkonjunktur. Detta kan förklaras av ett flertal faktorer, bland annat att minskar fritid i högkonjunktur, vilket ger mindre tid att utföra hälsofrämjande aktiviteter, eller att unga är överansträngda. Vidare forskning är nödvändig för att skapa djupare förståelse av orsakerna till att ungas mentala hälsa försämras.</p>	
Nyckelord: makroekonomiska förhållanden, ungdomsarbetslöshet, mental hälsa, NEET	
Datum: 24.4.2021	Sidantal: 80

Innehållsförteckning

1. Inledning	1
1.1 Syfte	2
2. Ungas mentala hälsa, arbetslöshet och utslagning	3
2.1 Översikt	3
2.2 Mental hälsa	4
2.3 Ungdomsarbetslöshet	7
2.4 NEET-ungdomar	9
3. Tidigare forskning.....	11
4. Teori.....	16
4.1 Humankapital	16
4.2 Modell för hälsokapital	18
4.2.1 <i>Alternativa kostnaden för tid</i>	23
4.3 Den ekonomiska modellen för hälsa	23
5. Data.....	27
5.1 Deskriptiv statistik.....	27
5.2 Beroende variabler	29
5.3 Oberoende variabler	33
5.3.1 <i>Lågkonjunktur</i>	39
6. Metod.....	42
6.1 Ekonometrisk modell	42
6.2 Fixa effekter	44
6.3 Laggade utfallsvariabler	45
7. Resultat.....	48
7.1 Dagpenning	48

7.2	Depression.....	54
7.3	Statistisk diagnostik.....	58
8.	Diskussion	63
9.	Sammanfattning	66
	Referenser	67
	Appendix 1.....	75
	Appendix 2.....	77

1. Inledning

Finska unga vuxna mår allt sämre. Befolkningsundersökningar visar att 40 procent av de finska unga vuxna har haft åtminstone en mental sjukdom under sin livstid och att 15 procent har en aktuell mental sjukdom (THL, 2021). De vanligaste mentala sjukdomarna är depression, missbruksstörningar och ångestsyndrom, visar undersökningarna. Det finns flera förklaringar för vad denna ökning beror på.

En potentiell faktor som ökar mental ohälsa är makroekonomiska fluktuationer. Färre unga vuxna deltar på arbetsmarknaden jämfört med tidigare år. Enligt Statistikcentralen (2020a) ökade andelen arbetslösa med ungefär 11 000 bland unga i åldern 15-24 år i Finland år 2019. Arbetslöshet som upplevs i ung ålder kan ha långtgående effekter på en persons karriär och livsstil, och är även kostsamt för staten. Även faktumet att arbetslösheten bland unga under 25 år har ökat med 30 procent från februari 2020 till februari 2021 (FOS, 2021), tyder på att detta ämne är viktigt att undersöka.

Långvarig arbetslöshet, såväl som mental ohälsa, kan leda till social utslagning. I Finland riskerade 13 500 unga i åldern 18-24 år att bli utslagna år 2019 (Statistikcentralen, 2021b). En stor befolkning som varken deltar i sysselsättningen eller utbildning (NEET), återspeglar ofta lågkonjunktur, men det utgör också avbrott i övergången från skola till arbete (OECD, 2013). Att NEET-befolkningen ökar kan därför vara oroväckande för att de är mer benägna att vara den del av ekonomin som varken beskattas eller övervakas av regeringen. Det konstateras att mental hälsa spelar en stor roll då det gäller arbetslöshet och social utslagning (Olaffson och Svensson, 1986; Gallie, 1999; Kieselbach, 2000). Om NEET-befolkningen ökar, blir de kostsamma för samhället och befolkningen mår potentiellt sämre. Därför finns det skäl att undersöka förhållandet mellan makroekonomiska fluktuationer och mental hälsa.

Det finns omfattande litteratur från flera länder över långa tidsperioder som analyserar effekterna av konjunkturförhållanden på befolkningens hälsa och som visar att den fysiska hälsan förbättras under perioder då ekonomin tillfälligt försämras (Ruhm och Black, 2002; Ruhm, 2005; Gruber och Frakes, 2006; Xu, 2013). En relativt liten andel av denna litteratur fokuserar på vilka effekter arbetslöshet har på mental hälsa. Många studier visar dock tydliga minskningar i perioder då ekonomin är svagare (Ruhm,

2000; Ruhm, 2003; Charles och DeCicca, 2008; Modrek et al., 2015). En betydligt mindre andel av litteraturen fokuserar på unga.

Kapitel 2 behandlar nödvändig bakgrundsinformation om unga vuxnas psykiska hälsa, arbetslöshet och utslagning samt kopplingen mellan dessa. I kapitel 3 ges en litteraturöversikt om tidigare forskningar i hälsoekonomi, vilket kan fördjupa förståelsen för avhandlingens ämne och ger grunden till analysen. Resultaten från dessa är både kontracykliska, procykliska och mångtydiga. I kapitel 4 presenteras relevant teori om humankapital, teorin om hälsokapital och den ekonomiska modellen för hälsa. Dessa teorier förklarar tydligare det möjliga sambandet mellan hälsa och ekonomiska förändringar. I kapitel 5 går jag igenom data som används i analysen och i kapitel 6 framförs den ekonometriska analysmetoden fixa effekter. I kapitel 7 presenterar jag resultaten och statistisk diagnostik. Resultaten är mångtydiga och effekterna små, men pekar mot ett procykliskt samband. Avhandlingen avslutas med en diskussion om orsakerna till att jag får dessa resultat i kapitel 8 och sammanfattas i kapitel 9.

1.1 Syfte

Avsikten med denna pro gradu-avhandling är att besvara följande forskningsfråga:

Leder ökad ungdomsarbetslöshet och ökad andel NEET-ungdomar leder till ökad psykisk ohälsa bland unga vuxna i Finland?

Som mått för ungas psykiska hälsa används data över FPA:s sjukdagpenningar för psykisk ohälsa och ersättningar för antidepressiva som utbetalas till unga vuxna i Finland. För att undersöka förändringarna i makroekonomin används data över ungdomsarbetslösheten och antalet NEET-ungdomar. Jag använder datamaterial från Finlands 19 landskap, där effekterna kan skilja sig. Med hänsyn till tidigare undersökningar i hälsoekonomi (se till exempel: Ruhm, 2000; Ruhm, 2016) använder jag landskapsfixa och årsfixa effekter i regressionsanalysen.

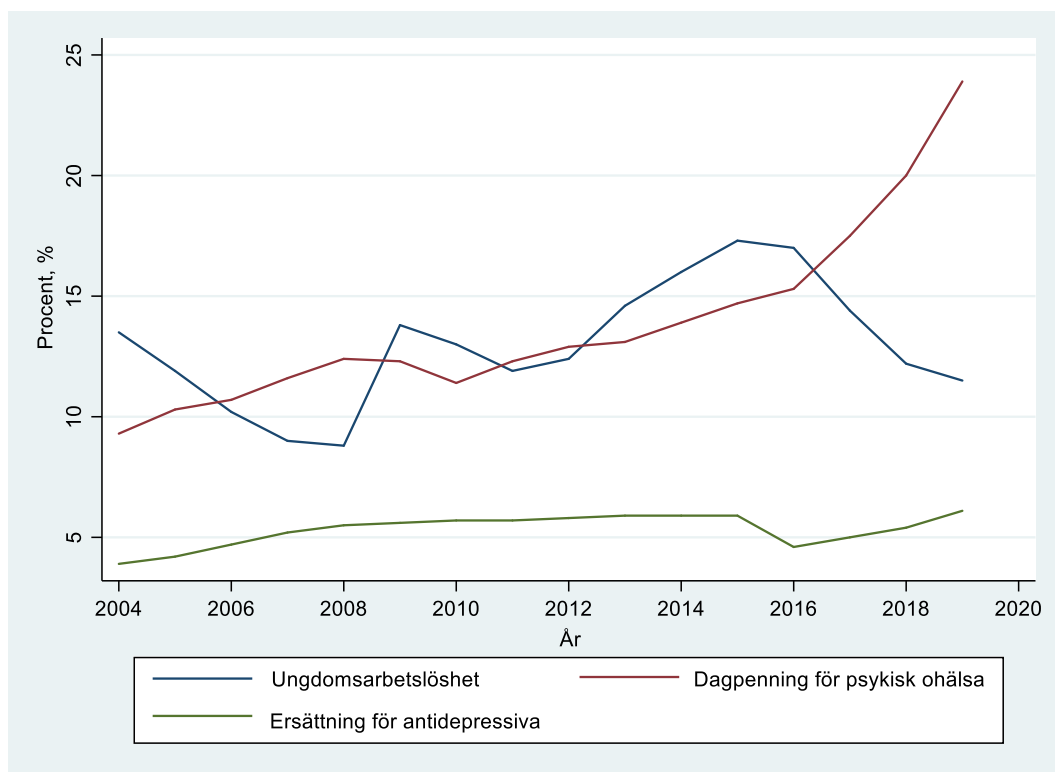
Genom att undersöka sambandet mellan ungas mentala hälsa och makroekonomiska förhållanden i finska landskapen förbättras den allmänna förståelsen för ungas mentala hälsa. Avhandlingen bidrar därmed med empiri till forskningen inom ämnet.

2. Ungas mentala hälsa, arbetslöshet och utslagning

I detta kapitel framförs bakgrundsinformation om unga vuxnas mentala hälsa, arbetslöshet och utslagning i Finland, för att ta upp faktorer som läsaren behöver veta för att komma in i ämnet.

2.1 Översikt

För att förstå kopplingen mellan arbetslöshet, NEET-ungdomar och mental hälsa i Finland kan förändringen genom åren observeras. Mental hälsa är ett komplicerat ämne och svårt att mäta, därför används FPA:s stöd och ersättningar för mental hälsa eller medicin för mental hälsa som indikatorer för det.



Figur 1. Ungdomsarbetslöshet samt mängden dagpenning för psykisk ohälsa och ersättning för antidepressiva, % bland 18-24 åringar i Finland. Källa: egen utvärdering baserat på data från THL (2021b) och Statistikcentralen (2021a)

Figur 1 illustrerar arbetslösheten, antalet som fått dagpenning för psykisk ohälsa och antalet som fått ersättning för antidepressiva bland 18-24 åringar i hela Finland åren 2004-2019. Figuren baserar sig på data från THL och Statistikcentralen. Figuren visar ett svagt procykliskt mönster, det vill säga när arbetslösheten ökar, när det råder lågkonjunktur, minskar mentala ohälsan. Speciellt mängden dagpenningar för psykisk ohälsa som utbetalas visar ett starkt procykliskt mönster, speciellt efter år 2016, medan mängden ersättningar för antidepressiva är mer oföränderliga. Detta antyder att det kan finnas en koppling mellan mental hälsa, arbetslöshet och utslagning. Därför går jag mer in på dessa ämnen härnäst.

2.2 Mental hälsa

Mental hälsa är en mer gömd del av befolkningens hälsa, men påverkar ändå markant ett land och dess humankapital, sociala och ekonomiska kapital. Mental hälsa handlar om frånvaron av mentala sjukdomar och symptom, och stöder det allmänna välbefinnandet, produktiviteten bidrar till välfärden i samhället. Mental ohälsa är därför det mest försvagande av alla sjukdomar (Mieli, 2021) och i vissa fall kan det leda till för tidig dödlighet (OECD, 2018).

De flesta mentala hälsoproblem uppstår före 24-års åldern (Kessler et al., 2005). Ungdomar och unga vuxna, som i denna avhandling berör individer mellan 15-24 år om inte annat anges, är typiska åldersgrupper för vilka många psykiska störningar utvecklas. I Finland lider var femte ungdom av mental ohälsa. År 2018 var det dubbelt så många individer under 30-år i arbetspension av psykiska skäl som i början av årtusendet (Mieli, 2021).

De vanligaste psykiska störningarna hos ungdomar är ångest, humör- och beteendestörningar, depression och missbruk, men andra störningar är också vanliga. Studier över de som är födda åren 1987-1997 visar att ungdomars psykiatriska diagnoser har blivit vanligare under 2000-talet. Den kraftigaste utvecklingen ses i humörsjukdomar, särskilt depression, ångest och ADHD. Det framkommer i studien att resultaten kan bero på förbättrad identifiering och diagnos av mental ohälsa (Gyllenberg et al, 2018).

Att leva med psykisk ohälsa innebär att individer har sämre förmåga att lyckas i skolan eller arbete och kan eventuellt lida av sämre fysisk hälsa än individer med god psykisk hälsa. Sysselsatta individer tenderar ha lägre nivåer av depression än arbetslösa, och människor med en mental sjukdom är mer sannolika att vara arbetslösa. Men det kan även gälla tvärtom; barn och unga som lider av mental ohälsa presterar sämre i utbildning och arbete och vuxna med mental ohälsa är mindre produktiva i sitt arbete och mer sannolika att vara arbetslösa (OECD, 2015).

Psykiska problem leder till mycket högre sjukförmåner, funktionshinderförmåner och arbetslöshetsförsäkringsförmåner. De direkta kostnaderna av mental ohälsa överskrider hälsosystemet. Mental ohälsa leder till avsevärda extrautgifter i många socialförsäkringsprogram, inklusive betalda sjukledighetsförmåner och läkemedelsersättningar (OECD, 2018). Extrautgifter, eller gömda utgifter, är även förlorad produktivitet och deltagande på arbetsmarknaden och inkomstskatter från de som är arbetslösa. Enligt OECD (2018) kostar mental ohälsa ungefär 600 miljarder för de 28 EU länderna. Summan består av arbetsmarknaders och hälsovårdens utgifter samt socialskydd. Kostnaderna för mental ohälsa var över 5 procent av BNP i Finland år 2017. Detta är beräknat utifrån antalet människor som *anmäler* mentala hälsoproblem, som kan vara underskattat om det finns stark stigma i samband med mental ohälsa, data över socialförsäkringar relaterade till mental ohälsa och utgifterna för mentalvård (OECD, 2018).

I många europeiska länder beror ungefär en tredjedel av nya funktionsförhindersförmåner, som bara ökar, på mentala hälsoförhållanden (OECD, 2010). De med svåra mentala hälsoproblem i Finland har möjlighet att få sjukdagpenning för arbetsoförmåga på grund av psykisk ohälsa och ersättning för antidepressiva. Antalet mottagare av sjukdagpenningen översteg 300 000 av hela befolkningen år 2019 och berodde på psykiska och beteendestörningar. Unga använder också allt mer antidepressiva läkemedel, vilket betyder att också ersättningarna har potentiellt ökat (Blomgren, 2020).

Efter millennieskiftet fördubblades användningen av antidepressiva under tio år i rika länder, men det gällde för hela befolkningen, och samtidigt blev Finland också en av de största konsumenterna av antidepressiva (Kalliokoski, Voipio och Ruokoniemi, 2016). Kopplingen mellan användningen av tjänster eller läkemedel och sjukdom är inte uppenbar, eftersom det kan finnas hinder för åtkomst. Mottagare av inkomststöd,

såsom sjukdagpenningen, upplever ett otillfredställt behov av tjänster än mottagare icke-inkomststöd (Kuivalainen, 2013).

God mental hälsa möjliggör kognitiv och emotionell flexibilitet, som är grundläggande för människors sociala förmågor och stresshantering. Detta mentala kapital är väsentligt för hälsosamma och fungerande relationer och samhällen. På samma sätt som individer, kan samhällen vara mer eller mindre motståndskraftiga mot stressfaktorer såsom ekonomiska kriser. Ekonomiska chocker kan inte bara destabilisera människors välmående, utan också offentliga tjänsters budgeter och hälsovårdssystemen. Tillgänglig data visar dock att lagstiftning för att skydda social välfärd kan öka samhällets motståndskraft mot ekonomiska chocker och mildra de psykiska hälsoeffekterna av arbetslöshet och de stressrelaterade konsekvenserna av ekonomiska nedgångar (Stuckler et al., 2009).

Å andra sidan, medan ekonomiska kriser kan ha psykiska hälsoeffekter för individer, kan psykiska hälsoproblem ha betydande ekonomiska effekter, speciellt i form av förlorad produktivitet, som uppskattas vara i genomsnitt 3-4 procent av bruttonationalprodukten i EU:s länder (Gabriel och Liimatainen, 2000). Eftersom allvarliga psykiska störningar ofta börjar i ung ålder kan produktivitetsförlusten vara långvarig. Förändringar i individers arbete ökar de kognitiva och emotionella arbetsförväntningarna. Att befolkningen har god mental hälsa bidrar därför till ekonomisk produktivitet och välbefinnande, vilket är också avgörande för ekonomisk tillväxt och ett socialt hållbart samhälle (Weehuizen, 2008). Frånvaro på och utträde ur arbetsmarknaden kan öka på grund av stress-, ångest- och depressionsrelaterade sjukdomar (Järvisalo et al., 2005).

Det är möjligt att stärka mental hälsa samt att förebygga och behandla psykiska problem. Förebyggande och god behandling av sjukdomar är viktiga både ur folkhälsans, nationella ekonomins och samhällets sociala hållbarhets synvinkel. Ökad finansiering för psykisk ohälsa hjälper de som behöver behandling. De resultat som erhålls av tidigt stöd för mental ohälsa kräver uthållighet, men de sänker också kostnaderna mest på lång sikt (OECD, 2018).

I Finland blir tröskeln för att söka hjälp för mental ohälsa allt lägre, och överlag är ämnet allt mer omdiskuterat, vilket leder till minskat stigma. På detta sätt kan social aktivitet och socialt deltagande främjas. Detta räcker dock inte för att definiera en låg

tröskel, utan också individers erfarenheter och aktiviteten med att söka hjälp indikerar också tjänsternas låga tröskel (Leemann och Hämäläinen, 2015). Det är en positiv utveckling för preventivt arbete för ungas mentala hälsa, men löser inte grundproblemet. Att stigmat har minskat innebär nödvändigtvis inte att fler lider av psykisk ohälsa, utan att det är lättare att framföra att man lider av psykisk ohälsa och därmed är det fler som uppger sig ha det.

Det är välkänt att mentala hälsoproblem är kopplat till fattigdom, ojämlikhet och andra sociala och ekonomiska avgörande faktorer av hälsa. Ekonomiska kriser är därför perioder med hög risk för försämrad mental ohälsa. Därför diskuteras härnäst ungdomsarbetslösheten och dess koppling till mental hälsa, följt av utslagning och dess koppling till mental hälsa.

2.3 Ungdomsarbetslöshet

Under perioder av lågkonjunktur stiger arbetslösheten, eftersom efterfrågan på arbetskraft minskar, vilket drabbar särskilt utslagna och unga individer. Förändringar i institutionella regleringar av arbetsmarknaden, som skyddar redan anställda, såväl som inom yrkes- och kvalifikationsstrukturen kan försvåra ungas tillträde (Asthton et al., 1988; Molarius et al., 2009).

Sysselsättningen och arbetslösheten i Finland är varierande från månad till månad. Förändringen från föregående månad beror mest på säsongsfenomen och inte den cykliska utvecklingen. Därför jämförs också statistiken med föregående år. Däremot är säsongs- och slumpmässigt justerade siffror för trendserier jämförbara, vilket underlättar upptäckandet av långsiktig utveckling och konjunktursvängningar i tidsserier. Trenden förändras vanligtvis lite uppgifterna från följande månad kommer in i tidsserien. Den preliminära karaktären hos de senaste trendsiffrorna bör beaktas när slutsatser dras. Statistiken som används i avhandlingen är säsongsmässigt ojusterade, såvida det inte uttryckligen anges att det är en trend.

Relativa arbetslöshetsgrader blir dock höga om basen som de beräknas på är liten. Det innebär att arbetslöshetsgraden ökar om arbetskraftsdeltagandet minskar, även om

antalet arbetslösa inte förändras. Men då andelen unga arbetslösa beräknas på hela befolkningen, kan det ändå urskiljas en tydlig skillnad (Molarius et al. 2009).

Den nedre åldersgränsen för sysselsatta i sysselsättningsstatistiken höjdes från 15 år till 18 år till följd av arbetspensionsreformen år 2005. Det syns i en minskning av de ungas sysselsättning och en ökning av antalet studerande. Arbetslösheten är relativt högst bland de yngsta som deltar i arbetskraften (Statistikcentralen, 2016). För att ge mer kontext till det, var antalet arbetslösa av hela arbetskraften i Finland runt 257 000 år 2019. Av dessa var ungefär 33 000 stycken av 18-24 åringarna arbetslösa, vilket betyder att ungefär 224 000, alltså 8,5 procent, av 25-69 åringarna var arbetslösa. Med andra ord, var 12 procent ungdomar av alla arbetslösa (Statistikcentralen, 2021a).

Bland 18-24 åringarna var arbetslöshetsgraden 6,6 procent av alla i samma åldersgrupp, vilket inte är häpnadsväckande. År 2019 hade Finland en arbetskraft med cirka 2 627 000 individer, varav över 252 000 stycken var 18-24 år, vilket är 9,6 procent av arbetskraften. Med det som hänvisning, kan det konstateras att ungdomsarbetslösheten faktiskt är högre (Statistikcentralen, 2021b). Detta kan bero på ett flertal saker.

Längden och kvaliteten av utbildning påverkar ungas övergång till arbetslivet. Därför inkluderas utbildningsnivå också som en variabel i analysen. Vid recessioner ökar arbetslöshetsgraden, vilket kan göra det svårt för unga att hitta jobb. I OECD länderna behöll i medelvärde 11 % av 15-29 åringarna ett jobb samtidigt som de utbildade sig år 2011 (OECD, 2013). Under perioder av lågkonjunktur finns det färre lediga arbetsplatser eftersom de med mer arbetserfarenhet gynnas framför individer som är nya på arbetsmarknaden, vilket försvårar arbetssökandet för unga.

När förhållandena på arbetsmarknaden är ogynnsamma tenderar unga människor ofta studera längre, då hög arbetslöshet sänker möjlighetskostnaderna för utbildning. Samtidigt för många länder en politik som höjer pensionsåldern, vilket leder till minskad arbetsrotation, som i sin tur leder till en minskning av lediga arbetsplatser (OECD, 2015). Detta kan vara en förklaring för skillnader i antalet ungdomar som deltar på och antalet äldre som lämnar arbetsmarknaden.

Eftersom tillgång till gymnasieutbildningar har förbättrats senaste åren hamnar allt färre 15-19 åringar utanför utbildningssystemet. De som inte på arbetsmarknaden,

utbildning eller träning är särskilt utsatta. Personer utan andra stadiets utbildning är mindre sannolika att vidare utbilda eller skola sig och delta i livslångt lärande (OECD, 2013). De har oftast låginkomstarbeten, vilket också innebär att de betalar mindre skatter (OECD, 2012). Det är mer sannolikt att de förlitar sig på offentliga stöd, även om stöden är små. Unga vuxna är dubbelt mer benägna att du upp i arbetssökandet och förlora kontakten med arbetsmarknaden jämfört med äldre åldersgrupper (Quintini et al., 2007).

2.4 NEET-ungdomar

En ytterligare faktor som kan öka mentala hälsoproblem bland unga är att de har så kallad NEET status (*eng. neither in employment nor in education or training*), som även klassas som utslutning i samhället. Utslutning är ofta orsakad av olika omständigheter som leder till att ungdomen hamnar i en missgynnad ställning i samhället. Det innebär ofta långvarig och upprepad arbetslöshet och utkomstproblem samt problem med behärskande av livet och marginalisering i samhället (Statens revisionsverk, 2007).

Utslagna ungdomar är vanligtvis sjukare än andra och tjänster möter sällan de med försämrade arbetsförmåga. Utslagning är därför särskilt kopplat till psykisk ohälsa (Aaltonen et al., 2015). NEET-individer är också mindre sannolika att återintegreras till arbetsmarknaden och är även mer sannolika att uppleva långsiktiga effekter, såsom mental ohälsa, i framtida anställning och inkomstutsikter, vilket kan medföra förlust i humankapital och skatteintäkter för den nationella ekonomin (OECD, 2008).

Ungdomar som varken är sysselsatta eller utbildar sig brukar öka under ekonomiska kriser. I vissa länder är NEET-befolkningen därför en källa till oro. Efter finans- och ekonomikrisen 2008 växte oron bland politiska beslutsfattare att en hel generation ungdomar i EU riskerade att förbli utanför arbetsmarknaden i många år framöver. Det ledde till två olika konsekvenser. På individuell nivå är det mer sannolikt att dessa individer lider av fattigdom och social utslagning, medan de på makroekonomisknivå utgör en betydande förlust när det gäller välfärdsbetalningar (Eurostat, 2021).

Övriga personer utanför arbetskraften, det vill säga NEET-befolkningen, var totalt ungefär 178 000 stycken år 2019 i Finland, varav nästan 31 000 var 18-24 åringar. Förutom brister i välbefinnande och lidande, är uteslutning kostsamt för samhället, eftersom efterfrågan på hjälptjänster och inkomststöd ökar. Dessutom medför uteslutning förlorade skatteintäkter (Hilli et al., 2017). I en rapport från Statens revisionsverk (2007) framgår det att en marginaliserad ung person ger 700 000 euro förlust i nationell inkomst i form av förlorade produktionsfaktorer till exempel, och 430 000 euro ökad kostnadsbörda i offentliga finanser. Därmed kan en stor mängd NEET befolkning reflektera en nedgång i den ekonomiska situationen.

3. Tidigare forskning

För att komplettera förståelsen för ämnet presenteras tidigare litteratur inom hälsoekonomi, som behandlar ekonomiska fluktuationers påverkan på mental hälsa, i detta kapitel. Majoriteten av studierna behandlar kopplingen mellan makroekonomiska förändringar och hälsa där effekterna på mortalitet och sjukdom, hälsokopplade beteende, hälsoförsäkringar och användningen av hälsovård är i fokus.

De flesta tidigare studier om hälsa och makroekonomiska förhållanden har använt paneldata med information om hälso- eller mortalitetsutfall för flera platser och områden samt tidsperioder. Analyserna använder oftast fixa effekter för att se på effekterna av ekonomiska förhållanden. Estimeringsekvationerna följer, i de flesta fall, följande modell:

$$H_{jt} = \alpha_t + X_{jt}\beta + E_{jt}\gamma + S_j + \varepsilon_{jt}, \quad (1)$$

som baserar sig på Ruhm (2000) inflytelsrika studie om mortalitet och ekonomiska förhållanden. I ekvation (1) är H hälsovariabeln (i de flesta studier är det mortalitet), E står för ekonomiska förhållanden, som i de flesta fall beskrivs utgående från arbetslöshetsgraden. X är vektorn för tilläggande oberoende variabler och ε är feltermen. De nedsänkta j och t indexerar områden och tiden. Den fixa effekten S_j kontrollerar för tidskonstanta områdesegenskaper, α_t är de nationella tidseffekterna och γ fångar upp effekterna av ekonomiska förändringar inom ett område.

Den konventionella kunskapen är att hälsan försämras när ekonomin försvagas, eftersom lågkonjunkturer orsakar stress och risktagande (Ogborn och Thomas, 1922; Thomas, 1927; Brenner, 1971; Brenner och Mooney, 1983). De fysiska aspekterna av individers hälsa kan kopplas till de psykiska, och vid perioder av lågkonjunktur ökar sannolikheten för att olika förluster och sociala förändringar eventuellt hotar människors hälsa på åtminstone tre sätt. För det första är det omöjligt att möta både vanliga krav och ovanliga livsproblem för den som lever i fattigdom eller har brist på materiella resurser. För det andra ökar den mentala stressen vid ekonomiskt strama perioder. För det tredje kan lågkonjunktur öka människors försök att lindra psykisk nöd, så som ångest eller depression, genom självmedicinering av alkohol eller droger

vilket tenderar att förvärra befintlig sjukdom och producera mer hälsoproblem (Brenner och Mooney, 1983).

I senare studier från flera länder och tidsperioder visar det sig att mortalitet är procykliskt, det vill säga att det korrelerar med makroekonomiska fluktuationer (Ruhm, 2000; Gerdtham och Ruhm, 2006; Gonzalez och Quast, 2011; Ruhm, 2016). Studierna, som är mestadels från USA, påvisar att mortaliteten sjunker vid ekonomiska lågkonjunkturer och påverkas därmed procykliskt. Liknande resultat uppvisas i studier om livsstilsfaktorer, såsom rökning, träning, övervikt, droganvändning (se till exempel Ruhm och Black, 2002; Gruber och Frakes, 2006; Xu, 2013; Ruhm, 2016). Därtill använder Ariizumi och Schirle (2012) i sin studie fixa effekter och provinsdata från åren 1977-2009 för att uppskatta effekterna av arbetslösheten på dödligheten enligt ålder och kön i Kanada. Liknande som för resultaten från USA, hittar de starka procykliska mönster för befolkningen i medelåldern. De finner att då arbetslösheten ökar med en procentenhet minskar den uppskattade mortaliteten för individer i 30-års ålder med nästan två procent. Andra studier om mental hälsa visar också tydliga resultat på att individer mår bättre under lågkonjunkturer (Martikainen och Valkonen, 1996; Ruhm, 2000; Ruhm, 2003; Charles och DeCicca, 2008; Modrek et al., 2015).

Det har även gjorts undersökningar över Islands ekonomiska läge och hälsoutfall före och efter landets ekonomiska kris år 2008 (Ásgeirsdóttir et al., 2014; Ólafsdóttir et al., 2015). Undersökningarna visar att Islands ekonomi hade återhämtat sig avsevärt. Resultaten indikerar att de flesta beteendemässiga reaktionerna var hälsofrämjande, som troligen påverkades av prisförändringar, och de flesta av de flesta av det ohälsosamma beteendet låg under nivåerna år 2012 än före krisen, troligtvis för att priserna på ohälsosamma produkter förblev relativt höga. Detta antyder att förhållandet av så kallade typiska makroekonomiska förhållanden och anmärkt dödlighet består i krisperioder.

Ryssland efter Sovjetunionens upplösning, ger däremot ett motexempel. Den förväntade livslängden sjönk med 6,6 år för män och 3,3 år för kvinnor mellan åren 1989-1994. Efter undersökning av möjliga orsaker anses alkoholproblem, till följd av sjunkande alkoholpriser och högre stress i samband med försämrade framtidsutsikter. I resultaten framförs att sammanbrottet av hälsovårdssystemet, ökning i fetma och rökning, sämre diet eller materiella brister hade ingen huvudsaklig betydelse eller

påverkan. Medan prisförändringar ledde till hälsosammare beteenden under Islands ekonomiska kris, gällde det motsatta för Ryssland.

Andra studier visar att den procykliska trenden gällande mortalitet och hälsobeteende har försvagats de senaste åren (Dávalos et al., 2012; McInerney och Mellor, 2012; Hollingsworth et al., 2017; Tekin et al., 2018). Stuckler et al. (2009) utverkar bevis genom multivariat regressionsanalys från 26 EU-länder för åren 1970-2007, om både positiva, negativa och neutrala förhållanden mellan arbetslöset och självmord, dödliga transportolyckor och total dödlighet. Stevens et al. (2011) undersökning, med fokus på ålder och könsgupper, tyder på att förändringar i individens eget beteende bidrar mycket till procyklisk mortalitet. De finner att sysselsättningsgraden inom en grupp inte är systematiskt relaterad till mortaliteten i gruppen. Deras resultat tyder på att cykliska fluktuationer i dödligheten kan till stor del drivas av fluktuationer i hälsovårdens kvalitet.

I en studie från Spanien om effekterna av makroekonomiska fluktuationer på mental hälsa och konsumtionen av psykotropisk medicin, visar resultaten från matchningsmetoden och difference-in-difference uppskattningen att allmänna ekonomiska fluktuationer på lokal nivå inte har någon signifikant effekt på konsumtionen av medicinerna. Dock framkommer det att en försämring av lokala arbetsmarknadsförhållanden är förknippat med konsumtionen av ångestdämpande läkemedel, och att det sker en ökning av konsumtionen av sådana läkemedel i regioner med svagare försämring av det ekonomiska läget. Resultaten från studien pekar alltså mot potentiella negativa effekter av lokala arbetsmarknadsförhållanden på hälsan på medellång och lång sikt (Lopez-Valcarcel och Urbanos-Garrido, 2015).

En studie om faktorer som orsakar arbetslöshet i Finland undersöker hur socioekonomiska förhållanden för efterföljande generationer och familje- och hälsfaktorer för ungdomar förutsäger ungdomsarbetslöshetsbanor för 16-28 åringar åren 2000-2009. I studien används data från 1979-1997 över 12-18 åringar sammankopplat med 1970-2009 registerbaserade uppgifter från 1970-2009 om deras far- och morföräldrar, föräldrar och sig själva. Resultaten av tillväxtblandningsmodelleringen och multivariata logistiska regressionerna visar att tre potentiella ungdomsarbetslöshetsbanor uppstod, nämligen låg, minskande och hög riskgrupper. Av ungdomsfaktorerna var skolprestation den viktigaste förutsägaren för

ungdomsarbetslöshet, följt av rökning, stressymptom och dålig självklassad hälsa. Studien fann dock inga konsekventa bevis på förändringar i dödligheten som svar på förändringar i ekonomin. Möjliga förklaringar framförs vara lågkonjunktorens svaga inverkan på löner och de generösa arbetslöshetsförsäkringarna och det sociala förmånssystemet i Finland (Avendano, Moustgaard och Martikainen, 2016).

I studien om förhållandet mellan dödlighet och högkonjunktur i OECD länder, finner Gerdtham och Ruhm (2006) att den totala dödligheten och dödfall från flera vanliga orsaker ökar när arbetsmarknaderna stärks. De kontrollerar för årsfixa och platsfixa effekter, såväl som landsfixa tidstrender och demografiska egenskaper. Resultaten är att då den nationella arbetslösheten minskar med en procentenhet ökar den totala dödligheten med 0,4 procent. Effekterna är särskilt tydliga för länder med svaga sjukförsäkringssystem, eftersom de tillkommer offentliga sociala utgifter som andel av BNP. Detta överensstämmer med övrig forskning inom området (se till exempel: Korpi och Palme, 1998; Corak, 2006).

Huvudresultatet är att total dödlighet och dödsfall från flera vanliga orsaker ökar när arbetsmarknaderna stärks. Till exempel, för att kontrollera för årets effekter, platsfasta effekter (FE), landspecifika tidstrender och demografiska egenskaper, är en minskning med 1% -poäng i den nationella arbetslösheten förknippad med en tillväxt på 0,4% i total dödlighet och följande ökning på grund av- specifik dödlighet: 0,4% för kardiovaskulär sjukdom, 1,1% för influensa / lunginflammation, 1,8% för livsjukdom, 2,1% för dödsfall i motorfordon och 0,8% för andra olyckor. Dessa effekter är särskilt uttalade för länder med svaga socialförsäkringssystem, eftersom de tillkommer offentliga sociala utgifter som andel av BNP. Resultaten överensstämmer med bevis som tillhandahållits av annan ny forskning och tvivlar på hypotesen att ekonomiska nedgångar har negativa effekter på fysisk hälsa (Gerdtham och Ruhm, 2006).

Analys av mera utspridda områden kan avslöja statistiskt signifikanta anknytningar mellan ekonomiska förhållanden och hälsoutfall, eftersom de har större inflytande även om de uppskattade effekterna är mindre i storlek. Till exempel, medan uppskattningar av USA:s delstater, som använder data från de senaste åren, pekar på att anknytningen mellan mortalitet och ekonomiska förhållanden inte längre existerar (Ruhm, 2015), visar analyser av mera uppdelade områden att förhållandet förblir ändå signifikant på konventionella nivåer. Bland annat visar Cameron et al. (2011) att

tvåvägskluster på områden och år tenderar att ge större standardfel på uppskattningar än det typiska tillvägagångssättet som endast kluster på områden, speciellt för analyser på länsnivå. Det tyder på att det är viktigt att låta chocker korrelera inom områden över tid, men inte mellan områden, och korrelera inom ett år för att uppskatta effekterna av ekonomiska förhållanden på hälsoresultat.

Vidare kan även studier om individers rädsla för att mista jobbet lyftas fram. Lågkonjunktur kan vara en svår period för individer med mental ohälsa, eftersom de är i högre risk att mista sitt jobb ju mer konkurrens det är på arbetsmarknaden, desto svårare kan det vara att hitta nytt jobb. En studie om ekonomiska svårigheter och sysselsättning för personer med mentala hälsoproblem undersöker arbetslöshetsgraden bland individer med psykisk ohälsa före och efter ekonomisk lågkonjunktur. Resultaten antyder att lågkonjunktur kan öka social utslagning för människor med psykisk ohälsa, speciellt för män och individer med lägre utbildning. Det framkommer även i studien att negativa attityder till marginaliserade grupper, till exempel etniska minoriteter, som ofta ökar under en ekonomisk lågkonjunktur är en möjlig faktor som påverkar denna trend (Evans-Lacko et al., 2013). Ny forskning från Tyskland tyder på att den tyska allmänhetens ovilja att rekommendera en person med depression för ett jobb ökade mellan 2000 och 2011 (dvs. under den ekonomiska lågkonjunkturen) jämfört med 1990–2000 (Angermeyer, Matschinger och Schomerus, 2012).

Litteraturen om sambandet mellan arbetslöshet och hälsa kan, förenklat sett, delas in i olika kategorier. För det första kan arbetslöshet försämra hälsan och öka risken för hälsoskadligt beteende, och därmed försämra den mentala ohälsa. För det andra kan ökad arbetslöshet ha mångtydig eller ingen effekt på individers hälsa. För det tredje kan dålig hälsa påverka en persons arbetsförmåga och arbetsmarknadsutsikter, och därför öka risken för arbetslöshet. Trots omfattande studier inom temat saknas det ännu undersökningar om hur makroekonomiska fluktuationer påverkar ungas mentala hälsa och ännu färre studier existerar om hur läget är i Finland.

4. Teori

I detta kapitel går jag djupare in på teorin om hälsoekonomi och det eventuella sambandet mellan makroekonomiska förändringar och mental hälsa. Teorin berör hälsa i allmänhet och kan därför även appliceras till mental hälsa. Enligt ekonomiska modeller produceras god hälsa genom livstilsbeteende, investeringar i humankapital och stokastiska chocker, och påverkas därför av faktorer som inkomst och hälsovårdskostnader. I kapitel 4.1 förklaras hälsa som en del av humankapital och jämförs sedan i kapitel 4.2 med modellen för hälsokapital, där hälsa betraktas som en vara för enkelhetens skull. Sedan kompletteras teorin i kapitel 4.3 där jag inkluderar de ekonomiska aspekterna i den ekonomiska modellen för hälsa.

4.1 Humankapital

I studier om en individs förmågor eller egenskaper hänvisas ofta humankapital. Många forskare ansåg redan under 1900-talet att hälsa kan anses vara en form av humankapital (se till exempel Fuchs, 1966 och Becker, 2009). Då en individs kunskap eller humankapital ökar, antas det öka individens produktivitet inom marknadssektorn av ekonomin, där individen producerar monetära inkomster, men också utanför marknaden eller hushållssektorn där individen producerar nyttor som räknas med i individens nyttofunktion (Grossman, 1972).

Teorin grundar sin i att individer påverkar starkt sin dödlighetsgrad och kvaliteten på den egna hälsan beroende på genetisk hopsättning, utveckling inom hälsovården, beslutsfattning, tur och flera andra liknande överväganden (Becker, 2007).

För att upptäckaden potentiella ökningen i produktivitet, har individer incitament att investera i utbildning eller i träning på arbetet. Sådana investeringars kostnader inkluderar direkta utgifter för marknadsvaror och alternativkostnaden för den tid som måste dras tillbaka från konkurrerande användning. Det senare diskuteras närmare i följande delkapitel. Becker (1967) och Ben-Porath (1967) utvecklade modeller som bestämmer den optimala mängden investeringar i humankapital i alla åldrar.

Modellerna visar hur den optimala kvantiteten varierar under en individs livstid och bland individer i samma ålder.

De inkluderar direkta utlägg på marknadsvaror och alternativkostnaden, som diskuteras mer utförligt i kapitel 4.2.1, för den tid som måste dras tillbaka från konkurrerande användningar. Detta ramverk har använts för att utveckla modeller som bestämmer den optimala mängden investeringar i humankapital i alla åldrar. Dessutom visar dessa modeller hur den optimala kvantiteten varierar över en individs livscykel och bland individer i samma ålder.

Teorin om hälsa som humankapital grundar sig det optimala konsumtionsbeteendet där konsumenter maximerar sin nytta över tiden, med beaktan till tillgängliga resurser och möjliga handlingar som påverkar deras överlevnadsgrad vid olika åldrar. Genom att använda resultaten av optimeringsanalys kan optimala investeringar i att förbättra hälsan och sänka dödligheten göras. Det möjliggör beräkning för betalningsvilligheten för förbättringar av sannolikheten för att överleva i olika åldrar, vilket kallas för livets statistiska värde. Det tenderar att minska med ålder och räntor och stiger med inkomster. Dessutom är det högre när perioders nyttofunktioner är mer konkava och beror även på andra variabler.

Denna analys visar också väsentliga kompletterande faktorer mellan ökad sannolikhet för överlevnad och olika aspekter av beteende. Högre överlevnad i vuxen ålder skulle medföra större investeringar i utbildning då förväntad avkastning på satsningar i utbildning skulle vara större. Högre utbildning ger också upphov till större investeringar i nyttiga varor, som ökar framtida nyttan. Det inkluderar fördelaktiga vanor och missbruk, och avskräcker investeringar. Högre utbildning avskräcker därmed investeringar i skadliga varor, som sänker framtida nyttan, det vill säga skadliga vanor och missbruk.

Högre överlevnad leder också till större investeringar i ”påhittat kapital”, som sänker rabatten på framtida verktyg. Personer med högre överlevnadssannolikhet har lägre diskonteringsränta, vilket leder till att de sparar mer även med fulla och rättvisa livsräntor. Det ger ytterligare anledning till att goda vanor och ökad utbildning kompletterar längre livslängs och bättre livskvalitet.

Kompletterande faktorer mellan överlevnadsgraden för olika sjukdomar och i olika åldrar har stor betydelse, enligt teorin. En ökning av sannolikheten för att överleva en

sjukdom ökar den förväntade nyttan av att förbättra sannolikheten för att överleva andra sjukdomar. Till exempel är förbättringar eller fler stödtjänster för att förhindra mental ohälsa uppmuntrande för större ansträngningar för att hitta sätt att minska antalet som lider av mental ohälsa såsom depression eller ångest. På samma sätt skulle ansträngningarna för att förbättra överlevnad i yngre ålder också ökas om överlevnadsgraden i äldre åldrar förbättras (Becker, 2007).

Dessa kompletterande faktorer antyder att ojämlikhet i samhället har flera dimensioner som är positivt korrelerade med varandra. Speciellt personer med bättre överlevnadssannolikheter i yngre ålder tenderar att få mer utbildning och därmed få högre inkomster. De skulle diskontera framtiden mindre och därmed spara mer. De skulle även ha mer fördelaktiga vanor och tendera att ha bättre överlevnadspriser i äldre åldrar också (Becker, 2007). Denna teori ger bas för modellerna som förklaras härnäst, och är även grunden för argument om att förbättra individers hälsoutfall.

4.2 Modell för hälsokapital

I Grossmans (1972) modell för hälsokapital och förväntan (eller efterfrågan) på hälsa, uppfattas hälsa som en vara, eller närmare sagt som ett hållbart aktiekapital som ger en produktion av hälsosam tid, för enkelhetens skull och för att förklara teorin om hälsoekonomi. Modellen antar att individer ärver ett hälsolager, som försämras med åldern och kan främjas genom investeringar. Modellen utgår från att det så kallade skuggpriset på hälsa beror på många andra variabler, förutom priset för medicinsk vård. Skuggpriset stiger med åldern om depressieringsgraden på hälsotillståndet stiger under livscykeln, och sjunker med utbildningen om högre utbildade människor är effektivare på att producera god hälsa. Slutsatsen är att en höjning av skuggpriset under vissa förhållanden samtidigt kan minska mängden hälsa som förväntas och öka mängden efterfrågad sjukvård.

Till skillnad från modellen av humankapital, som antar att en individs kunskapslager påverkar produktiviteten både på och utanför marknaden, hävdar Grossman (1972) att hälsokapitalet avgör den totala tiden en individ kan spendera för att producera inkomst

och nyttor. Den grundläggande skillnaden är därmed rättfärdigandet av modellen av förväntad hälsa. Förutom det har det visat sig att konsumenter inte efterfrågar hälsovårdstjänster i sig, utan god hälsa. Därför är det logiskt att undersöka denna efterfrågan.

I avseende av denna avhandling, kan det som i modellen kallas för hälsotjänster återspegla stöd för mental ohälsa, såsom FPA:s utkomststöd, och hälsa inkluderar naturligtvis mental hälsa.

Den vanliga konsumentens intertemporala nyttofunktion beskrivs som

$$U = U(\phi_0 H_0 \dots \phi_n H_n, Z_0, \dots, Z_n) \quad (2)$$

där H_0 är den ärvda hälsolager, H_i är hälsolagret i den i :nte tidsperioden, ϕ_i är tjänsteflödet per enhetslager, $h = \phi_i H_i$ är den totala konsumtionen av hälsotjänster och Z_i är den totala konsumtionen av en annan vara i den i :nte perioden.¹ Det bör noteras att i den vanliga intertemporala nyttofunktionen n är livslängden bestämd, medan den i denna funktion är en endogen variabel. Dödsögonblicket är när $H_i = H_{min}$, och därmed beror livslängden på kvantiteten på H_i , som maximerar nyttan beroende på vissa produktions- och resursbegränsningar, som läggs till härnäst. Nettoinvesteringar i hälsolager är lika med bruttoinvesteringar minus depressiering, per definition:

$$H_{i+1} - H_i = I_i - \delta_i H_i \quad (3)$$

I_i är bruttoinvesteringar och δ_i är depressieringsgraden under den i :nte tidsperioden. of the stock of health. Depressieringsgraderna antas vara exogena, men de kan variera med individens ålder.² Konsumenter producerar bruttoinvesteringar i hälsa och andra varor i nyttofunktionen i enlighet med vissa produktionsfunktioner för hushåll

$$I_i = I_i(M_i, TH_i; E_i) \quad (4)$$

$$Z_i = Z_i(X_i, T_i; E_i). \quad (5)$$

¹ Varan Z_i kan anses representera alla varor förutom hälsa som inkluderas i nyttofunktionen i period i .

² I en mer komplicerad version av modellen kan deprecieringen vara en negativ funktion av hälsolager. Analysen är alltså förenklad genom att behandla denna grad som exogen och slutsatserna som nås tenderar att hålla även om den vore endogen.

M_i är hälsovård (eller stöd), X_i är input av varor i produktionsfunktionen av Z_i , TH_i och T_i är input av tid och E_i är beståndet av humankapital.³ En förändring i humankapitalet antas ändra på produktionsprocessens effektivitet i sektorn utanför marknaden i ekonomin, lika som en liten teknisk förändring ändrar produktionsprocessens effektivitet inom marknadssektorn.

Alla produktionsfunktioner antas vara första gradens homogena för varorna och tidsinputen. Därför kan produktionsfunktionen för bruttoinvesteringar skrivas som

$$I_i = M_i g(t_i; E_i) \quad (6)$$

där $t_i = TH_i/M_i$. Marginalprodukterna av tid och hälsovård (stöd) i bruttoinvesteringsproduktionen av hälsovård är

$$\frac{\partial I_i}{\partial TH_i} = \frac{\partial g}{\partial t_i} = g', \quad (7)$$

$$\frac{\partial I_i}{\partial M_i} = g - t_i g'. \quad (8)$$

Från individens synpunkt är både marknadsvaror och den egna tiden knappa resurser. Varornas budgetrestriktion utjämnar nuvärdet av livstidsinkomster plus initiala tillgångar.

$$\sum \frac{P_i M_i + V_i X_i}{(1+r)_i} = \sum \frac{W_i T W_i}{(1+r)_i} + A_0 \quad (9)$$

Här är P_i och V_i priserna för M_i , och X_i . W_i är lönegraden, $T W_i$ är antalet arbetstimmar, A_0 är den diskonterade *egendomsinkomsten* och r är räntan. Tidsrestriktionen kräver att den totala tillgängliga tiden i vilken period som helst, Ω , måste uteslutas av alla möjliga användningar:

$$T W_i + T L_i + T H_i + T_i = \Omega, \quad (10)$$

³ I allmänhet är hälsovård inte den enda marknadsvaran i investeringsfunktionen eftersom input såsom boende, rökning, alkoholkonsumtion och diet inverkar också en individs hälsa. Dessa input producerar också andra varor i nyttofunktionen, vilket för att den sammanlagda produktionen sker i hushållet. För grundligare analys av detta se Grossman (1970). Grossman (1972) förklarar att för att understryka nyckelaspekterna av hälsomodellen behandlas hälsovård som den viktigaste marknadsvaran i investeringsfunktionen.

där TL_i är den förlorade tiden i och utanför marknadsaktiviteter på grund av sjukdom eller skada. Om sjuktid inte tilläggs i tiden i och utanför marknaden, skulle den totala tiden uteslutas på grund av alla möjliga användningar. Modellen antar att TL_i omvänt relaterat till *beståndet av hälsa*, det vill säga $\partial TL_i / \partial H_i < 0$. Om Ω mäts i dagar och om ϕ_i definieras som flödet av hälsosamma dagar per enhet av H_i , skulle h_i vara lika med det totala antalet hälsosamma dagar i ett givet år. Då skulle

$$TL_i = \Omega h_i. \quad (11)$$

Här är det viktigt att skilja mellan sjukdomstiden och tidsinput i funktionen för bruttoinvesteringar; tiden som konsumenten alloketerar till att besöka läkaren för regelbundna granskningar räknas inte som sjukdomstid.⁴

Genom att substituera TW_i från ekvation (10) in i ekvation (9) fås den fulla förmögenhetsrestriktionen, som uttrycks

$$\sum \frac{P_i M_i + V_i X_i + W_i (TL_i + TH_i + T_i)}{(1+r)^i} = \sum \frac{W_i \Omega}{(1+r)^i} + A_0 = r. \quad (12)$$

Enligt ekvation (12) är den fulla förmögenheten lika med de initiala tillgångarna plus nuvärdet av inkomster som en individ skulle förtjäna om individen skulle spendera all sin tid på arbetet. En del av denna förmögenhet läggs ut på marknadsvaror, en del läggs på produktionstid utanför marknaden, och en del förloras på grund av sjukdom. Kvantiteterna av H_i och Z_i i jämvikt ges av att maximera ekvation (2) med hänsyn till restriktionerna som ges av ekvationerna (3), (5) och (12). Eftersom det ärvda hälsolagret och depressieringen anges bestäms de de optimala mängderna av hälsokapital av optimala kvantiteterna av bruttoinvesteringar.

⁴ Mer formellt leder en ökning i TH_i till att I_i ökar och X_{i+1} , om deprecieringen hålls konstant, vilket skulle minska på TL_{i+1} . Detta skulle då innebära att TJJ_i och TL_{i+1} har negativ korrelation.

Enligt modellen kan hälsokapital inte säljas på kapitalmarknaden, lika som det inte går att sälja humankapital. Det innebär att bruttoinvesteringarna måste vara positiva. Det finns dock ändå en använd kapitalkostnad som i jämvikt måste motsvara värdet för andelens marginalprodukt. Intuitivt kan det tolkas som att resultatet är att utbyte av hälsobeståndet av en individ över tid motsvarar utbyte på kapitalmarknaden. Om det antas att en konsument vill öka sitt hälsobestånd med en enhet i period i , måste individen öka bruttoinvesteringarna i period $i - 1$ med en enhet. Med andra ord lånar individen en enhet av kapital av sig själv för en period.

Det framkommer alltså i modellen att antalet sjukdagar och antalet friska dagar är komplement, eftersom deras summa är periodens konstanta längd. I ekvation (11) framkommer det att sjuktidens marginella nytta är $-U_{hi}$. Därmed kan det konstateras att genom att inkludera friska dagar i nyttofunktionen, kan det implicit antas att sjukdagar ger onytta. Om friska dagar inte ingick direkt i nyttofunktionen, skulle den marginella monetära avkastningen på en investering i hälsa vara lika med kostnaden för hälsokapitalet, och hälsa skulle bara vara en investeringsvara.⁵

Modellen förklarar alltså variationer i hälsovård bland personer, vad gäller variationer i utbud och efterfrågan på hälsokapital. Det framkommer i Grossman (1972) att uppåtgående förändringar i utbudskurvan beror på att depressieringsgraden på hälsobeståndet ökar med åldern. Det leder till att uppåtskiftningar i efterfrågekurvan höjs av lönesatser och utbildning.

Modellen beräknar, för det första, att om depressieringsgraden ökar med åldern, åtminstone efter en viss tidpunkt under en livstid, skulle den efterfrågade mängden hälsokapital minska under en livstid. Förutsatt att elasticiteten i kapitalplanens marginella effektivitet är mindre än en enhet, skulle utgifterna för hälsovård samtidigt öka med åldern. För det andra, uppskattar den att en konsuments efterfrågan på hälsovård ska vara positivt korrelerad med en individs lönesats. För det tredje, estimerar modellen att om utbildning ökar effektiviteten, med vilken bruttoinvesteringar i hälsa produceras, skulle högre utbildade kräva ett större optimalt

⁵ I modellens formalisering behandlas hälsa (ovilligt) som en "ren" investering eftersom många observatörer anser att efterfrågan på den har både investerings- och konsumtionsaspekter. Därför bortser jag från modellen som koncentrerar sig endast på investeringsaspekterna.

hälsobestånd. Däremot, om en oelastisk efterfrågekurva beaktas, skulle korrelationen mellan hälsovårdsavgifter och utbildning vara negativ.

Det bör noteras att en av modellens fördelar är att den möjliggör undersökning av effekterna av demografiska variabler, såsom ålder och utbildning, utan att anta att dessa är positivt eller negativt korrelerade med hur konsumenterna förhåller sig till hälsan. Variablerna ingår i analysen genom deras inverkan på antingen kostnaden för hälsokapital eller dess marginella effektivitet. Därför är det möjligt att göra starka estimeringar om deras effekter på hälsoliv eller hälsovård (stöd).

4.2.1 Alternativa kostnaden för tid

En möjlig mekanism som kan förklara hur sjukdomar (mental hälsa) varierar procykliskt är alternativkostnaden för tid. Fritid minskar i perioder av högkonjunktur, vilket ökar kostnaden att utföra hälsoproducerande aktiviteter som är tidsintensiva. På liknande sätt kan priset för tid av hälsovård observeras. Priset stiger om individer som jobbar fler timmar per dag och har svårt att hitta tiden för hälsovårdsgranskningar för sig själv eller för sina behöriga. Att livsstilar kan bli mindre hälsosamma vid ekonomisk tillväxt är en implikation som kan testas.⁶ Användningen av stöd för mental hälsa är svårare att estimeras, eftersom högre tidskostnader kan kompenseras av ökning av tillgängligheten av hälsoförsäkring eller för att hälsa försämras vid ekonomisk tillväxt. Till näst presenteras en modell för hur hälsa påverkas av ekonomisk förändring.

4.3 Den ekonomiska modellen för hälsa

För att inkludera ekonomiska förändringar i teorin och se närmare på förhållandet mellan makroekonomiska tillstånd och hälsa, med liknande hänsyn till

⁶ En intertemporal substitution innebär att det är mer sannolikt att individer dröjer med tidsintensiva hälsoinvesteringar som en följd av en tillfällig, istället för en permanent, ökning i sysselsättningen (eller inkomst).

marknadsaktivitet och aktiviteter utanför marknaden, kan den ekonomiska modellen för hälsa (Ruhm, 2000) observeras.

Individer antas maximera sin nyttofunktion $U(H, Z)$, liknande som i modellen för hälsokapital, där U_H och U_Z är positiva (negativa), med *fördjupningar* (*subscript*) som betecknar partiella derivator. Enligt modellen beror hälsan på individens basnivå, B , icke-arbets-tid, R , och hälsovård, M , där H_B , H_R och H_M är större än noll.⁽¹³⁾ Budgetrestriktionerna är

$$Y = WL = P_Z Z + P_M M$$

och

$$R = T - L \tag{14}$$

för inkomst, Y , totala antalet tillgängliga timmar, T , arbetstimmar, L , timlön, W , och priset för varan som konsumeras, P_Z , och priset på hälsovården, P_M . När L substitueras, blir optimeringsproblemet som följande:

$$\max U(H(M, R, B), Z) \text{ med hänsyn till } W(T - R) = P_Z Z + P_M M$$

Första gradens villkor betyder att ett val av M , R , Z så att

$$\frac{U_H H_M}{P_M} = \frac{U_H H_R}{W} = \frac{U_Z}{P_Z}, \tag{15}$$

där förbättringar i hälsan som förknippas med den sista euron av hälsovård eller fritid ger samma marginalnytta som den sista euron som spenderas på varan som konsumeras.

Ekonomiska tillbakagångar kan, enligt Ruhm (2000), påverka hälsan på tre sätt; priset på hälsovården kan förändras, basnivån på hälsan kan öka eller minska, till exempel på grund av förändringar i stress eller risktagning), och det är sannolikt att lönen sjunker. En ökning i P_M sänker den optimala mängden hälsovård och nivån på hälsan, förutom om hälsovård är en Giffen-vara, vilket är ett sällsynt fall. En minskning på hälsans basnivå kan öka den önskade mängden på hälsovård, men oftast inte tillräckligt för att återställa hälsan till utgångsläget. Dessutom, om substitutionseffekten dominerar, kan det leda till en löneminskning som i sin tur minskar på den önskade mängden arbetstimmar. Detta kan vara fördelaktigt för hälsan, eftersom tidskostnaden

av hälsovården och andra hälsofrämjande aktiviteter är lägre. Dock kan det även sänka löner, vilket har motsatt effekt för hälsan. Därför är den översiktliga effekten på hälsa mångtydig.⁷

Om varan som konsumeras har direkt effekt på hälsa, blir hälsoproduktionsfunktionen

$$H = H(M, R, B, Z) \quad (16)$$

och lösningen på maximeringsproblemet är

$$\frac{U_H H_M}{P_M} = \frac{U_H H_R}{W} = \frac{(U_H H_Z + U_Z)}{P_Z}. \quad (17)$$

Konsumtionen av Z har i nu, genom dess inverkan på hälsa, indirekt effekt på nyttan. En minskning av W leder allmänt till att M och Z också minskar. Om $H_Z > 0$ är det mer sannolikt att H sjunker. Vice versa, om $H_Z < 0$, är det mer sannolikt att en minskning i inkomster leder till förbättrad hälsa.

Så som det antas av Grossman (1972), kan bestämmelsen för hälsa göras dynamisk genom att anta att basnivån på hälsa är en funktion av tidigare investeringar i hälsovård och en samtida felterm. Detta kan illustreras genom att basnivån vid t bestäms av

$$B_t = B(B_{t-1}, M_{t-1}, \delta, \varepsilon_t) = (1 - \delta)B_{t-1} + m_{t-1} + \varepsilon_t \quad (18)$$

där δ är depressieringsgraden av hälsokapital, ε är en slumpad chock, och $m = M^\alpha$, med $0 < \alpha < 1$. Då innebär omvänd substitution följande:

$$B_t = (1 - \delta)^n B_{t-1} + \sum_{i=0}^{n-1} (1 - \delta)^i [m_{t-i-1} + \varepsilon_{t-i}] \quad (19)$$

Om n är stor närmar sig termen till höger i funktionen (ovan) noll och basnivån vid t beror helt på följderna av hälsoinvesteringar och -chocker. I modellen har ekonomiska minskningar ihärdiga effekter på hälsa. Inkomstförändringar och monetära kostnader eller tidskostnader påverkar hälsovården i den nuvarande perioden, men har även inverkan på den framtida basnivån på hälsa.

Modellen antar att mortalitet är ofullkomliga indikatorer för hälsa. För att exemplifiera: om en individ dör då $H^* + \varepsilon \leq H_{min}$, där H_{min} är ett minimum

⁷ Modellen kan expanderas för att inkludera flera hälsoaspekter. (20)

tröskelvärde, H^* är den förväntade nivån på hälsa, ε är en felterm, är sannolikheten för mortalitet

$$\Pr(\text{mortalitet}) = \Pr(\varepsilon \leq H_{mim} - H^*) = F(H_{mim} - H^*),$$

där $F()$ är feltermens kumulativa fördelningsfunktion. Antydningvis, genom sina val av M , R och Z , väljer individer en sannolikhet för död och graden av olycksfall varierar med ekonomiska förhållanden åt samma håll som H . I hänsyn till denna avhandling, kan mortaliteten tolkas som mental ohälsa.

Även om de teoretiska perspektiv som presenterats ger skäl till att det kan finnas en koppling mellan makroekonomiska fluktuationer och mental hälsa, måste empirisk undersökning utföras för att utvärdera om en sådan koppling existerar.

5. Data

I denna avhandling används paneldata från åren 2004-2019 för att analysera förhållandet mellan makroekonomiska förhållanden och mental ohälsa bland unga vuxna i Finlands landskap. I detta kapitel görs en genomgång av det paneldata som används och vilka variabler som inkluderas i den ekonometriska analysen.

I linje med tidigare studier (Ruhm, 2000; Cameron et al., 2011; Hollingsworth et al., 2017) används data på mer detaljerad nivå än nationell nivå. Datat som används i avhandlingen är klassificerat enligt landskap, som definieras vara ett område för regionförvaltningsverket, sjukvårdsdistrikt, specialupptagningsområde och storområde i hela landet, det vill säga Fastlandsfinland och Åland. Statistiken tar i beaktan regionernas struktur, utveckling och nivåskillnader (Statistikcentralen, 2021a).

Det finns både för- och nackdelar med att använda landskapdata, istället för hela landet eller mindre områden såsom kommuner, som observationsenhet. Det uppstår troligtvis fler mättningsfel av psykisk ohälsa och arbetslöshet för mindre geografiska enheter (Cameron et al., 2011). Men genom att se på landskap istället för hela landet observeras de olika ekonomiska klimaten landskapen möter tydligare, eftersom vad som sker långt bort från ett landskap kanske inte påverkar människor lika mycket som vad som händer i närheten, vad gäller till exempel utbildningsnivån eller arbetslösheten (Hollingsworth et al., 2017).

5.1 Deskriptiv statistik

Så som det framkom ovan i beskrivningen av datamaterialet finns det skillnader mellan landskapen vad gäller ungdomars mentala ohälsa, arbetslöshet och utslagning. Den deskriptiva statistiken ger än tydligare överblick över läget i Finland åren 2004-2019 och baserar sig på data från THL (2021b) och Statistikcentralen (2021a). I tabell 1 presenteras uppgifter om variablerna som sannolikt påverkar den mentala hälsan för finska personer i åldrarna 18-24 år i hela landet och separat för landskap med hög och låg ungdomsarbetslöshet.

De två första variablerna är indikatorerna för ungas mentala hälsa, och representerar FPA:s stöd för psykisk hälsa som kan variera beroende på landskap. De två följande variablerna är indikatorer för det makroekonomiska läget, och valdes utgående från tidigare forskning (Ruhm, 2000; Ruhm, 2016). De två sista variablerna är kontrollvariabler.

Tabell 1. Deskriptiv statistik över Finlands landskap.

Variabel	Hela landet			Landskap indelade enligt arbetslöshet			
	M.	min / max	Std.av.	Hög		Låg	
				M.	Std.av.	M.	Std.av.
Dagpenning för psykisk ohälsa, % av 1000	3,2	2,5/ 3,5	0,2	3,2	0,2	3,1	0,3
Ersättning för antidepressiva, %	6,0	4,8 / 7,9	0,8	6,2	0,9	5,8	0,6
Ungdomsarbetslöshet, %	12,8	5,5/ 18	3,5	15,4	1,8	10,0	2,7
NEET-ungdomar, %	6,9	5,2/ 9,3	0,9	6,8	0,5	7,1	1,2
Universitet	28,7	25,2/ 39,3	3,4	27,4	1,7	30,1	4,4
BNP per capita	36681,3	28864,7 / 54 088,5	6117,9	34 332,7	3122,3	39 290,9	7660,9
Observationer	19	-	-	10	-	9	-

Notera: År 2019. 19 finska landskap. Monetära värden ges i euro. Indelningen av landskapen är kalkylerat från medianvärdena av ungdomsarbetslösheten.

Utgående från tabellen kan det konstateras att andelen unga som får dagpenning för psykisk ohälsa är mindre än andelen som får ersättning för antidepressiva. Det kan bero på att kriterierna är olika för att få någotdera av stöden. Till exempel ska en individ ha läkarintyg över att inte kunna arbeta eller studera för att beviljas dagpenning för psykisk ohälsa, medan det krävs ett recept för antidepressiva utskrivet av en läkare för att få ersättningen för läkemedlen. Med andra ord är sannolikheten hög att fler ungdomar får ersättning för antidepressiva än dagpenning för psykisk ohälsa, men

detta kan skilja sig mellan landskapen. Däremot är andelen som får dagpenning för psykisk ohälsa jämnare fördelat mellan landskapen än andelen ersättningar för antidepressiva. Det kan konstateras att mängden stöd som beviljas till unga med psykisk ohälsa minskar då ungdomsarbetslösheten minskar, enligt den deskriptiva statistiken.

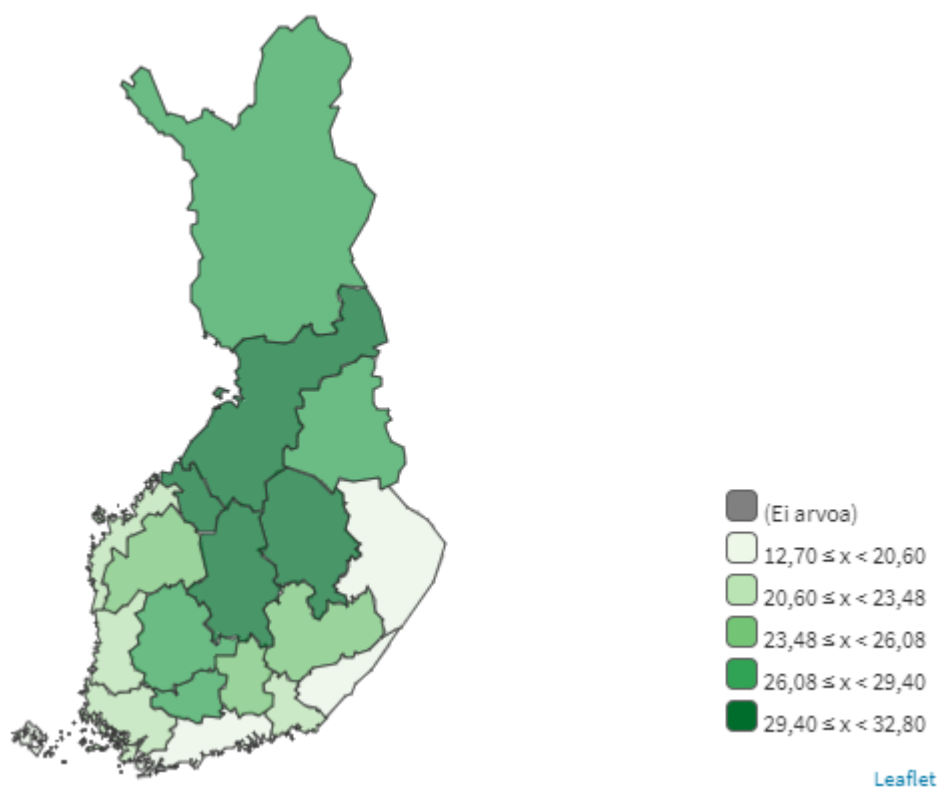
I tabell 1 framkommer det också att utbildningsnivån och inkomsterna är högre i landskap med låg ungdomsarbetslöshet, vilket är logiskt. Det är intressant, däremot, att enligt tabellens statistik är andelen NEET-ungdomar högre i de landskap där ungdomsarbetslösheten är låg. Det antyder att ju fler NEET-ungdomar det finns i ett landskap, desto färre unga får stöd för psykisk ohälsa. Det är oklart vad detta kan bero på. Efter denna deskriptiva översikt följer en mer utförlig genomgång av datamaterialet härnäst.

5.2 Beroende variabler

Dagpenning för psykisk ohälsa

Som indikator för ungas mentala hälsa används data över antalet mottagare av FPA:s sjukdagpenning på grund av psykisk ohälsa. Data över andelen unga som får sjukdagpenning på grund av psykisk ohälsa är samlat från THL (2021b). Variabeln visar andelen personer i åldrarna 18 - 24 år, för båda könen sammanlagt, som fått sjukdagpenning på grund av psykisk ohälsa per 1000 individer i samma ålder. Den FPA-försäkrade befolkningen har använts vid beräkningen av antal i relation till befolkningen.

Figur 2 illustrerar andelen av unga vuxna som fått sjukdagpenning på grund av psykisk ohälsa per 1000 individer i samma ålder år 2019. Figuren visar att unga vuxna i centrala Finlands landskap fått mest. I Norra Österbotten, Mellersta Österbotten, Norra Savolax och Mellersta Finland har mellan 26,10 och 29,36 av 1000 individer fått dagpenning för psykisk ohälsa. Andelen är lägst i Norra Karelen, Sydkarelen och Nyland, där mellan 12,70 och 20,50 av 1000 unga får sjukdagpenning.



Figur 2. Personer i åldrarna 18 - 24 år som fått sjukdagpenning på grund av psykisk ohälsa per 1000 i samma åldrar, 2019. Källa: THL, 2021c.

FPA:s sjukdagpenning betalas som ersättning för inkomstbortfall vid arbetsförmåga som varar kortare än ett år. För det krävs ett läkarintyg av ansökaren och betalas efter en självrisktid. Självrisktiden börjar i regel den dagen man insjuknar och medräknar de följande nio vardagarna. Sjukdagpenningen betalas för högst 300 vardagar, alltså ungefär ett år. Man kan få sjukdagpenning om man efter att maximitiden uppnåtts insjuknar i en helt ny sjukdom, som inte har orsakat arbetsförmåga under den föregående perioden med sjukdagpenning (FPA, 2020).

Sjukdom är inte samma sak som arbetsförmåga. För att bli beviljad sjukdagpenning förutsätts dock arbetsförmåga. Arbetsförmågan bedöms i förhållande till det egna arbetet. I avgörandet av sjukdagpenningen deltar det därför vid behov i FPA en sakkunnigläkare, som är specialist inom försäkringsmedicin. En persons arbets- och funktionsförmåga bedöms utgående från den behandlade läkarens utlåtande och sakkunnigläkaren kontrollerar om kriterierna för arbetsförmåga uppfylls enligt lagstiftningen (FPA, 2020).

Sjukdagpenning beviljas i allmänhet åt 16-67 åringar, som på grund av sjukdom inte kan utföra sitt arbete. Det finns inga förutsättningar om att man måste ha arbeta en viss tid innan ansökningen för sjukdagpenningen. Det finns dock möjlighet att även få partiell sjukdagpenning om en person, trots arbetsoförmåga, orkar arbeta på deltid.

Sjukdagpenning för arbetstagare ansöks oftast av arbetsgivaren om arbetsgivaren under frånvaron betalar lön för arbete och FPA betalar ut sjukdagpenningen direkt till arbetsgivaren. Kollektivavtal i olika branscher fastställer för vilken tid lön under sjukdomstid betalas. Om en sjukfrånvaro fortsätter efter att löneutbetalningen avslutats eller arbetsgivaren inte betalar ut lön under sjukfrånvaron, betalar FPA sjukdagpenningen direkt till arbetstagaren. Det gäller även om det berör studeranden. Om lönen som arbetsgivaren betalar under sjukdomstiden är lägre än sjukdagpenningen, betalas skillnaden av FPA.

Sjukdagpenningen beviljas utgående från ett utlåtande som en valfri läkare har skrivit. Blir sjukdomen långvarig behövs det ytterligare ett utlåtande av företagsläkaren, som bedömer den återstående arbetsförmågan. Arbetsgivare och företagshälsovården utreder tillsammans möjligheterna att fortsätta arbeta.

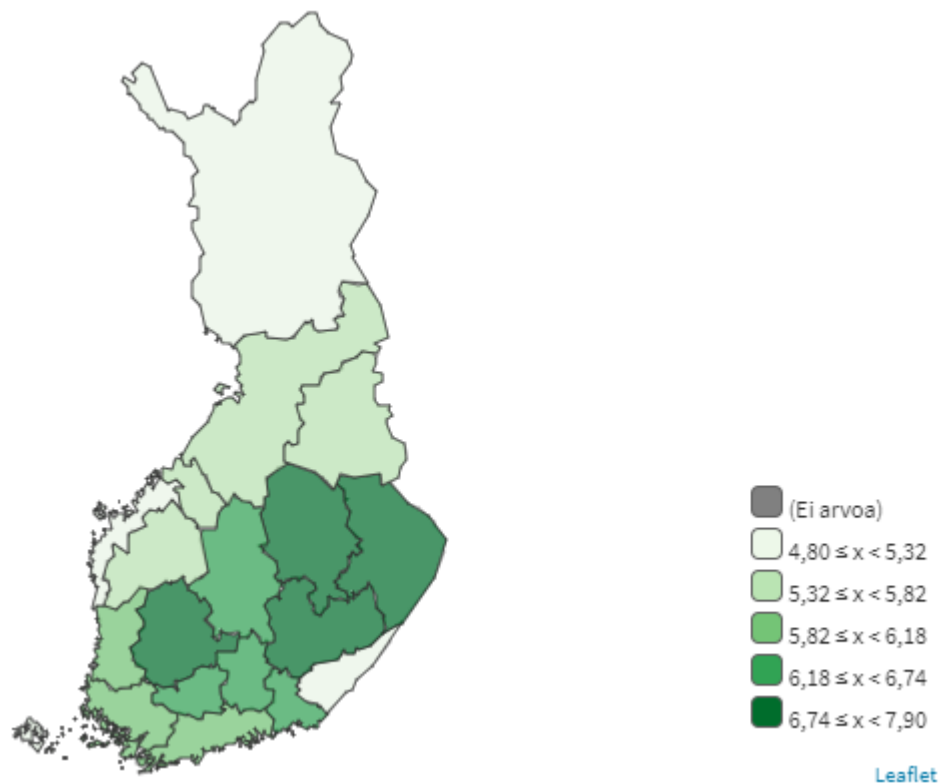
Om en studerande blir sjuk under studietiden har den rätt till sjukdagpenning. Om man är sjuk längre än 2 månader kan sjukdagpenningen trygga studerandens försörjning. I allmänhet lönar det sig att ansöka om sjukdagpenning för att inte förbruka studiestöds månader. Sjukdagpenningen och studiestödet betalas inte för samma tid (FPA, 2020).

Ersättning för antidepressiva

Som en ytterligare indikator för unga vuxnas hälsa används årligt data över den procentuella andelen 18-24 åringar som fått ersättning för antidepressiva av befolkningen i samma ålder. Datat är insamlat från THL (2021b). Om andelen är färre än fyra i en kommun har uppgifterna uteslutits på grund av datasekretess.

Varje år får över 300 000 personer ersättning för antidepressiva, men användningen är allmännast för över 75-åringar och dubbelt större bland kvinnor än bland män. Medicineringen för depression är rätt dyr, vilket innebär att nästan alla som får

medicinering inom öppenvården finns i FPA:s register. Kriterierna för att få medicinering kan variera mellan landskapen och beroende på läkare, men variabeln är trots det lämplig som indirekt indikator för förekomsten av depression (FPA, 2020). Till skillnad från sjukdagpenningen är det inget krav att en individ är arbetsförmögen, utan endast ett läkarutskrivet recept krävs för att FPA ska ersätta antidepressiva läkemedel. Det betyder att andelen som får ersättning för antidepressiva är sannolikt större än andelen som får sjukdagpenning. Dock finns det ingen bestämmelse om en individ endast blir beviljad någondera av stöden, vilket betyder att en individ kan både få sjukdagpenning för psykisk ohälsa och ersättning för antidepressiva. Det betyder att dessa kan korrelera sinsemellan och därmed behandlas de skilt.



Figur 3. Personer i åldrarna 18-24 år som fått ersättning för antidepressiva, % av befolkningen samma ålder år 2019. Källa: THL, 2021c.

Figur 3 illustrerar den procentuella andelen av befolkningen i åldrarna 18-24 som fått FPA:s ersättning för antidepressiva år 2019. Figuren visar att andelen som fått ersättning för antidepressiva läkemedel är högst i Norra Karelen, Norra Savolax, Södra Savolax och Birkaland, där mellan 6,74 % och 7,90 % av befolkningen i åldrarna 18-24 fått ersättning. I Mellersta Finland, Tavastland, Päijät-Häme och Kymmenedalen

har mellan 6,18 % och 6,74 % av befolkningen i åldrarna 18-24 fått ersättning för antidepressiva.

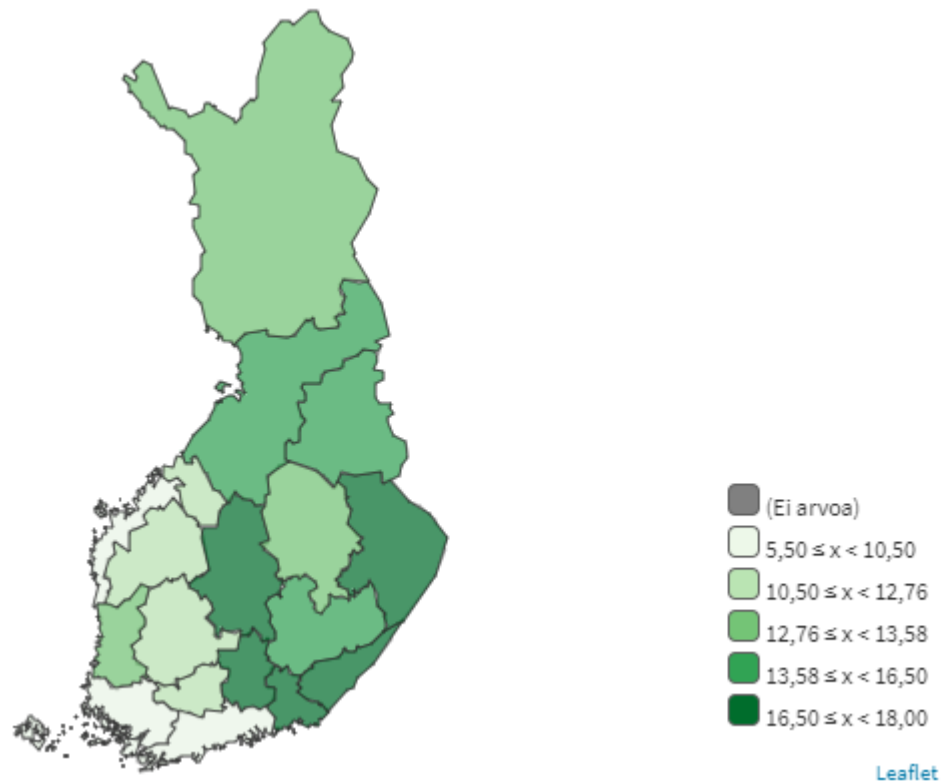
I Nyland, Egentliga Finland och Satakunta har mellan 5,82 % och 6,18 % av befolkningen i åldrarna 18-24 år fått ersättning för antidepressiva. I södra Österbotten, Mellersta Österbotten, Norra Österbotten, Kajanaland och Kymmenedalen har mellan 5,32 % och 5,82 % av befolkningen, som är 18-24 år, fått ersättning. I Sydkarelen, Österbotten och Lappland är andelen unga vuxna som fått ersättning för antidepressiva lägst. Där har mellan 4,80 % och 5,32 % av personer som är 18-24 år fått ersättning.

5.3 Oberoende variabler

Ungdomsarbetslöshet

Som makroekonomisk indikator, och som en av huvudregressorna, för analysen används ungas arbetslöshet. Data är samlat från THL (2021b). Arbetslösa ungdomar är människor som är arbetslösa i åldern 15-24 år. Indikatoren visar den procentuella andelen arbetslösa i ålder 15-24 år av arbetskraften i åldrarna 18-24. Till arbetskraften räknas annars alla 18-74 åriga personer som vid undersökningens tidpunkt var sysselsatta eller arbetslösa. Med sysselsatt avses en person som vid undersökningens tidpunkt arbetade minst en dag för att få inkomst, som arbetade som medhjälpande familjemedlem minst en tredjedel av den normala arbetstiden eller som har tillfälligt varit frånvarande från sitt arbete.

Arbetslös arbetssökande är en person som saknar arbete och söker heltidsarbete eller som väntar på att en avtalad anställning ska börja. Personligen permitterade räknas också till de arbetslösa, men mottagare av arbetslöshetsstöd betraktas inte som arbetslösa. Arbetslösheten i Finland följs upp genom två olika statistiker varje månad. Uppgifter om antalet personer i arbetskraft fås först cirka två år efter statistikårets slut från Statistikcentralens sysselsättningsstatistik och uppgifterna om arbetslösheten ställs i relation till det. Vid beräkningen av procentandelen är de siffror som använts årsmedeltal som baserar sig på uppgifter från månaderna under respektive år.



Figur 4. Ungdomsarbetslösa, % 18 - 24-åriga av arbetskraften 2019. Källa: THL, 2021c.

Figur 4 illustrerar den procentuella andelen unga arbetslösa i Finland per landskap år 2019. Figuren visar att ungdomsarbetslösheten är högst i mellersta och östra landskapen, specifikt i Norra Karelen, Sydkarelen, Kymmenedalen, Päijäthäme och Mellersta Finland, där ungdomsarbetslösheten är mellan 13,58 % och 16,50 %. Ungdomsarbetslösheten är lägst de västra och södra landskapen, det vill säga i Österbotten, Egentliga Finland, Åland och Nyland, där ungdomsarbetslösheten är mellan 5,50 % och 10,50 %.

När figur 4 jämförs med figur 2 för sjukdagpenning finns det otydliga samband. Sambandet mellan ungdomsarbetslösheten och andelen som fått sjukdagpenning oklart i östra Finland, eftersom Norrskarelen och Sydkarelen har hög ungdomsarbetslöshet, men en låg andel får sjukdagpenning. Däremot finns det samband i centrala Finland, där både arbetslösheten och antalet som får sjukdagpenning är hög. Vidare kan det uppmärksammas att landskapen i västra Finland, det vill säga Birkaland, Tavastland och Södra Österbotten har rätt låg arbetslöshet, men ändå får en relativt hög andel av unga vuxna sjukdagpenning.

Eftersom sambanden är så otydliga krävs det djupare analys och därför inkluderar jag en till variabel som mått på psykisk ohälsa hos unga vuxna.

När figur 3 jämförs med figur 4 som illustrerar ungdomsarbetslösheten finns det också olikheter i sambanden. I Birkaland, Tavastland och Norra Savolax är sambandet oklart, ty ungdomsarbetslösheten är låg men andelen som får ersättning för antidepressiva är hög. I Nyland och Egentliga Finland är sambandet också oklart eftersom arbetslösheten är låg men andelen som får ersättning för antidepressiva är medelhög. I Södra Savolax är ungdomsarbetslösheten hög, men det är få som får ersättning för antidepressiva, vilket indikerar på ett otydligt samband. Det samma gäller i Norra Österbotten, Lappland och Kajanaland, där ungdomsarbetslösheten är medelhög men få unga vuxna får ersättning för antidepressiva.

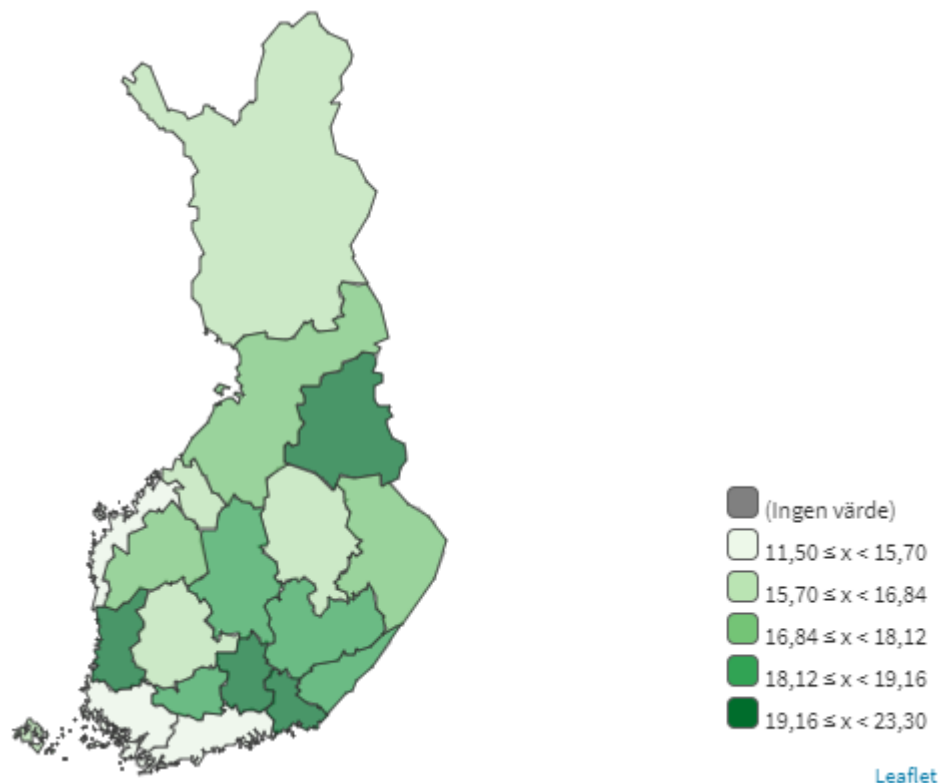
Däremot finns det ett tydligt samband mellan ungdomsarbetslösheten och andelen unga vuxna som har dålig psykisk hälsa i Mellersta Finland, Norra Karelen, Södra Savolax, Päijät-Häme och Kymmenedalen, eftersom dessa landskap har både hög ungdomsarbetslöshet och en hög andel av unga vuxna som får ersättning för antidepressiva. Det gäller även för Österbotten, Mellersta Österbotten och Södra Österbotten, som har låg arbetslöshet och mindre andel av unga vuxna som får ersättning för antidepressiva.

Dessa anmärkningar indikerar att det finns fler samband mellan ungdomsarbetslöshet och unga vuxnas psykiska ohälsa när ersättning för antidepressiva används som indikator för psykisk ohälsa än när sjukdagpenning används som indikator. Vad förhållandet och kausaliteten är framkommer i kapitel 7.

NEET ungdomar

Den andra makroekonomiska indikatorn och huvudregressorn är andelen utslagna ungdomar, det vill säga NEET ungdomar. Variabeln visar andelen unga vuxna i åldern 15-24 år i Finland, som riskerar att marginaliseras. Det inkluderar unga som inte studerar, arbetar eller är i beväringstjänst (THL, 2021b). THL har relaterat uppgifterna till hela befolkningen enligt uppgifterna i statistikcentralens befolkningsstatistik.

NEET ungdomar anges i statistikcentralens uppgifter som övriga utanför arbetskraften. Statistikcentralens sysselsättningsstatistik (2021a) uppger att antalet övriga utanför arbetskraften var 178 500 år 2019. Bland dem uppgick antalet unga i åldern 18-24 år som saknar examen efter grundskolan till 13 500. Till gruppen övriga utanför arbetskraften hör småbarnsföräldrar, funktionsförhindrade eller långtidssjuka, och personer som lever på utkomststöd eller kapitalinkomster. Ungar som får FPA:s dagpenning för psykisk ohälsa eller ersättning för antidepressiva räknas därmed till denna grupp. Därför lämpar sig denna variabel väl till avhandlingens analys.



Figur 5. Personer som riskerar att marginaliseras (inte i arbete, studerar inte, inte i beväringstjänst) i åldern 18-24-år, % av jämnåriga. Källa: THL, 2021c.

Figur 5 illustrerar den procentuella andelen av jämnåriga som riskerar att marginaliseras, det vill säga andelen NEET-ungdomar i Finland per landskap år 2019. Figuren visar att ungdomsarbetslösheten är högst i västra, mellersta, östra och sydöstra landskapen, specifikt i Kajanaland, Satakunta, Päijät-Häme och Kymmenedalen, där andelen är mellan 19,16 procent och 23,20 procent. Andelen NEET-ungdomar är lägst i Nyland, Egentliga Finland och Österbotten, där andelen är mellan 11,5 procent och 15,70 procent. Eftersom figuren skiljer sig något från figur 4, är jämförelsen med

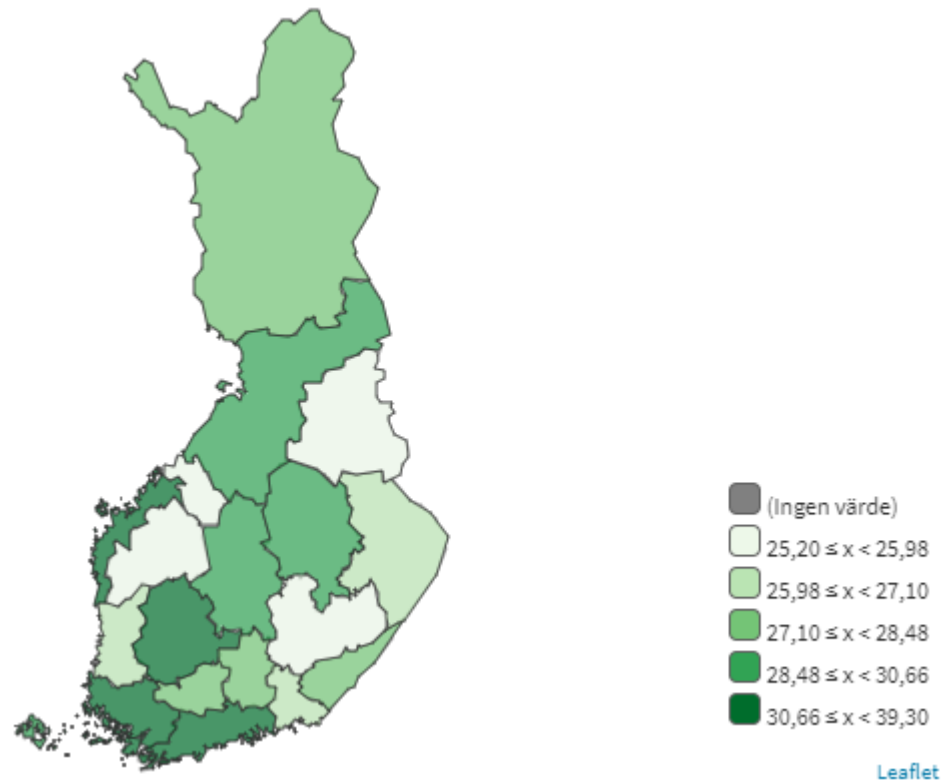
stöden för psykisk ohälsa också något annorlunda och det finns inte några tydliga samband.

Utbildning

Data över andelen högreutbildade individer är också samlad från THL (2021b) som samlat in det från statistikcentralens examensregister och THL relaterar uppgifterna till befolkningen på basis av statistikcentralens befolkningsstatistik. Variabeln visar den procentuella andelen personer som fyllt 15 år av befolkningen 20 år och över, för män, kvinnor och totalt, som fått en högregradens utbildning. Befolkningsuppgifterna är från varje års sista dag och uppdateras med ett års mellanrum.

Med personer med högskoleutbildning avses personer som avlagt en yrkeshögskole- eller universitetsexamen, eller som avlagt en examen eller skaffat sig ett utbildningsyrke efter minst år års studier vid en yrkesläroanstalt. Utbildningsuppgifterna för examensregistret är direkt insamlad från läroanstalterna, vilket för uppgifterna om examina som avlagt i Finland pålitliga. Det ingår dock inga heltäckande uppgifter om examina som avlagt utomlands.

Figur 6 illustrerar hur stor procent av befolkningen av åldrarna 20 och över har en högskoleutbildning per landskap i Finland. Befolkningen i Egentliga Finland, Nyland, Birkaland och Österbotten verkar vara högre utbildade, medan befolkningen i Kajana, Mellersta och Södra Österbotten och Södra Savolax inte är så högutbildade. Skillnaden mellan landskapen kan bero på att landskapen med högre utbildade har universitetsstäder, och därmed bor många studeranden i dessa. När figur 6 jämförs med figur 2 (sjukdagpenningar) kan det konstateras att högre utbildade unga inte lider av psykisk ohälsa som de med lägre utbildning. Däremot gäller det motsatta när figur 6 jämförs med figur 3 (ersättningar).



Figur 6. Personer med högskoleutbildning, % av åldrarna 20 och över. Källa: THL, 2021c.

Bruttonationalprodukt per capita

För att vidare kontrollera för inkomsternas effekt på ungas mentala hälsa används bruttonationalprodukten per capita som kontrollvariabel. Data över det är insamlat från Statistikcentralen. Regionalräkenskaperna ges efter landskap och tar landskapens struktur, utveckling och nivåskillnader i beaktan. BNP per capita har ökat stigit succesivt från ungefär 31 000 euro till ungefär 39 000 euro, i nuvarande priser, åren 2004-2019 för hela finska befolkningen (IMF, 2021). I analysen används den logaritmerade formen av per capita inkomsten, vilket är standarden när inkomsteffekter kontrolleras. Genom att inkludera denna variabel mildras problemet med icke-stationäritet och falska effekter (Wooldridge, 2012). Liknande figurer som de som presenterats tidigare i kapitlet finns inte för BNP per capita för enskilda landskap.

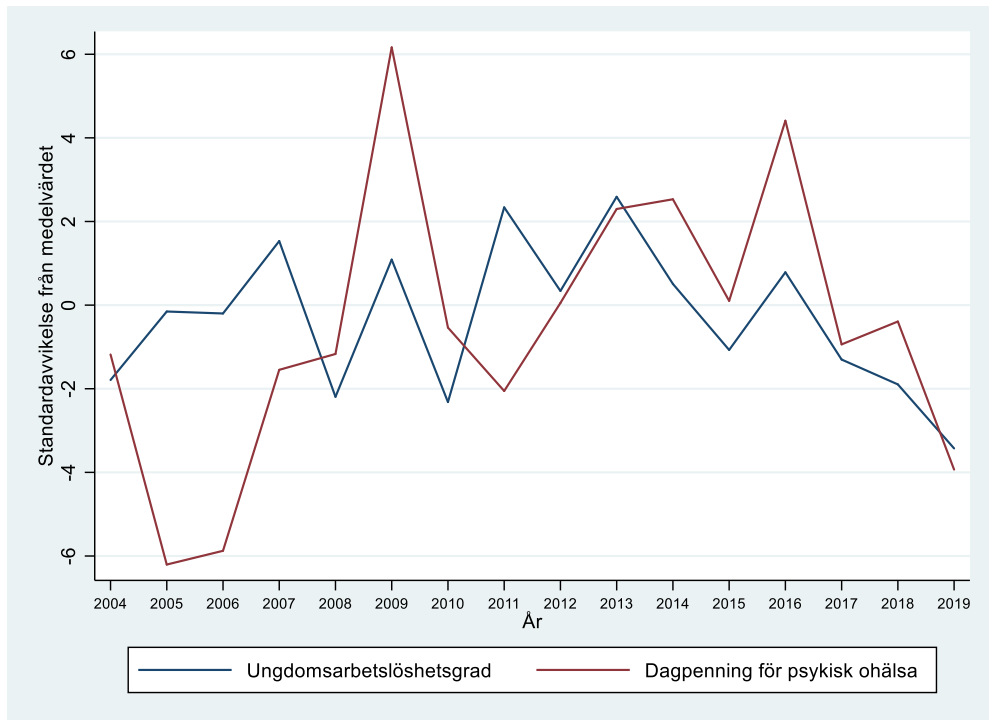
5.3.1 Lågkonjunktur

Ekonomisk lågkonjunktur kräver en närmare definiering, för att ordentligt kunna undersöka hälsoeffekterna av ekonomiska kriser. Jag operationaliserar detta genom att överväga makroekonomiska nedgångar som inträffar nationellt och därmed även påverkar landskapen, även om nedgångarna inte är extrema ekonomiska kollapser.

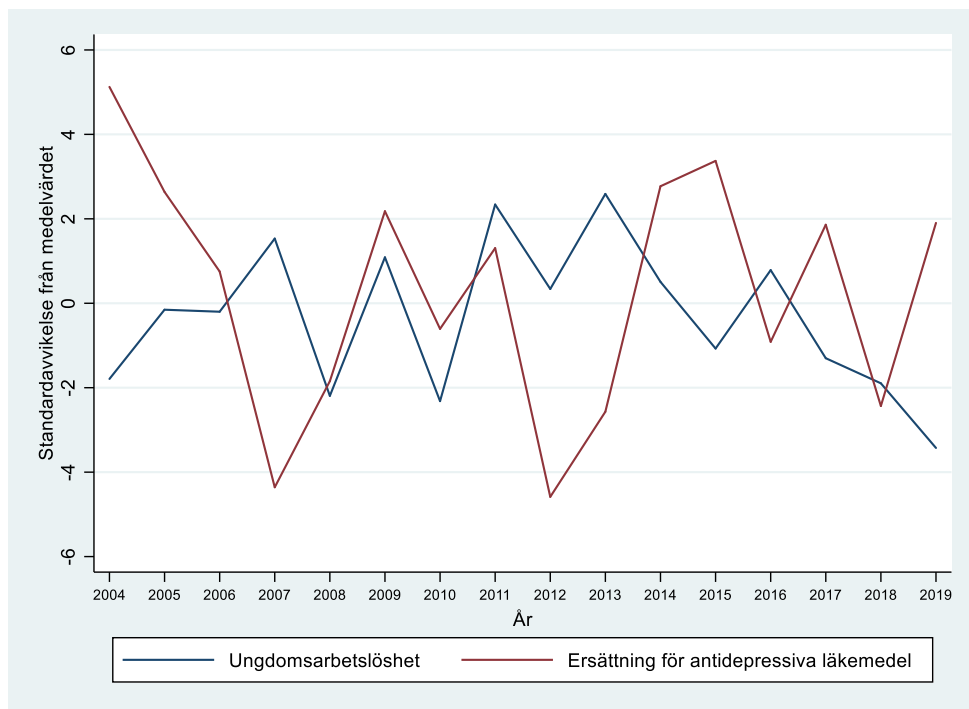
Lågkonjunktur är en period under vilken det råder låg ekonomisk aktivitet och många människor är arbetslösa. Den största ekonomiska nedgången på 2000-talet skedde som följd av finanskrisen år 2008. Den totala arbetslösheten i Finland sjönk markant år 2009 som följd, men återhämtade sig rätt snabbt. Efter år 2011 skönte arbetslösheten gradvis igen, och återhämtningen har skett långsamt sedan år 2015 (Finlands Bank, 2017). Ungdomsarbetslösheten tenderar dock att vara mer ostabil och högre än den totala arbetslöshetsgraden.

Figur 7 ger ett intryck över förhållandet mellan makroekonomiska förhållandena och psykisk ohälsa, med andelen som får FPA:s sjukdagpenning för psykisk ohälsa som indikator. Figuren visar årliga nationella värden, avtrendade (linjära trender) och standardiserade för att ha medelvärdet 0 och standardavvikelsen 2. Utifrån figuren kan det konstateras att förhållandet är kontracykliskt åren 2004-2008 och 2010-2012 samt procykliskt åren 2008-2010 och 2012-2019.

Figur 8 är uppställd på exakt samma sätt som figur 7, men ser på andelen unga som får FPA:s ersättning för antidepressiva. Figuren visar ett mångtydigt förhållande mellan ungdomsarbetslöshet och andelen unga som får ersättning för antidepressiva. Detta kan påverka resultaten av den ekonometriska analysen. Vidare kan det konstateras att följderna av coronapandemin påverkar säkerligen ungdomsarbetslösheten, men än så länge är det för tidigt för att avgöra följderna för ungas mentala hälsa.



Figur 7. Standardiserad och avtrendad arbetslöshetsgrad och andel som får dagpenning.



Figur 8. Standardiserad och avtrendad arbetslöshetsgrad och andel som får ersättning för antidepressiva läkemedel.

Det är viktigt att betona att figurerna i detta kapitel inte kontrollerar för potentiellt förvirrande faktorer och är därför endast illustrativa. Den deskriptiva statistiken som beskrivits och genomgången av datamaterialet ger en uppfattning om landskapens ungdomsarbetslöshet, andelen NEET-ungdomar och den unga befolkningens mentala hälsa. Men det är ännu omöjligt att avgöra hur stor effekt de olika variablerna har på utfallen eller om sambandet mellan variablerna är kausalt. I kapitel 6 presenteras avhandlingens empiriska forskningsmetod där effekterna av de oberoende variablerna på utfallen granskas samtidigt inför analysen, vars resultat presenteras sedan i kapitel 7.

6. Metod

I detta kapitel presenteras den empiriska forskningsmetoden som används för att besvara avhandlingens forskningsfråga. Som forskningsmetod används regressionsanalys för att estimeras sambandet mellan förklarande variabler och utfallsvariabeln. Regressionsanalysen utförs med statistikhanteringsprogrammet Stata. I kapitlet visar jag hur datat, som presenterades i det föregående kapitlet, appliceras i ekonometrisk analys. Baserat på statistiken och tidigare forskning (se kapitel 3), vägleder följande hypoteser analysen av forskningsfrågan:

H1: Det finns ett samband mellan ungas mentala hälsa och makroekonomiska förhållanden. Med andra ord går det att förklara förändringar i ungas mentala hälsa med ungdomsarbetslöshet och mängden NEET-ungdomar.

H2: Det finns ett procykliskt samband mellan ungas mentala hälsa, ungdomsarbetslöshet och mängden NEET-ungdomar.

6.1 Ekonometrisk modell

För att analysera hur ungdomsarbetslösheten påverkar ungas hälsa utgår jag ifrån ekonometrisk analys. Regressionsanalysen används för att påvisa sambandet mellan utfallsvariabeln och de förklarande variablerna. Jag utför både en landskaps- och statsanalys av sambandet mellan makroekonomiska förhållanden och unga vuxnas psykiska ohälsa. Jag beskriver först analysen på landskapsnivå och diskuterar därefter de modifieringar som krävs vid användning av statsdata. Bedömningar av statistisk signifikans kommer att ges av kluster-robusta standardfel per landskap. Avhandlingens viktigaste regressionsspecifikationer har formen

$$Y_{jt} = \beta X_{jt} + \eta_j + \delta_{it} + \mu_{st} + a_i + u_{it} \quad (21)$$

och

$$Y_{jt} = \beta X_{jt} + U_{jt} + I_{jt} + \eta_j + \delta_{it} + \mu_{st} + a_i + u_{it} \quad (22)$$

där utfallsvariabeln, Y_{jt} är dagpenning för mental ohälsa eller ersättningar för antidepressiva, i landskap j och år t . X_{jt} är landskapets årliga arbetslöshet eller mängden NEET-ungdomar, och är huvudvariabeln för makroekonomiska förhållanden. I ekvation (22) är utgångsläget detsamma som i ekvation (21), men jag inkluderar kontrollvariablerna universitet, U , och BNP per capita, I . Jag inkluderar landskapseffekter och årliga fixa effekter (j och it) i alla modeller för att kontrollera potentiella förvirrande faktorer som varierar mellan landskapen men är fasta över tiden, samt determinanter för dagpenning för mental ohälsa som skiljer sig nationellt över tiden.

Regressionsmodellen som används i avhandlingen är multipel, eftersom utfallet antas vara ett resultat av flera olika faktorer. De variabler som inkluderas i en multipel regressionsmodell ska vara tillräckligt många för att kunna beskriva fenomenet. Med detta i åtanke ska antalet variabler inte heller vara för stort, eftersom onödiga variabler kan förvränga modellens förklaringsstyrka och ge felaktigt estimat. Därför är det ändamålsenligt att kontrollera hur de förklarande variablerna korrelerar med varandra. För att en multipel regressionsmodell ska fungera korrekt, får det inte finnas perfekt multikollinearitet mellan de oberoende variablerna. Perfekt multikollinearitet innebär att två eller flera variabler har perfekt linjärt samband. Dessa variabler bidrar då med samma information, och deras effekt på utfallsvariabeln blir felaktig. En viss korrelation mellan variablerna är oundviklig, men de starkaste sambanden bör noteras och vid behov åtgärdas (Semykina och Woolridge, 2013).

Att estimerar paneldata är väl lämpat för analys av lokala mentala hälsotillståndseffekter av ökad arbetslöshet eftersom de kan användas för att undvika problemet med *omitted variables* (Wooldridge, 2012). Om specifikationen inte inkluderar en variabel för kvaliteten på stöd för psykisk ohälsa, skulle arbetslöshetsgraden ta upp effekten av denna bortfallna variabel på dagpenning. Ett sätt att hantera problemet är med fixa effekter (Rees och Mocan, 1997).

6.2 Fixa effekter

Jag inkluderar landskapsfixa effekter och årsfixa effekter samt fixa effekter för individuella landskaps tidstrender i den ekonometriska modellen för att jämföra utfallet för ett landskap med utfallet för samma landskap under ett annat år.⁸ Jag kontrollerar därmed potentiella förvirrande faktorer som varierar mellan landskapen men är fixa över tiden, samt determinanter för mental ohälsa eller dagpenning som skiljer sig nationellt över tiden. Valet av regressionsmodellen utgår från tidigare forskning och datamaterialet. Resultat från dessa specifikationer presenteras i en fullständig analys i kapitel 7.

Fixa effekter metoden ger kausala tolkningar. Dessutom innebär det att konstanta faktorer inte kan leda till att någon variabel ändras, vilket kallas för den dynamiska kausala effekten. Det innebär att ingen kausal förklaring ges ty *omitted variable bias*, men har ändå en betydelse för förståelsen av ungas välmående och därför vägleder resultaten av metoden hur beslut för förebyggande åtgärder bör fattas.

Fixa effekter (FE) metoden är flexibel och robust för att analysera statistiska samband. Användningen av FE tillåter mig att jämföra landskapen med sina egna data. FE är lämpligt i detta sammanhang eftersom jag endast studerar effekten av variablerna som förändras över tid (Gujarati och Porter, 2009). Fixa effekter är effektivt när överkänsliga fel är seriekorrelerade, och när det görs antaganden om korrelation mellan den observerade effekten a_i och de förklarande variablerna. Här faller även alla tidskonstanta förklarande variabler ut ur analysen (Semykina och Woolridge, 2013).

Fixa effekterna beaktar faktorer som skiljer sig mellan landskapen men som är icke-tidsvarierande, såsom landskapens institutioner. FE tillåter kontroll för landskapliga särdrag, som i sig kan korrelera med arbetslöshetsgraden och sannolikheten för att en ung vuxen får dagpenning för mental ohälsa. Genom att använda fixa effekter, delas OLS-regressionens felterm in i två delar; konstanta effekter a_i och effekter som varierar u_i . Estimaterna som modellen genererar blir därmed noggrannare, eftersom de icke observerbara effekterna, som är konstanta, är isolerade (Woolridge, 2012).

⁸ I Appendix 1 presenteras resultaten från Hausman och Lagrange multiplikator-test. Nollhypoteserna förkastas, därmed är fixa effekter lämplig metod för analysen framom random effekter.

Fixa effekternas uppskattningar utnyttjar variationer i ekonomiska tillstånd inom landskapen och kan potentiellt förbättra aggregerad tidsserieanalys om det förekommer betydande självständiga makroekonomiska fluktuationer i landskapen över tid. Detta villkor illustrerades i kapitel 5.3.1.

Makroekonomiska förhållanden kan ha försämrats (eller förbättrats) i landskap som av andra skäl var på olika banor när det gäller mental ohälsa. Om så är fallet kan en modell med fixa effekter på landskap, år och landskap per år fortfarande felaktigt tillskriva en fortsatt befintlig trend i mental ohälsa till förändringar i arbetslösheten. Teoretiskt sett kunde jag ta detta i beaktan genom att samtidigt kontrollera för både landskapsspecifika tidstrender och fixa effekter per år. Men att göra det för varje landskap i Finland skulle lämna min modell med praktiskt taget ingen användbar variation (Hollingsworth et al., 2017). Denna fråga behandlas mera i kapitel 7.3 där jag beskriver robusthetskontroller.

6.3 Laggade utfallsvariabler

En fördel med paneldata är att det tillåter för undersökning av betydelsen av laggar i beteende. Detta kan vara signifikant eftersom många ekonomiska beslut eller beslut om FPA:s inkomststöd kan påverkas endast efter att det har gått en tid. Eftersom effekterna av lågkonjunktur sker med tidsfördröjning finns det orsak till att beakta detta genom att använda laggade beroende variabler i analysen (Ruhm, 2000). Därför inkluderar jag laggade värden av antalet dagpenningar för psykisk ohälsa och antalet ersättningar för antidepressiva som utbetalas till unga.

Det finns ingen fastslagen regel för valet av längden på laggar, det är i grund och botten ett empiriskt problem. Det finns inte heller någon a priori guide för vad den övre gränsen av laggars längd borde vara (Gujarati och Porter, 2009). Vid uppskattning av successiva laggar bör det noteras att det återstår en mindre grad av frihet, vilket gör den statistiska slutsatsen något instabil. Därför är antalet laggar vanligtvis ett eller två för att inte förlora grader av frihet (Wooldridge, 2012). Om laggar försummas kommer feltermen att återspegla ett systematiskt mönster på grund av påverkan av laggad beroende variabel på den aktuella beroende variabeln (Gujarati och Porter, 2009).

Laggarna återspeglar därmed effekten av att förändringar i förklarande variablerna fördelas över flera tidsperioder samt kontrollerar för *omitted variable bias*.

Ytterligare tenderar successiva laggar att vara starkt korrelerade, vilket ökar sannolikheten för multikollinearitet i modellen (Gujarati och Porter, 2009). Att använda en laggad beroende variabel är också ett enkelt sätt att redovisa för historiska faktorer som orsakar aktuella skillnader i den som är svåra att redogöra på annat sätt (Contoyannis et al. 2004; Wooldridge, 2012). Genom att anpassa hälsoutfallet från det inledande året 2004, minskar även effekten av heterogenitet och landskapsberoende (Contoyannis et al., 2004). Därför testas dessa i kapitel 7.3 om statistisk diagnostik.

Tabell 1. Varsoc-test för beroende variabeln sjukdagpenning.

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	1.43482				.054478	-.07247	-.087431	-.032061
1	19.9882	37.107*	1	0.000	.00293*	-2.99804*	-3.02796*	-2.91722*
2	19.996	.01551	1	0.901	.003484	-2.83267	-2.87755	-2.71144
3	21.1707	2.3494	1	0.125	.003437	-2.86179	-2.92163	-2.70015
4	21.6126	.88385	1	0.347	.003877	-2.76877	-2.84358	-2.56673

Tabell 2. Varsoc-test för beroende variabeln ersättning för antidepressiva.

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-6.24412				.195903*	1.20735*	1.19239*	1.24776*
1	-5.56546	1.3573	1	0.244	.20725	1.26091	1.23099	1.34173
2	-4.80714	1.5166	1	0.218	.217434	1.30119	1.25631	1.42242
3	-4.50343	.60743	1	0.436	.248042	1.41724	1.35739	1.57887
4	-3.85394	1.299	1	0.254	.270292	1.47566	1.40085	1.6777

För att testa den optimala mängden laggar för mitt datamaterial utfördes ett varsoc-test, som visar olika möjligheter för mängden laggar. Testresultatet i varsoc-tabell 1 visar att den lämpligaste mängden laggar enligt informationskriterierna LR (*eng. likelihood ratio*), FPE (*eng. final prediction error*), AIC (Akaikes informationskriterium), HBIC (Hannans och Quinns informationskriterium) och SBIC (Schwartzs och Bayes informationskriterium) är en lagg. Testresultatet i tabell 2 visar att det lämpligaste vore att inte använda några laggar alls. SBIC och HQIC föreslår ofta färre laggar eftersom de prioriterar simplare modeller framför invecklade modeller med flera laggar, medan FPE och AIC lätt överestimerar den optimala

mängden laggar. Eftersom informationskriterierna i båda tabellerna visar samma optimala mängd laggar, kan det konstateras att testresultaten är trovärdiga. För att inkludera laggar i analysen har jag valt att använda en lagg, vilket även är i linje med Wooldridge (2012) rekommendation när det gäller laggar i årsdata.⁹

⁹ Se Appendix 4 för resultattabellerna med laggade oberoende variabler.

7. Resultat

I detta kapitel presenteras resultaten för analysen av förhållandet mellan ungdomsarbetslösheten och antalet NEET-ungdomar, som är indikatorerna för makroekonomiska fluktuationer, och ungas mentala ohälsa i finska landskap. Resultaten baseras på ekvationerna (21) och (22), och teorin från kapitel 4. Resultaten är indelade i delkapitel enligt utfallsvariabel. Först presenteras resultaten för antalet unga vuxna som får dagpenning för psykisk ohälsa, följt av resultaten för antalet unga som får ersättning för antidepressiva. Båda utfallen är indikatorer för mental ohälsa. Sedan granskar jag resultatens trovärdighet med hjälp av statistisk diagnostik i kapitel 7.3.

Modellerna i kolumnerna (5) och (6), det vill säga landskapsspecifika tidstrender, prioriteras i tabell 3, 4 och 5, eftersom de kontrollerar bättre för möjliga förvirrande faktorer än de andra modellerna. Däremot prioriteras kolumn (2), modellen med landsfixa effekter, i tabell 6 eftersom resultaten är mer signifikanta jämfört med de övriga modellerna. Resultaten är något annorlunda när laggade beroende variabler används. Som det har nämnts använder jag både landskaps- och årsfixa effekter, eftersom många potentiella avgörande faktorer i policyn högst sannolikt varierar mellan år och landskap. Dessutom är standardfelen robusta och landskapsklustrade.

7.1 Dagpenning

Tabell 3 summerar effekterna på mängden dagpenningar för psykisk ohälsa, som utbetalas till unga vuxna, med tre OLS uppskattningsmetoder. Resultaten stämmer DELVIS? överens med hypotes. I kolumn (1) och (2) visas de uppskattade landskapsfixa effekterna (FE), i kolumn (3) och (4) visas de uppskattade tvåvägs effekterna (2WFE) och slutligen i kolumn (5) och (6) visas de uppskattade fixa effekterna för landskapsspecifika tidstrender. I tabellen är ungdomsarbetslösheten indikatorn för den makroekonomiska situationen. De tre modellerna visar variabelerna råa effekter, som teoretiskt sett borde påverka beroende variabeln (Wooldridge, 2012),

följt av en samling av kontrollvariabler som påverkar ungas mentala hälsa. Alla uppskattningar är kontrollerade för variablerna som presenterades i kapitel 5.

De logaritmerade variablerna är valda för icke-procentiella variabler för att maximera koefficienten (R^2) för modellen och ges i numeriska observationsvärden. BNP per capita mäts av den första skillnaden av den naturliga logaritmen av inkomst per capita. Detta är standard för att kontrollera inkomstelasticitetens effekt i senaste studierna av hälsoekonomi. Det dämpar problemet med icke-stationära tidsserier och falska effekter. Koefficienterna visar signifikansnivån med klustrade robusta standardfel, som anses vara mer pålitliga i regressionssampel som är landskapsklustrade (Wooldridge, 2003; O'Connell och Koehler, 2005; Ruhm, 2016; Abadie et al., 2017).

Resultaten antyder att det finns ett procykliskt samband mellan ungas mentala hälsa och makroekonomiska förhållanden. I den första kolumnen i tabell 3 framkommer det att när ungdomsarbetslösheten ökar med en procentenhet, ökar mängden dagpenningar som utbetalas med 0,3 procent. Dock är sambandet icke-signifikant, vilket är förväntat eftersom det finns många faktorer som kan förklara ungas mentala ohälsa. Genom att lägga till kontrollvariablerna utbildning och BNP per capita i kolumn (2) är resultaten mer signifikanta. I kolumnen visas att när ungdomsarbetslösheten ökar med en procentenhet minskar mängden dagpenningar som utbetalas med 1,9 procent, och sambandet är signifikant på 1-procentnivån. När antalet unga som fått tredje gradens utbildning ökar med en procentenhet ökar mängden dagpenningar med 10,4 procent, vilket är intressant, eftersom det indikerar att högre utbildade behöver stöd för mental ohälsa. När BNP per capita ökar med en procent, ökar mängden dagpenningar som utbetalas med 0,452 procent. Det indikerar att ju högre lön en ungdom har, desto högre är chanserna att ungdomen lider av psykisk ohälsa och får dagpenning för arbetsoförmåga, men sambandet är osignifikant.

Resultaten i kolumn (3) och (4) medräknar årsummyn för att exkludera tidsspecifika effekter i mängden dagpenningar för psykisk ohälsa. Effekterna av arbetslösheten är i linje med Ruhm (2016), men skiljer sig från den normala fixa modellen. I kolumn (3) framkommer det att när ungdomsarbetslösheten ökar med en procentenhet, ökar mängden dagpenningar som utbetalas med 0,7 procent och sambandet är signifikant på 1-procentnivån. Däremot är resultaten mindre signifikanta när kontrollvariablerna inkluderas i kolumn (4); när arbetslösheten ökar, ökar mängden utbetalda dagpenningar med 0,3 procent men sambandet är osignifikant. Här visar resultaten att

effekten av utbildningsnivå är låg (0,5 procent) och även mindre signifikant (10-procentsnivån). Effekten av BNP per capita är också motsatt till kolumn 2, men det är också icke-signifikant.

Tabell 3. Uppskattning av fixa effekter med ungdomsarbetslöshetsgraden. Beroende variabel: dagpenning för psykisk ohälsa.

Variabler	Fixa effekter		Tvåvägs fixa effekter		Fixa effekter med landskapsspecifika tidstrender	
	(FE)		(2WFE)		(FErTT)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Arbetslösa	0,003 (0,008)	-0,019*** (0,005)	0,007*** (0,002)	0,003 (0,003)	-0,025*** (0,003)	-0,028*** (0,004)
Universitet		0,104*** (0,024)		0,005* (0,003)		-0,012 (0,015)
ln(BNP/capita)		0,452 (0,365)		-0,209 (0,124)		-0,562*** (0,169)
Konstant	2,551*** (0,121)	-4,441 (3,308)	2,498*** (0,027)	4,598*** (1,287)	-111,8*** (1,014)	-139,7*** (15,499)
R ²	0,001	0,768	0,027	0,040	0,879	0,884
Justerad R ²	-0,002	0,766	0,024	0,030	0,862	0,867
Landskapsfixa effekter	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Årsfixa effekter	Nej	Nej	Ja	Ja	Ja	Ja
Tidstrender för indiv. landskap	Nej	Nej	Nej	Nej	Ja	Ja
F-test (tidseffekt)	-	-	$p=0,002$	$p=0,012$	$p=0,00$	$p=0,00$
F-test (linjär tidstrend)	-	-	-	-	$p=0,00$	$p=0,00$
Observationer	304	304	304	304	304	304
Antal landskap	19	19	19	19	19	19
Antal år	16	16	16	16	16	16

Anm. Kluster-robusta standardavvikelser i parenteser. F-test: testar de angivna variablerna gemensamt signifikanta i modellen, H0: inga signifikanta effekter. *** signifikans på 1%, ** signifikans på 5 %, * signifikans på 10%.

Kolumn (5) och (6) visar resultaten av modellerna som kombinerar fixa effekter med landskapsspecifika tidstrender. Med andra ord tillåter modellen att variabler förändras i olika takt i varje landskap och kontrollerar för obemärkta tidstrender som kan påverka ungas mentala hälsa inom varje landskap. Resultaten är signifikanta på 1-procentnivån för alla variabler i både kolumn (5) och (6), förutom för kontrollvariabeln universitet

där sambandet är icke-signifikant och indikerar att när antalet unga som fått tredje gradens utbildning ökar med en procentenhet minskar mängden dagpenningar med 1,2 procent. Det viktigaste att lägga fokus på är sambandet med ungdomsarbetslösheten. I både kolumn (5) och kolumn (6) är sambandet negativt; när arbetslösheten ökar med en procentenhet minskar mängden dagpenningar som utbetalas med 2,5 procent, respektive 2,8 procent. Intuitivt tyder det på ett starkt procykliskt samband och är i linje med de tidigare inflytelserika studierna (Ruhm, 2000; Ruhm, 2016). Dock är sambandet med BNP per capita också negativt. När BNP per capita ökar med en procent minskar mängden dagpenningar som utbetalas med 0,56 procent. Det betyder med andra ord att unga mår bättre när de får högre inkomst (kontracykliskt samband). Men eftersom detta inte är huvudregressorn noteras detta endast, medan ungdomsarbetslösheten (och andelen NEET-ungdomar) är i fokus.

När beroende variabelerna är laggade blir resultaten något annorlunda, men visar också procykliska samband. Resultattabellerna med laggade beroende variabler presenteras i Appendix 2. Med den laggade beroende variabeln dagpenning för psykisk ohälsa visar resultaten i de föredragna modellerna i kolumn (5) och (6) att då ungdomsarbetslösheten ökar med en procentenhet minskar mängden dagpenningar som utbetalas med nästan 1,3 procent med signifikans på 1-procentsnivån, det vill säga minskningen är en procentenhet mindre än i resultaten i tabell 3. Kontrollvariabeln BNP per capita visar också samma samband som i tabell 3, också med lägre effekt. Däremot är sambandet positivt med utbildningsnivån och signifikant på 1-procentsnivån med laggad beroende variabel, vilket betyder att unga får utkomststöd för psykisk ohälsa ju högre utbildade de är. Att effekten är signifikant tyder på att laggar bör tas i beaktan.

Vidare kan resultaten med andelen NEET-ungdomar som huvudregressor observeras. Uppskattningarna och varje variabls effekt i tabell 4 (NEETs) presenteras på exakt samma sätt som i tabell 3, men variabeln för de makroekonomiska effekterna är det logaritmerade värdet för antalet NEET-ungdomar. I allmänhet liknar också resultaten i tabell 4 de resultat som visades i tabell 3 och kan även tydas som procykliska. De två första kolumnerna i tabell 4 visar fixa effekterna utan att kontrollera för årsumryn. Effekten av antalet NEET-ungdomar är negativ men icke-signifikant. Den negativa effekten är delvis densamma som i samma kolumner i tabell 3.

Tabell 4. Uppskattning av fixa effekter med antalet NEET-ungdomar. Beroende variabel: dagpenning för psykisk ohälsa.

Variabler	Fixa effekter		Tvåvägs fixa effekter		Fixa effekter med landskapsspecifika tidstrender (FErTT)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ln(NEET)	-0,429 (0,457)	-0,012 (0,201)	0,004 (0,009)	0,013 (0,019)	-0,532*** (0,141)	-0,561*** (0,161)
Universitet		0,084*** (0,018)		0,002 (0,005)		-0,012 (0,017)
ln(BNP/capita)		0,773** (0,303)		-0,240** (0,095)		-0,102 (0,187)
Konstant	5,583* (3,184)	-7,450* (3,758)	2,569*** (0,059)	4,953*** (0,954)	-98,24*** (1,527)	-110,7*** (16,15)
R ²	0,018	0,741	0,000	0,038	0,848	0,848
Justerad R ²	0,015	0,739	-0,003	0,0287	0,826	0,825
Landskapsfixa effekter	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Årsfixa effekter	Nej	Nej	Ja	Ja	Ja	Ja
Tidstrender för indiv. landskap	Nej	Nej	Nej	Nej	Ja	Ja
F-test (tidseffekt)	-	-	$p=0,637$	$p=0,075$	$p=0,00$	$p=0,00$
F-test (linjär tidstrend)	-	-	-	-	$p=0,00$	$p=0,00$
Observationer	304	304	304	304	304	304
Antal landskap	19	19	19	19	19	19
Antal år	16	16	16	16	16	16

Anm. Kluster-robusta standardavvikelser i parenteser. F-test: testar de angivna variablerna gemensamt signifikanta i modellen, H0: inga signifikanta effekter. *** signifikans på 1%, ** signifikans på 5 %, * signifikans på 10%.

Resultaten i kolumn (3) och (4) är mindre signifikanta än i tabell 3 (arblös), annars är sambanden liknande. Från resultaten i kolumn (5) och (6) kan det tydas att när antalet NEET-ungdomar ökar med en procent minskar antalet dagpenningar som utbetalas med 0,53 respektive 0,56 procent med 1 procent signifikant. Effekten är dubbelt så stor som i tabell 3, vilket inte är förvånande i och med att fler faktorer (inte i arbete, studerar inte, är inte i beväringstjänst) är medräknade i NEET variabeln än i ungdomsarbetslösheten. Kontrollvariabeln utbildningsnivå har liknande effekt som i

tabell 3 och kontrollvariabeln inkomst har motsatt effekt, dock är båda kontrollvariablerna icke-signifikanta. Med andra ord tyder även resultaten i tabell 4 på ett procykliskt samband, och är i linje med tidigare studier (Ruhm, 2000; Ruhm, 2016).

De laggade resultaten där NEET-ungdomar är huvudregressorn pekar också mot ett procykliskt samband.¹⁰ De föredragna modellerna i kolumn (5) och (6) visar att när andelen NEET-ungdomar ökar med en procent, minskar mängden dagpenningar som utbetalas med nästan 0,36 respektive 0,32 procent med signifikans på 1-procentsnivån, det vill säga minskningen är en något mindre än i resultaten i tabell 4. Kontrollvariabeln BNP per capita visar också samma samband som i tabell 4, också med lägre effekt som när ungdomsarbetslöshet är huvudregressorn. Sambandet med utbildningsnivån är också positivt och signifikant på 1-procentsnivån med laggad oberoende variabel, och antyder att unga mår sämre ju högre utbildade de är. Det stärker argumentet för att ta i beaktan att effekten på ungas mentala hälsa sker med tidsfördröjning.

Sammanfattat visar resultaten i tabell 3 och 4 att mängden unga med mental ohälsa minskar under lågkonjunkturer, både när ungdomsarbetslöshet och antalet NEET-ungdomar är indikatorer för det ekonomiska läget. Resultaten är i linje med tidigare studier som också funnit ett procykliskt samband. Med andra ord; när arbetslösheten eller mängden utslagna bland unga ökar, ökar även mängden dagpenningar för psykisk ohälsa som utbetalas till unga. När laggade oberoende variabler beaktas förstärks beviset för procykliskt samband, men i lägre grad. Sambandet med utbildningsnivån blir dessutom signifikant med laggad beroende variabel och är positivt, vilket pekar mot att högre utbildade unga vuxna mår potentiellt sämre. I följande del går jag igenom effekterna på antalet ersättningar för antidepressiva som utbetalas till unga.

¹⁰ Se tabell A5 i Appendix.

7.2 Depression

Tabell 5 summerar effekterna på mängden ersättningar för antidepressiva som utbetalas till unga vuxna med samma uppskattningsmetoder som i kapitel 7.1. Upplägget är även detsamma; uppskattningarna och effekterna av varje variabel presenteras på samma sätt som i tabell 3 och tabell 4, förutom utfallsvariabeln. Men till skillnad från resultaten där dagpenning för psykisk ohälsa är beroende variabeln, är en mindre del av resultaten med ersättning för antidepressiva som beroende variabel signifikanta. Vad det kan bero på diskuteras vidare i kapitel 8.

På samma sätt som i kapitel 7.1, är kolumn (5) och (6) att föredra i tabell 5, eftersom modellerna kontrollerar för möjliga förvirrande faktorer. Mer specifikt antyder resultaten att när ungdomsarbetslösheten ökar med en procent, minskar utbetalningarna av ersättningar för antidepressiva med 0,54 procent (signifikant på 1-procentsnivån) procent respektive 0,34 procent (signifikant på 5-procentsnivån). Detta ger ytterligare bevis på det procykliska sambandet mellan ungas mentala ohälsa och det ekonomiska läget. Dock är sambandet BNP per capita också positivt, till skillnad från tabell 3. Med andra ord betyder det att BNP per capita ökar med en procent ökar utbetalningarna av ersättningar för antidepressiva med (signifikant) 0,034 procent, vilket tyder på att unga mår sämre när de får högre inkomst.

Resultatet i kolumn 3, med endast årsfixa effekter, tyder på ett kontracykliskt samband, som är signifikant på 1-procentsnivån. Det förstärker å andra sidan beviset för uppskattningarnas känslighet för landskapsfixa effekterna, vilket innebär att avgörande uttalanden om makroekonomiska effekter för ungas mentala hälsa bör göras försiktigt. Det tyder även på hur FPA:s beslut om stöd till individer med psykisk ohälsa skiljer sig mellan landskapen.

Tabell 5. Uppskattning av fixa effekter med ungdomsarbetslöshetsgraden. Beroende variabel: ersättning för antidepressiva.

Variabler	Fixa effekter		Tvåvägs fixa effekter		Fixa effekter med landskapsspecifika tidstrender (FErTT)	
	(1)	(FE) (2)	(3)	(2WFE) (4)	(5)	(6)
Arbetslösa	-0,009 (0,016)	-0,032*** (0,011)	0,022*** (0,006)	-0,007 (0,007)	-0,054*** (0,010)	-0,034** (0,010)
Universitet		0,074 (0,046)		0,120*** (0,019)		-0,050 (0,156)
ln(BNP/capita)		3,327*** (0,943)		-2,505*** (0,317)		3,393*** (0,994)
Konstant	5,258*** (0,237)	-30,76*** (8,773)	4,796*** (0,088)	28,16*** (3,063)	-200,6*** (3,213)	-137,3 (137,629)
R ²	0,001	0,394	0,019	0,210	0,426	0,451
Justerad R ²	-0,002	0,388	0,016	0,202	0,344	0,368
Landskapsfixa effekter	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Årsfixa effekter	Nej	Nej	Ja	Ja	Ja	Ja
Tidstrender för indiv. landskap	Nej	Nej	Nej	Nej	Ja	Ja
F-test (tidseffekt)	-	-	$p=0,002$	$p=0,00$	$p=0,00$	$p=0,00$
F-test (linjär tidstrend)	-	-	-	-	$p=0,00$	$p=0,00$
Observationer	304	304	304	304	304	304
Antal landskap	19	19	19	19	19	19
Antal år	16	16	16	16	16	16

Anm. Kluster-robusta standardardfel i parenteser. F-test: testar de angivna variablerna gemensamt signifikanta i modellen, H0: inga signifikanta effekter. *** signifikans på 1%, ** signifikans på 5 %, * signifikans på 10%.

När beroende variablerna är laggade blir resultaten något annorlunda, men visar också procykliska samband.¹¹ När den beroende variabeln ersättning för antidepressiva har en lag visar resultaten av de föredragna modellerna i kolumn (5) och (6) att då ungdomsarbetslösheten ökar med en procent, ökar utbetalningarna av ersättningar för antidepressiva med 12,1 procent med signifikans på 1-procentsnivån. Med andra ord tyder det på ett kontracykliskt samband och är mer signifikant jämfört med resultaten

¹¹ Se tabell A6 i Appendix 2.

i tabell 5. Det är dessutom i linje med tidigare forskning som också fått kontracykliska samband (Hollingsworth et al., 2017). Kontrollvariabeln BNP per capita visar samma samband som i tabell 5, men med större effekt än när beroende variabeln inte är laggad. Däremot är sambandet också negativt med utbildningsnivån, men är icke-signifikant.

Den procentuella mängden NEET-ungdomar används som den huvudregressorn i tabell 6. Färre resultat är signifikanta och kolumn (2) är att föredra, eftersom de möjliga förvirrade faktorerna i kolumn (5) och (6) är insignifikanta, och förklaringsgraden är högst i kolumn (2). När andelen NEET-ungdomar ökar med en procent minskar utbetalningarna av ersättningar för antidepressiva med ungefär 0,012 procentenheter med signifikans på 5-procentsnivån. Däremot antyder resultaten att när BNP per capita ökar med en procent ökar utbetalningarna av ersättningar för antidepressiva med ungefär (signifikant) 3 procent. Eftersom modellen i kolumn (2) endast innehåller landskapsfixa effekter, ger det ytterligare stöd för antagandet om att makroekonomiska förhållandena är olika beroende på landskap.

De fullständiga urvalsresultaten motsvarar för övrigt till stor del de som observerats med ungdomsarbetslöshet som huvudregressor. Resultaten i kolumn (5) visar också ett negativt samband, såsom i tabell 5 och signifikant på 5-procentsnivån, vilket förstärker beviset för det procykliska sambandet mellan ungas mentala hälsa och det makroekonomiska förhållandet. Även om resultaten i kolumn 6 inte är signifikanta, förutom BNP per capita, är sambanden liknande som i tabell 5. Inkomstvariabeln visar att när BNP per capita ökar med en procent ökar utbetalningarna av ersättningar för antidepressiva med ungefär 4 procent, med signifikans på 1-procentsnivån. Det indikerar att unga mår sämre ju högre lön de har, vilket tyder på ett kontracykliskt samband.

Tabell 6. Uppskattning av fixa effekter med antalet NEET-ungdomar. Beroende variabel: ersättning för antidepressiva.

Variabler	Fixa effekter		Tvåvägs fixa effekter		Fixa effekter med landskapsspecifika tidstrender (FErTT)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ln(NEET)	-2,187** (0,877)	-1,159** (0,437)	0,324*** (0,0433)	0,384*** (0,0539)	-1,242** (0,681)	-0,520 (0,634)
Universitet		0,0567 (0,0432)		0,0107 (0,0181)		-0,0454 (0,1)
ln(BNP/capita)		3,331*** (0,861)		-1,576*** (0,289)		4,013*** (0,961)
Konstant	20,35*** (6,106)	-22,78** (8,238)	2,865*** (0,301)	18,52*** (2,771)	-169,8*** (7,369)	-99,225 (89,943)
R ²	0,067	0,401	0,152	0,258	0,405	0,443
Justerad R ²	0,064	0,395	0,149	0,251	0,320	0,358
Landskapsfixa effekter	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Årsfixa effekter	Nej	Nej	Ja	Ja	Ja	Ja
Tidstrender för indiv. lanskap	Nej	Nej	Nej	Nej	Ja	Ja
F-test (tidseffekt)	-	-	$p=0,00$	$p=0,00$	$p=0,00$	$p=0,00$
F-test (linjär tidstrend)	-	-	-	-	$p=0,00$	$p=0,00$
Observationer	304	304	304	304	304	304
Antal landskap	19	19	19	19	19	19
Antal år	16	16	16	16	16	16

Anm. Kluster-robusta standardardfel i parenteser. F-test: testar de angivna variablerna gemensamt signifikanta i modellen, H0: inga signifikanta effekter. *** signifikans på 1%, ** signifikans på 5 %, * signifikans på 10%.

De laggade resultaten där NEET-ungdomar är huvudregressor pekar mer mot ett kontryckiskt samband.¹² Intressant nog är resultaten i kolumn (3) och (4) mer signifikant när oberoende variabeln ersättnings för antidepressiva har en lagg, vilket tyder på att årsfixa effekter spelar större roll än landskapsfixa effekter. Variabeln för NEET-ungdomar visar dessutom signifikant positivt samband i kolumn (6), till skillnad från tabell 6. Eftersom förklaringsgraden är högre denna modell än de i

¹² Se tabell A7 i Appendix 2.

kolumn (3) och (4), prioriteras dessa resultat. Kontrollvariabeln visar igen ett kontracykliskt samband, men med något lägre effekt. Sambandet med utbildnings nivå är också negativt, såsom i tabell 6, men är också icke-signifikant.

Sammanfattat är resultaten i tabell 5 och 6, med ersättning för antidepressiva som utfall, mindre signifikanta än resultaten i kapitel 7.1. Dock ökar signifikansen när beroende variablerna har en lagg. Resultaten är mångtydiga, men genom att prioritera de mer signifikanta modellerna framkommer det kontracykliskt samband i motsats till resultaten i kapitel 7.1. Resultaten i detta kapitel pekar alltså mot att mental ohälsa ökar vid lågkonjunktur, när ungdomsarbetslöshetsgraden och andelen NEET-ungdomar är huvudregressorerna. Det är intressant att resultaten med landskapsfixa effekter och effekterna av landskapsspecifika tidstrender i båda tabellerna visar ett positivt samband mellan BNP per capita och andelen av unga som får ersättning för antidepressiva, som antyder att unga mår sämre när de får högre inkomst. Resultaten diskuteras i vidare i kapitel 8, efter att de kompletteras med statistisk diagnostik.

7.3 Statistisk diagnostik

Resultaten pekar alltså mot att ungas mentala hälsa påverkas procykliskt när ungdomsarbetslöshet och mängden NEET-ungdomar används som makroekonomiska indikatorer. Resultatens pålitlighet och validitet kan mätas genom att analysera modellernas lämplighet, såväl som specifika samband i modellerna. I det här kapitlet beskriver jag därför olika valideringstest för modellerna i undersökningen. Det finns även andra sätt, utöver de som tas upp här, att analysera samplets samband och modellens styrka på utöver de som används här.

Med olika lämplighetsmått kan man bedöma hur de ekonometriska modellerna passar datamaterialet och hur de producerar opartiska uppskattningar, som är normalt fördelade i stora sampel. Eftersom samplet i avhandlingen inte är så stort, är det sannolikt att alla antaganden inte uppfylls.

Följande antaganden bör gälla för modellerna av fixa effekterna:

1. Feltermen u_{it} har det villkorliga medelvärdet noll, det vill säga $E(u_{it}|X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{iT})$
2. $(X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{iT}, u_{i1}, \dots, u_{iT})$, $i=1, \dots, n$ är i.i.d. drar från deras gemensamma distribution. Variablerna är alltså oberoende och identiskt distribuerade (i.i.d.). Detta betyder att fördelningen av Y_i är densamma för alla $i = 1, \dots, n$ och Y_1 distribueras oberoende av Y_2, \dots, Y_n och Y_2 distribueras oberoende av Y_1, Y_3, \dots, Y_n och så vidare.
3. Stora avvikelser är osannolika, till exempel har (X_{it}, u_{it}) icke-noll ändliga fjärde moment.
4. Det finns ingen perfekt eller hög grad av multikollinearitet.

När det finns många regressorer, X_{it} ersätts av $X_{1,it}, \dots, X_{k,it}$. Det första antagandet innebär att feltermen är okorrelerad med alla observationer av variabeln X (variabel för makroekon.) för landskap i över tid. Om antagandet bryts sker *omitted variable bias*. För undvika det har jag därför inkluderat kontrollvariablerna, samt kontrollerat för residualerna, som diskuteras nedan. Antagandet kräver dock inte att observationerna är okorrelerade inom ett landskap, så att makroekonomiska effekter tillåts vara autokorrelerade inom landskap, som är en allmän egenskap för tidserie data. Det samma gäller för standardfelen u_{it} . (Wooldridge, 2012; Hlavac, 2018; Hanck et al., 2020)

Det andra antagandet rättfärdigas av att landskapen är valda på basis av de är i.i.d. Detta uppfylls inte i och med att jag använder tidsserie data som visar observationer av samma enheter över tid. Det innebär att eftersom X är makroekonomisk indikator, kan det finnas icke-deterministiska inflytanden som är kopplade till politik eller dylikt som påverkar det ekonomiska läget i hela landet. Så det betyder att landskapsobservationerna inte är självständiga, då året t korrelerar till följande år $t+1$.

Genom att se på förklaringsgraden R^2 kan variationen av förklaringar till förändringarna i ungas mentala hälsa diskuteras. Om någon av modellerna inte klarar av att förklara en stor del av variationen, är modellens förklaringskraft för liten för att resultaten ska kunna anses vara trovärdiga. Förklaringsgraden beskriver regressionens allmänna signifikans och talet faller mellan 0 och 1. Ju närmare 1 förklaringsgraden

är, desto större del av variationen i (utfallsvariabel) förklaras av de oberoende variablerna. Omvänt betyder det att ju närmare 0 förklaringsgraden är, desto mindre del av variationen förklaras av de oberoende variablerna och vissa variabler är möjligtvis exkluderade. Det finns dock en viss problematik med förklaringsgraden, eftersom om en modell har flera variabler är förklaringsgraden högre. Dessutom ökar R^2 avsevärt vid användning av fixa effekter, vilket innebär att uppskattningarnas omfattning är överskattad. Den justerade förklaringsgraden kan därför observeras istället (Wooldridge, 2012).

För att vidare avgöra om en modell utan överflödiga oberoende variabler är att föredra kan den justerade förklaringsgraden observeras. Det är också ett sätt att diskriminera mellan specifikationer. Den justerade förklaringsgraden ökar endast om en oberoende variabel som inkluderas i uppskattningen antar ett t -värde är mer än 1 i absoluta värden (Wooldridge, 2012). Därmed är den justerade förklaringsgraden trovärdigare än den vanliga förklaringsgraden, vars värde ökar även om värdet av en inkluderad variabel är insignifikant. Enligt denna princip är modell (6) i tabellerna 3, 4 och 5 att föredra för att den justerade förklaringsgraden är högst här i jämförelse med de andra modellerna, medan modell (2) är att föredra i tabell 6. Det betyder att landskapsspecifika tidstrenders effekter ger mer förklaring till skillnader i hur många unga som dagpenning för psykisk ohälsa och andelen unga som får ersättning för antidepressiva påverkas mindre av tidspecifika effekter. Denna skillnad mellan förklaringsgraderna kan bero på skillnader mellan landskapen, såsom hur besluten om FPA:s stöd för psykisk ohälsa fattas är olika beroende på landskap. Notera att förklaringsgraderna blir mindre när beroende variablerna har en lagg.¹³

Eftersom fixa effekter metoden är en LSDV-regression (*eng. least square dummy variable regression*), en OLS-regression med dummyvariabler, är det viktigaste problemet perfekt multikollinearitet. För att undvika det, att de oberoende variablerna inte har perfekta linjära samband med varandra, avser jag från en dummyvariabel. I avhandlingens ekonometriska metod innebär det att de kvalitativa variablerna landskap har en mindre variabel. Tumregeln är att för varje kvalitativ regressor måste antalet införda variabler vara mindre än kategorierna för den variabeln. Om denna

¹³ Se Appenix 2.

regel inte följs faller uppskattningarna i en så kallad dummyvariabelfälla, det vill säga perfekt multikollinearitet. Genom att ta bort en dummyvariabel ändras inte värdena av de andra variablerna, interceptet eller lämplighetstest, och uppskattningarnas trovärdighet bevaras (Gujarati och Porter, 2009).

Eftersom de robusta standardfelen är klustrade tillåter det för korrelation inom landskap, vilket gör det vanliga antagandet om multikollinearitet mer mildt. Det innebär att observationerna är självständiga grupper, alltså kluster, från de övriga men inte nödvändigtvis inom gruppen. De robusta och klustrade standardfelen används också för att undvika, eftersom de beaktar att observationerna inom ett kluster korrelerar. I denna avhandling beaktar jag därmed att makroekonomiska effekterna inom ett landskap korrelerar. Detta har ett flertal följder. För det första förlorar uppskattningarna en viss effektivitet om feltermen korrelerar inom ett kluster istället för att vara helt okorrelerat. Intuitivt innebär det att en ytterligare observation inom klustret inte längre ger helt självständig ny information. För det andra, om robusta och klustrade standardfel inte inkluderas kan det leda till att de använda standardfelen är för små (Cameron och Miller, 2015). Många tidigare studier (se till exempel: Ruhm, 2000; Hollingsworth et al., 2017) väljer att inte nämna multikollinearitet och fokuserar på robusthetskontroller, eftersom de kontrollerar för estimatens stabilitet. Även om jag multikollineariteten har diskuterats, ligger fokus mest på resultatens robusthet.

De kluster-robusta standardfelen granskar även modellens homoskedasticitet. Genom att få fram smörgåsestimatören, det vill säga kombinationen av Huber och White test, kontrolleras variansen, och genom det produceras konfidensintervallen och signifikanstest. Om Huber-White testet ger mycket lågt p-värde för nollhypotesen, det vill säga att residualerna är homoskedastiska, förkastas antagandet om homoskedasticitet (StataCorp, 2017). Resultatet från testet på modellerna visar att residualerna är väldigt heteroskedastiska, vilket betyder att antagandet om homoskedasticitet förkastas. Estimaterna är trots allt trovärdiga, som redan diskuterats.

För att testa modellerna och deras variablers gemensamma signifikans gjordes ett så kallat F-test för tidseffekter och för linjära tidstrender, som baserar sig på saknaden av lämplighet. F-testet testar den gemensamma betydelsen av en grupp variabler genom att på en viss signifikansnivå avgöra om minst en variabel i gruppen påverkar den beroende variabeln. För att veta att det finns en signifikant fix effekt testas nollhypotesen. Nollhypotesen är att alla dummyvariabler förutom en är noll:

$$H_0: \mu_1 = \dots = \mu_{n-1} = 0.$$

Den alternativa hypotesen är att åtminstone en dummyvariabel är inte 0. Vid nollhypotesen har de förklarande variablerna ingen effekt på den beroende variabeln. Om nollhypotesen förkastas, då åtminstone en tidsspecifik variabel u_i inte är noll, kan det konstateras att det finns en signifikant fixad effekt. För att summera bevisen mot nollhypotesen kan p-värden observeras. F-testet av modellerna är noll i resultattabellerna i kapitel 7.1 och 7.2, vilket innebär att effekterna med landskapsspecifika tidstrender (FErTT) är lämpligare än de andra modellerna (Baltagi, 2005; Baum, 2006).

Sammanfattat kan det konstateras att resultaten är robusta och trovärdiga efter att ha granskat dem med hjälp av olika validerings- och signifikanstest. Även om det råder multikollinearitet, tillåter kluster-robusta standardfel för korrelation inom ett landskap. F-test och förklaringsgraderna visar att resultaten i kolumn (6) är att föredra i tabell 3, 4 och 5, medan resultaten i kolumn (2) prioriteras i tabell 6.

8. Diskussion

Generellt sett finns det starka bevis på att ett signifikant samband mellan makroekonomiska fluktuationer och ungas mentala hälsa existerar, så teorin om hälsoekonomi säkerställs. Resultaten är dessutom i linje med tidigare forskning (Ruhm, 2000; Gerdtham och Ruhm, 2006; Gonzalez och Quast, 2011; Ruhm, 2016), vilket kan bero på att jag valt att använda liknande variabler och utgått från samma metod som många av dem. Även om denna avhandlings resultat är mångtydiga och specifikationernas exakta estimat varierar, pekar de föredragna modellernas resultat mot ett procykliskt samband. Med andra ord kan det konstateras utgående från resultaten att avhandlingens båda hypoteser stämmer.

Jag finner att ekonomiska nedgångar, det vill säga att ungdomsarbetslösheten och andelen NEET-ungdomar ökar, har mindre effekt för andelen ersättningar för antidepressiva som utbetalas än för andelen sjukdagpenningar för psykisk ohälsa till finska ungdomar. Effekten är överlag mindre när tidsfördröjningen av FPA:s utbetalningar av båda stöden för psykisk ohälsa tas i beaktan. Den svagare inverkan överensstämmer med tidigare studier från Finland (Avendano, Moustgaard och Martikainen, 2016).

När ungdomsarbetslösheten ökar med en procentenhet minskar andelen ungdomar som får sjukdagpenning för psykisk ohälsa med 2,8 procent och när ungdomsarbetslösheten ökar med en procent minskar ersättningarna för antidepressiva som utbetalas till unga med 0,3 procent. Skillnaden på effekten för utkomststöden är större när sambandet med mängden utslagna ungdomar granskas. När andelen NEET-ungdomar ökar med en procent minskar utbetalningarna av sjukdagpenning för psykisk ohälsa med 5,6 procent och ersättningarna för antidepressiva minskar med 0,012 procentenheter. Den mindre omfattningen av uppskattningarna för ersättningar för antidepressiva kan spegla institutionella skillnader mellan landskapen.

När resultaten tolkas ska flera begränsningar beaktas. För det första, även om sjukdagpenningarna för psykisk ohälsa och ersättningarna för antidepressiva är lämpade mått för ungas mentala hälsa, är de ändå inte ändå exakta mått för det. Alternativa mått för ungas mentala hälsa i Finland kunde vara konsumtionen av droger och missbruk (Lopez-Valcarcel och Urbanos-Garrido, 2015; Hollingsworth et al., 2017). För det andra kan det konstateras att trots att jag använder två indikatorer för

makroekonomiska förhållanden som används mycket liknande studier och ger en begränsad utredning genom att se på förändringar över tid, kan en mängd andra makroekonomiska variabler övervägas. Dessa kunde vara till exempel aktiemarknadsförluster på nationell nivå (Schwartz et al., 2012), som fångar andra dimensioner av ekonomisk nedgång. För det tredje kan fixa effekterna otillräckligt kontrollera för förvirrande faktorer eller ekvationerna kan vara felspecificerade. För att försöka åtgärda problemet gjorde jag uppskattningar för många olika modeller och prover (med och utan laggar). De flesta resultaten är robusta för dessa alternativ, men vissa är inte det. I synnerhet uppstår multikollinearitet i modellerna med både ungdomsarbetslöshet och antalet NEET-ungdomar. Dessutom ger modellerna för hela landet inte tillräckligt detaljerad information om effekten för ungas mentala hälsa.

Det finns flera möjliga kausala förklaringar som sammanknyter det makroekonomiska läget med mental hälsa och hälsobeteende samt konsekvenserna av dessa, men ännu är de observerade effekternas mekanism något oklar. Först och främst beror avhandlingens resultat på skillnader i hur FPA:s utkomststöd beviljas beroende på landskap. Detta skulle kräva mer en detaljerad genomgång av skillnader i FPA beslut mellan landskapen för en djupare förståelse.

En till eventuell förklaring till det procykliska sambandet är kopplat till teorin om tidens alternativa kostnad. Det vill säga om fritiden minskar i högkonjunktur har individer mindre tid att lägga ner på hälsofrämjande aktiviteter som kan ha en preventiv effekt för mental ohälsa. Också när kontrollvariablerna för utbildningsnivå och inkomst tas i hänsyn, tyder det på att ökad inkomst och högre utbildningsnivå ökar sannolikheten för psykisk ohälsa, såsom utbrändhet. Detta kunde med andra ord betyda att finska unga är överansträngda.

Det bör även lyftas fram att rädslan för att missta sitt jobb kan också påverka det procykliska sambandet. Det innebär att sysselsättningen är osäkrare vid lågkonjunktur, vilket gör att individer inte vill ta sjukledigt eller berätta om sin mentala ohälsa i rädsla om att bli av med jobbet och söker därmed mindre hjälp eller utkomststöd vid lågkonjunktur. Å andra sidan kan resultaten överensstämja utkomststödens utbud och därmed påverkas av förlusten av sjukförsäkring eller finansiering av folkhälsan på grund av behandling eller (ekonomiskt) förebyggande åtgärder under perioder av ekonomisk svaghet (Hollingsworth et al., 2017).

Denna avhandlings viktigaste bidrag till den allmänna diskussionen är att empiriskt visa hur makroekonomiska fluktuationer påverkar ungas mentala hälsa, i och med att mental ohälsa har enligt statistiken ökat. Resultaten pekar mot ett procykliskt samband, men effekten är inte så stor. Ändå kan detta vara av intresse för beslutsfattare, som strävar till ett mer socialt hållbart samhälle. En viktig riktning för framtida undersökning är att utveckla en bättre förståelse för de kausala effekterna av de resultat som observeras i denna avhandling.

9. Sammanfattning

I denna avhandling undersöks hur ungas mentala hälsa påverkas av ekonomiska nedgångar. Av speciellt intresse var om det överhuvudtaget existerar något samband och om detta samband är procykliskt, som det framkommer i flera liknande studier. Utgående från resultaten kan det konstateras att unga verkar ha bättre mental hälsa vid perioder av lågkonjunktur. Som mått på ungas mentala hälsa används FPA:s sjukdagpenning för psykisk ohälsa och ersättning för antidepressiva.

Undersökningen är unik med tanke på att den använder data på finska landskap och finska ungdomar är i fokus. Många tidigare studier har fokuserat på USA:s delstater eller enskilda länder. För att undersöka sambandet och effekten av ungdomsarbetslöshet och andelen NEET-ungdomar över används landskaps- och årsfixa effekter för att analysera finskt paneldata från åren 2004-2019. Fixa effekterna kontrolleras också för inkomster och utbildningsnivå.

Resultaten är mångtydiga, men pekar mot ett procykliskt samband trots att effekten är liten. Uppskattningarna är signifikanta och robusta vilket tyder på att de är trovärdiga och att det finns ett samband överhuvudtaget. Dock är effekten mindre när tidsfördröjning beaktas i utbetalningarna av FPA:s stöd för psykisk ohälsa. Detta samband kan bero på ett flertal faktorer, såsom förlorad tid för hälsofrämjande aktiviteter i perioder av högkonjunktur och att statliga besparingar minskar på utbetalningar av stöd för psykisk ohälsa i perioder av lågkonjunktur samt, med beaktan till kontrollvariablerna, att finska ungdomar är överansträngda.

Avhandlingens resultat ger orsak till att förebyggande åtgärder bör förbättras eller utvecklas. Överlag bidrar avhandlingen till den allmänna diskussionen om ungas mentala hälsa och hur mental hälsa påverkas av lågkonjunktur, och med empiri från Finland.

Referenser

- Aaltonen, S., Berg, P. och Ikäheimo, S. (2015). Nuoret luukulla-Kolme näkökulmaa syrjäytymiseen ja nuorten asemaan palvelujärjestelmässä.
- Abadie, A., Athey, S., Imbens, G. W. och Wooldridge, J. (2017). When should you adjust standard errors for clustering? (No. w24003). National Bureau of Economic Research.
- Angermeyer, M. C., Matschinger, H. och Schomerus, G. (2013). Public attitudes towards people with depression in times of uncertainty: results from three population surveys in Germany. *Social psychiatry and psychiatric epidemiology*, 48(9), 1513-1518.
- Ariizumi, H. och Schirle, T. (2012). Are recessions really good for your health? Evidence from Canada. *Social science & medicine*, 74(8), 1224-1231.
- Ásgeirsdóttir, T. L., Corman, H., Noonan, K., Ólafsdóttir, Þ. och Reichman, N. E. (2014). Was the economic crisis of 2008 good for Icelanders? Impact on health behaviors. *Economics & Human Biology*, 13, 1-19.
- Ashton, D.N, Maguire, M.J. och Spillsburg, M. (1988). The Changing Structure of the Youth Labour Market. Report to ESRC. University of Leicester.
- Avendano, M., Moustgaard, H. och Martikainen, P. (2017). Are some populations resilient to recessions? Economic fluctuations and mortality during a period of economic decline and recovery in Finland. *European journal of epidemiology*, 32(1), 77-85.
- Becker, G. S. (2007). Health as human capital: synthesis and extensions. *Oxford Economic Papers*, 59(3), 379-410.
- Becker, G. S. (2009). Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education. University of Chicago press.
- Ben-Porath, Y. (1967). The production of human capital and the life cycle of earnings. *Journal of political economy*, 75(4, Part 1), 352-365.

- Blomgren, J. (2020). Mielenterveyden häiriöistä johtuvien sairauspoissaolojen kasvu jatkuu jyrkkänä. FPA:s forskningsblogg. <https://tutkimusblogi.kela.fi/arkisto/5168>
- Bowerman, B. L., O'Connell, R. T. och Koehler, A. B. (2005). Forecasting, time series, and regression: an applied approach (Vol. 4). South-Western Pub.
- Brenner, M. H. (1971). Economic changes and heart disease mortality. *American Journal of Public Health*, 61(3), 606-611.
- Brenner, M. H. och Mooney, A. (1983). Unemployment and health in the context of economic change. *Social Science & Medicine*, 17(16), 1125-1138.
- Cameron, S. (2011). *Handbook on the Economics of Leisure*. Edward Elgar Publishing.
- Cameron, A. C. och Miller, D. L. (2015). A practitioner's guide to cluster-robust inference. *Journal of human resources*, 50(2), 317-372.
- Charles, K. K. och DeCicca, P. (2008). Local labor market fluctuations and health: is there a connection and for whom?. *Journal of health economics*, 27(6), 1532-1550.
- Corak, M. (2006). *Do poor children become poor adults? Lessons from a cross-country comparison of generational earnings mobility*. Emerald Group Publishing Limited.
- Dávalos, M. E., Fang, H. och French, M. T. (2012). Easing the pain of an economic downturn: macroeconomic conditions and excessive alcohol consumption. *Health economics*, 21(11), 1318-1335.
- Eurostat (2021). *Statistics on young people neither in employment nor in education or training*. European Union. URL: https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Statistics_on_young_people_neither_in_employment_nor_in_education_or_training#Young_people_neither_in_employment_nor_in_education_or_training
- Evans-Lacko, S., Henderson, C. och Thornicroft, G. (2013). Public knowledge,

attitudes and behaviour regarding people with mental illness in England 2009-2012. *The British Journal of Psychiatry*, 202(s55), s51-s57.

Finlands Bank (2017). Bank of Finland Forecast.

<https://www.bofbulletin.fi/en/2016/5/forecast-finland-has-left-recession-behind/>

Finlands officiella statistik (FOS): Arbets- och näringsministeriet (2021).

Arbetsförmedlingsstatistik, Sysselsättningsöversikt. Arbets- och näringsministeriet. Helsingfors

FPA (2020). Kelan tilastollinen vuosikirja 2019.

Gabriel, P. och Liimatainen, M. R. (2000). Mental health in the workplace: introduction, executive summaries.

Gallie, D. (1999). Unemployment and social exclusion in the European. *European Societies*, 1(2), 139-167.

Gerdtham, U. G. och Ruhm, C. J. (2006). Deaths rise in good economic times: evidence from the OECD. *Economics & Human Biology*, 4(3), 298-316.

Gonzalez, F. och Quast, T. (2011). Macroeconomic changes and mortality in Mexico. *Empirical Economics*, 40(2), 305-319.

Grossman, M. (1972). On the concept of health capital and the demand for health. *Journal of Political economy*, 80(2), 223-255.

Gruber, J. och Frakes, M. (2006). Does falling smoking lead to rising obesity?. *Journal of health economics*, 25(2), 183-197.

Gyllenberg, D., Marttila, M., Sund, R., Jokiranta-Olkonieni, E., Sourander, A.,

Gissler, M. och Ristikari, T. (2018). Temporal changes in the incidence of treated psychiatric and neurodevelopmental disorders during adolescence: an analysis of two national Finnish birth cohorts. *The Lancet Psychiatry*, 5(3), 227-23

Gujarati, D. N., och Porter, D. (2009). *Basic Econometrics* Mc Graw-Hill International

Edition.

Hanck, C., Arnold, M., Gerber, A. och Schmelzer, M. (2019). Introduction to Econometrics with R. Essen: University of Duisburg-Essen.

Hilli, P., Ståhl, T., Merikukka, M. och Ristikari, T. (2017). Syrjäytymisen hinta–case investoinnin kannattavuuslaskemasta.

Hollingsworth, A., Ruhm, C. J. och Simon, K. (2017). Macroeconomic conditions and opioid abuse. *Journal of health economics*, 56, 222-233.

Hlavac, Marek. (2018). stargazer: Well-Formatted Regression and Summary Statistics Tables (version 5.2.2)

Institutet för hälsa och välfärd (THL) (2021a). Opiskelijoiden mielenterveys.

<https://thl.fi/fi/web/mielenterveys/mielenterveyden-edistaminen/opiskelijoiden-mielenterveys>

Institutet för hälsa och välfärd (THL) (2021b). Sotkanet.fi Datainhääll.

<https://sotkanet.fi/sotkanet/en/index>

Institutet för hälsa och välfärd (THL) (2021c). Sotkanet.fi Resultatkarta.

<https://sotkanet.fi/sotkanet/sv/kartta?indicator=s3YMsE6xsNZNybdWrfCyrC09jUFAA==®ion=szZ3tc7UM7Q2ygcA&year=sy6rsk7T0zUEAA==&gender=m;f;t>

Järvisalo, J., Andersson, B., Boedeker, W. och Houtman, I. (2005). Mental disorders as a major challenge in prevention of work disability. Experiences in Finland, Germany, the Netherlands and Sweden. FPA.

Kessler, R. C., Berglund, P., Demler, O., Jin, R., Merikangas, K. R. och Walters, E. E. (2005). Lifetime prevalence and age-of-onset distributions of DSM-IV disorders in the National Comorbidity Survey Replication. *Archives of general psychiatry*, 62(6), 593-602.

Kieselbach, T. (2000). *Psychology of social inequality: Vol. 10. Youth unemployment*

- and social exclusion: A comparison of six European countries (YUSEDER Publication No. 2). Opladen: Leske & Budrich.
- Korpi, W. och Palme, J. (1998). The paradox of redistribution and strategies of equality: Welfare state institutions, inequality, and poverty in the Western countries. *American sociological review*, 661-687.
- Kuivalainen, S. (2013). Toimeentulotuki 2010-luvulla-Tutkimus toimeentulotuen asiakkuudesta ja myöntämiskäytännöistä.
- Leemann, L. och Hämäläinen, R.-M. (2015). Matalan kynnyksen palvelut. Sosiaalisen osallisuuden edistämisen koordinaatiohanke (Sokra). Insitutet för hälsa och välfärd (THL). www.thl.fi/sokra
- Lopez-Valcarcel, B. G. och Urbanos-Garrido, R. M. (2015). The influence of the economic crisis on the association between unemployment and health: an empirical analysis for Spain. *The European Journal of Health Economics*, 16(2), 175-184.
- Martikainen, P. och Valkonen, T. (1996). Mortality after death of spouse in relation to duration of bereavement in Finland. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 50(3), 264-268.
- McInerney, M. P. och Mellor, J. M. (2012). State unemployment in recessions during 1991–2009 was linked to faster growth in Medicare spending. *Health Affairs*, 31(11), 2464-2473.
- Modrek, S., Hamad, R. och Cullen, M. R. (2015). Psychological well-being during the great recession: changes in mental health care utilization in an occupational cohort. *American Journal of Public Health*, 105(2), 304-310.
- Molarius, A., Berglund, K., Eriksson, C., Eriksson, H. G., Lindén-Boström, M.,

- Nordström, E., ... och Ydreborg, B. (2009). Mental health symptoms in relation to socio-economic conditions and lifestyle factors—a population-based study in Sweden. *BMC public health*, 9(1), 1-9.
- Mieli (2021). Suomalaisten mielenterveys ei ole kohentunut fyysisen terveyden tahtiin. Suomen Mielenterveys Oy. <https://mieli.fi/fi/yhteiskunta/suomalaisten-mielenterveys-ei-ole-kohentunut-fyysisen-terveyden-tahtiin>
- OECD (2008). *Mental Health in OECD Countries*, OECD policy brief, November 2008.
- OECD (2010). *Mental Health, Disability and Work*. OECD Publishing. Paris.
- OECD (2012). *Employment Outlook: OECD Employment Outlook 2012*. OECD Publishing. Paris.
- OECD (2013). *Education at a Glance 2013: OECD Indicators*. OECD Publishing. Paris.
- OECD (2015). *Education at a Glance 2015: OECD Indicators*. OECD Publishing. Paris
- OECD (2018). *Health at a Glance: Europe*. OECD Publishing. Paris.
- Ogburn, W. F. och Thomas, D. S. (1922). The influence of the business cycle on certain social conditions. *Journal of the american statistical association*, 18(139), 324-340.
- Ólafsdóttir, T., Hrafnkelsson, B. och Ásgeirsdóttir, T. L. (2015). The Icelandic economic collapse, smoking, and the role of labor-market changes. *The European Journal of Health Economics*, 16(4), 391-405.
- Olafsson, O. och Svensson, P. G. (1986). Unemployment-related lifestyle changes and health disturbances in adolescents and children in the western countries. *Social Science & Medicine*, 22(11), 1105-1113.

- Quintini, G., Martin, J. P. och Martin, S. (2007). The changing nature of the school-to-work transition process in OECD countries. WDA-HSG discussion paper, (2007-2).
- Rees, D. I. och Mocan, H. N. (1997). Labor market conditions and the high school dropout rate: Evidence from New York State. *Economics of Education Review*, 16(2), 103-109.
- Ruhm, C. J. (2000). Are recessions good for your health?. *The Quarterly journal of economics*, 115(2), 617-650.
- Ruhm, C. J. och Black, W. E. (2002). Does drinking really decrease in bad times?. *Journal of health economics*, 21(4), 659-678.
- Ruhm, C. J. (2015). Recessions, healthy no more?. *Journal of health economics*, 42, 17-28.
- Ruhm, C. J. (2003). Good times make you sick. *Journal of health economics*, 22(4), 637-658.
- Ruhm, C. J. (2016). Health effects of economic crises. *Health Economics*, 25, 6-24.
- Schwartz, B. G., Pezzullo, J. C., McDonald, S. A., Poole, W. K. och Kloner, R. A. (2012). How the 2008 stock market crash and seasons affect total and cardiac deaths in Los Angeles County. *The American journal of cardiology*, 109(10), 1445-1448.
- Semykina, A. och Wooldridge, J. M. (2013). Estimation of dynamic panel data models with sample selection. *Journal of Applied Econometrics*, 28(1), 47-61.
- StataCorp. (2017). *Stata: Release 15. Statistical Software*. College Station, TX: StataCorp LLC
- Statens revisionsverk (2007). *Nuorten syrjäytymisen ehkäisy. Toiminnantarkastuskertomus 146/2007*.
- Statistikcentralen (2016). *Arbetskraftsundersökning 2015. Finlands officiella statistik*

(FOS). https://www.stat.fi/til/tyti/2015/13/tyti_2015_13_2016-04-12_tie_001_sv.html

Statistikcentralen (2021a). Statistikcentralens PxWeb databas. Finlands officiella statistik (FOS). https://pxnet2.stat.fi/PXWeb/pxweb/sv/StatFin/StatFin_vrm_tyokay/statfin_tyokay_pxt_115w.px/

Statistikcentralen (2021b). Antalet sysselsatta minskade och arbetslösheten ökade i juli. https://www.stat.fi/til/tyti/2021/02/tyti_2021_02_2021-03-30_tie_001_fi.html

Stevens, A. H., Miller, D. L., Page, M. E. och Filipski, M. (2015). The best of times, the worst of times: understanding pro-cyclical mortality. *American Economic Journal: Economic Policy*, 7(4), 279-311.

Stuckler, D., Basu, S., Suhrcke, M., Coutts, A. och McKee, M. (2009). The public health effect of economic crises and alternative policy responses in Europe: an empirical analysis. *The Lancet*, 374(9686), 315-323.

Tekin, E., McClellan, C. och Minyard, K. J. (2018). Health and health behaviors during the great recession: A note on drinking, smoking, obesity, and physical activity. *Review of Economics of the Household*, 16(4), 1017-1026.

THL (2021). Opiskelijoiden mielenterveys. <https://thl.fi/fi/web/mielenterveys/mielenterveyden-edistaminen/opiskelijoiden-mielenterveys>

Weehuizen, R. M. (2008). Mental capital: the economic significance of mental health.

Wooldridge, J. M. (2003). Cluster-sample methods in applied econometrics. *American Economic Review*, 93(2), 133-138.

Wooldridge, J. M. (2012). *Introductory econometrics: a modern approach (upper level economics titles)*. Southwestern College Publishing, Nashville, TATN, 41, 673-690.

Xu, X. (2013). The Business Cycle and Health Behaviors. *Social Science & Medicine*, Vol. 77, No. 1, pp. 126–136.

Appendix 1

Tabell A1. Hausman test. Beroende variabel: Sjukdagpenning för psykisk ohälsa

Hausman specifikationstest
Hausman test
Nollhypotes: Den föredragna modellen är Random Effects (RE).
$\text{Chi}2(2) = -97,42, \text{df} = 3, \text{p-värde} = 9,044$
Alternativ hypotes: signifikanta effekter.

Tabell A1 visar att modellens data inte uppfyller de asymptotiska antagandena från Hausman-testen. Därför utförs ännu ett Breusch och Pagan Lagrange multiplikator test för RE i tabell A3.

Tabell A2. Hausman test. Beroende variabel: Ersättning för antidepressiva

Hausman specifikationstest
Hausman test
Nollhypotes: Den föredragna modellen är Random Effects (RE).
$\text{Chi}2(2) = 131,16, \text{df} = 3, \text{p-värde} = 0,00$
Alternativ hypotes: signifikanta effekter.

Tabell A2 hypotes förkastas och därmed är fixa effekter lämplig metod.

Tabell A3. Lagrange multiplikator test för RE.

Hausman specifikationstest
Hausman test
Nollhypotes: Den föredragna modellen är Random Effects (RE).
$\text{Chi}^2(2) = 373,79$, $\text{df} = 3$, $\text{p-värde} = 0,00$
Alternativ hypotes: signifikanta effekter.

Nollhypotesen förkastas i tabell A3 och därmed är fixa effekter lämplig metod.

Appendix 2

Tabell A4. Uppskattning av fixa effekter med ungdomsarbetslöshetsgraden. Beroende variabel: dagpenning för psykisk ohälsa med en lagg.

Variabler	Fixa effekter		Tvåvägs fixa effekter		Fixa effekter med landskapsspecifika tidstrender	
	(FE)		(2WFE)		(FErTT)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Arbetslösa	0,018** (0,007)	-0,009** (0,004)	0,007*** (0,002)	0,005* (0,002)	-0,012*** (0,003)	-0,013*** (0,003)
Universitet		0,094*** (0,015)		0,004* (0,002)		0,051*** (0,017)
ln(BNP/capita)		0,418 (0,279)		-0,133 (0,095)		-0,218 (0,180)
Konstant	2,297*** (0,101)	-4,056 (2,640)	2,460*** (0,026)	3,759*** (1,006)	-99,517*** (1,455)	-61,874*** (16,033)
R ²	0,039	0,742	0,028	0,034	0,842	0,849
Justerad R ²	0,0360	0,739	0,0246	0,0236	0,830	0,824
Landskapsfixa effekter	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Årsfixa effekter	Nej	Nej	Ja	Ja	Ja	Ja
Tidstrender för indiv. landskap	Nej	Nej	Nej	Nej	Ja	Ja
F-test (tidseffekt)	-	-	$p=0,002$	$p=0,024$	$p=0,00$	$p=0,00$
F-test (linjär tidstrend)	-	-	-	-	$p=0,00$	$p=0,00$
Observationer	285	285	285	285	285	285
Antal landskap	19	19	19	19	19	19
Antal år	15	15	15	15	15	15

Anm. Kluster-robusta standardardfel i parenteser. F-test: testar de angivna variablerna gemensamt signifikanta i modellen, H0: inga signifikanta effekter. *** signifikans på 1%, ** signifikans på 5 %, * signifikans på 10%.

Tabell A5. Uppskattning av fixa effekter med antalet NEET-ungdomar. Beroende variabel: dagpenning för psykisk ohälsa med en lagg.

Variabler	Fixa effekter		Tvåvägs fixa effekter		Fixa effekter med landskapsspecifika tidstrender (FErTT)	
	(FE)		(2WFE)		(FErTT)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ln(NEET)	-0,219 (0,440)	-0,005 (0,206)	-0,001 (0,008)	-0,015 (0,019)	-0,361** (0,148)	-0,318* (0,155)
Universitet		0,085*** (0,013)		0,009 (0,006)		0,050*** (0,013)
ln(BNP/capita)		0,542* (0,288)		-0,258*** (0,085)		-0,059 (0,223)
Konstant	4,086 (3,063)	-5,197 (3,523)	2,564*** (0,057)	5,108*** (0,872)	-90,839*** (1,227)	-50,562*** (12,058)
R ²	0,006	0,735	0,000	0,029	0,836	0,841
Justerad R ²	0,003	0,732	-0,004	0,019	0,824	0,828
Landskapsfixa effekter	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Årsfixa effekter	Nej	Nej	Ja	Ja	Ja	Ja
Tidstrender för indiv. landskap	Nej	Nej	Nej	Nej	Ja	Ja
F-test (tidseffekt)	-	-	$p=0,935$	$p=0,033$	$p=0,00$	$p=0,00$
F-test (linjär tidstrend)	-	-	-	-	$p=0,00$	$p=0,00$
Observationer	285	285	285	285	285	285
Antal landskap	19	19	19	19	19	19
Antal år	15	15	15	15	15	15

Anm. Kluster-robusta standardardfel i parenteser. F-test: testar de angivna variablerna gemensamt signifikanta i modellen, H0: inga signifikanta effekter. *** signifikans på 1%, ** signifikans på 5 %, * signifikans på 10%.

Tabell A6. Uppskattning av fixa effekter med ungdomsarbetslöshetsgraden. Beroende variabel: ersättning för antidepressiva med en lagg.

Variabler	Fixa effekter		Tvåvägs fixa effekter		Fixa effekter med landskapsspecifika tidstrender (FErTT)	
	(FE)		(2WFE)			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Arbetslösa	0,110*** (0,013)	0,096*** (0,011)	0,023*** (0,006)	-0,006 (0,008)	0,093*** (0,007)	0,121*** (0,010)
Universitet		-0,053 (0,039)		0,124*** (0,018)		-0,077 (0,126)
ln(BNP/capita)		4,797*** (0,837)		-2,517*** (0,363)		5,588*** (1,206)
Konstant	3,449*** (0,194)	-44,804*** (7,994)	4,717*** (0,090)	28,122*** (3,559)	-127,389*** (3,128)	-30,363 (121,460)
R ²	0,164	0,396	0,021	0,225	0,429	0,495
Justerad R ²	0,161	0,390	0,0175	0,217	0,385	0,453
Landskapsfixa effekter	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Årsfixa effekter	Nej	Nej	Ja	Ja	Ja	Ja
Tidstrender för indiv. län	Nej	Nej	Nej	Nej	Ja	Ja
F-test (tidseffekt)	-	-	$p=0,002$	$p=0,00$	$p=0,00$	$p=0,00$
F-test (linjär tidstrend)	-	-	-	-	$p=0,00$	$p=0,00$
Observationer	285	285	285	285	285	285
Antal län	19	19	19	19	19	19
Antal år	15	15	15	15	15	15

Anm. Kluster-robusta standardavvikelser i parenteser. F-test: testar de angivna variablerna gemensamt signifikanta i modellen, H0: inga signifikanta effekter. *** signifikans på 1%, ** signifikans på 5 %, * signifikans på 10%.

Tabell A7. Uppskattning av fixa effekter med antalet NEET-ungdomar. Beroende variabel: ersättning för antidepressiva med en lagg.

Variabler	Fixa effekter		Tvåvägs fixa effekter		Fixa effekter med landskapsspecifika tidstrender (FErTT)	
	(FE)		(2WFE)		(FErTT)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ln(NEET)	-1,004 (1,002)	-0,290 (0,591)	0,324*** (0,046)	0,326*** (0,070)	0,955 (0,891)	1,360 (1,013)
Universitet		0,056 (0,042)		0,031 (0,018)		-0,105 (0,114)
ln(BNP/capita)		3,253*** (1,001)		-1,726*** (0,263)		3,412** (1,439)
Konstant	12,051 (6,971)	-28,131** (11,005)	2,806*** (0,321)	19,928*** (2,545)	-178,770*** (7,398)	-180,510 (110,026)
R ²	0,014	0,296	0,155	0,260	0,348	0,376
Justerad R ²	0,010	0,288	0,152	0,252	0,298	0,324
Landskapsfixa effekter	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Årsfixa effekter	Nej	Nej	Ja	Ja	Ja	Ja
Tidstrender för indiv. landskap	Nej	Nej	Nej	Nej	Ja	Ja
F-test (tidseffekt)	-	-	$p=0,00$	$p=0,00$	$p=0,00$	$p=0,00$
F-test (linjär tidstrend)	-	-	-	-	$p=0,00$	$p=0,00$
Observationer	285	285	285	285	285	285
Antal landskap	19	19	19	19	19	19
Antal år	15	15	15	15	15	15

Anm. Kluster-robusta standardardfel i parenteser. F-test: testar de angivna variablerna gemensamt signifikanta i modellen, H0: inga signifikanta effekter. *** signifikans på 1%, ** signifikans på 5 %, * signifikans på 10%.