



# LUNDS UNIVERSITET

## Ekonomihögskolan

### Kan föräldraförsäkringen påverka könslönegapet?

Lunds Universitet, Nationalekonomiska institutionen

Författare: Cajsa Hjortsäter

Handledare: Therese Nilsson

NEKH03 Examensarbete - Kandidatnivå

Januari 2020

## Abstract

The aim of this study is to examine if the gender wage gap is affected by how generous parental- and paternity leave policies are. Previous papers have shown that women and men are affected differently after becoming parents. While women see a penalty in the labour market, men's wages tend to increase. (Budig, 2014). This phenomenon is called the family gap and historical research stress it as one underlying cause to the gender wage gap. A way to decrease the family gap, and further the gender wage gap, could be the parental leave and its design. To investigate the relationship between the gender wage gap and paternity leave, panel data over 15 OECD members and a time period of 10 years (2006-2016) are used. The results differ from previous research and show that an increase of paternity leave effects the gender wage gap negatively. However, the results from the second method lack significance which indicates a need for further research.

# Innehållsförteckning

<b>1. INLEDNING</b> .....	<b>4</b>
<b>2. TEORI OCH TIDIGARE LITTERATUR</b> .....	<b>5</b>
2.1 HUMANKAPITAL .....	6
2.2 DISKRIMINERING .....	6
2.3 SEGREGERAD ARBETSMARKNAD .....	7
2.4 FAMILJEGAPET .....	8
2.4.1 Moderskapsstraffet .....	9
2.4.2 Faderskapspremien .....	10
<b>3. DATA OCH METOD</b> .....	<b>11</b>
3.1 DATA OCH DESKRIPTIV STATISTIK .....	11
3.2 METOD 1 - PANELDATA REGRESSION.....	19
3.2 METOD 2 - DIFFERENSEN.....	22
<b>4. RESULTAT</b> .....	<b>23</b>
4.1 REGRESSIONSANALYS – PANELDATA .....	23
4.2 REGRESSIONSANALYS - DIFFERENSEN.....	26
4.3 RESULTATDISKUSSION.....	27
<b>5. SLUTSATS OCH VIDARE FORSKNING</b> .....	<b>30</b>
<b>REFERENSER</b> .....	<b>32</b>
<b>APPENDIX</b> .....	<b>34</b>

# 1. Inledning

Ett lönegap mellan kvinnor och män existerar idag i alla världens länder, trots flera åtagande och initiativ<sup>1</sup> mot ett mer jämställt samhälle (Rubery, 2016). I princip alla medlemsländer i Organisationen för ekonomiskt samarbete och utveckling (OECD) och Europeiska Unionen (EU) har de senaste 30 åren implementerat lagar för att främja lika lön för lika arbete och större möjligheter inom arbetslivet för kvinnor. Könslönegapet har minskat över tid, men utvecklingen verkar ha stagnerat (Blau, 2003; Blau, 2016). Inom OECD är genomsnittet för könslönegapet 13,5 procent och inom EU är motsvarande siffra 16 procent (Eurostat, 2017; OECD Data, 2017). Storleken på gapet varierar mellan länder, men gemensamt för samtliga nationer är att det är till männens fördel. En stor del av presenterade lösningar har tidigare fokuserat på kvinnans egna beslut och beteende, men trots att sysselsättningsgraden och utbildningsnivån hos kvinnor ökar, till och med överstiger mannens i en del länder, kvarstår lönegapet (Rubery, 2016).

Könslönegapet kvarstår även efter att man tar hänsyn till faktorer som ålder och utbildningsnivå. Empirisk forskning visar att möjliga orsaker till det kvarstående gapet kan vara att kvinnor arbetar deltid i högre utsträckning än män, lägger en större andel av sin energi på oavlönat hushållsarbete och blir således mindre produktiva på arbetet samt att kvinnor utsätts för diskriminering på arbetsmarknaden. Ytterligare en orsak som visat vara av betydelsen är en segregerad arbetsmarknad, vilken kan delas upp i ett flertal kategorier där de mest framträdande är vertikal och horisontell. Den förstnämnda innebär att kvinnor och män arbetar i olika industrier, där kvinnor är dominerade i mindre lönsamma sektorer medan män är majoritet i mer högvärlönde. Den horisontella kategorin innefattar fenomenet glastaket, vilket är att kvinnor inte når de höga positionerna i samma utsträckning som män (Albrecht, Björklund & Vroman, 2003; Becker, 1985; Budig & England, 2001; SOU 2004:43; Waldfogel, 1997).

Det publiceras alltmer forskning som tyder på ytterligare en faktor som kan förklara lönegapet mellan könen. Studier visar att det sker en ökning av könslönegapet i samband med att människor blir föräldrar. Detta benämns vanligen som familjegapet och består av två komponenter, dels

---

<sup>1</sup> Bland annat Equal Pay Act 1963, SOU 2017:101 - Utredningen om en modern föräldraförsäkring, Artikel 3 i Europeiska Unionens fördrag, Artikel 23 i Europeiska unionens stadga om de grundläggande rättigheterna, Hållbarhetsmål nr 5 i Agenda 2030

moderskapsstraff, dels faderskapspremie. Det förstnämnda innebär att kvinnor med barn påverkas negativt på arbetsmarknaden, medan det sistnämnda indikerar att män påverkas positivt i samband med att de blir föräldrar. Forskning visar att kvinnors lön minskar efter att de har fått barn, samtidigt som mäns lön tenderar att öka (Kleven m.fl., 2016; Budig 2001; Budig 2014).

Ett sätt att minska familjegapet och därmed könslönegapet kan vara en mer jämställd fördelning av föräldraledigheten. Huerta m.fl. (2014) visar att män som tar ledigt i samband med barnets födsel, tenderar att lägga mer tid på barnomsorg och har en större medverkan i barnets liv på lång sikt jämfört med de män som inte tar ledigt. Doran, Bartel och Waldfogel (2019) har genomfört en studie i USA, vilket är det enda industrialiserade landet som inte erbjuder betald och skyddad föräldraledighet, där de visar vikten av familjevänliga politiska reformer och dess positiva påverkan på könslönegapet. Vidare moderniserar länder och organisationer runt om i världen sin föräldraförsäkring. Exempelvis har Sverige infört en tredje månad som är tingad till ena föräldern, med syftet att öka mäns uttag av föräldraledigheten och därmed minska kvinnors tid borta från arbetsmarknaden och på så sätt öka deras inkomst och karriärmöjligheter (SOU 2017:101). Under 2019 röstades ett nytt direktiv av Europaparlamentet och Europeiska rådet igenom. Direktivet kallas balans mellan arbete och privatliv för föräldrar och anhängigvårdare, och har samma syfte som Sverige tredje pappamånad. Förslaget ger 10 dagars pappaledighet som mannen kan ta ut i anknytning till barnets födsel samt fyra månaders föräldraledighet, varav två månader inte går att överföra mellan föräldrarna. Betalningsnivån är upp till medlemsländerna att bestämma (Europaparlamentet & Europeiska Rådet, 2019).

Syftet med den här uppsatsen är att undersöka om ett högre antal pappadagar har en påverkan på könslönegapet. Frågeställningen som jag ämnar besvara är: Har ett högre antal pappadagar ett samband med könslönegapet? Uppsatsen utgår först från teorierna kring varför det finns ett lönegap mellan könen, moderskapsstraffet och även faderskapspremien. Efter den teoretiska genomgången undersöker jag frågan empirisk med paneldata för 15 OECD-länder.

## 2. Teori och tidigare litteratur

I det här kapitlet kommer teorier, tidigare forskning samt empiriskt bevis kring könslönegapet presenteras. Det kommer inledas med teorier kring könslönegapet. Först humankapital, följt av

diskriminering och slutligen segregerad arbetsmarknad. Därefter presenteras bakomliggande orsaker till familjegapet, som handlar om att kvinnor och mäns löner påverkas annorlunda på arbetsmarknaden efter att ha blivit föräldrar. Familjegapet grundar sig i teorier kring produktivitet, deltidsarbete, familjevänliga yrken och diskriminering. Detta har visat sig ha en betydande roll för könslönegapet och kommer vara grunden för den här analysen. En del av faktorerna följer varandra, exempelvis kan diskriminering applicerats till både kvinnor med barn och kvinnor utan barn.

## 2.1 Humankapital

Modellen om humankapital är välanvänd gällande studier om skillnader mellan könen på arbetsmarknaden. Humankapital kan definieras som kompetenser och färdigheter en individ fått från arbetslivserfarenhet och utbildning. Tanken bakom teorin är att varje människa har en viss mängd humankapital och den ökar i takt med att man arbetar. Det man tjänar i lön baseras delvis på ens nivå av humankapital (Altonji – Blank 1999). Gary Becker (1985) menar att givet den traditionella arbetsfördelningen inom familjen, tenderar kvinnan att ta ett större ansvar för hushållsarbetet och går ner i arbetstid delvis eller helt och hållet efter att ha fött barn. Detta resulterar i att kvinnor har mindre arbetslivserfarenhet än män, och därmed mindre humankapital. Den kortare tiden spenderad på arbetsmarknaden och det eventuella avbrottet innebär att kvinnor har ett lägre incitament än män att investera i utbildning och träning. Den lägre nivån av humankapital visar sig sedan i lönen, då personer med lägre humankapital också har lägre lön enligt teorin (Becker, 1985; Blau, 2000).

## 2.2 Diskriminering

Diskriminering på arbetsmarknaden i USA har analyserats av Correll, Benard och Paik (2007). De genomförde ett experiment, där de undersökte vilka personer som skulle anställas vid en rekryteringsprocess. I den första delen av experimentet intervjuades collegestudenter och företag som hade en pågående rekryteringsprocess. I den andra delen skickade de falska jobbansökningar för att öka chanserna att få sanningsenliga resultat, då det finns risk att folk inte är helt ärliga om sina åsikter. De arbetssökande fiktiva personerna hade liknande kompetens och erfarenhet, men skiljde sig åt när det kom till föräldraskap. Det visade sig att kvinnor utan barn fick ungefär dubbelt så många intervjuer jämfört med kvinnor med barn. Männerna hade motsatt resultat, där

blev män med barn i högre utsträckning kallade till intervju än män utan barn. Undersökningen visade även att synsättet på kvinnor med barn och män med barn skiljer sig. I studien såg de att kvinnor med barn ansågs vara mindre kompetenta och hängivna till sina arbeten än kvinnor utan barn, män med barn samt män utan barn. Medan faderskap sågs som ett tecken på mognad och stabilitet. Vidare fick deltagarna i undersökningen frågan vad de skulle ge de arbets sökande i lön. Kvinnor med barn blev erbjudna 11 000 dollar mindre än kvinnor utan barn och 13 000 dollar mindre än män med barn. Detta experiment tyder på en diskriminering på arbetsmarknaden mot kvinnor med barn (Correll, Benard & Paik, 2007).

### 2.3 Segregerad arbetsmarknad

Könssegregeringen på arbetsmarknaden kan man dela upp i tre kategorier, varav den första är horisontell. Den går ut på att kvinnor och män innehar olika typer av yrken och arbetar i olika branscher (SOU 2004:43). I relativt lågavlönade industrier, som till exempel vård och utbildning, arbetar en hög andel kvinnor. Medan i yrken inom exempelvis naturvetenskap och IT är män en klar majoritet (European Institute for Gender Equality, 2018). Den andra kategorin är vertikal och handlar om att kvinnor inte befordras i samma utsträckning som män samt att det finns en lägre presentation av kvinnor i de högre positionerna på arbetsmarknaden (SOU 2004:43). Albrecht, Björklund och Vroman (2003) har gjort en studie i Sverige om det här fenomenet, det vill säga att kvinnor når en punkt i sin karriär där det tycks ta stopp och de når inte de höga posterna, vilket vanligen benämns glastaket. Resultatet från deras undersökning är att det finns ett stort lönegap mellan könen bland de som tjänar mest, även om Sverige har ett relativt lågt könslönegap. De ser också att glastaket inte verkar bli mindre över tid, snarare motsatsen, samt att glastaket är mindre i USA, som har ett större könslönegap än i Sverige. Detta resultat tyder på att det är mer lämpligt att närmare undersöka betydelsen av förutsättningarna för kvinnorna på den svenska arbetsmarknaden (Albrecht, Björkman & Vroman, 2003).

Sverige har ett generöst system när det gäller föräldrapenning och förskola, vilket främjar ett högt deltagande i arbetskraften. Dels på grund av att nivån på föräldrapenningen grundar sig i lönen; dels för att ett villkor till statlig barnomsorg är att man har ett arbete. Detta kan dock leda till att föräldrar uppmuntras att delta i arbetskraften, men att kvinnor gör det mindre jämfört med män då de är mer involverade i barnet. Konsekvensen blir att de istället söker sig till mindre krävande

arbeten, som vanligtvis har en lägre lön (Albrecht, Björkman & Vroman, 2003). Den tredje kategorin är intern könssegregeringen och har utgångspunkt i att kvinnor och män inom samma yrke och ibland till och med samma arbetsgivare har olika arbetsuppgifter (SOU 2004:43).

## 2.4 Familjegapet

Empirisk forskning indikerar att könslönegapet tenderar att öka i samband med att män och kvinnor får barn, en ökning som vanligen benämns som familjegapet. Det består av ett moderskapsstraff, vilket innebär att kvinnors löner har en negativ utveckling, och en faderskapspremie, där mäns löner påverkas positivt efter att ha blivit föräldrar (Kleven m.fl., 2016; Budig 2001; Budig 2014). Harkness och Waldfogel (2003) visar att det finns en korrelation mellan könslönegapet och familjegapet. Länder med högt familjegap tenderar även att ha ett högt könslönegap. Familjegapet i Harkness och Waldfogel (2003) refererar till löneskillnaden mellan kvinnor med barn och kvinnor utan barn. Detta benämns vanligen som moderskapsstraffet (se Budig & England, 2001; Kleven et al 2018; Waldfogel 1997), då det har kommit studier på att familjegapet inte bara består utav moderskapsstraffet utan även en faderskapspremie (se Hodges & Budig, 2010; Joshi et al, 2018; Lundberg & Rose 2002). Angelov, Johansson och Lindahl (2016) studerar förhållandet mellan könslönegapet och föräldraskapet i Sverige. Skillnaden mellan män och kvinnors inkomst ökar med över 30 procent efter att ha fått barn. Detta kan förklaras genom att kvinnan tar avbrott i karriären i direkt samband med födseln, eller att kvinnor tar ett större ansvar även på lång sikt och arbetar mer deltid. I studien tolkas den senare förklaringen vara den som har störst effekt av de två. Detta kan delvis styrkas av Waldfogel (1997), som visar att deltidarbete förklarar en betydande del av moderskapsstraffet, men inte hela.

Cukrowska-Torzewska och Lovasz (2020) analyserar hur föräldraskap påverkar könslönegapet samt hur institutionella faktorer påverkar sambandet mellan dem. Undersökningen visar att moderskapsstraffet betydelse skiljer sig mellan olika delar i Europa, men att faderskapspremien har en nyckelroll i samtliga länder i stickprovet. Anledningen till att moderskapsstraffets betydelse skiljer sig är främst politiska skillnader mellan länderna. Av länderna i urvalet som är belägna i södra Europa och har en låg sysselsättning bland kvinnor, tenderar könslönegapet att vara förhållandevis lågt. De kvinnor som återgår till arbetet efter att ha fått barn, gör det relativt



snabbt på grund av den lagstadgade ledigheten är kort och de drabbas därför inte av en så stor löneförlust. I de nordiska länderna finns moderskapsstraffet men har marginell roll tack vare flexibla jobb, generös betald föräldraledighet och tillgång till förskola vilket gör det möjligt att kombinera arbete och familj. I de östeuropeiska länderna är moderskapsstraffet en signifikant del av könslönegapet. Kvinnor med barn är borta en lång period från arbetet då det finns en generös mammaledigt men inte en så omfattande institutionell barnomsorg, samtidigt som mamman ses som den primära vårdnadsgivaren (Cukrowska-Torzewska & Lovasz, 2020).

#### 2.4.1 Moderskapsstraffet

Gary Beckers (1985) teori sträcker sig längre än humankapital och analyserar även produktivitet samt arbetsinsats, vilket går att applicera på kvinnor med barn och kvinnor utan barn. Han menar att orsaken till att kvinnor med barn har lägre löner, är att de inte kan göra en lika stor arbetsinsats och vara lika produktiva som kvinnor utan barn. Anledningen är att de behöver lägga större delen av sin energi på barnet. Det som avgör hur mycket energi man lägger på en aktivitet är inte totala energin, ens nyttofunktion, inkomst eller humankapital utan hur energikrävande aktiviteten är. I de allra flesta samhällen har kvinnor största ansvaret för hemmet och speciellt för barnen. Hushållsarbete och barnomsorg är aktiviteter som kräver mer ansträngning och energi än till exempel fritidssysslor. Detta gör att kvinnan lägger en mindre andel av sin energi på arbetet och istället en större andel på hemmet jämfört med män. De blir trötta, behöver stanna hemma från jobbet för att ta hand om sjuka barn eller söker sig till mer familjevänliga arbeten. Med familjevänliga arbeten menas arbetsplatser som till exempel har mer flexibla arbetstimmar, inga krav för resor eller arbeta obekväma tider samt möjlighet att arbeta deltid. Resultatet blir att kvinnor med barns löner påverkas negativt, reducerar tiden i arbetskraften och sänker viljan att investera i humankapital (Becker 1985).

I studie av Budig och England (2001) analyseras löneskillnaden mellan kvinnor med barn och kvinnor utan barn på arbetsmarknaden. Deras studie medför ytterligare bevis på att finns ett moderskapsstraff, alltså att kvinnor som skaffar barn får negativa konsekvenser jämfört med kvinnor utan barn. Studien visar att ungefär en tredjedel går att förklara genom deltidarbete, avbrott från arbetslivet och minskat humankapital. De undersöker även hur stor effekt familjevänliga arbeten har på moderskapsstraffet. Studien visar att hypotesen om familjevänliga

arbeten kan förklara en del av moderskapsstraffet, men inte hela. De resterande två tredjedelarna av moderskapsstraffet kan bero på produktivitet, alltså att kvinnor med barn är mindre produktiva på arbetet än kvinnor utan barn (se Becker, 1985) eller diskriminering mot kvinnor med barn (se Correll, Benard & Paik, 2007).

Kleven m.fl. (2018) gör en liknande studie med Danmarks befolkning som urvalsgrupp. De utvecklar resonemanget om moderskapsstraffet och ser att effekterna av att få barn påverkar kvinnors löner på både kort och lång sikt. En möjlig förklaring kan grunda sig i att ens preferenser kring familj och karriär skapas redan under ens uppväxt. De kontrollerar för effekterna över generationer och kan se att flickor som växer upp i familjer med en mer traditionell arbetsfördelning mellan könen, tenderar till att fortsätta med det även när de själva får barn. Dessa effekter sågs bara för flickor och inte för pojkar.

#### 2.4.2 Faderskapspremien

Medan kvinnors inkomst tenderar till att få en lägre lön efter att ha fått barn, tenderar mäns lön stiga efter att det har blivit pappor. Lundberg och Rose (2002) visar att faderskap resulterar i högre timlön för män och även en ökning antal arbetstimmar per år för män. Detta bekräftas även av Joshi m.fl. (2018) som bygger vidare på ämnet och ser hur könslönegapet påverkas över en livscykel.

Hodges och Budig (2010) undersöker också faderskapspremien. Efter att kontrollerat för faktorer kopplade till humankapital som arbetslivserfarenhet och utbildning, antal arbetade timmar och respektives inkomster kvarstår faderskapspremien. I studien ökar männens lön med sex procent efter att de har fått barn, samtidigt som kvinnors lön minskar med fyra procent efter att de har blivit föräldrar. Efter att män har fått barn tenderar de i vissa fall arbeta mer, men detta kan som mest förklara 16 procent av premien. Budig (2014) menar att två möjliga förklaringar för löneökningen kan vara en bemötande- eller urvalseffekt.

Effekten om bemötande består av tre delar. Den första delen grundar sig i att män med barn blir bemötta annorlunda än män utan barn av till exempel medarbetare och chefer. Den kan även betyda att män ändrar sitt beteende på arbetsplatsen efter att de får barn och att det nya beteendet

leder till en löneökning. I studien kollar Hodges och Budig (2010) likaså på sambandet mellan männens lön och antal timmar deras partners arbetar. Tanken är att om en man med barn har en kvinnlig partner som arbetar deltid eller inte arbetar överhuvudtaget, tar hon mer ansvar för familjen och hushållsarbetet och mannen kan fortsätta fokusera på karriären. Resultatet blev att faderskapspremien var oförändrad. Detta innebär att även om den kvinnliga partnern fortsätter arbeta efter att ha fött barn, ökar mannens inkomst. (Hodges & Budig 2010, Budig 2014).

Urvalseffekten innebär att egenskaper som skulle leda till en högre lön, är samma egenskaper som gör det troligare att man blir pappa. Alltså att löneökningen för män efter att ha fått barn handlar inte om positiva effekter från faderskapet, utan att männen som blir pappor redan har egenskaper som korrelerar med en högre lön och det är även dessa egenskaper som är till grund för att man skaffar barn (Budig, 2014).

### 3. Data och metod

För att besvara frågeställning om vad för effekt antalet respektive andelen tingade dagar i föräldraförsäkringen har på könslönegapet genomförs en ekonometrisk analys. Metoden jag använder är dels panelregression och dels en regression där jag studerar en längre differens. I detta avsnitt beskrivs data samt de empiriska specifikationerna.

#### 3.1 Data och deskriptiv statistik

Min studie använder sig av data för 15 OECD-länder (se Appendix A.1) och är insamlad för perioden 2006–2016. Detta urval beror på tillgången på data samt att länderna är relativt lika när det kommer till utveckling och nivån på levnadsstandard. Majoriteten av studierna om familjegapet har gjorts i höginkomstländer och därför är samtliga länder i som valts till stickprovet klassade som höginkomstländer av Världsbanken<sup>2</sup>. 10 år är rimligen en tillräckligt lång period för att kunna se om det finns någon samvariation mellan föräldraförsäkringens upplägg och könslönegapet. Data som har använts är hämtad dels från OECD och dels från Världsbanken, vilket båda kan ses som etablerade och trovärdiga källor. Specifikation över samtliga variabler finns i tabell 1.

---

<sup>2</sup> <https://data.worldbank.org/income-level/high-income>

Variablerna jag kommer lägga mest fokus på och vill undersöka är Pappadagar, Generositet och Pap/Gen. Variabeln Generositet inkluderar ej antal pappadagar utan består av övriga föräldraförsäkringen, det vill säga den delen som är tingad till mamman samt den tiden föräldrarna kan fritt dela mellan sig. Därför har jag lagt till antal pappadagar i nämnaren i variabeln Pap/Gen för att få ut andelen pappadagar av den totala föräldraledigheten. Resterande variabler är kontrollvariabler och är valet av dem grundar sig främst i bakomliggande orsaker till könslönegapet.

**Tabell 1 – Variabellista**

Variabelnamn	Definition	Källa
<b>Könslönegapet</b>	Skillnaden mellan manlig och kvinnlig medianlön dividerad med den manliga medianlönen	OECD
<b>Pappadagar</b>	Längd för betald ledighet specifik för pappan i veckor	OECD
<b>Generositet</b>	Total längd för betald mammaledighet och föräldraledighet i veckor	OECD
<b>Pap/Gen</b>	Andelen av föräldraförsäkringen som är pappadagar	OECD
<b>BNP per capita</b>	BNP per capita PPP (2010 US dollar). Logaritmerad	Världsbanken
<b>Utbildning</b>	Differensen mellan andelen män och kvinnor med utbildning på högskolenivå	OECD
<b>Deltid</b>	Andelen kvinnor som arbetar deltid	OECD
<b>Sysselsättning</b>	Sysselsättningsgraden hos kvinnor	OECD
<b>Position</b>	Andelen kvinnor medel eller övre ledningspost	Världsbanken

I tabell 2 presenteras statistiken över insamlade paneldata för tidsperioden 2006–2016. Den inkluderar antal observationer, medelvärde, standardavvikelse, minsta värde samt maximala värde. Antal observationer, N, visar att det saknas åtta observationer i könslönegapet, vilket gör min paneldata obalanserad. Könslönegapet minsta värde är 0,40 procent, vilket är Ungern 2006. Där har gapet ökat över tid i stickprov, vilken inte nödvändigtvis behöver innebära en minskad

nivå av jämställdhet. Det kan vara ett resultat av att kvinnor som tidigare inte varit på arbetsmarknaden, numera är med i arbetskraften. BNP per capita är logaritmerat.

**Tabell 2 – Statistik över paneldata**

Variabel	N	Medelvärde	Sd	Min	Max
<b>Könlönegapet</b>	157	13,90	4,80	0,40	21,90
<b>Pappadagar</b>	165	5,02	6,28	0	26
<b>Generositet</b>	165	69,72	52,90	0	164
<b>Pap/Gen</b>	165	0,09	0,12	0	0,43
<b>BNP per capita</b>	165	10,37	0,51	9,27	11,02
<b>Utbildning</b>	165	-10,23	5,00	-19,68	-0,69
<b>Deltid</b>	165	16,88	11,36	2,8	40,1
<b>Sysselsättning</b>	165	61,51	9,64	39,9	83,76
<b>Position</b>	165	30,90	5,82	19,49	40,94

Tabell 3 visar statistiken för differensen mellan år 2006 och 2016. En negativ siffra innebär i det här fallet att de observerade värdet har minskat från 2006 till 2016. En positiv siffra tyder således på en ökning av variabeln. Detta gäller samtliga variabler, förutom utbildning som är differensen mellan andel män och kvinnor med högskoleutbildning. Kvinnor har i genomsnitt en högre utbildning än män i mitt stickprov och det negativa värdet indikerar på att differensen har ökat ytterligare, vilket antingen kan bero på att andelen män med högskoleutbildning har minskat eller att andelen kvinnor med högskoleutbildning har ökat.

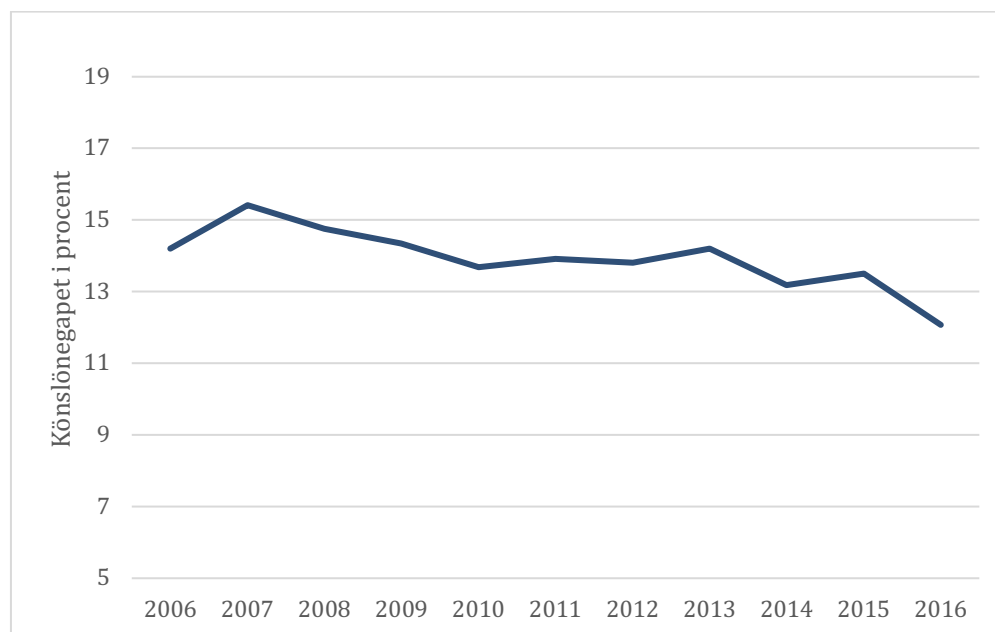
Pappadagars medelvärde är på 1,23 vilket indikerar att har i snitt i stickprovet ökat med 1,23 veckor. Min värdet är negativt, vilket beror på att en del länder minskat den del av

föräldraledigheten som går till pappan (se Appendix A.3). Samma resonemang gäller variabeln Generositet.

**Tabell 3 – Statistik över differensen**

Variabel	N	Medelvärde	Sd	Min	Max
<b>Könlönegapet</b>	15	-2,12	3,78	-7,4	9
<b>Pappadagar</b>	15	1,23	7,14	-17,3	18,3
<b>Generositet</b>	15	0,51	20,19	-52	36
<b>Pap/Gen</b>	15	0,02	0,08	-0,11	0,24
<b>BNP per capita</b>	15	0,05	0,15	-0,25	0,36
<b>Utbildning</b>	15	-5,44	3,94	-12,69	1,13
<b>Deltid</b>	15	-0,11	3,09	-6,6	3,8
<b>Sysselsättning</b>	15	3,33	4,62	-3,98	9,88
<b>Position</b>	15	2,20	4,45	-7,59	8,56

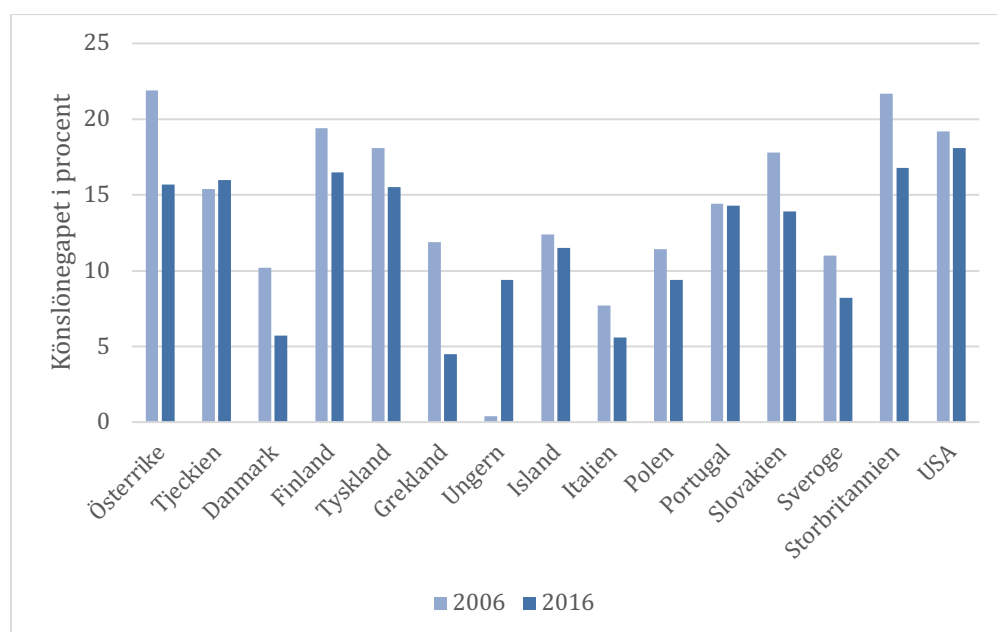
**Figur 1 – Könlönegapet 2006–2016**



Källa: OECD

I figur 1 visar jag på hur könslönegapet utvecklats över tidsperioden 2006–2016 i de 15 observerade OECD-länderna. Den blåa linjen är genomsnittet för observerade länder och visar att könslönegapet har minskat över tid, från omkring 14 procent till drygt 12 procent.

**Figur 2 – Könslönegapet 2006 och 2016**



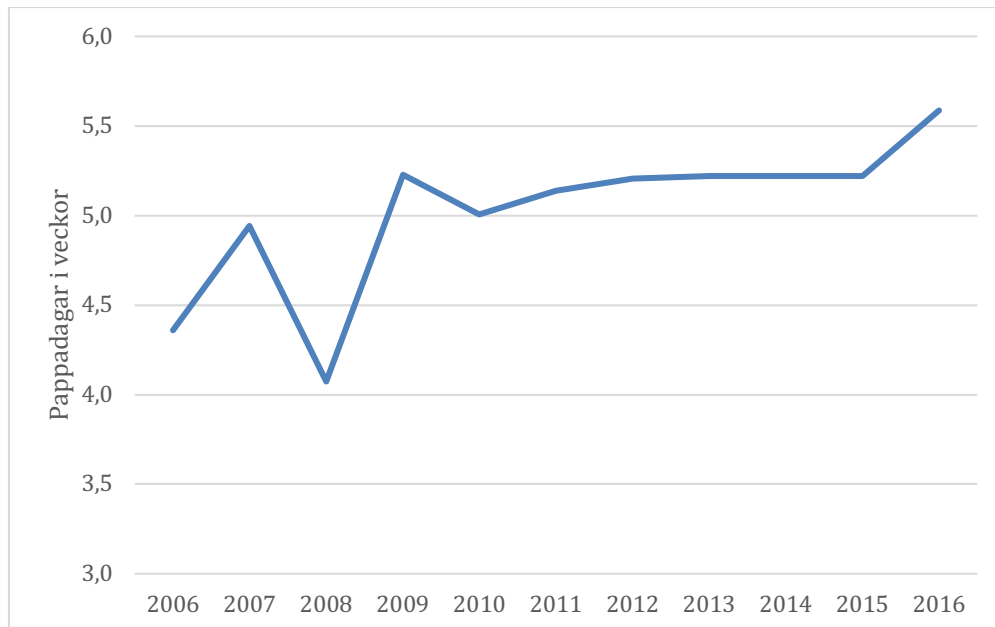
Källa: OECD

Figur 2 visar på hur det ser ut i varje land i stickprovet för åren 2006 och 2016. Noterbart är att könslönegapet minskat i samtliga länder utom Tjeckien och Ungern över denna tidsperiod. I Ungern ökade könslönegapet med 9 procentenheter från 2006 till 2016, vilket inte nödvändigtvis behöver betyda minskad jämställdhet. Under samma tidsperiod har sysselsättningsgraden bland kvinnor samt andelen kvinnor med högskoleutbildning ökat, vilket indikerar att ökningen av könslönegapet kan bero på att kvinnor som tidigare inte varit i arbetskraften, numera är med. Grekland var det land där det minskade mest sett till andel, då könslönegapet i landet mer än halverades under tidsperioden. I Danmark halverades nästan könslönegapet.

De variabler som det kommer riktas fokus på i min empiriska analys är Pappadagar och Generositet. Den förstnämnda variabeln mäter längden betald ledighet som är reserverade till pappan och den andra variabeln totala längden på föräldraförsäkringen. Hypotesen är att om antal

eller andel betalda pappadagar ökar, så förväntas könslönegapet att minska. För att kunna undersöka det sistnämnda, kommer jag att skapa en ny variabel för att ta fram andelen av totala dagar som är reserverade åt pappa (se tabell 1). Hypotesen kring är Generositet är tvetydig. Studier kring ämnet visar att en ökad föräldraförsäkring både kan ha positiva negativa effekter på könslönegapet. En längre föräldraförsäkring kan innebära att kvinnan är borta en längre period från arbetsmarknaden, vilket kan påverka lönen negativt. Å andra sidan, har studier visat på att en betald ledighet, där man är garanterad att få gå tillbaka till samma anställning, har en positiv effekt på könslönegapet.

**Figur 3 - Antal betalda pappadagar i genomsnitt 2006–2016**

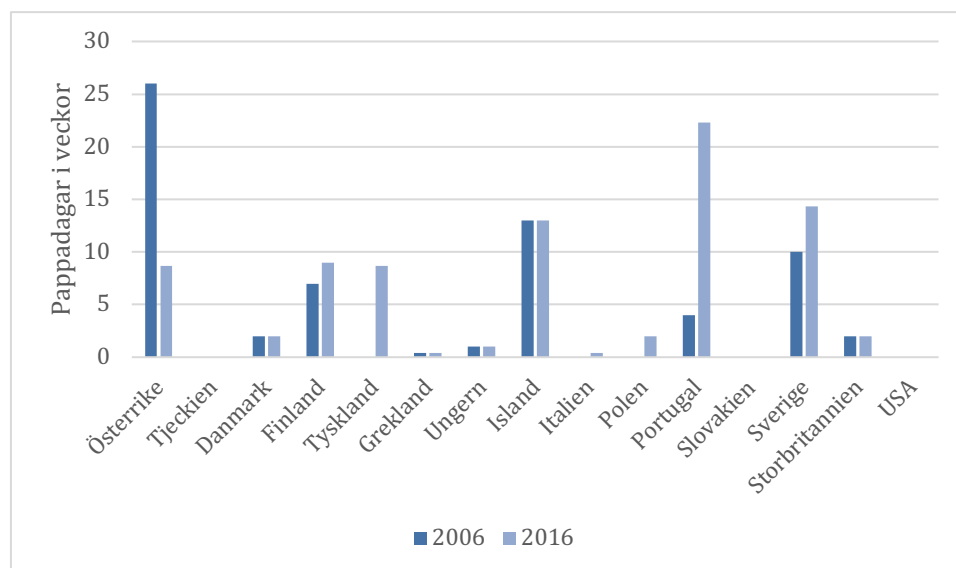


Källa: OECD

Figur 3 visar hur genomsnittet för samtliga länder i stickprovet utvecklats över tidsperioden 2006–2016. Antal pappadagar i genomsnitt har ökat i mitt stickprov. 2006 låg antal veckor på omkring 4,4 veckor och 2016 var motsvarande siffra 5,5 veckor, vilket innebär att snittet för antal pappadagar har ökat med 1,1 veckor. Nedgången 2008 kan förklaras genom att Österrike minskade antal dagar samtidigt som inget annat land gjorde någon förändring. Året därpå utökade Portugal från 4 veckor till 21,3 veckor, vilket är anledningen till uppgången i grafen vid 2009.



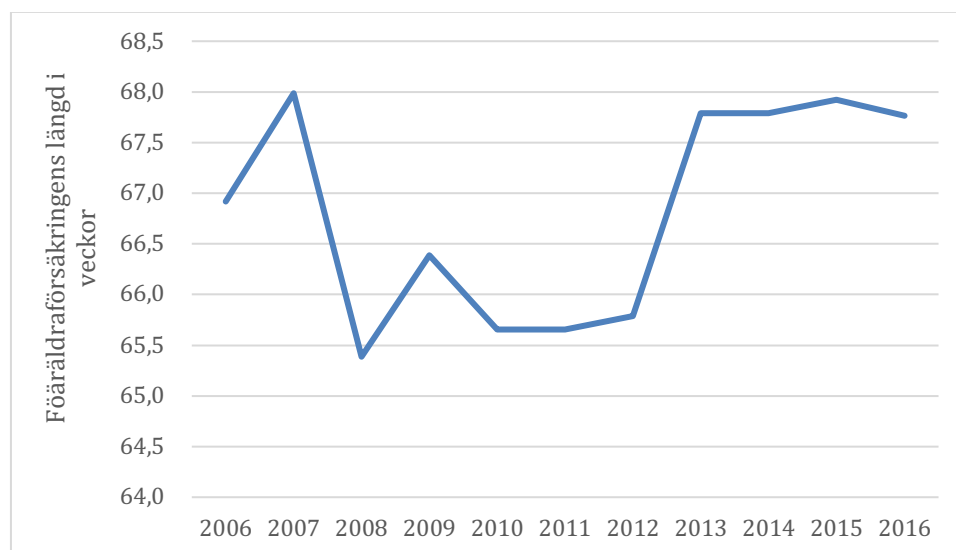
**Figur 4 - Antal betalda pappadagar 2006 och 2016**



Källa: OECD

Figur 4 visar antal betalda pappadagar uttryckt i veckor för varje land i stickprovet för åren 2006 respektive 2016. Noterbart är att Österrike är enda land som minskat antal pappadagar. De har minskat antal pappadagar med mer än hälften under tidsperioden. 10 länder, alltså hälften av stickprovet, har ökat antal pappdagar och nio länder har inte gjort någon förändring mellan åren. Tjeckien, Slovakien och USA har inte utökat antal pappadagar utan ligger kvar på noll dagar.

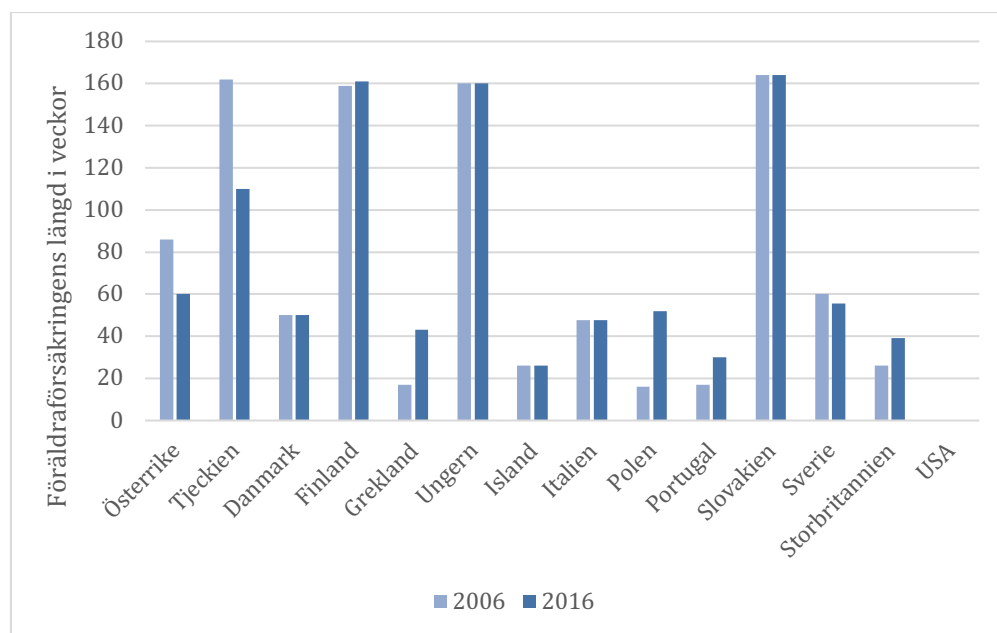
**Figur 5 - Föräldraförsäkringen i genomsnitt (exkl. pappadagar) 2006–2016**



Källa: OECD

Figur 5 visar hur föräldraförsäkringen utvecklas i genomsnitt för länderna i stickprovet över tidsperioden 2006–2016. Antal veckor i genomsnitt har ökat från 66,9 veckor till 67,8 veckor mellan det första och sista året i stickprovet. Under åren 2008 till 2012 var antal veckor under 66, men gick sedan upp 2012.

**Figur 6 - Föräldraförsäkringen 2006 och 2016 (exkl. pappadagar)**



Källa: OECD

Figur 6 visar hur föräldraförsäkringen ser ut länderna i stickprovet år 2006 respektive 2016. Österrike och Tjeckien har minskat antal dagar, men Tjeckien har fortfarande en av de mest generösa föräldraförsäkringarna sett till längd. Sverige minskade den här delen av föräldraförsäkringen, men ökade istället antal pappadagar. Finland, Grekland, Polen, Portugal, Italien och Storbritannien utökade sin föräldraledighet mellan första och sista året i stickprovet. 2006 hade åtta av femton länder ett år eller längre i föräldraledighet. Motsvarande siffra 2016 var nio utav femton länder. Länderna som är mest generösa och har över två år 2016 är Finland, Ungern och Slovakien. Det enda land som har noll dagar och inte har någon lagstadgad föräldraförsäkring är USA.

Utöver könslönegap, generositet och pappadagar kommer jag att använda data för ytterligare variabler i den empiriska analysen. Den första kontrollvariabeln är BNP per capita, PPP (2010

US dollar) för att ta hänsyn till inverkan av skillnader i ekonomisk nivå mellan länderna. BNP per capita och könslönegapet förväntas röra sig i motsatta riktningar, alltså om BNP per capita ökar förväntas könslönegapet minska. Den andra kontrollvariabeln jag använder andelen med utbildning på högskolenivå. För att fånga upp utbildningsnivån för både män och kvinnor och samtidigt undvika multikollinearitet, använder jag differensen mellan könen. Om den här variabeln ökar förväntas könslönegapet öka, det vill säga röra sig i samma riktning. Den tredje kontrollvariabel är andelen kvinnor som arbetar deltid. Kvinnor arbetar i högre utsträckning deltid än män och att arbeta mindre antal timmar påverkar ens totala lön. Länderna i stickprovet har generellt en hög sysselsättningsgrad och klassas som höginkomstländer. Därför antar jag att om andelen kvinnor som arbetar deltid ökar, har kvinnorna gått från en heltidsanställning till en deltidsanställning och arbetar därmed mindre antal timmar än tidigare. Så om den här variabeln ökar, förväntas könslönegapet öka. Den fjärde kontrollvariabeln är sysselsättningsgraden hos kvinnor. Sysselsättningsgraden hos kvinnor och könslönegapet förväntas röra sig i motsatta riktningar. Det vill säga om sysselsättningsgraden hos kvinnor ökar, minskar könslönegapet. Slutligen har jag även med parametern position, vars definition är andel kvinnor vars anställning är senior- eller mellanchef. Om den ökar, förväntas könslönegapet minska.

### 3.2 Metod 1 - Paneldata regression

I ett första steg i den empiriska analysen kommer jag använda mig av paneldata för de 15 länderna med information för varje år. Här skattar jag därför fyra olika panelregressioner med lands- och tidsfixa effekter. Samtliga panelregressioner har könslönegapet som beroende variabel och samma kontrollvariabler, men skiljer sig åt när det kommer till undersökningsvariablerna.

I modell (1) och (2) fokuserar jag på antalet dagar och använder pappadagar och generositet som två separata variabler. Skillnaden på de två modellerna är att undersökningsvariablerna är laggade med ett år i modell (1), för att se om effekten kan vara fördröjd. Båda modellerna är linjära och ges av:

$$\text{könslönegapet}_{i,t} = \alpha + \beta_1 \text{pappadagar}_{i,t} + \beta_2 \text{generositet}_{i,t} + \delta X_{i,t} + \mu_i + u_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$\text{könslönegapet}_{i,t} = \alpha + \beta_1 \text{pappadagar}_{i,t-1} + \beta_2 \text{generositet}_{i,t-1} + \delta X_{i,t} + \mu_i + u_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

där beroende variabeln är könslönegapet i land  $i$  under period  $t$ ;  $\alpha$  är en konstant;  $\beta_1$  är marginaleffekten av ett större antal pappadagar;  $\beta_2$  är marginaleffekten av ett större antal dagar på föräldraförsäkringen;  $\delta X_{i,t}$  är summan av effekterna för kontrollvariablerna BNP per capita, utbildning, deltid och sysselsättning;  $\mu_i$  är landspecifik effekt som är konstant över tid men varierar mellan länder;  $u_t$  är tidsspecifik effekt som är konstant över tid men varierar mellan länder och  $\varepsilon_{i,t}$  är feltermen.

I modell (3) och (4) undersöker jag andelen pappadagar av föräldraförsäkringen. Jag skapar en ny variabel genom att ta pappadagar dividerat med generositet. I modell (3) är den nya variabeln laggad med ett år.

$$\text{könslönegapet}_{i,t} = \alpha + \beta \left( \frac{\text{pappadagar}}{\text{generositet}} \right)_{i,t} + \delta X_{i,t} + \mu_i + u_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$\text{könslönegapet}_{i,t} = \alpha + \beta \left( \frac{\text{pappadagar}}{\text{generositet}} \right)_{i,t-1} + \delta X_{i,t} + \mu_i + u_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

där beroende variabeln är könslönegapet i land  $i$  under period  $t$ ;  $\alpha$  är en konstant;  $\beta$  är marginaleffekten av en större andel pappadagar;  $\delta X_{i,t}$  är summan av effekterna för kontrollvariablerna BNP per capita, utbildning, deltid och sysselsättning;  $\mu_i$  är landspecifik effekt;  $u_t$  är tidsspecifik effekt och  $\varepsilon_{i,t}$  är feltermen.

Paneldata kombinerar tvärsnitts- och tidsseriedata, och kan på så vis skapa ett större antal observationer, ge mer variabilitet samt mer informativa data. Det kan också fånga upp fler effekter än ren tvärsnitt- eller tidsseriedata samt kontrollera för heterogenitet mellan de olika länderna. Därför är denna metod bättre lämpad för att studera mer komplexa beteendemodeller i dynamiska miljöer, som exempelvis effekterna av ekonomiska reformer (Baltagi, 2013).

En rad tester har genomförts för att få så effektiva och väntevärdesriktiga skattningar som möjligt. Det första testet jag gjort är White's test för att se om residualerna har konstant varians och jag därmed har homoskedasticitet. I mitt fall påvisades heteroskedasticitet, vilket är vanligt förekommande när man studerar flera observationer över tid i samma land (Blau, 2003). I mina skattningar korrigerar jag därför genom att inkludera robusta standardfel. I ett andra steg gjorde jag Wooldridge testet för att pröva för autokorrelation, vilket inte gav något utslag. För det tredje testade jag för multikollinearitet genom ett VIF-test. Jag hade först med en variabel för den totala sysselsättningsgraden i landet, men den hade en hög multikorrelation med sysselsättningsgraden hos kvinnor. Därför valde jag att ta bort parametern för totala sysselsättningsgraden och då var korrelationen mellan variablerna i samtliga regressioner mellan 1–4.

Ett annat potentiellt problem som kan orsaka felaktiga skattningar är endogenitet. Endogena variabler kan uppstå om det föreligger en korrelation mellan feltermen och minst en av de förklarande variablerna. Exempelvis kan variabler som deltidsarbete och utbildning riskera att vara endogena, om de inte ges exogent utan beror på individers val eller preferenser. Ett sätt att hantera detta kan vara att göra om de endogena variablerna, genom att till exempel lagga dem (Beblo m.fl. 2003a; Beblo m.fl., 2003b).

Endogena variabler kan även uppstå om beroende variabeln påverkar någon av de förklarande variablerna, samtidigt som den oberoende förklarar den beroende, i en form av omvänd kausalitet (Dougherty, 2016). I min modell kan detta exempelvis innebära att könslönegapet kan förklara vilket längd pappadagar landet har, vilket kan förekomma. Ett land med högt könslönegap kan använda det som grund för politiska reformer, som till exempel individualiserad föräldraledighet eller kvotering av kvinnliga chefer. Detta hanteras i min modell genom att lagga variablerna Pappadagar och Generositet.

Om länderna visar heterogenitet, alltså olika egenskaper och beteende som inte är slumpmässiga, bör även det tas hänsyn till då heterogenitet kan ge missvisande skattningar. För att kontrollera för heterogenitet och endogenitet kan man använda Random eller Fixed Effects. I den förstnämnda är lands- och tidsfixa effekter en del av feltermen, medan i Fixed Effects bryter man ut variablerna. Landsfixa effekterna korrigerar för allt som är konstant över tid men varierar mellan de olika länderna. Tidsfixa effekter korrigerar för allt som är konstant mellan länderna

men varierar över tid. (Baltagi, 2013; Beblo m.fl., 2003a). Det kan finnas landspecifika faktorer som till exempel institutioner, statlig barnomsorg, landets sociala skydds nät, nationella fackförbund som skiljer sig mellan länderna och påverkar hur föräldraförsäkringen är utformad.

Vid valet mellan Fixed och Random Effects har jag dels gjort ett Hausmantest, dels sett på antagandena för metoderna. Ett av villkoren för Random Effects är att det inte får föreligga någon korrelation mellan de landspecifika effekterna och feltermen. Om den korrelationen finns, uppfylls inte antagandet för Random Effects och Fixed Effects är således ett bättre val (Beblo m.fl., 2003a, Blau 2003). Ett andra villkor för att använda Random Effects är att observationerna ska vara slumpmässigt utvalda från en given population. Länderna i min data är enbart från höginkomstländer som är medlemmar i OECD, vilket inte kan ses som slumpmässigt urval av världens länder (Dougherty, 2016).

Jag gjorde även ett Hausmantest för att kontrollera vilken av effekterna som var bäst lämpade. Resultatet visade att jag inte kunde förkasta nollhypotesen, som är att Random Effects är mer effektivt. Koefficienternas magnitud skiljde sig knappt mellan de olika effekterna och jag får ett liknande resultat oavsett om jag använder Random eller Fixed Effects. Därför kommer jag, trots resultatet från Hausmantestet, göra mina skattningar med Fixed Effects då det kan ses som ett mer lämplig val när de gäller olika länder samt att antagandena för Random Effects riskerar att inte hålla.

### 3.2 Metod 2 - Differensen

Som ett andra steg i min empiriska analys använder jag en linjär modell med OLS. Istället för att använda samtliga år för samtliga länder som vid panelregressionen, kommer jag ta fram och använda differensen mellan 2006 och 2016. Så till skillnad från panelregressionen där jag har över 150 observationer, kommer det vara 15 observationer, en för varje land.

I den här metoden skattar jag två modeller. I modell (1) undersöker jag antalet pappadagar och i modell (2) undersöker jag andelen pappadagar av totala föräldraförsäkringen.

Modellerna jag skattar i det här fallet är således:

$$\Delta\text{könslönegapet}_i = \alpha + \beta_1\Delta\text{pappadagar}_i + \beta_2\Delta\text{generositet}_i + \Delta\delta X_i + \mu_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

där beroende variabeln är differensen mellan år 2016 och 2006 för könslönegapet i land  $i$ ;  $\alpha$  är en konstant;  $\beta_1$  är marginaleffekten av pappadagar;  $\beta_2$  är marginaleffekten av föräldraförsäkringen;  $X_i$  är differensen för kontrollvariablerna BNP per capita, utbildning, deltid och sysselsättning;  $\mu_i$  är landsfixa effekter och  $\varepsilon_i$  är feltermen.

$$\Delta\text{könslönegapet}_i = \alpha + \beta\Delta\left(\frac{\text{pappadagar}}{\text{generositet}}\right)_i + \Delta\delta X_i + \mu_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

där beroende variabeln är differensen mellan år 2016 och 2006 för könslönegapet i land  $i$ ;  $\alpha$  är en konstant;  $\beta$  är marginaleffekten av andelen pappadagar;  $X_i$  är differensen för kontrollvariablerna BNP per capita, utbildning, deltid och sysselsättning;  $\mu_i$  är landsfixa effekter och  $\varepsilon_i$  är feltermen.

Även i den här metoden krävdes en del tester för att få skattningar så väntevärdesriktiga och effektiva som möjligt. Det första testet jag utförde var White's test som visade att jag inte kunde förkasta nollhypotesen om homoskedacitet. I ett andra steg testade jag för multikollineratiet genom ett VIF-test. Det visade på låga värden för korrelationer, som var mellan 1–4. Potentiella problem som orsakas av endogena variabler, korrigerade jag i mina skattningar med robusta standardfel.

## 4. Resultat

Här presenteras först resultatet från båda metoderna och kapitlet avslutas sedan med en diskussion kring utfallet.

### 4.1 Regressionsanalys – Paneldata

Tabell 4 visar resultatet från panelregressionen där beroende variabeln är könslönegapet. Lands- och tidsspecifika effekter är beaktande i samtliga regressioner. I kolumn 1 och 2 är antal pappadagar och generositet för föräldraförsäkringen två separata parametrar.  $R^2$  är

determinationskoefficienten och visar hur väl variationen i könslönegapet kan förklaras av variationen hos de förklarande variablerna. I regressionen varierar förklaringsgraden mellan 30–38 procent. Det betyder att det är cirka 60–70 procent av könslönegapet lyckas modellen inte fånga upp i de förklarande variabler. Det kan till exempel bero på diskriminering, vilket kan vara svårt att mäta.

I kolumn 1 är de förklarade variablerna inte laggade. Antal pappadagar visar signifikans vid signifikansnivån 5 procent. Dock inte i enlighet med hypotesen som var att ett ökat antal pappadagar resulterar i en minskning av könslönegapet. Parametern har ett positivt tecken, vilket enligt modellen innebär att om antal pappadagar ökar, ökar även könslönegapet. Koefficienten har värdet 0,121, vilket betyder att om antal pappadagar utökas med en vecka, skulle det enligt min modell öka könslönegapet med 0,121 procentenheter. Detta kan ses som en relativt låg ökning. Även variabeln Generositet har ett negativt tecken, vilket indikerar att en längre föräldraledighet påverkar könslönegapet positivt. Detta har dock inte någon statistik säkerställd signifikans. BNP-per capita, Position och Deltid har de förväntade riktningarna. Variablerna Utbildning och Sysselsättning rör sig däremot inte i de förväntade riktningarna. En möjlig anledning till kan vara att det inte är ett så stort stickprov, vilket innebär att sambandet i varje land får väldig stor vikt. Parametern Position signifikans, vilket styrker teorin om att kvinnor möter ett glastak och inte når de högre tjänsterna, och därmed inte de högre lönerna.

I kolumn 2 är de förklarande variablerna Pappadagar och Generositet laggade med ett år, för att se om effekten av en utökning av antal pappadagar och längden på föräldraledigheten kan vara fördröjd samt korrigera för eventuell omvänd kausalitet. Antal pappadagar visar signifikans på signifikansnivån 1 procent, vilket antyder att det effekten av en förändring i föräldraförsäkringen kan vara fördröjd. Även i denna regression var variabeln positiv och resultatet är därmed inte i enlighet med hypotesen, utan visar att om antal pappadagar ökar, ökar könslönegapet. Generositet har också ett positivt tecken, vilket indikerar att en längre föräldraledighet påverkar könslönegapet negativt. Detta har dock inte någon statistik säkerställd signifikans. Sett till kontrollvariablerna har Deltid skiftat tecken från negativt till positiv. Förklaringsgraden  $R^2$  är högre när pappadagar och generositet är laggade med ett år jämfört med när variablerna inte är laggade.



I kolumn 3 och 4 är fokus på andelen pappadagar av föräldraledigheten istället för antalet pappadagar. I kolumn 3 är Pap/Gen inte laggat. Regressionen visar signifikans vid signifikansnivån 1 procent för nya parametern Pap/Gen och koefficienten är betydligt högre än i tidigare regressioner, vilket indikerar att andelen pappadagar påverkar könslönegapet mer än antalet pappadagar. Parameterns tecken är även här positivt, vilken inte är i linje med hypotesen. Koefficienten har värdet 8,412, vilket innebär att öka andelen pappadagar med en enhet, skulle öka könslönegapet med 8,412 procentenheter. Av kontrollvariablerna visar parametern Position signifikans, vilket indikerar att kvinnors roll i högre tjänster på arbetsmarknaden är av stor betydelse. Befordring och högre positioner hänger ihop med högre löner, och därför är det rimligt att könslönegapet minskar när kvinnors löner ökar.

I kolumn 4 är parametern för andel pappadagar laggade med ett år. Anledningen är likt tidigare för att se om det finns fördröja effekter av en utökning av föräldraledigheten samt för att kompensera för potentiell omvänd kausalitet. Andelen pappadagar har en signifikans vid en signifikansnivå på 1 procent och koefficienten är på 13,771 vilket är det högsta resultatet i regressionerna. Det innebär att i en extra enhet av Pap/Gen kan resultera i ökning av könslönegapet med 13,771 procentenheter i mitt stickprov, vilket kan anses som en betydande storlek. Detta betyder att en omfördelning av föräldraförsäkringen, så att en större andel blir tingsad till mannen jämfört med idag, kan leda till en markant ökning av könslönegapet. Resultatet från kolumn 4 tyder på att det finns en fördröjd och signifikant effekt av att höja andel pappadagar samt att andelen pappadagar kan ha en större påverkan än antal pappadagar. Kontrollvariabeln Position visar även i denna regression signifikans.

**Tabell 4 – Metod 1**

Beroende variabel:	(1)	(2)	(3)	(4)
<b>Könslönegapet</b>				
<b>Pappadagar</b>	0,121** (0,043)	0,143*** (0,027)		
<b>Generositet</b>	-0,005 (0,019)	0,020 (0,016)		
<b>Pap/Gen</b>			8,412* (4,308)	13,771*** (2,735)
<b>BNP per capita</b>	-3,900 (5,456)	-4,342 (5,402)	-3,912 (5,573)	-4,983 (5,199)
<b>Utbildning</b>	0,016 (0,077)	0,030 (0,082)	0,038 (0,189)	0,030 (0,084)
<b>Deltid</b>	-0,010 (0,197)	0,127 (0,222)	-0,031 (0,173)	0,038 (0,189)
<b>Sysselsättning</b>	0,241 (0,227)	0,356 (0,082)	0,222 (0,216)	0,319 (0,222)
<b>Position</b>	-0,159* (0,078)	-0,090 (0,055)	-0,177** (0,081)	-0,104* (0,057)
<b>Konstant</b>	42,617 (47,470)	33,601 (45,085)	44,440 (50,145)	45,251 (42,319)
<b>Observationer</b>	157	142	157	142
<b>Antal länder</b>	15	15	15	15
<b>R<sup>2</sup></b>	0,313	0,374	0,303	0,361
<b>White's</b>	$\chi^2=104,06$ P=0,000	$\chi^2=95,15$ P=0,000	$\chi^2=104,33$ P=0,000	$\chi^2=97,28$ P=0,000
<b>VIF (Medelvärde)</b>	2,22	2,26	2,24	2,19

Not: Regressionerna inkluderar lands- och tidsspecifika effekter. Inom parantes är robusta standardfel för varje skattad parameter och \*\*\*/\*\*/\* representerar signifikansnivåerna 1/5/10 %.

## 4.2 Regressionsanalys - Differensen

Tabell 5 visar resultaten från andra metoden. Istället för att ha för alla år i stickproven, räknade jag fram differensen mellan första och sista året. Förklaringsgraden för den här metoden är mellan 47 och 49 procent. I kolumn 1 är Pappadagar och Generositet två separata variabler. Båda parapeterna har positiva tecken, vilket innebär att ett utökat antal dagar på att antingen pappadagar och/eller föräldraledigheten ökar könslönegapet. Detta är inte linje med hypotesen om att pappan är hemma längre med barnet, minskar könslönegapet. Detta kan dock inte statistiskt säkerställas i modellen då variabler inte visar signifikans.

I kolumn 2 är Pappadagar och Generositet inte två separata variablerna, utan den nya Pap/Gen används. Likt första kolumnen går den inte i linje med hypotesen och resultatet visar att en ökning av tingande dagar åt pappa kan öka könslönegapet. Intressant är att även i den är metoden har Pap/Gen ett betydligt större värde än Pappadagar, vilket indikerar att andelen tingande dagar av föräldraförsäkringen kan ha större betydelse än antalet dagar. Dock kan inte detta resultat statistiskt säkerställas.

**Tabell 5 – Metod 2**

Beroende variabel:	(1)	(2)
<b>Könslönegapet</b>		
<b>Pappadagar</b>	0,106 (0,129)	
<b>Generositet</b>	-0,017 (0,061)	
<b>Pap/Gen</b>		7,426 (10,004)
<b>BNP per capita</b>	1,880 (9,013)	2,527 (8,306)
<b>Utbildning</b>	0,201 (0,295)	0,210 (0,271)
<b>Deltid</b>	0,098 (0,389)	0,126 (0,278)
<b>Sysselsättning</b>	0,290 (0,525)	0,274 (0,422)
<b>Position</b>	-0,363 (0,280)	-0,410 (0,223)
<b>Konstant</b>	-1,396 (2,298)	-1,268 (2,195)
<b>Observationer</b>	15	15
<b>Antal länder</b>	15	15
<b>R<sup>2</sup></b>	0,465	0,456
<b>White's</b>	$\chi^2=12,00$ P=0,363	$\chi^2=15,00$ P=0,378
<b>VIF (medelvärde)</b>	2,22	2,24

Not: Regressionerna inkluderar landspecifika effekter. Inom parantes är robusta standardfel för varje skattad parameter och \*\*\*/\*\*/\* representerar signifikansnivåerna 1/5/10 %.

### 4.3 Resultatdiskussion

Resultatet från mina regressionsanalyser tyder på att det finns ett signifikant samband mellan föräldraförsäkringens utformning och könslönegapet. Dock visar min analys en annan bild än

tidigare forskning kring korrelationen mellan könslönegapet och familjegapet. En möjlig orsak till det kan vara att metoden skiljer sig åt. Majoritet av tidigare forskning har använt sig av mikrodata medan min data är på en aggregerad nivå. Detta gör att man inte ser effekterna för individer eller i samband med barnets födsel. Det kan vara så att effekterna av en ökad andel pappadagar skiljer sig beroende på om man till exempel är låg- eller höginkomsttagare. En annan förklaring till resultatet kan också vara att stickprovets storlek på 15 länder och 10 år är för litet för att fånga upp alla effekter av en ökad pappaledighet, att man skulle undersöka effekterna av föräldraförsäkringen över en längre tid och för ett större antal länder. Modellen riskerar att lida av endogenitet, vilket har minimerats genom lands- och tidsspecifika effekter samt robusta standardfel. Signifikansen försvann även i andra metoden, där jag såg på en länge differensen, vilket indikerar att det krävs vidare forskning för att styrka resultatet. Det skulle också vara önskvärt att inkludera mer variabler i modellen, exempelvis en som förklarade den segregerade arbetsmarknaden eller en till om humankapital.

Min empiriska undersökning visar på att det finns ett samband mellan antal pappadagar och könslönegapet. Modeller kan inte visa att en ökning av antal pappadagar skulle ha önskad effekt på könslönegapet. Resultatet från mina modeller är att en ökning av antal eller andel pappadagar i föräldraledigheten, skulle öka könslönegapet. Huruvida det är beror på om mannens lön ökar, eller kvinnans minskar framgår inte. Modellen mäter längden på hur många pappadagar som är möjligt att ta ut, inte vad som faktiskt tas ut. En möjlig tolkning av resultatet kan vara att mannen inte tar ut alla sina dagar av olika anledningar, trots att möjlighet finns. Det kan till exempel vara så att mannen redan har en så pass hög lön eller får andra förmåner från sitt arbete, så att familjen inte tjänar rent ekonomiskt på att ta ut hela ledigheten. Detta kan i så fall innebära att mannen går tillbaka till jobbet tidigare och att kvinnan stannar hemma med barnet så länge det är behövs, vilket kan vara längre än vad föräldraförsäkringen täcker. Det skulle vara intressant att se vilken betalningsnivå som ger incitament att ta ut ledighet jämfört med att fortsätta arbete och är förslag till vidare forskning.

Om man analyserar resultatet utifrån Beckers teori om produktivitet kan utfallet tolkas dels i linje med teorin, dels emot. Teorin grundar sig i den traditionella könsfördelningen där kvinnor tar ett större ansvar för hushållsarbete och barnomsorg, och mannen lägger en större andel av sin tid på betalt arbete. En större andel pappadagar borde resultera i att fördelningen mellan könen blir

jämnare, vilket skulle innebära att kvinnan kan lägga fördela sin energi mer jämnt mellan arbets- och privatlivet och därmed bli mer produktiv på jobbet, lägga mer tid på arbetet och inte behöva söka sig till familjevänliga yrken. Detta skulle i så fall leda till att kvinnors löner höjs. Detta visar sig däremot inte i resultatet. En möjlig tolkning kan vara att det finnas normer och förväntningar på att kvinnan ska ta ett större ansvar för barnen (se Kleven m.fl. 2018; Becker 1985) och dessa normer är så pass fundamentalt etablerade att de inte påverkas. Ponera att föräldraledigheten görs om, så att antalet pappadagar utökas på bekostnad av antalet dagar mamman kan ta ut, samtidigt som den traditionella könsfördelningen är kvar. Det kan resultera i att effekterna Becker (1985) diskuterar, ökar. Det skulle kunna innebära att kvinnan inte har samma tillgång till betald ledighet som tidigare, och behöver kombinera arbete och barn i ett tidigare skede än innan. För att lyckas kombinera det kan konsekvensen bli att gå ner till deltid eller söka sig till ett mer familjevänligt arbete. Det kan också leda till att kvinnan blir mindre produktiv, då arbetsbördan och stressnivån från det obetalda arbetet ökar.

En annan förklaring till resultatet kan finnas i faderskapspremien. En möjlig orsak till faderskapspremien är bemötandeeffekten, som visade bland annat att oavsett om kvinnan fortsätter att arbeta eller inte efter att ha fått barn, ökar mannens inkomst (Hodges & Budig, 2010). Bemötandeeffekten tyder även på att män och kvinnor behandlas olika efter att ha fått barn, vilket styrks av Correll, Benard och Paik (2007) studie om diskriminering. Den visade att faderskap kopplas ihop med ord som mognad, stabilitet och mer åtagande till sitt arbete, vilket kan jämföras med moderskap som enligt studien har motsatt anseende. I undersökningen framkom även att rekryterarna skulle ge kvinnor med barn en lägre lön än kvinnor utan barn samt män med barn. En möjlig tolkning av resultaten kan vara att effekterna för diskriminering väger över effekterna från en ökning av pappadagar.

Moderskapsstraffet kan bero på att kvinnor arbetar mer deltid, väljer mer familjevänliga yrken, är mindre produktiva eller diskriminering (Budig, 2001). En möjlig lösning till att minska moderskapsstraffet och därmed könslönegapet kan vara att mannen tar ut en större andel av föräldraledighet än idag och ett större ansvar för barnet. Om man utgår från att mannen tar ut hela föräldraledigheten och att barnomsorgen är jämn fördelat mellan mannen och kvinnan de första åren av barnets liv. Ett barn behöver omsorg under hela sin uppväxt, inte bara de första

åren. En tolkning av resultatet skulle kunna vara att i kontrast till Huerta m.fl. (2014), spenderar mannen inte en större andel av sin tid med barnet på lång sikt även om han är ledig i samband med barnets födsel. Det kan vara så att trots att det är en balans mellan föräldrar i början av barnets liv, får kvinnan ta ett tyngre lass längre fram, vilket kan leda till att hon söker sig till familjevänliga yrken eller att gå ner i arbetstimmar. Politiska reformer kan hjälpa till att minska könslönegapet, men det kan vara så att det inte räcker med att enbart öka andelen pappadagar utan att det är en reform som behöver kombineras med andra åtgärder på lång sikt. Dock går det inte dra en definitiv slutsats utifrån mitt resultat, utan är ett ämne som kräver vidare forskning.

Ett annat intressant resultat är att parametern Position, vars definition är kvinnor vars anställning är senior- eller mellanchefer, har signifikans i tre av fyra regressioner i första metoden. Kvinnors karriär visar sig ha en betydande roll i könslönegapet. En befordring och en mer seniorroll borde rimligtvis resultera i en löneökning. Detta styrker Albrecht, Björklund och Vromans (2016) forskning om fenomenet glastaket och möjligtvis att det sker en diskriminering mot kvinnor på arbetsmarknaden. Det är inte säkert att glastaket beror på diskriminering, utan kan också vara ett aktivt val från kvinnan att inte söka sig till en högre anställning eller söka sig till mer familjevänliga arbeten. Dock hade USA, som har ett större könslönegap än Sverige, ett lägre glastak, vilket talar emot att kvinnor föredrar att arbeta i lågavlönade men familjevänliga yrken.

## 5. Slutsats och vidare forskning

Tidigare studier visar på att föräldraförsäkringen har en nyckelroll för att minska könslönegapet, vilket även stöds i det faktum att flera länder och organisationer aktualiserar sin utformning av föräldraförsäkringen, exempelvis EU som inför 10 dagars pappaledighet och två månader som inte går att överföra mellan föräldrarna eller Sveriges införande av en tredje månad. I den här uppsatsen har potentiella samband mellan könslönegapet och föräldraförsäkringen undersökts. Frågeställningen som ämnades att besvara var: Har ett högre antal pappadagar ett samband med könslönegapet?

Min empiriska undersökning tyder på att det finns ett signifikant samband mellan föräldraförsäkringen utformning och könslönegapet, men att ett högre antal pappadagar nödvändigtvis inte har önskad effekt på gapet. Det kan finnas orsaker till att mannen inte tar ut

hela sin andel av föräldraförsäkringen, exempelvis normer eller förmåner från sitt befintliga arbete som är mer förmånliga än föräldraledigheten. Dock ska dessa slutsatser tas med försiktighet, då det kan finnas begränsningar med mina modeller och därför krävs vidare forskning för att kunna ge några definitiva slutsatser.

Avslutningsvis indikerar resultatet från min studie att familjevänliga politiska reformer är av betydelse för att minska könslönegapet. Till vidare forskning skulle det vara intressant att se om och i så fall hur uttaget av pappaledigheten skiljer sig mellan olika inkomstnivåer samt vilka andra incitament som gör att en familj väljer att ta ut hela föräldraledigheten. Det finns relativt lite forskning om faderskapspremien, därför behövs vidare forskning för att kunna dra slutsatser kring dess effekter på könslönegapet.

## Referenser

- Albrecht, J., Björklund, A., & Vroman, S. (2003). Is there a glass ceiling in Sweden? *Journal of Labor economics*, 21(1), 145-177.
- Angelov, N., Johansson, P., & Lindahl, E. (2016). Parenthood and the gender gap in pay. *Journal of Labor Economics*, 34(3), 545-579.
- Baltagi, B. (2013). *Econometric Analysis of Panel Data*, Fifth Edition
- Beblo, M., Beninger, D., Heinze, A., & Laisney, F. (2003a). Methodological issues related to the analysis of gender gaps in employment, earnings and career progression. European Commission, Employment and Social Affairs DG, Mannheim.
- Beblo, M., Beninger, D., Heinze, A., & Laisney, F. (2003b). Measuring selectivity-corrected gender wage gaps in the EU. ZEW Discussion Paper No. 03–74, Mannheim
- Blau, F. D., & Kahn, L. M. (2000). Gender differences in pay. *Journal of Economic perspectives*, 14(4), 75-99.
- Blau, F. D., & Kahn, L. M. (2003). Understanding international differences in the gender pay gap. *Journal of Labor economics*, 21(1), 106-144.
- Budig, M. J. & England, P. (2001). The wage penalty for motherhood. *American sociological review*, 66 (2), 204-225
- Budig, M. J. & Hodges, M. J. (2010). Differences in disadvantages: Variation in the motherhood penalty across white women's earnings distribution. *American Sociological Review*, 75 (5), 705-728.
- Budig, M. J. (2014). The fatherhood bonus and the motherhood penalty: Parenthood and the gender gap in pay. *Third Way*. Washington DC.
- Blau, Francine D., 2016. "Gender, Inequality, and Wages," Oxford University Press, edited by Gielen, Anne C. & Zimmermann, Klaus F..
- Correll, S. J., Benard, S., & Paik, I. (2007) *American journal of sociology*, 112(5), 1297–1338



- Cukrowska-Torzewska E., & Lovasz, A. (2020). The role of parenthood in shaping the gender wage gap – A comparative analysis of 26 European countries. *Social Science Research*, 85, 102355
- Doran, E. L., Bartel, A. P., & Waldfogel, J. (2019). Gender in the Labor Market: The Role of Equal Opportunity and Family-Friendly Policies. *RSF: The Russell Sage Foundation Journal of the Social Sciences*, 5(5), 168-197.
- Dougherty, C. (2016). *Introduction to Econometrics*. Fifth Edition. Oxford: University Press
- European Institute for Gender Equality*, (2018). Study and work in the EU: set apart by gender. Luxembourg: Publications Office of the European Union
- Europaparlamentet & Europeiska Rådet. (2019). *Balans mellan arbete och privatliv för föräldrar och anhörigvårdare*. Tillgänglig: [https://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/?uri=uriserv:OJ.L\\_.2019.188.01.0079.01.ENG](https://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/?uri=uriserv:OJ.L_.2019.188.01.0079.01.ENG) [2019-12-14]
- Eurostat. (2017). Tillgänglig: <https://ec.europa.eu/eurostat/data/database> [2019-11-20].
- Harkness, S., & Waldfogel, J. (2003). The family gap in pay: Evidence from seven industrialized countries. In *Worker well-being and public policy* (pp. 369-413). Emerald Group Publishing Limited.
- Hodges, M. J., & Budig, M. J. (2010). Who gets the daddy bonus? Organizational hegemonic masculinity and the impact of fatherhood on earnings. *Gender & Society*, 24(6), 717-745.
- Huerta, M. C., Adema, W., Baxter, J., Han, W. J., Lausten, M., Lee, R., & Waldfogel, J. (2014). Fathers' leave and fathers' involvement: Evidence from four OECD countries. *European journal of social security*, 16(4), 308-346.
- Joshi, H., Bryson, A., Wilkinson, D., & Ward, K. (2019). The gender gap in wages over the life course: evidence from a cohort born in 1958. IZA – Institute of Labor Economics Discussion Paper No. 12725
- Kleven, H., Landais, C., & Søgaard, J. E. (2018). Children and gender inequality: Evidence from Denmark. *American Economic Journal: Applied Economics*, 11(4), 181-209.
- Lundberg, S., & Rose, E. (2002). The effects of sons and daughters on men's labor supply and wages. *Review of Economics and Statistics*, 84(2), 251-268.

OECD Data. (2017). Tillgänglig: <https://data.oecd.org/> [2019-11-20].

Rubery, J. (2016). Tackling the gender pay gap: From individual choices to institutional change. *UN Women*, Policy Brief 6

SOU 2004:43. *Den könsuppdelade arbetsmarknaden*. Stockholm: Arbetsmarknadsdepartementet. Tillgänglig: <https://www.regeringen.se/rattsliga-dokument/statens-offentliga-utredningar/2004/04/sou-200443/> [2019-12-29]

SOU 2017:101. *Jämställt föräldraskap och goda uppväxtvillkor för barn*. Stockholm: Socialdepartementet. Tillgänglig: <https://www.regeringen.se/rattsliga-dokument/statens-offentliga-utredningar/2017/12/sou-2017101/> [2019-12-29]

Waldfogel, J. (1997). The effect of children on women's wages. *American sociological review*, 209-217. 62 (1997)

## Appendix

### A.1 - Lista över länder i stickprovet

Österrike, Tjeckien, Danmark, Finland, Tyskland, Grekland, Ungern, Island, Italien, Polen, Portugal, Slovakien, Sverige, Storbritannien och USA

**Tabell A.2 - Könslönegapet**

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
<b>Austria</b>	21,9	21,6	20,9	19,4	19,2	18,6	18,2	18,1	17,7	17,0	15,7
<b>Czech Republic</b>	15,4	16,9	17,9	15,1	15,8	16,3	15,3	15,4	16,3	16,5	16,0
<b>Denmark</b>	10,2	9,9	10,2	10,2	8,9	7,9	7,0	6,8	6,3	5,8	5,7
<b>Finland</b>	19,4	21,4	21,2	19,7	18,9	18,6	18,7	20,2	19,6	18,1	16,5
<b>Germany</b>	18,1	16,7	16,7	16,5	16,7	16,9	15,6	14,1	17,2	15,8	15,5
<b>Greece</b>	11,9	11,6	9,5	9,6	12,2	10,7	6,9	11,3	9,1	6,3	4,5
<b>Hungary</b>	0,4	3,6	2,2	3,9	6,4	6,9	11,3	8,7	3,8	9,5	9,4
<b>Iceland</b>	12,4	15,9	13,3	16,0	14,3	14,1	..	14,5	13,6	9,9	11,5
<b>Italy</b>	7,7	..	11,8	..	9,9	..	11,1	..	5,6	..	5,6
<b>Poland</b>	11,4	12,2	13,0	10,1	7,2	8,9	10,6	..	11,1	..	9,4
<b>Portugal</b>	14,4	15,3	15,6	13,8	13,5	15,2	16,3	16,7	18,9	18,9	14,3
<b>Slovak Republic</b>	17,8	17,5	16,4	16,4	14,9	15,4	16,0	14,1	14,4	13,4	13,9
<b>Sweden</b>	11,0	11,8	10,6	9,5	9,4	9,2	9,3	9,4	9,2	8,3	8,2
<b>United Kingdom</b>	21,7	21,6	21,9	20,7	19,2	18,2	17,8	17,5	17,4	17,1	16,8
<b>United States</b>	19,2	19,8	20,1	19,8	18,8	17,8	19,1	17,9	17,5	18,9	18,1

**Tabell A.3 - Pappadagar**

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
<b>Austria</b>	26,0	26,0	13,0	13,0	8,7	8,7	8,7	8,7	8,7	8,7	8,7
<b>Czech Republic</b>	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
<b>Denmark</b>	2,0	2,0	2,0	2,0	2,0	2,0	2,0	2,0	2,0	2,0	2,0
<b>Finland</b>	7,0	7,0	7,0	7,0	7,0	9,0	9,0	9,0	9,0	9,0	9,0
<b>Germany</b>	0,0	8,7	8,7	8,7	8,7	8,7	8,7	8,7	8,7	8,7	8,7
<b>Greece</b>	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4
<b>Hungary</b>	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
<b>Iceland</b>	13,0	13,0	13,0	13,0	13,0	13,0	13,0	13,0	13,0	13,0	13,0
<b>Italy</b>	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,2	0,2	0,2	0,4
<b>Poland</b>	0,0	0,0	0,0	0,0	1,0	1,0	2,0	2,0	2,0	2,0	2,0
<b>Portugal</b>	4,0	4,0	4,0	21,3	21,3	21,3	21,3	21,3	21,3	21,3	22,3
<b>Slovak Republic</b>	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
<b>Sweden</b>	10,0	10,0	10,0	10,0	10,0	10,0	10,0	10,0	10,0	10,0	14,3
<b>United Kingdom</b>	2,0	2,0	2,0	2,0	2,0	2,0	2,0	2,0	2,0	2,0	2,0
<b>United States</b>	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0

**Tabell A.4 - Generositet**

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
<b>Austria</b>	86,0	86,0	73,0	73,0	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0
<b>Czech Republic</b>	162,0	162,0	110,0	110,0	110,0	110,0	110,0	110,0	110,0	110,0	110,0
<b>Denmark</b>	50,0	50,0	50,0	50,0	50,0	50,0	50,0	50,0	50,0	50,0	50,0
<b>Finland</b>	159,0	159,0	159,0	159,0	159,0	159,0	159,0	161,0	161,0	161,0	161,0
<b>Germany</b>	58,0	58,0	58,0	58,0	58,0	58,0	58,0	58,0	58,0	58,0	58,0
<b>Greece</b>	17,0	17,0	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0	43,0
<b>Hungary</b>	160,0	160,0	160,0	160,0	160,0	160,0	160,0	160,0	160,0	160,0	160,0
<b>Iceland</b>	26,0	26,0	26,0	26,0	26,0	26,0	26,0	26,0	26,0	26,0	26,0
<b>Italy</b>	47,7	47,7	47,7	47,7	47,7	47,7	47,7	47,7	47,7	47,7	47,7
<b>Poland</b>	16,0	18,0	18,0	20,0	22,0	22,0	24,0	52,0	52,0	52,0	52,0
<b>Portugal</b>	17,1	17,1	17,1	30,1	30,1	30,1	30,1	30,1	30,1	30,1	30,1
<b>Slovak Republic</b>	164,0	164,0	164,0	164,0	164,0	164,0	164,0	164,0	164,0	164,0	164,0
<b>Sweden</b>	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	60,0	55,7
<b>United Kingdom</b>	26,0	39,0	39,0	39,0	39,0	39,0	39,0	39,0	39,0	39,0	39,0
<b>United States</b>	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0

**A.5 - Wooldridge**

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first-order autocorrelation

F( 1, 13) = 20.048

Prob &gt; F = 0.0006