

Finansiellt risktagande och könslönegapet

Per-Anders Edin

Håkan Selin

Finansiellt risktagande och könslönegapet^a

av

Per-Anders Edin^b och Håkan Selin^c

2020-09-30

Sammanfattning

Kan skillnader i riskattityder mellan kvinnor och män förklara väsentliga delar av könslönegapet? Med hjälp av svenska registerdata över individers förmögenhetsportföljer och löner beskriver vi hur finansiellt risktagande skiljer sig åt mellan olika grupper. Kvinnors finansiella risktagande är i genomsnitt lägre än mäns. Vi finner också att en högre lön är förknippad med en högre andel riskabla tillgångar. Det visar sig emellertid att skillnader i finansiellt risktagande endast kan förklara en liten del, högst tre procent, av könslönegapet.

^a Denna rapport är en populärvetenskaplig sammanfattning av Edin och Selin (2020). Vi hänvisar dit för tekniska detaljer. Vi tackar Helena Holmlund för kommentarer på den svenska rapporten.

^b Nationalekonomiska institutionen Uppsala universitet, IFAU samt STIAS. E-post: per-anders.edin@nek.uu.se

^c IFAU. E-post: hakan.selin@ifau.uu.se.

Innehållsförteckning

1	Inledning.....	3
2	Data.....	5
3	Kvinnors och mäns förmögenhetsportföljer	6
4	Finansiellt risktagande i befolkningen – en beskrivning	8
4.1	Ett mått på riskandel	8
4.2	Risktagande i befolkningen	12
4.3	Risktagande i olika yrkesgrupper	12
5	Riskattityder och löner.....	14
6	Resultat	16
7	Avslutande diskussion	19
	Referenser	20

1 Inledning

En del föredrar att köpa aktier med hög förväntad avkastning och samtidigt riskera att förlora hela det satsade kapitalet. Andra föredrar att sätta in sina pengar på ett bankkonto med låg eller ingen – men för all del säker – avkastning. En utgångspunkt inom finansiell ekonomi är att riskaversion, alltså oviljan att utsätta sig för risker, bestämmer i vilken utsträckning folk väljer att investera i riskabla eller säkra tillgångar. En riskavert person måste kompenseras med en riskpremie för att göra en riskfylld framför en säker investering. Förenklat går det att säga att ju mer riskavert en person är, desto lägre andel riskabla tillgångar förväntas förmögenhetsportföljen innehålla, allt annat lika.

Men begreppet riskaversion spelar också en viktig roll inom arbetsmarknadsekonomisk teori. Riskattityder har nämligen betydelse när ungdomar och vuxna väljer utbildning, yrke, eller strategi i en löneförhandling. För att ta ett exempel, avkastningen från humankapitalinvesteringar går inte – i likhet med den från aktier – att känna till på förhand. Det innebär att en riskavert person, som väljer mellan en säker och osäker framtida inkomst även i detta sammanhang kräver en riskpremie i form av en högre lön för att välja den osäkra investeringen. Förenklat går det att säga att ju mer riskavert en person är, desto lägre lön förväntas personens utbildnings- och karriärval att resultera i, allt annat lika.

Denna rapport tar sin utgångspunkt i tre observationer. Den första är att kvinnor i genomsnitt gör säkrare finansiella placeringar än män, se t.ex. Croson and Gneezy (2009). Den andra är att kvinnor i genomsnitt tjänar mindre än män.¹ Den tredje observationen är att kvinnor i intervjuer och experiment ofta visar sig vara mer riskaverta än män, och att riskattityder i hög utsträckning sammanfaller i olika beslutssfärer (Dohmen m fl. 2011). I vilken mån hänger dessa tre observationer samman? Vår forskningsfråga är enkel, men i mångt och mycket tidigare utforskad: Kan skillnader i riskattityder mellan kvinnor och män förklara delar av könslönegapet?²

¹ Könslönegapet hör dessvärre till ett av de mest utmärkande dragen i moderna ekonomier. Det är så oomtvistat att det inte behöver referensbeläggas i en vetenskaplig framställning.

² Sedan millennieskiftet har det vuxit fram en omfattande experimentell litteratur som undersöker könsskillnader i t.ex. riskbeteende. Men som påpekats i översikter av Azmat och Petrongolo (2014) och Bertrand (2011) finns det inte mycket belägg som kommer från data utanför laboratoriemiljöerna. Det finns emellertid några exempel på studier där forskare använt självrapporterade intervjudata på riskaversion för att se om riskaversion kan förklara könslönegapet, se Le m fl. (2011), Jung (2017) och Cho (2011). Dessa studier finner att riskaversion har endast en liten påverkan på könslönegapet. Vår studie skiljer sig från dessa, då vi använder administrativa data, som speglar faktiskt portföljvals-beteende.

I denna studie använder vi svenska registerdata över individers förmögenhetsportföljer och löner. Vi undersöker om en högre lön är förknippad med ett högre finansiellt risktagande. Därefter undersöker vi i vilken utsträckning denna samvariation kan förklara det observerade lönegapet mellan kvinnor och män. En viktig egenskap hos svenska förmögenhetsdata är att individens (och inte bara hushållets) tillgångar observeras. Det innebär att vi kan undersöka hur individens lön samvarierar med riskandelen, d.v.s. aktiers andel av den finansiella portföljen. Detta samband har, så vitt vi vet, inte studerats tidigare. Vi motiverar vår specifikation utifrån en modell där individer över livscykeln både gör finansiella investeringar och humankapitalinvesteringar under osäkerhet. Notera att vårt syfte inte är att undersöka varför riskattityder skiljer sig mellan kvinnor och män (eller i vilken mån sådana attityder kan påverkas), utan vår analys tar dessa skillnader för givna.

I linje med våra förväntningar finner vi att kvinnor i genomsnitt har en lägre riskandel jämfört med män, då kvinnor äger mindre aktier. Vi finner också att en hög riskandel är förknippad med en hög lön. Denna association är statistiskt signifikant och robust för en mängd känslighetstest, men ska inte tolkas som ett orsakssamband. Men krymper könslönegapet när man tar hänsyn till att folk har olika mycket aktier i sina portföljer? Svaret är ja, med det viktiga tillägget att betydelsen är liten. Könslönegapet sjunker med drygt sju procent (inte att förväxla med procentenheter) när vi tar hänsyn till finansiellt risktagande. Men vi gör bedömningen att finansiellt risktagande förklarar mindre än så av könslönegapet. När vi justerar måttet på riskandel för individens totala finansiella tillgångar sjunker riskandelens betydelse för könslönegapet till litet drygt tre procent. Eftersom riskandelen avspeglar andra personliga egenskaper utöver riskaversion, såsom ekonomisk läskunnighet (financial literacy) och självförtroende, tror vi att betydelsen av riskaversion i sig är ännu mindre än tre procent.

Utöver att beräkna associationen mellan lön och riskandel beskriver vi på ett unikt sätt finansiellt risktagande i olika grupper av befolkningen. Bland annat belyser vi skillnader i riskandel mellan olika yrkesgrupper. Vi identifierar en intressant asymmetri mellan kvinno- och mansdominerade yrken. Medan både kvinno- och mansdominerade yrken förekommer bland yrken med lågt genomsnittligt finansiellt risktagande återfinns inga starkt kvinnodominerade yrken bland dem med högt genomsnittligt risktagande.

Denna rapport är strukturerad på följande sätt. I nästa avsnitt beskriver vi data, medan vi i avsnitt 3 beskriver kvinnors och mäns förmögenhetsportföljer ur olika perspektiv. I avsnitt 4 introducerar vi måttet riskandel, och vi beskriver hur det skiljer sig i olika delar av befolkningen. I avsnitt 5 beskriver vi de

grundläggande intuitionerna bakom vår modellansats. Huvudanalysen, som alltså handlar om hur könslönegapet påverkas när riskandelen beaktas, presenteras i avsnitt 6. En avslutande diskussion återfinns slutligen i avsnitt 7.

2 Data

Data kommer från LINDA-databasen (Longitudinal INdividual DAta for Sweden), som är ett representativt urval på 3,35 procent av den svenska befolkningen (Edin och Fredriksson, 2000). LINDA bygger på information från olika administrativa register över t.ex. inkomster och utbildning. För gifta par och sammanboende med barn har vi också data på partnern till urvalspersonen. Vi kommer huvudsakligen att använda LINDA-data från år 2000. Detta val beror på tillgängligheten i förmögenhetsstatistiken, som upphörde när den svenska förmögenhetsskatten avskaffades 2007.³

För de år vi är intresserade av innehåller LINDA även data över månadslöner, omräknade till heltidsekvivalenter. Ur vårt perspektiv är lön ett mer intressant mått än arbetsinkomster, eftersom det anger hur mycket individen blir ersatt per tidsenhet. Löneinformationen i LINDA har två källor. Den första – och viktigaste – är strukturlönestatistiken, som samlas in av Medlingsinstitutet och bygger på enkäter till arbetsgivare. Denna undersökning är totalräknad i offentlig sektor. I privat sektor omfattas 50 procent av alla anställda, och sannolikheten att vara med i urvalet ökar med företagsstorleken. Den andra källan till lönedata är en kompletterande enkät som utförs av SCB i syfte att öka representativiteten i privat sektor. Fortfarande är emellertid anställda i offentlig sektor och i stora företag överrepresenterade i löneurvalet.

Som tidigare nämnts har LINDA kopplats till det svenska förmögenhetsregistret. Eftersom det senare registret omfattar hela den svenska befolkningen kan vi få information om både urvalspersonens och partnerns förmögenheter. Dessa data kommer primärt från kontrolluppgifter från finansiella institutioner, som samlades in av skatteskäl. Data är rika och innehåller uppgifter om reala och finansiella tillgångar och skulder. Det finns emellertid tillkortakommanden. Uppgifter om tillgångar som inte var förmögenhetsskattepliktiga (t.ex. onoterade aktier) saknas, och vissa tillgångar kan misstänkas vara kraftigt underrapporterade (t.ex. konstföremål). Den mest allvarliga bristen är att banker inte behövde lämna kontrolluppgifter för bankkonton, som årligen genererade mindre än 100 kronor i ränteinkomster. En stor andel (56 procent) i vårt urval

³ Förmögenhetsregistret är kopplat till LINDA för åren 1999–2002. Det tycks finnas vissa brister med 1999 års data, så vi använder förmögenhetsdata för åren 2000–2002, med en mycket tydlig betoning på data från år 2000.

saknar därför uppgifter om bankkonton, trots att nästan alla vuxna personer innehar ett bankkonto i Sverige (Black m fl., 2015). Detta gör att vi – i likhet med tidigare forskare som jobbat med svenska data – måste imputera (dvs. uppskatta) banktillgodohavanden för dem som saknar sådana.⁴

Den enda urvals begränsning vi gör - förutom att vi utför vissa delar av analysen på LINDA:s löneurval – är en ren åldersbegränsning. För att vara med i urvalet ska man vara mellan 31 och 60 år. Vid 31 års ålder har nämligen de flesta tagit sin examen, vilket är viktigt för vår forskningsfråga. Den övre åldersgränsen har vi infört, eftersom vi inte vill att pensionering ska ha påverkat förmögenhetsportföljen vid mätillfället.

3 Kvinnors och mäns förmögenhetsportföljer

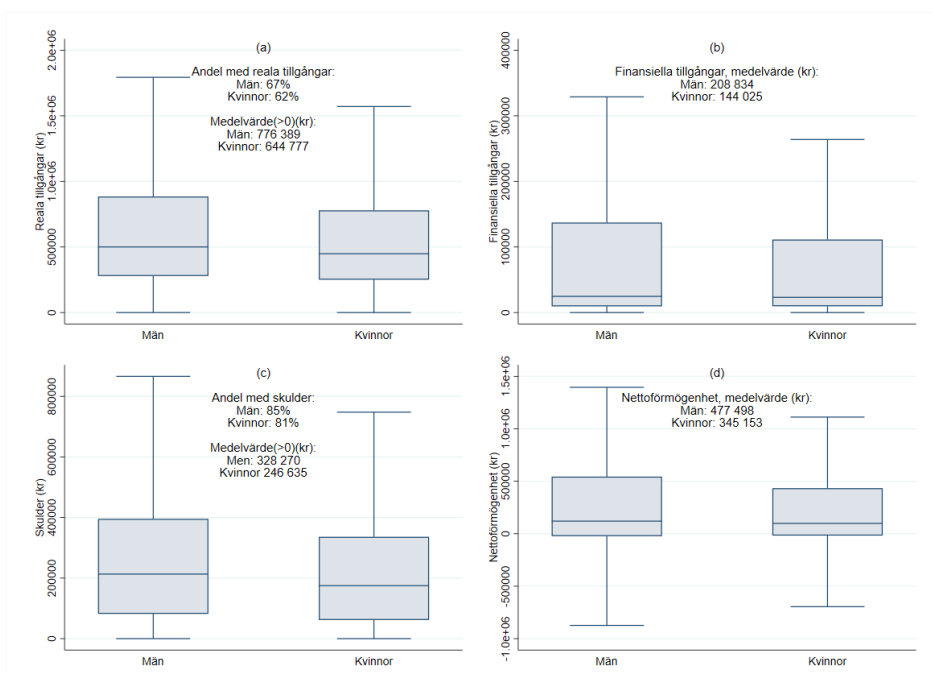
I Figur 1 visar vi på ett övergripande plan hur kvinnor och män skiljer sig åt i våra data, med avseende på (a) reala tillgångar, (b) finansiella tillgångar, (c) skulder samt (d) nettoförmögenhet. Detta gör vi dels genom s.k. låddiagram, dels genom deskriptiv statistik över medelvärden och andelar som håller en viss tillgång. I Figur 1 (a) ser vi att män i högre utsträckning än kvinnor äger reala tillgångar (t.ex. villor och bostadsrätter), och betingat på att äga reala tillgångar äger dessutom män i genomsnitt högre värderade sådana. I (b) ser vi att detsamma gäller för finansiella tillgångar – medelvärdet för kvinnor motsvarar 70 procent av medelvärdet för män. Av (c) framgår att män också lånar mer. Kategorierna i (a)-(c) sammanfattas i (d), där vi visar nettoförmögenheten, som utgörs av tillgångarna minus skulderna. Det finns onekligen ett stort gap mellan könen, och det framgår också av låddiagrammet att spridningen i nettoförmögenhet är större bland män än kvinnor.

I Figur 2 riktar vi strålkastarljuset mot de finansiella tillgångarna, och vi belyser hur stor del av mäns och kvinnors aggregerade finansiella tillgångar som utgörs av ett specifikt tillgångsslag, t.ex. aktier, aktiefonder eller banksparande. Den mest slående kontrasten mellan könen är att männens aggregerade portfölj innehåller en högre andel direktägda aktier (34,4 procent jämfört med 23,9 procent för kvinnor). Å andra sidan är en större andel av kvinnors tillgångar investerade i aktiefonder. Om man summerar direktägda aktier och

⁴ I huvudanalysen sätter vi banktillgodohavandet till det största värdet av 10 000 kronor och det observerade bankkontot. Vi har även gjort på andra sätt, t.ex. använt regressionsansatsen i Calvet m fl. (2007). Våra huvudresultat är inte känsliga för hur imputeringen görs.

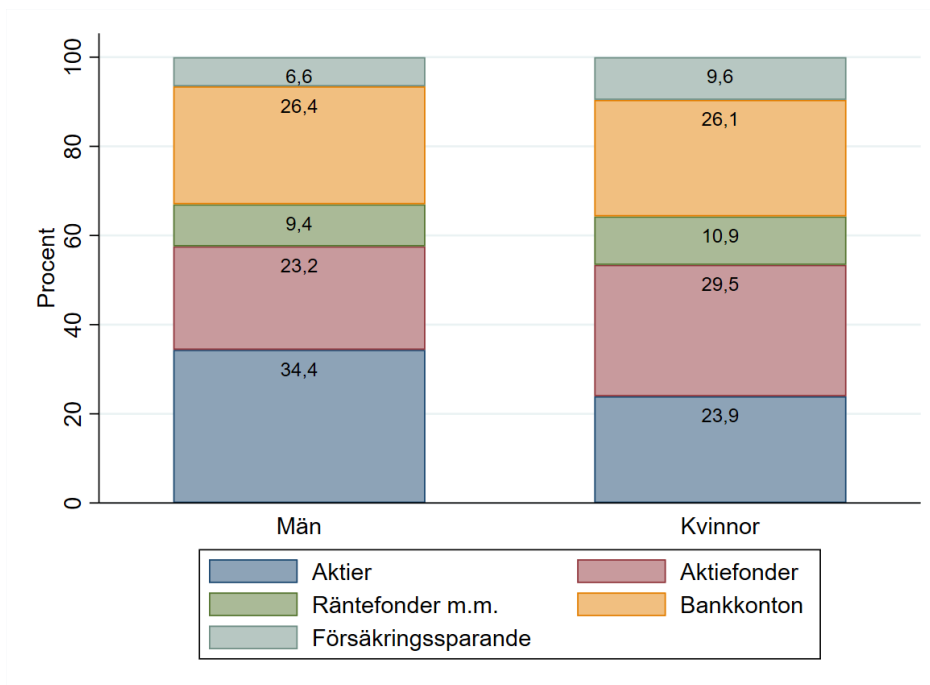
aktiefonder är den manliga andelen endast något högre än den kvinnliga andelen.

Figur 1 Kvinnors och mäns reala tillgångar, finansiella tillgångar, skulder och nettoförmögenheter.



Not: Gråfärgade "lådor" representerar kvartilavstånd, dvs. avståndet mellan den övre och undre kvartilen. Lådan innehåller alltså 50 procent av värdena. Medianen markeras med en linje innanför lådan. De vågräta streck som utgår från lådan är dragna till det lägsta (högsta) värde som ligger 1,5 kvartilavstånd bort från den lägsta (högsta) kvartilen. Notera att alla i urvalet har positiva finansiella tillgångar, då vi har imputerat banktillgodohavanden för dem som inte har det. Figuren bygger på hela LINDA-urvalet (31–60 år) 2000.

Figur 2 Kvinnors och mäns totala finansiella förmögenheter



4 Finansiellt risktagande i befolkningen – en beskrivning

4.1 Ett mått på riskandel

I denna rapport kommer individens *riskandel* vara det centrala måttet på finansiellt risktagande. Riskandelen för en individ definieras vi som,

$$\text{Riskandel} = \frac{\text{Aktier}}{\text{Finansiell förmögenhet}}$$

där täljaren inkluderar alla de kategorier som redovisas i Figur 2. Notera att vi i nämnaren endast tar med direktägda aktier, vilket exkluderar indirekt aktieäggande i aktiefonder. För att motivera valet att fokusera på direktägda aktier gör vi en distinktion mellan systematisk och idiosynkratisk risk. Systematisk risk, eller marknadsrisk, är den risk som följer av att hela aktiemarknaden går upp och ner. Idiosynkratisk risk, å andra sidan, är den risk som följer av att

investera i en enskild aktie. Hushåll som investerar mycket i aktiefonder är ofta exponerade för hög systematisk risk, men låg idiosynkratisk risk, medan de som äger mycket direktägda aktier tenderar att vara utsatta både för marknadsrisk och hög idiosynkratisk risk (Calvet m fl. 2007). Ett annat skäl att fokusera på direktägda aktier är naturligtvis att det är där könsskillnaderna är som störst.

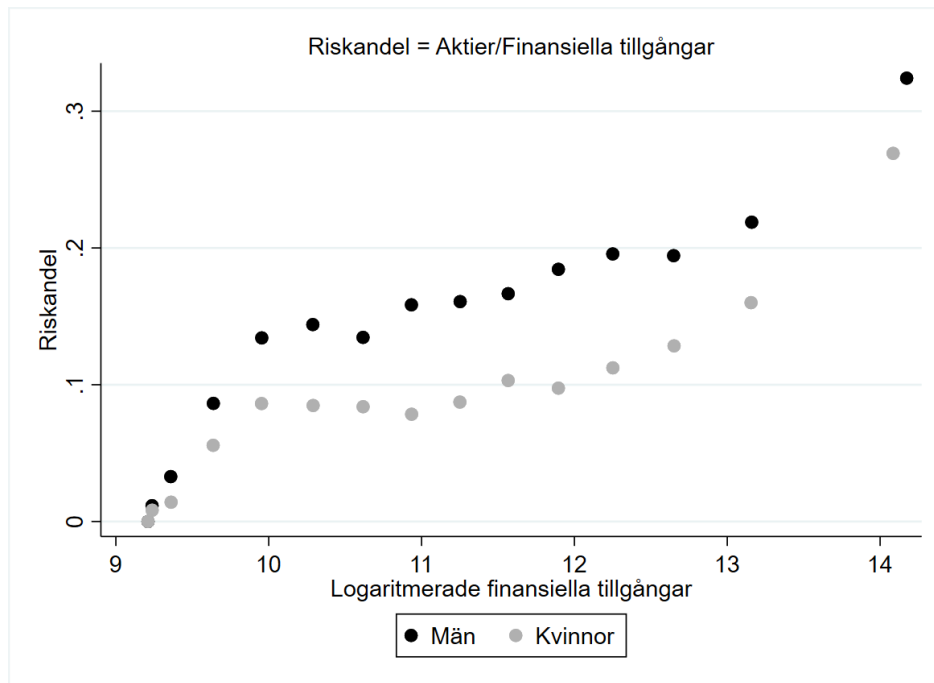
Hur förhåller sig riskandelen till storleken på den finansiella förmögenheten? I Figur 3 visar vi ett diagram med riskandelen längs den vertikala axeln och den logaritmerade finansiella förmögenheten längs den horisontella. Vi delar först in urvalet (män och kvinnor tillsammans) i 20 lika stora grupper med avseende på finansiell förmögenhet. Punkterna i diagrammet återspeglar sedan könsspecifika genomsnittliga riskandelar i varje grupp för olika värden på den logaritmerade finansiella förmögenheten. Vi ser att riskandelen ökar snabbt i botten på förmögenhetsfördelningen, mest sannolikt på grund av mätproblem.⁵ I mitten av fördelningen är lutningen flackare, för att sedan öka – både för män och kvinnor – i högre delar av fördelningen. Slående igen är emellertid köns-
gapet mellan män och kvinnor, som är betydande i alla delar av fördelningen där det går att mäta riskandelen på ett bra sätt.

I den ekonometriska analysen vill vi inte att riskandelen återspeglar storleken på individens finansiella förmögenhet. Detta då det finns en trivial koppling mellan hur mycket folk tjänar och hur förmögna de är. Därför har vi skapat ett justerat mått på riskandel, som inte beror på den finansiella förmögenheten.⁶

⁵ Längst ner till vänster återfinns ett antal punkter som inte går urskilja från varandra. Det beror på att vi har imputerat deras finansiella förmögenheter till att ha samma värde, 10 000 kronor.

⁶ Tekniskt gör vi detta genom att skatta en OLS-ekvation med riskandelen på vänster sida och 100 dummyvariabler för finansiell förmögenhet på den högra. Residualerna från denna skattning utgör det justerade måttet på riskandel.

Figur 3 Riskandelen för olika värden på den logaritmerade finansiella förmögenheten.



Tabell 1 Riskandel, justerad för förmögenhet, medelvärden i olika grupper

	Alla	Män	Kvinnor
Yngre (31–45 år)	0,003 (0,0007)	0,020 (0,0011)	-0,014 (0,0008)
Äldre (46–60 år)	-0,003 (0,0008)	0,017 (0,0012)	-0,025 (0,0010)
Med partner	0,005 (0,0007)	0,027 (0,0011)	-0,017 (0,0008)
”Singlar”	-0,008 (0,0008)	0,006 (0,0012)	-0,023 (0,0010)
Barn i hushållet	0,006 (0,0007)	0,026 (0,0011)	-0,012 (0,0008)
Inga barn i hushållet	-0,008 (0,0008)	0,011 (0,0011)	-0,031 (0,0010)
Universitetsutbildning	0,015 (0,0011)	0,045 (0,0018)	-0,011 (0,0014)
Ingen universitetsutbildning	-0,007 (0,0006)	0,008 (0,0009)	-0,023 (0,0007)
Anställd i offentlig sektor	-0,017 (0,0009)	0,013 (0,0020)	-0,028 (0,0009)
Inte anställd i offentlig sektor	0,007 (0,0006)	0,020 (0,0009)	-0,013 (0,0009)
Alla	0,000 (0,0005)	0,019 (0,0008)	-0,019 (0,0006)

Not: Standardfel för medelvärden är inom parantes. Varje par, t.ex. yngre och äldre, är definierade utifrån hela LINDA-urvalet (31–60 år) år 2000. Detta urval innehåller 122 743 observationer (62 717 män och 60 026 kvinnor). ”Med partner” refererar till alla gifta och sammanboende personer, medan ”singlar” refererar både till ensamboende och sammanboende utan gemensamma barn.

4.2 Risktagande i befolkningen

Hur varierar det justerade riskmättet i befolkningen? I Tabell 1 delar vi upp hela LINDA-urvalet parvist i fem dimensioner: ålder, att ha en partner, barn, utbildning och anställning i offentlig sektor. Vi rapporterar medelvärden för män och kvinnor separat. Det justerade riskandelsmättet har egenskapen att i genomsnitt vara noll i hela urvalet. Tecknet framför medelvärdet anger alltså om en viss grupp ligger över eller under genomsnittet.

Det mest slående mönstret i Tabell 1 kommer inte direkt som någon överraskning efter det föregående avsnittet. Mäns finansiella risktagande är i genomsnitt högre än kvinnors. Detta gäller i alla delgrupper, och i aggregatet är skillnaden cirka 3,8 procentenheter. Könsgapet i risktagande är emellertid allra tydligast bland universitetsutbildade, där det ligger runt 5,6 procentenheter.

Från Tabell 1 ser vi att skillnaden mellan yngre (31–45 år) och äldre (46–60 år) är liten. Skillnaden är också ganska liten för dem med partners och ” singlar”⁷, och samma sak gäller för personer med och utan barn i hushållet. De två sista kategorierna, utbildning och anställning inom offentlig sektor, har en tydligare anknytning till humankapitalbildning och utbildningsval, och där ser vi också större skillnader mellan grupperna. En vanlig föreställning är att anställningar inom offentlig sektor är tryggare, men lägre betalda än inom privat sektor. I Tabell 1, kolumn 1, ser vi att offentliganställda har ett signifikant lägre finansiellt risktagande än de som inte är det. Denna association ska naturligtvis inte tolkas kausalt, men den motsäger åtminstone inte en hypotes att mer riskaverta personer söker sig till offentlig sektor.

4.3 Risktagande i olika yrkesgrupper

Vårt löneurval innehåller information om yrkestillhörighet. Vi har alltså möjlighet att studera hur viktiga variabler ser ut på yrkesnivån. Detta är intressant, eftersom spridningen i löner inom yrken tidigare har använts för att förstå hur risk påverkar lönenivåer.⁸ Dock har aldrig denna spridning kopplats till graden av finansiellt risktagande i ett yrke.

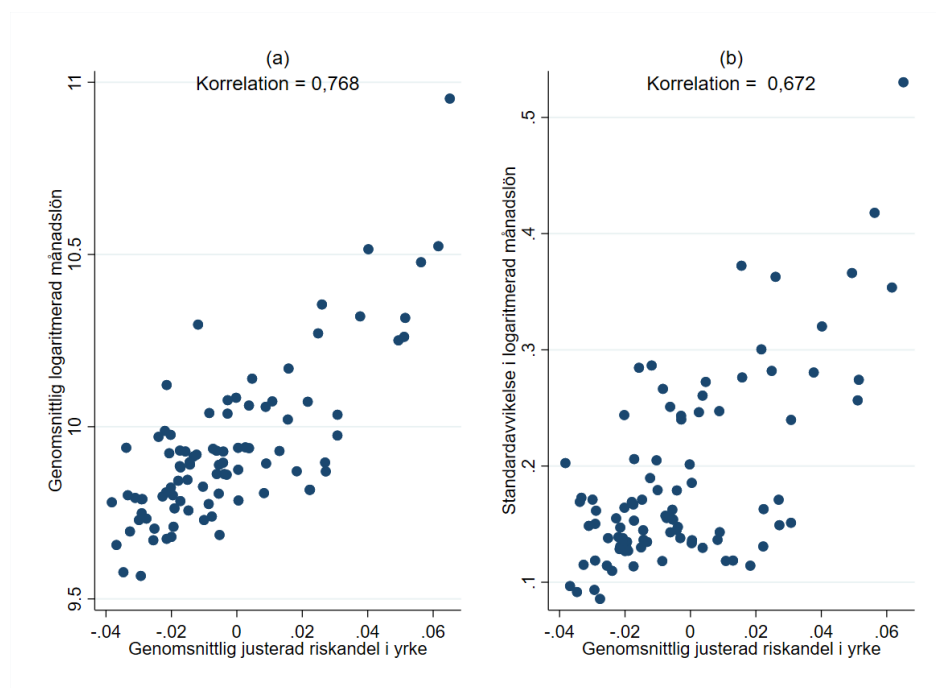
I Figur 4a visar vi yrkesspecifika medelvärden av logaritmerade månadslöner för olika värden av den genomsnittliga justerade riskandelen. Medellönen ökar i riskandelen. Detta samband är starkt och anmärkningsvärt linjärt. I Figur 4b ser vi att standardavvikelsen i den logaritmerade månadslönen, ett spridningsmått som ofta har använts som en proxy för lönerisk i ett yrke, också den ökar i riskandelen. Även denna korrelation är stark.

⁷ Vi skriver ” singlar” med citationstecken, eftersom sammanboende utan gemensamma barn också faller under denna kategori

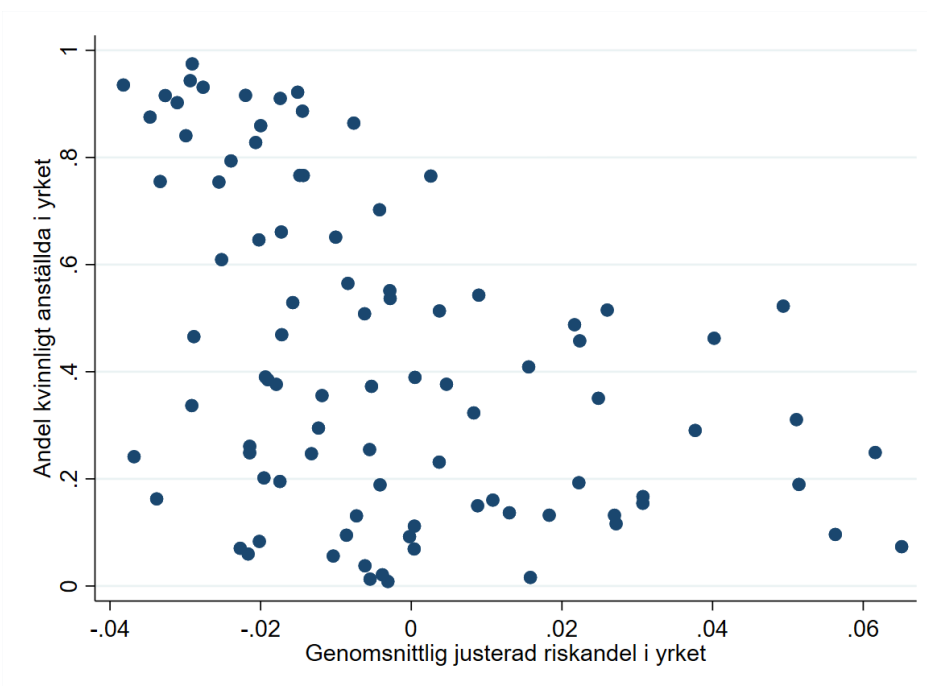
⁸ Se Hartog (2011) för en översikt av litteraturen om risk-utökade Mincer-ekvationer.

Slutligen, i Figur 5 illustrerar vi hur andelen kvinnligt anställda i ett yrke samvarierar med den justerade riskandelen. Till att börja med kan vi konstatera att den svenska arbetsmarknaden är starkt könssegregerad. I flera yrken är andelen kvinnor mycket nära ett, samtidigt som den är nära noll i andra. I kontrast till Figur 5 är det svårare att se ett linjärt samband mellan de två variablerna. En intressant asymmetri framträder emellertid i figuren. Bland yrken med lågt genomsnittligt risktagande återfinns både kvinno- och mansdominerade yrken. Däremot är den övre högra delen av grafen tom. Det finns alltså inga kraftigt kvinnodominerade yrken bland yrken med högt genomsnittligt risktagande.

Figur 4 Yrkespecifik genomsnittlig logaritmerad månadslön (a) och standardavvikelse i logaritmerad månadslön (b) som givet olika värden på genomsnittlig riskandel (residual). Yrken med färre än 50 observationer är borttagna.



Figur 5 Genomsnittlig andel kvinnliga anställda i ett yrke (vertikal axel) givet olika värden på genomsnittlig riskandel (residual). Yrken med färre än 50 observationer är borttagna.



5 Riskattityder och löner

En underliggande hypotes i denna rapport är att riskattityder, som styr individers finansiella portföljer, också påverkar individers utbildningsval och karriärvägar. Syftet med detta avsnitt är att kortfattat beskriva en teoretisk modell, och på vilket sätt den motiverar vår empiriska ansats.

I den modellvärld vi tänker oss skiljer sig individer åt med avseende på riskattityder, som i sin tur styr skillnader i investeringsbeteende.⁹ Det finns tre olika typer av tillgångar att investera i, nämligen säkra finansiella tillgångar (t.ex. bankkonto), riskfyllda finansiella tillgångar (t.ex. aktier) samt humankapitalinvesteringar (t.ex. utbildning). Den sistnämnda tillgången är också riskfylld, eftersom det är omöjligt att på förhand med säkerhet säga hur lönsamt det kommer vara att utbilda sig mer. Individens lön, d.v.s. ersättning per arbetad tidsenhet, är i genomsnitt ett sammanfattande mått på de riskfyllda humankapi-

⁹ Denna modell är kraftigt inspirerad av tidigare arbeten av Williams (1979) och Shaw (1996). Modellen är en livscykelmodell, vilket innebär att den karakteriserar individers beteende över olika delar av livscykeln.

talinvesteringar en individ gjort över livscykeln. Förenklat gäller att ju mindre riskavert en person är, desto mer väljer hon att investera i humankapital och desto högre kommer lönen i genomsnitt vara.

Samma logik gäller för riskfyllda finansiella placeringar. I modellen är individens riskaversion (omvänt) relaterad till riskandelen, d.v.s. riskabla tillgångar som andel av totala finansiella tillgångar.¹⁰ Hög riskaversion innebär en låg andel säkra tillgångar och vice versa. Eftersom riskaversion både bestämmer lön (humankapitalinvesteringar) och riskandel, uppstår ett samband mellan lön och riskandel. Ju högre riskandel (ju lägre riskaversion), desto högre förväntar vi oss att lönen är. Detta ramverk motiverar en empirisk modell där lönenivån förklaras med riskandelen.

Vi kommer alltså att i nästa avsnitt skatta s.k. löneekvationer, där vi i en statistisk modell visar hur variationer i den logaritmerade lönen samvarierar med faktorer som kön och finansiellt risktagande. Mer specifikt ingår som förklarande variabler en indikator för kön, som fångar upp könslönegapet, samt en (kontinuerlig) variabel för riskandel, justerad för finansiell förmögenhet på det sätt som vi beskrev ovan i avsnitt 4.1. Vi vill betona att koefficienten för riskandelen inte ska tolkas som den kausala effekten av riskandelen på timlönen, utan vi kommer använda termen ”association” snarare än ”effekt”. Det är alltså inte nödvändigtvis så att riskandelen i sig orsakar en förändrad timlön. I vår huvudspecifikation kommer vi också att ta hänsyn till faktorer, som individer inte har kunnat påverka med egna aktiva val över livscykeln. Dessa är ålder, födelselän och födelseland.

Analysen av könslönegapet har, oss veterligen, inte tidigare tagit hänsyn till riskandelen. Därför är det oerhört intressant att studera om könslönegapets storlek påverkas av att vi justerar för skillnader i riskandel mellan kvinnor och män. Vi skattar därför löneekvationen både med och utan riskandelsvariabeln, och vi studerar med hur många procent könslönegapet förändras när vi tar med riskandelen.

Vi är medvetna om att riskandelen inte enbart beror på riskattityder, vilket är fallet i den teoretiska modell vi använt för att motivera den empiriska löneekvationen. Det finns även besläktade mekanismer såsom aversion mot tvetydighet, finansiell läskunnighet och självförtroende, som kan samvariera både

¹⁰ Detta gäller i modellen entydigt under det förenklande antagandet att chocker i avkastning från finansiellt kapital och humankapital inte samvarierar. Om det finns en sådan korrelation kommer individerna även ta hänsyn till den när de gör investeringar över livscykeln. I Edin och Selin (2020) diskuterar vi hur intuitionen i vår modell förhåller sig till den s.k. hedging-litteraturen inom finansiell ekonomi. Inom denna litteratur finns en hypotes att folk som har osäkra inkomstströmmar kommer att försäkra sig mot denna osäkerhet genom att hålla en mindre andel riskabla finansiella tillgångar.

med riskandelen och lönen. I laboratoriemiljöer kan forskare ibland sortera ut dessa olika mekanismer, men i våra data saknar vi sådana möjligheter. Våra skattningar fångar därför sannolikt fler faktorer än riskattityder i sig. Vår bedömning är dock att dessa mekanismer driver det skattade könslönegapet i samma riktning som riskaversion – riskattitydernas påverkan på könslönegapet är antagligen mindre än den siffra vi rapporterar.

6 Resultat

I Tabell 2 rapporterar vi nyckelresultat från vår studie. Tabellen är strukturerad så att varje kolumn först presenterar associationen mellan lönen och att vara kvinna, efter det att vi tagit hänsyn till skillnader i riskandel mellan kvinnor och män. Därunder rapporterar vi koefficienten för riskandelen, som vi alltså justerat för skillnader i förmögenhet. Sedan visar vi den procentuella förändring i könslönegapet som följer av att vi tagit hänsyn till könsskillnader i den justerade riskandelen.¹¹

Vår huvudspecifikation återfinns i kolumn 1. Koefficienten för att vara kvinna uppgår till $-0,193$ – en skattning som indikerar ett omfattande könslönegap på cirka 19 procent mellan mäns och kvinnors löner i löneurvalet år 2000. Skattningen av hur riskandelen är associerad med lön är $0,145$, vilket ska tolkas som att en procentenhets ökning i riskandelen är förknippad med cirka $0,14$ procent ökning i lönen. Denna association är precis skattad och i högsta grad signifikant skild från noll. Vi ser emellertid längre ner i kolumn 1 att riskandelens påverkan på det skattade könslönegapet är tämligen liten – det minskar med runt tre procent när vi inkluderar det justerade riskandelsmättet.

Är associationen mellan lönen och riskandelen starkast för män eller kvinnor? I kolumn 2 tillåter vi denna samvariation att skilja sig mellan könen. ”Kvinna x riskandel” ska tolkas som den extra genomsnittliga association som finns för kvinnor. Som framgår av kolumn 2 är denna koefficient negativ och tydligt signifikant skild från noll; associationen mellan riskandel och lön är alltså större för män än för kvinnor.

I huvudanalysen har vi tagit hänsyn till skillnader i bakomliggande faktorer som inte individerna själva kunnat påverka genom aktiva val, som ålder och födelseregion. Och som vi visar i Edin och Selin (2020) påverkar inte dessa

¹¹ Den procentuella förändringen definierar vi som följer. Vi tar först differensen mellan det skattade könslönegapet i en regression *med* riskandel och det skattade könslönegapet i en regression *utan* riskandel. Därefter dividerar vi denna differens med det skattade könslönegapet i en regression *utan* riskandel. I kolumn 2, där vi har en interagerad specifikation, utvärderar vi könslönegapet vid medelvärdena för de andra oberoende variablerna.

bakgrundsfaktorer resultaten i nämnvärd omfattning. Skälet till att vi inte justerat för faktorer som folk kan påverka är att t.ex. utbildning och äktenskap i sig själva sannolikt beror på riskpreferenser. Om vi kontrollerar för sådana faktorer stänger vi alltså ner viktiga kanaler för hur riskpreferenser påverkar lönen. Men vad händer om vi ändå kontrollerar för utbildnings- och yrkesval? För det första är könslönegapet väsentligt mindre i kolumn 3 – det har sjunkit till cirka sju procent när vi betingat på utbildning och yrke. Vi ser också att koefficienten för riskandelen är långt mindre än tidigare, om än fortfarande statistiskt signifikant skild från noll. Könslönegapet reduceras nu med mindre än en procent när vi inkluderar riskandelen. Det är logiskt att riskandelen nu har en mindre betydelse för könslönegapet, eftersom vi tror att riskattityders påverkan på lönen går via just utbildnings- och karriärval.

I vår huvudanalys använder vi som sagt ett justerat mått på riskandel, som inte reflekterar personens finansiella förmögenhet. I kolumn 4 använder vi istället ett ojusterat mått på riskandel. I denna specifikation dubbleras betydelsen av riskandelen. Vi ser också att det skattade könslönegapet är något lägre. Detta innebär att den procentuella förändringen av könslönegapet är större och uppgår till drygt sju procent. Denna siffra är för all del mer än dubbelt så stor som motsvarande siffra i kolumn 1. Men den är fortfarande inte gigantisk. Även när riskandelen reflekterar förmögenhet förklarar den alltså mindre än tio procent av lönegapet mellan kvinnor och män. Vi drar därför slutsatsen att skillnader i finansiellt risktagande inte kan förklara väsentliga delar av lönegapet.

Utöver huvudresultaten i Tabell 2 har vi gjort ett stort antal känslighetstest, som vi berättar mer om i Edin och Selin (2020). Vi har undersökt egenskaperna hos det delvis icke-representativa löneurvalet genom att jämföra motsvarande regressioner för arbetsinkomster som observeras för hela LINDA-urvalet. Denna analys indikerar att våra resultat är representativa för hela befolkningen. Vi har även adresserat viktiga frågor om mätfel i riskandelsmättet. När vi exkluderar imputerade värden av riskandelen ökar riskandelens påverkan något, men inte på ett kvalitativt viktigt sätt. Om man däremot inkluderar aktiefonder i nämnaren för riskandelen sjunker betydelsen av riskandelen drastiskt. Det beror på att den avgörande skillnaden mellan kvinnors och mäns portföljer är att män har mer direktägda aktier.

Tabell 2 Skattade löneekvationer som tar hänsyn till riskandelar

	(1)	(2)	(3)	(4)
Kvinna	-0,193**	-0,194**	-0,0721**	-0,185**
	(0,00245)	(0,00246)	(0,00274)	(0,00240)
Riskandel, justerad	0,145**	0,172**	0,0177**	
	(0,00777)	(0,0115)	(0,00518)	
Kvinna x riskandel (justerad)		-0,0635**		
		(0,0150)		
Riskandel, ojusterad				0,285**
				(0,00727)
Δ Könslönegapet (%)	-3,080	-3,066	-0,821	-7,205
Kontrollvariabler:				
Förbestämda	Ja	Ja	Ja	Ja
Skola och yrke	Nej	Nej	Ja	Nej
Justerad R2	0,153	0,154	0,725	0,181
Antal observationer	56 113	56 113	56 113	56 113

Not: Robusta standardfel i parentes, * indikerar signifikans på 5%-nivån och ** på 1%-nivån. Beroende variabel är logaritmerad månadslön. Förbestämda kontrollvariabler inkluderar ålder och ålder i kvadrat samt indikatorvariabler för födelselän och födelseland. Kontroller för skola och yrke inkluderar ett stort antal dummyvariabler för utbildningsnivå, utbildningsinriktning, samt yrke. Analysen är gjord på LINDA:s löneurval år 2000

7 Avslutande diskussion

Vår forskningsfråga har varit om skillnader i riskattityder mellan kvinnor och män kan förklara delar av könslönegapet. Denna fråga har fått oss att undersöka i vilken utsträckning finansiellt risktagande samvarierar med löner, och om denna samvariation i så fall kan förklara delar av könslönegapet. Vi finner att det finns en robust och statistiskt signifikant association mellan löner och finansiellt risktagande. Vi finner dessutom att det skattade könslönegapet faktiskt är mindre när vi tar hänsyn till denna association. Men betydelsen är liten, cirka tre procent av lönegapet kan förklaras av skillnader i finansiellt risktagande. Eftersom riskandelen avspeglar andra personliga egenskaper utöver riskaversion, såsom ekonomisk läskunnighet och självförtroende, tror vi att betydelsen av riskaversion i sig är ännu mindre än tre procent.

Vi har med nödvändighet använt data från den period då administrationen kring förmögenhetsskatten försåg forskare med förnämliga förmögenhetsdata. Efter förmögenhetsskattens avskaffande 2007 har en del hänt med könslönegapet, då det har sjunkit trendmässigt under 2010-talet.¹² Utifrån resultaten i denna studie skulle det vara överraskande om denna utveckling har drivits av förändrade attityder till risktagande, utan de avgörande mekanismerna bakom utvecklingen bör sannolikt sökas på annat håll.

¹² Se https://www.mi.se/app/uploads/LS_18.pdf, diagram 1.2.

Referenser

- Azmat, G. och B. Petrongolo (2014). Gender and the labor market: What have we learned from field and lab experiments? *Labour Economics* 30(C), 32–40.
- Bertrand, M. (2011). New Perspectives on Gender, Volume 4 of *Handbook of Labor Economics*, Chapter 17, 1543–1590.
- Black, S. E., P. J. Devereux, P. Lundborg, och K. Majlesi (2015). Learning to take risks? The effect of education on risk-taking in financial markets. Working Paper 21043, National Bureau of Economic Research.
- Calvet, L. E., J. Y. Campbell, och P. Sodini (2007). Down or Out: Assessing the Welfare Costs of Household Investment Mistakes. *Journal of Political Economy* 115(5), 707–747.
- Cho, I. S. (2011). Do gender differences in risk preferences explain gender differences in labor supply, earnings or occupational choice? WP Nr. 11022 *Economics Working Papers*. Iowa State University.
- Crosan, R. och U. Gneezy (2009). Gender differences in preferences. *Journal of Economic Literature* 47(2), 448–74.
- Dohmen, T., A. Falk, D. Huffman, U. Sunde, J. Schupp, och G. G. Wagner (2011). Individual risk attitudes: Measurement, determinants, and behavioral consequences. *Journal of the European Economic Association* 9(3), 522–550.
- Edin, P.-A. och P. Fredriksson (2000). LINDA - Longitudinal INdividual DATA for Sweden. Working Paper Series 2000:19, Uppsala University, Department of Economics.
- Edin, P-A och H. Selin (2020). Financial risk-taking and the gender wage gap. IFAU working paper 2020:16.
- Hartog, J. (2011). Chapter 4 A Risk Augmented Mincer Earnings Equation? *Taking Stock, Chapter Research in Labor Economics*, 129–173.
- Jung, S. (2017). The gender wage gap and sample selection via risk attitudes. *International Journal of Manpower* 38(2), 318–335.
- Le, A., P. Miller, W. S. Slutske, och N. G. Martin (2011). Attitudes towards economic risk and the gender pay gap. *Labour Economics* 18(4), 555–561.
- Shaw, K. L. (1996, October). An Empirical Analysis of Risk Aversion and Income Growth. *Journal of Labor Economics* 14(4), 626–653.

Williams, J. T. (1979). Uncertainty and the accumulation of human capital over the life cycle. *The Journal of Business* 52(4), 521–548.

Institutet för arbetsmarknads- och utbildningspolitisk utvärdering (IFAU) är ett forskningsinstitut under Arbetsmarknadsdepartementet med placering i Uppsala.

IFAU ska främja, stödja och genom forskning genomföra uppföljningar och utvärderingar. Uppdraget omfattar effekter av arbetsmarknads- och utbildningspolitik, arbetsmarknadens funktionssätt och arbetsmarknadseffekter av socialförsäkringen.

I rapportserien presenteras såväl IFAU:s forskning som resultat av samarbeten med andra nationella och internationella forskningsorganisationer.

IFAU delar årligen ut bidrag till olika forskningsprojekt, vars resultat publiceras i rapportserien.

Rapporterna kan vara fristående eller publiceras tillsammans med ett Working paper.

Alla IFAU:s publikationer finns på www.ifau.se