

INFORMATION OM UTBILDNING OCH ARBETSMARKNAD

RAPPORT 2014:3

SCB

Statistiska centralbyrån Statistics Sweden

Fokus på näringsliv och arbetsmarknad hösten 2014



Utgivna publikationer från och med år 2004 i serien
Information om utbildning och arbetsmarknad (IAM)

- 2004:1 Utbildning och arbete. Tillskott och rekryteringsbehov för olika utbildningsgrupper till 2010
- 2004:2 Löneskillnader mellan kvinnor och män i Sverige
- 2004:3 FOKUS på arbetsmarknad och utbildning
- 2004:4 Arbetskraftsbarometern '04
- 2005:1 Tunga lyft och annat kroppsligt tungt arbete. Arbetsmiljöförhållanden, besvär, sjukfrånvaro och sjuknärvaro
- 2005:2 FOKUS på arbetsmarknad och utbildning
- 2005:3 Funktionshinderad situation på arbetsmarknaden – 4:e kvartalet 2004
- 2005:4 FOKUS på arbetsmarknad och utbildning
- 2005:5 Arbetskraftsbarometern '05
- 2006:1 Fokus på näringsliv och arbetsmarknad hösten 2005
- 2006:2 Fokus på näringsliv och arbetsmarknad våren 2006
- 2006:3 Arbetskraftsprognos 2006. Utvecklingen till år 2030
- 2006:4 Arbetskraftsbarometern '06
- 2007:1 Fokus på näringsliv och arbetsmarknad hösten 2006
- 2007:2 Funktionshinderad situation på arbetsmarknaden – 4:e kvartalet 2006
- 2007:3 Fokus på näringsliv och arbetsmarknad våren 2007
- 2007:4 Arbetskraftsbarometern '07
- 2008:1 Fokus på näringsliv och arbetsmarknad hösten 2007
- 2008:2 Fokus på näringsliv och arbetsmarknad våren 2008
- 2008:3 Arbetskraftsbarometern '08
- 2009:1 Arbetskraftsprognos 2009. Utvecklingen till år 2030 enligt två scenarier
- 2009:2 Fokus på näringsliv och arbetsmarknad hösten 2008
- 2009:3 Funktionsnedsatt situation på arbetsmarknaden – 4:e kvartalet 2008
- 2009:4 Fokus på näringsliv och arbetsmarknad våren 2009
- 2009:5 Arbetskraftsbarometern '09
- 2010:1 Länens arbetsmarknad – befolkning, näringsliv, yrken och framtida pensionsavgångar
- 2010:2 Fokus på näringsliv och arbetsmarknad hösten 2009
- 2010:3 Arbetskraftsbarometern '10
- 2011:1 Fokus på näringsliv och arbetsmarknad våren 2011
- 2011:2 Fokus på näringsliv och arbetsmarknad hösten 2011
- 2011:3 Arbetskraftsbarometern '11
- 2012:1 Fokus på näringsliv och arbetsmarknad hösten 2012
- 2012:2 Arbetskraftsbarometern '12
- 2013:1 Sysselsättningsprognos 2013
- 2013:2 Fokus på näringsliv och arbetsmarknad hösten 2013
- 2013:3 Arbetskraftsbarometern '13
- 2014:1 Situationen på arbetsmarknaden för personer med funktionsnedsättning 2013
- 2014:2 Arbetskraftsbarometern '14

Information om utbildning och arbetsmarknad 2014:3

Fokus på näringsliv och arbetsmarknad hösten 2014

Statistiska centralbyrån
2014

Focus on Business and Labour Market, autumn 2014

Statistics Sweden
2014

Tidigare publicering Har utkommit halvårsvis sedan 2004
Previous publication Published semiannually since 2004

Producent SCB, avdelningen för nationalräkenskaper
Producer Statistics Sweden, National Accounts
SE-701 89 Örebro
+ 46 19 17 60 00

Förfrågningar Andreas Lennmalm, +46 8 506 940 54
Enquiries andreas.lennmalm@scb.se

Det är tillåtet att kopiera och på annat sätt mångfaldiga innehållet i denna publikation.
Om du citerar, var god uppge källan på följande sätt:
Källa: SCB, *Fokus på näringsliv och arbetsmarknad hösten 2014*.

It is permitted to copy and reproduce the contents in this publication.
When quoting, please state the source as follows:
Source: Statistics Sweden, *Focus on Business and Labour Market, autumn 2014*.

Omslag/Cover: Ateljén, SCB
Foto/Photo: Matton

ISSN 1654-4366 (Online)
ISSN 1400-3996 (Print)
ISBN 978-91-618-1616-3 (Print)
URN:NBN:SE:SCB-2014-AM78BR1403_pdf

Förord

Hur många jobb går förlorade i Sverige på grund av att företag flyttar verksamhet utomlands? Den frågan försöker den första artikeln i denna upplaga av Fokus på näringsliv och arbetsmarknad att besvara. Artikeln försöker också utröna hur en flytt utomlands påverkar produktiviteten.

Även i den andra artikeln är produktivitet i fokus. Denna gång handlar det om hur arbetsproduktiviteten påverkas av de anställdas tillgång till bredband. Fjorton länder i Europa har studerats.

I den tredje artikeln analyseras sambandet mellan den kommunala konjunkturen och sannolikheten att en individ byter jobb. Sannolikheten tycks öka när konjunkturen är god, särskilt för yngre personer.

Många människor driver ett eget företag vid sidan om sin anställning. Så kallade kombinatörer. Men vad är det som gör att de strävar efter denna dubbla roll, och vad gjorde att de tog steget? Det försöker den sista artikeln ge svar på.

Redaktörer för detta nummer av Fokus har varit Maria Schoultz, Andreas Lennmalm och Björn Richard.

Statistiska centralbyrån i december 2014

Monica Nelson Edberg

Nadia von Unge

SCB tackar

Tack vare våra uppgiftslämnare – privatpersoner, företag, myndigheter och organisationer – kan SCB tillhandahålla tillförlitlig och aktuell statistik som tillgodoser samhällets informationsbehov.

Innehåll

A separate text in English is provided at the end of the publication, on page 107.

Förord	3
Sammanfattning	11
Flytt av verksamhet till andra länder.....	13
Resultat för svenskt näringsliv	13
Sammanfattning	13
Inledning	14
Internationell flytt av verksamhet i svenskt näringsliv.....	16
Data	19
Sambandsanalys.....	19
Kausalitetsanalys	20
Resultat.....	22
Sambandsanalys.....	22
Matchningsanalys	25
Slutsatser	26
Referenser	28
Appendix	29
Broadband Connected Employees and Labour	
Productivity	35
A Comparative Analysis of 14 European Countries Based on Distributed Microdata Access	35
Abstract.....	35
Introduction	36
Method	37
Data sources and stylised facts	39
Estimation results and discussion.....	41
Concluding remarks	46
Acknowledgements	47
References.....	48
Appendix A.....	50
Specification Human capital (HK):.....	50
Specification Wages (W):.....	50
Sannolikheten att byta jobb.....	51
Den kommunala jobbalansens betydelse	51
Sammanfattning	51
Inledning	52
Stiliserade fakta för arbetsmarknadsflöden.....	54
Modellansats	57

Datamaterialet.....	58
Resultatdiskussion	59
Slutsatser	63
Referenser	65
Appendix	66
Kombinatörer.....	71
Vad påverkar individer som väljer att kombinera anställning med eget företagande?	71
Sammanfattning	71
Inledning	71
Fakta och institutionell bakgrund	75
Utveckling av kombinatorskap.....	75
Etablering av företag	76
Tidigare studier	77
Teori och hypoteser	81
Data	84
Urval och avgränsningar	86
Beskrivande statistik.....	87
Metod och modell.....	90
Resultat.....	92
Diskussion och slutsatser.....	95
Referenser	99
Bilaga.....	101
In English.....	107
Summary.....	107

Tabellförteckning

Flytt av verksamhet till andra länder

Tabell 1: Antal företag som har flyttat verksamhet efter bransch under åren 2009-2011	16
Tabell 2: Antalet förlorade jobb genom flytt av verksamhet efter bransch under åren 2009-2011	18
Tabell 3: Regressionsresultat – effekter på företagens arbetsproduktivitet ("robusta regressionskattningar")	23
Tabell 4: Regressionsresultat – effekter på företagens tillväxt i förvärsarbetande ("robusta regressionskattningar")	24
Tabell 5: Arbetsproduktivitetseffekter genom flytt av verksamhet (i procent).....	25
Tabell 6: Sysselsättningseffekter av flytt av verksamhet (i procent).....	25
Tabell A1: Datadeskription – ingående variabler i regressionstabell A3.....	29
Tabell A2: Datadeskription – ingående variabler i regressionstabell A4.....	29
Tabell A3: Regressionsresultat – ("propensity score") (utfallsvariabel arbetsproduktivitet år 2011).....	30
Tabell A4: Medelvärdes jämförelser mellan kontrollföretag och behandlingsföretagen. PSM skattning baseras på resultat i tabell A3.....	31
Tabell A5: Regressionsresultat – ("propensity score") (utfallsvariabel förändring förvärsarbetande)	32
Tabell A6: Medelvärdesjämförelser mellan kontrollföretag och behandlingsföretagen. PSM skattning baseras på resultat i tabell A6.....	33

Broadband Connected Employees and Labour Productivity

Table 1. Average firms across countries in 2010	40
Table 2: Relationship between broadband internet-enabled employees and labour productivity in manufacturing firms across Europe.....	42
Table 3: Relationship between broadband internet-enabled employees and labour productivity in services firms across Europe.....	43
Table I. Regressions estimates for BROADpct with alternative human capital variable	50

Sannolikheten att byta jobb

Tabell 1: skattade marginaleffekter, utfallsvariabel jobbytare.	66
Tabell 2: skattad lönepremie för jobbytare (anges i procent)	67
Tabell 3: Variabelstatistik för åldersgrupp 30-39 år	68
Tabell 4: Variabelstatistik för åldersgrupp 50-59 år	69
Tabell 4 (forts.).....	70

Kombinatörer

Tabell 1a: Beskrivande statistik över urvalet 2004-2005 (procent alt. genomsnittligt värde*)	88
Tabell 2. Koefficienterna efter Multinomial logit 2004-2005 (Kontrollgrupp anställda).....	93
Tabell 2 (forts.).....	94
Tabell B1. Beskrivande statistik över kombinatörer (ej passiva och skog) 2008-2012 (procentuella andelar).....	103
Tabell B2: In- och utflöde till kombinatörskap, 2008-2012. (Observera åldersintervallet).....	104

Diagramförteckning

Flytt av verksamhet till andra länder

Diagram 1: Andel företag som har flyttat kärnverksamhet efter bransch och destination 2009-2011 (anges i procent)	17
Diagram 2: Andel företag som har flyttat stödverksamhet efter bransch och destination 2009-2011 (anges i procent)	18

Broadband Connected Employees and Labour Productivity

Diagram 1: Broadband internet-enabled employees by industry in 2010	41
---	----

Sannolikheten att byta jobb

Diagram 1: Andel totala arbetsmarknadsflöden samt volymförändring i BNP (vänster skala i andel och högerskala i procent)	55
Diagram 2: Arbetsmarknadsflöden jobbytare för kohort 30-39 år respektive 50-59 år för uppdelat på kvinnor och män.	56
Diagram 3: Arbetsmarknadsinflöden, inflöden för kohort 30-39 år respektive 50-59 år uppdelat på män och kvinnor.	57
Diagram 4: Arbetsmarknadsutflöden, utflöden för kohort 30-39 år respektive 50-59 år uppdelat på män och kvinnor.	57
Diagram 5: Skattade sannolikheter för jobbyte (åldersgrupp 30-39 år) (y-axel) vid olika nivåer för jobbalanser (x-axel) uppdelat på branschgrupper och utbildningsbakgrund. Blå linje avser anställningstid 1 år och röd 10 år.	60
Diagram 6: Skattade sannolikheter för jobbyte (åldersgrupp 50-59 år) (y-axel) vid olika nivåer för jobbalanser (x-axel) uppdelat på branschgrupper och utbildningsbakgrund. Blå linje avser anställningstid 1 år och röd 10 år.	61

Kombinatörer

Figur 1. Bakomliggande faktorer vid valet att bli kombinatör (Egen konstruktion).	84
Diagram B1. Andel kombinatörer av förvärvsarbetande individer, 20-64 år uppdelat efter kön.	101
Diagram B2. Andel kombinatörer av förvärvsarbetande individer, 20-64 år uppdelat efter regiontyp.	101
Diagram B3. Andel kombinatörer av förvärvsarbetande individer, 20-64 år uppdelat efter svensk/utländsk bakgrund.	102
Diagram B4. Andel kombinatörer av förvärvsarbetande individer, 20-64 år uppdelat efter utbildningsnivå.	102

Sammanfattning

I detta nummer av Fokus på näringsliv och arbetsmarknad presenteras fyra artiklar.

I den första artikeln *Flytt av verksamhet till andra länder* undersöks effekter på sysselsättning och företagens arbetsproduktivitet av svenska företags flytt av verksamhet utomlands. Resultaten indikerar att flytt av verksamhet till andra länder har tydliga negativa arbetsmarknadskonsekvenser för Sverige. Drygt 6000 jobb har förlorats på grund av flytt av verksamhet mellan åren 2009 och 2011. Sysselsättningen bland företag som utlokaliserar verksamhet internationellt har haft en snabbare sysselsättningsminskning jämfört med företag som inte genomfört en sådan omstrukturering av verksamheten. Resultaten pekar mot att arbetsproduktiviteten är högre för företag som har flyttat stödfunktioner, men vid en jämförelse över tid och mot identiska företag uppkommer inga tydliga produktivitetsskillnader.

I den andra artikeln *Broadband Connected Employees and Labour Productivity* studeras sambandet mellan intensiteten av informations- och kommunikationsteknologi (IKT) och arbetsproduktivitet. Studien baseras på data för 14 europeiska länder för åren 2001-2010 där IKT-intensitet approximeras med andelen medarbetare som har tillgång till bredband. Skattingarna som är baserade på länkad mikrodata på företagsnivå visar att det i en majoritet av länderna finns ett positivt samband mellan andelen medarbetare som har tillgång till bredband och arbetsproduktiviteten i företag. Produktivitetsvinsten av ytterligare uppkopplingar är större i företag inom tillverkningsindustrin än hos tjänsteföretagen, men det positiva sambandet mellan uppkopplad personal och produktivitet är vanligare förekommande inom tjänstesektorn.

I den tredje artikeln *Sannolikheten att byta jobb - den kommunala jobbalansens betydelse* studeras sambandet mellan jobbbyte och konjunktur. Resultaten visar att sannolikheten för att byta jobb ökar när den ekonomiska aktiviteten ökar. Stigande ålder eller utländsk bakgrund minskar sannolikheten att byta jobb. Även lägre utbildningsnivå eller lång anställningstid liksom om man jobbar inom varuproducerande branscher är faktorer som minskar

sannolikheten att byta jobb. För yngre individer, 30-39 år, minskar sannolikheten att byta jobb med lönenivån. För de äldre individerna, 50-59 år är sambandet det omvända, det vill säga högre lön är förknippat med en högre sannolikhet att byta jobb.

I den sista artikeln om *Kombinatörer* - analyseras vilka faktorer som påverkar individer att kombinera anställning med att driva ett eget företag. Resultaten visar bland annat att närståendes och kollegors företagserfarenheter liksom arv har en signifikant positiv effekt på sannolikheten att bli kombinatör. Vidare konstateras att flera av de bakomliggande faktorerna som förklarar valet att bli egenföretagare även påverkar valet att kombinera anställning med att driva ett eget företag.

Flytt av verksamhet till andra länder

Resultat för svenskt näringsliv

Andreas Poldahl¹

Sammanfattning

Framväxten och den ökande betydelsen av globala värdekedjor har gjort att produktionsprocessen för många varor och tjänster har blivit allt mer fragmenterad och geografiskt utspridd. För de utvecklade länderna inom OECD har detta inneburit att betydande delar av tillverkningen och sammansättningen av produkter har flyttats ut till låglöneländer.

I Sverige har ungefär 6 200 jobb förlorats på grund av flytt av verksamhet mellan åren 2009 och 2011. För denna period kan vi se att 13 procent av företagen i den undersökta populationen, företag med 100 anställda eller fler, har flyttat utomlands. Ungefär 5,1 procent av populationen har flyttat sin verksamhet till ett annat EU land, vilket troligtvis kan förklaras av det korta avståndet till marknaden och tillgången till en fri marknad. En längre flytt till Indien exempelvis är däremot vanligare som destination för företag inom tjänstesektorn, medan flytt till Kina är vanligare inom byggbranschen. För industriföretagen är en verksamhetsflytt till annat europeiskt land det i särklass vanligast förekommande. Från politiskt håll har det oftast lyfts fram en farhåga med att företag rationaliserar och flyttar verksamhet utomlands. Därför är det intressant att analysera arbetsmarknadseffekter av svenska företags verksamhetsflyttar och utvärdera företagens produktivitet.

Resultaten indikerar att flytt av verksamhet till andra länder har tydliga negativa arbetsmarknadskonsekvenser för Sverige. Sysselsättningen bland företag som utlokaliserar verksamhet internationellt har haft en snabbare sysselsättningsminskning

¹ Statistiska Centralbyrån (SCB), telefon: 019-17 63 61, e-post: andreas.poldahl@scb.se.

jämfört med företag som inte genomfört en sådan omstrukturering av verksamheten. Motsvarande resultat kan inte verifieras när det gäller arbetsproduktiviteten, det föreligger således inga statistiska skillnader mellan företag som flyttat verksamhet utomlands och företag som inte gjort det, i detta avseende. Däremot finns indikationer om en produktivitetspremie om cirka 10,6 procent två år efter utlokaliseringen av stödverksamheter.

Inledning

Den snabba utvecklingen inom data- och kommunikationsteknologin har inneburit att informations- och kommunikationskostnader har fallit kraftigt samtidigt som överföringen har blivit mera pålitlig. Kostnaderna för att transportera produkter fysiskt har också minskat även om minskningen här inte har varit lika dramatisk (ITPS, 2007). Dessa framsteg har underlättat för företagen att i större utsträckning dela upp de värdeskapande aktiviteter de bedriver från utvecklandet av en produkt, som forskning och utveckling (FoU) och design, via tillverkning, till distribution, marknadsföring och stöd till den slutgiltiga konsumenten (värdekedjan).

I praktiken innebär uppdelningen av värdekedjan att produktion och förädling av råvaror kan ske i ett annat land än distribution och marknadsföring. Denna typ av uppdelning av verksamheter i olika geografiska områden benämns i vardagligt tal för globala värdekedjor. Genom att skapa dessa globala värdekedjor har företag på ett bättre sätt kunnat utnyttja skillnader i kostnader mellan länder. (Backer och Yamano, 2007; Grossman och Rossi-Hanberg, 2006; Baldwin, 2006). Ett klassiskt exempel på detta är gruvindustrin, där utvinning och bearbetning av järnmalm måste utföras på samma plats. Export av järnmalmen sker sedan till utländska dotterbolag inom samma koncern för ytterligare förädling och anpassning till olika geografiska marknader. Produktionen blir alltmer fragmenterad på olika enheter i världen, vilket i sin tur har inneburit en ökad handel med varor och tjänster mellan företag.

Företeelser som är starkt förknippade med de globala värdekedjornas ökade betydelse är outsourcing och offshoring. Outsourcing innebär att aktiviteten kontrakteras ut till ett utomstående företag, medan offshoring medför att den sker i ett annat land än där verksamheten i huvudsak är lokaliserad, men inom samma företag.

För många företag sker numera ett flertal (och en växande andel) av dess värdeskapande aktiviteter utanför det egna företaget och/eller utanför landet där det huvudsakligen är lokaliserat. Företaget ställs därmed inför två strategiska beslut. Det första gäller huruvida man ska utföra en uppgift själv eller köpa in den från ett annat företag. Det andra gäller var verksamheten ska utföras, i hemlandet eller utomlands. Företaget kan välja mellan att: (i) utföra aktiviteten lokalt inom företaget (in-house), (ii) bibehålla aktiviteten inom företaget men tillhandahålla den från utlandet (offshore), (iii) lägga ut (outsource) uppgiften till ett annat företag inom landet eller (iv) till ett annat företag utomlands. Outsourcing innebär att aktiviteten kontrakteras ut till ett utomstående företag, medan offshoring medför att den sker i ett annat land än där verksamheten i huvudsak är lokaliserad (Tillväxtanalys 2012). Om företagen väljer att flytta produktionen förväntas arbetsproduktivitet och sysselsättning att påverkas.

I dag är det möjligt att med hjälp av företagsinformation kartlägga företagens beslut om flytt av produktion till andra länder och några av de huvudsakliga orsakerna bakom denna uppdelning av produktionskedjan. Föreliggande rapport utgår således från en mikrobaserad ansats för att belysa olika effekter förknippade med globala värdekedjor främst i termer av offshoring och outsourcing. Genom att sammanlänka olika mikrodata kan utlokaliseringens effekter på näringslivet studeras i termer av arbetsproduktivitet och sysselsättning. Denna rapport syftar till att undersöka om företag som flyttar produktion utanför landets gränser har haft en högre genomsnittlig produktivitet än företag som inte väljer att låta produktionsaktiviteterna förläggas på en utomstående aktör. Dessutom avser rapporten också att klarlägga om företagsflytten genererar negativa arbetsmarknadskonsekvenser i termer av minskad efterfrågan på arbetskraft.

Rapporten är disponerad enligt följande: i nästa avsnitt presenteras statistik över företag som omflyttar sin verksamhet. Detta följs av en redogörelse av ingående variabler och använda datakällor samt en utförlig metoddiskussion. Rapporten avslutas med slutsatser och policydiskussion.

Internationell flytt av verksamhet i svenskt näringsliv

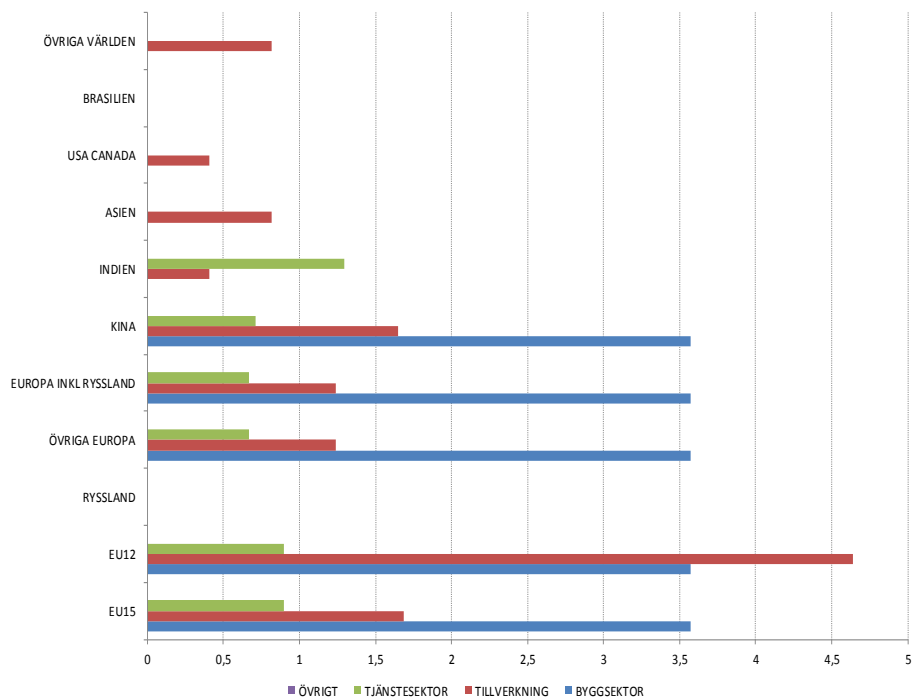
Ursprungspopulationen omfattar 2 332 företag fördelat på samtliga branscher utom finansbranschen. Cirka 13 procent av samtliga företag hade flyttat verksamhet till andra länder under åren 2009-2011, varav 154 företag inom industrin och 153 inom tjänstesektor inklusive byggverksamhet. Baserat på uppgifter från tabell 1, kan man tydligt se att fördelningen är något skev, då industrin har haft den övervägande andelen internationella företagsflyttar, cirka 18 procent. Motsvarande siffra för tjänstersektorn är drygt 11 procent.

Tabell 1: Antal företag som har flyttat verksamhet efter bransch under åren 2009-2011

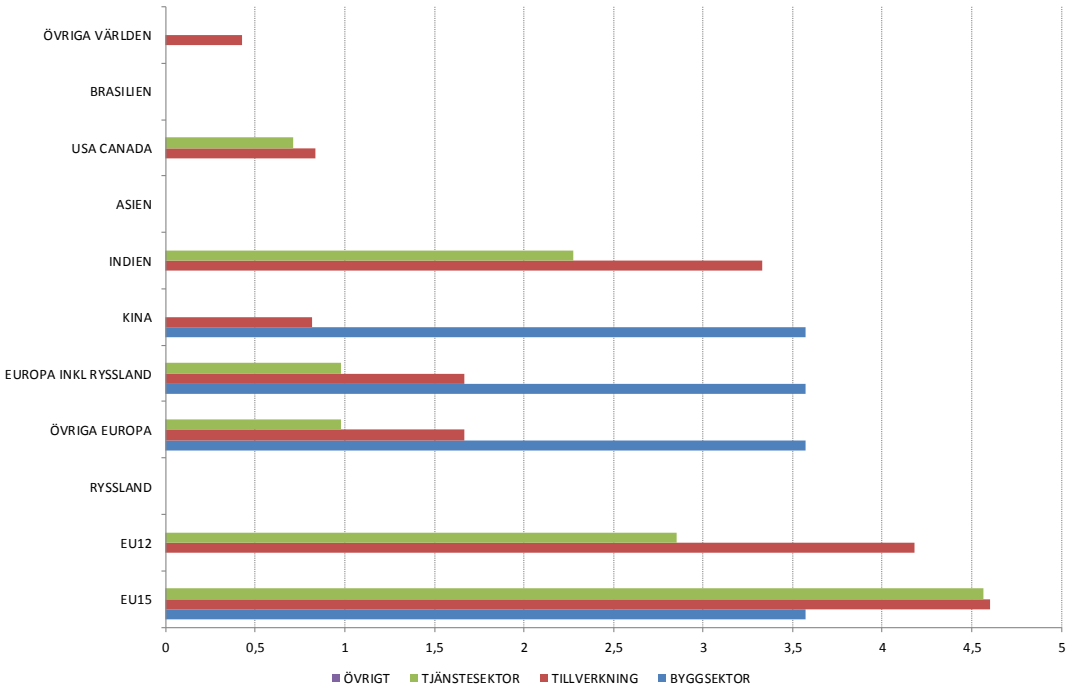
	Industri	Tjänstesektor	Byggsektor	Övrigt	Totalt antal företag
Utländsk flytt	154	144	9	1	308
Flytt kärnverksamhet	79	49	9	0	137
Flytt stödverksamhet	105	116	4	0	225
Totalt antal företag	863	1 322	123	24	2 332

Totalt sett flyttar 5,1 procent av populationen sin verksamhet till länder inom EU, detta gäller då både kärnverksamhet och stödverksamhet (siffran framgår inte i några diagram eller tabeller). Inom tillverkning tenderar svenska bolag att flytta kärnverksamheter till främst länder inom Europa, cirka 4,6 procent av samtliga företag med fler än 100 anställda har flyttat kärnverksamhet inom EU12 området (se Diagram 1). Inom byggsektorn (NACE rev2 41-43) är det vanligare än inom tillverkningsindustrin att flytta verksamheten utanför Europa. Cirka 3,6 procent av byggföretagen har flyttat verksamheter till länder som Kina och länder inom Europa (inklusive Ryssland). Motsvarande tendenser gäller även för flytt av stödverksamheter.

Diagram 1: Andel företag som har flyttat kärnverksamhet efter bransch och destination 2009-2011 (anges i procent)



En granskning av flytt av stödverksamhet visar att länder som Indien och övriga länder inom Europa är stora mottagare av svenska stödverksamheter. Lite drygt 3,5 procent av antalet företag verksamma inom byggsektorn har flyttat hela eller delar av sina stödverksamheter till dessa länder. Med stödverksamhet avses i detta sammanhang främst marknadsföring, distribution och logistik, FoU och teknisk kunskande.

Diagram 2: Andel företag som har flyttat stödverksamhet efter bransch och destination 2009-2011 (anges i procent)**Tabell 2: Antalet förlorade jobb genom flytt av verksamhet efter bransch under åren 2009-2011**

	Industri	Tjänstesektor	Byggsektor	Övrigt	Totalt antal jobb
Utländsk flytt	2 498	3 050	637	0	6 185
Flytt kärnverksamhet	1 682	1 824	571	0	4 077
Flytt stödverksamhet	816	1 227	66	0	2 109

För perioden 2009-2011 kan man utläsa i tabell 2 att cirka 6 200 jobb har försvunnit inom näringslivet till följd av företagens verksamhetsflytt till andra länder. Merparten av de försvunna jobben återfinns inom industrin, där 1,5 procent av arbetskraften har försvunnit. I genomsnitt har cirka 0,7 procent av jobben förlorats inom näringslivet på grund av flytt av verksamhet till andra länder. Detta motsvarar ungefär ett jobb av 143. Värt att notera är att tjänstesektorn till antalet har förlorat fler jobb jämfört med industrin och byggsektorn, men mätt som andel är det industrin som dominerar. Förklaringen bakom siffrorna kan hänga samman med

att industrin är relativt sett mer arbetsintensiv jämfört med tjänstesektorn. Oftast är det frågan om att förlägga arbetsintensiva tillverkningsmoment till låglöneländer.

Data

Populationen för undersökningen definierades utifrån undersökningen Företagsdatabasen (FDB) 2009. De företag som hade mer än 100 anställda enligt företagsregistret år 2009 tillhör undersökningens urvalsram. Undersökningens population utgjordes av 2 332 företag inom branscherna Utvinning av mineral till och med Uthyrning, fastighetservice, resetjänster och andra stödtjänster exklusive Finans och försäkringsverksamhet, sni B-N exkl. K. Urvalet bestod av 1 016 företag där antalet svarande företag i undersökningen uppgick till 595 företag.²

Till dessa 595 företag har en länkning gjorts av mikrodata från olika datakällor. Information har inhämtats från "Företagens ekonomi" angående företagsekonomiska variabler. Uppgifterna har dessutom kompletterats med data från utrikeshandeln med varor samt uppgifter om företagens ägarstatus.

Länkning av ovan datakällor medför att vi har variabler för sammanlagt 585 företag. 10 företag i undersökningen "Internationell organisering och flytt av affärsverksamheter" är så kallade underenheter och ingår därför i ett kommissionärsförhållande med andra företag. För dessa företag finns inga företagsekonomiska uppgifter tillgängliga. Utrikeshandelsdatabasen innehåller samtliga företag som har export och eller import överstigande 4,5 miljoner i intrastat ("inom EU") och samtliga företag med export och import utanför EU ("ExtraStat").

Sambandsanalys

Enligt tidigare litteratur har dom flesta analyser belyst sambandet mellan arbetsproduktivitet och offshoring (där offshoring och/eller outsourcing mäts genom import av halvfabrikat). I de flesta fall har man utgått från en produktionsteknologi som härrör från en generaliserad Cobb Douglas (se bland annat Görg et al, 2008).

² Undersökningen "International Organisation and Sourcing Survey 2009" har genomförts inom ramen för ett utvecklingsprojekt hos EU:s statistikbyrå Eurostat och sammanlagt deltog 14 länder i projektet.

Variabler som antas förklara företagens arbetsproduktivitet är om företagen har utlokaliserat sin verksamhet inom och/eller utanför landets gränser, realkapital, andel högutbildade och företagets ålder samt antal sysselsatta. Något förenklat kommer den statistiska modellen anta följande form (ekvation 1):

$$\ln(q_{it+2}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(k_{it}) + \alpha_2 h_{it} + \alpha_3 \ln(L_{it}) + \alpha_4 A_{it} \\ + \alpha_5 D_{it}^{kcr_utl} + \alpha_6 D_{it}^{DS} + \alpha_7 D_{it}^{IS} + \alpha_8 D_{it}^{EM} + \varepsilon_{it}$$

Där variabler som q , k , h , L , A och D avser arbetsproduktivitet, kapitalintensitet, andel högutbildade, antal anställda (mäter stordriftsfördelar i företaget) och företagets ålder. Den sistnämnda variabeln D sammanfattar en vektor av dummyvariabler som beskriver om företaget är utlandsägt och ingår i en koncern eller ej (kcr_utl), om företaget har genomfört en inhemsk utlokalisering eller ej (DS), internationell utlokalisering (IS) samt om företaget har export och eller import av varor (EM).

Ekvation 1 kommer att ändras något när vi separerar variabeln internationell utlokalisering i olika undergrupper som representerar olika utlokaliserade verksamhetsdelar inom företaget, såsom kärnfunktioner eller stödfunktioner. Företagens tillväxt i antal anställda följer i stort sett samma statistiska modell som redovisades ovan, enda skillnaden är att vi också kontrollerar för företagens arbetsproduktivitet.

Kausalitetsanalys

I föregående analysansats utgår man enbart från att mäta sambandet mellan olika variabler och betraktar då inte bakomliggande mekanismer. Regressionsresultaten kan exempelvis drivas av att det föreligger ej mätbara och observerbara skillnader mellan företag som väljer att utlokalisera sin verksamhet och andra som inte väljer att göra det. Denna mätproblematik brukar i regel få konsekvenser för tolkningen av traditionella regressionsresultat. Nästkommande modellval är en vedertagen metod inom kausalitetsanalys där man försöker eliminera bakomliggande störande faktorer som förvårar och snedvrider utfallet av en enkel regressionsansats.

Metoddiskussionen som följer är generell och kan appliceras på utfallsvariablerna: tillväxt i antal anställda och arbetsproduktivitet (förädlingsvärde per förvärvsarbetande). Utvärderingsproblemet

kan omformuleras till: hur påverkar företagens utlokaliseringsbeslut i tidpunkt t_0 företagets arbetsproduktivitet två år efter?

Vi låter Y_1 beteckna arbetsproduktiviteten i händelse av utlokalisering, Y_0 representera arbetsproduktiviteten i frånvaro av utlokalisering, $D=1$ indikera att utlokalisering har skett och $D=0$ indikera att utlokalisering inte har inträffat. Då kan effekten på arbetsproduktiviteten beräknas för de företag som genomför utlokaliseringen, ATT (efter engelskans "average treatment effect on the treated"):

$$ATT = E(Y_1 - Y_0 | D=1) \Rightarrow ATT = E(Y_1 | D=1) - E(Y_0 | D=1) \quad (2)$$

Utvärderingsproblemet består i att vi endast kan observera Y_1 eller Y_0 för ett givet företag, aldrig båda. Termen $E(Y_1 | D=1)$ kan beräknas direkt från data. Vad som saknas är information för att beräkna termen $E(Y_0 | D=1)$, dvs. det kontrafaktiska utfallet. Det kontrafaktiska utfallet kan skattas med hjälp av matchning, ("propensity score matching") (PSM). Idén med PSM är att välja ut ett tvillingföretag till varje behandlingsföretag för att sedan beräkna den genomsnittliga arbetsproduktivitetsskillnaden mellan grupperna. Denna företagsmatchning genomförs genom att man först skattar en logistisk regression och därefter beräknar sannolikheten för att varje företag genomför en utlokalisering under åren 2009-2011.³

I denna studie antas beslutet att utlokalisera verksamhet under åren 2009-2011 hänga samman med företagets historiska värden av import av insatsvaror, företagsstorlek, realkapital samt teknologiska nivå.⁴ Motsvarande företagsvariabler mäts också som utvecklingstal mellan åren 2008 och 2011. Det sistnämnda görs för att säkerställa en adekvat matchning som dessutom genererar en homogen företagsgrupp (se tabell A8 för mer information om PSM skattningen).

³ Tvillingföretagen identifieras genom en så kallad viktad skattning ("smoothed kernel estimation") där företag som har de bästa egenskaperna jämfört med behandlingsföretag tilldelas den största vikten. På detta sätt tar man hänsyn till hela fördelningen av det kontrafaktiska utfallet.

⁴ Historiska värden av import av insatsvaror har använts som en approximation till utlokalisering åren innan 2009. Tanken är att man jämför företag som har haft liknande utveckling av importen innan år 2009 för att säkerställa att det inte har skett någon flytt av verksamhet.

Den beräknade sannolikheten för utlokalisering används för att sedan identifiera behandlingsföretagens så kallade tvillingföretag. För en mer teknisk beskrivning av olika matchningsmodeller, se Rubin (1974, 1977) samt Rosenbaum och Rubin (1983).

Resultat

Sambandsanalys

Analysen genomförs i två steg, steg 1 belyser sambandsstrukturen mellan företagens flytt av verksamhet och arbetsproduktivitet samt sambandet mellan verksamhetsflytt och sysselsättningstillväxt. Värt att notera är att definitionen av flytt av verksamhet har approximerats i en känslighetsanalys, där vi har använt företagsimport av insatsvaror som en bästa approximation av flytt av verksamhet.

I steg 2 genomförs en matchningsanalys, där arbetsproduktiviteten och tillväxten i antal anställda jämförs mellan företag som ingår i behandlings- kontra kontrollgruppen.

Resultaten i tabell 3 pekar på att en utlokalisering av företagens verksamhet har betydelse i termer av framtida arbetsproduktivitet. Regressionsanalysen indikerar att företag som i första hand utlokaliserar sin stödverksamhet har en högre arbetsproduktivitet jämfört med företag som inte genomför någon utlokalisering. Utlokalisering av övriga verksamhetsdelar såsom kärnfunktioner och kärn- och stödfunktioner har inget statistisk mätbart samband med produktiviteten. Företag som utlokaliserar sin stödverksamhet har i snitt 10,6 procents högre arbetsproduktivitet jämfört med företag som inte outsourcar sin verksamhet, allt annat lika (se tabell 3, kolumn 2).

Tabell 3: Regressionsresultat – effekter på företagens arbetsproduktivitet ("robusta regressionsskattningar")

	ln(arbetsprod.) t=2011	ln(arbetsprod.) t=2011	ln(arbetsprod.) t=2011
ln(kapitalintensitet) t=2009	0.066*** [0.011]	0.065*** [0.011]	0.062*** [0.011]
andel högutbildade t=2009	0.008*** [0.001]	0.008*** [0.001]	0.008*** [0.001]
utlandsägt och/eller koncern t=2009	0.016 [0.056]	0.016 [0.056]	0.013 [0.055]
ln(heltidsekvivalenter) t=2009	0.022 [0.020]	0.017 [0.020]	0.009 [0.020]
ln(företagets ålder) t=2009	0.004 [0.020]	0.004 [0.020]	0.005 [0.020]
inrikes flytt t=2009	-0.049 [0.051]	-0.028 [0.051]	
internationell flytt t=2009	-0.008 [0.047]		
internationell flytt (kärn) t=2009		-0.116 [0.084]	
internationell flytt (stöd) t=2009		0.106* [0.061]	
internationell flytt (båda) t=2009		-0.174* [0.097]	
ln(import insatsvaror) t=2009			0.014** [0.006]
utrikeshandel eller ej t=2009	0.014 [0.051]	0.003 [0.051]	-0.023 [0.053]
bransch	Ja	Ja	Ja
observationer	556	556	556
förklaringsgrad	0.56	0.56	0.57

Standardfel inom hakparentes * p-värde < 0.10, ** p-värde < 0.05, *** p-värde < 0.01

För att utvärdera resultaten från sambandsanalysen görs en känslighetsanalys där sambandet mellan företagens arbetsproduktivitet och utlokalisering av verksamhet mätt i termer av import av insatsvaror utvärderas (tabell 3). Denna analys visar ett signifikant positivt samband mellan import av insatsvaror och arbetsproduktiviteten. Med andra ord, vid en given importökning av insatsvaror motsvarande en procent, förväntas arbetsproduktiviteten öka i snitt med cirka 0.014 procent två år efter, allt annat lika. Motsvarande resultat för svenskt näringsliv finner bland annat Hagsten et al. (2006).

Studerar man sambandet utlokalisering och förändring av heltidsanställda kan man tydligt se att sambandet är negativt, vilket

är förväntat (se tabell 4). Företagen förväntas minska antalet förvärvsarbetande i hemlandet i snabbare takt jämfört med kontrollgruppen främst när "kärnverksamheten" och båda funktionerna "kärn- och stödverksamhet" flyttar utomlands. Företag som utlokaliserar kärnverksamhet förväntas minska sysselsättningen med 18,3 procent mer jämfört med företag som inte genomför någon utlokalisering. Neddragningen kan ses som en direkt konsekvens av att man flyttar produktion utanför landets gränser. Används importen av insatsvaror som en approximation framkommer dock inga entydiga resultat.

Tabell 4: Regressionsresultat – effekter på företagets tillväxt i förvärvsarbetande ("robusta regressionskattningar")

	förändring heltidsekvivalenter $t_{\epsilon}(2011/2009)$	förändring heltidsekvivalenter $t_{\epsilon}(2011/2009)$	förändring heltidsekvivalenter $t_{\epsilon}(2011/2009)$
$\ln(\text{arbetsproduktivet})_{t=2009}$	0.041** [0.021]	0.030 [0.020]	0.044** [0.021]
för. $\ln(\text{arbetsproduktivet})_{t_{\epsilon}(2010/2009)}$	0.007 [0.026]	0.005 [0.026]	0.018 [0.026]
andel högutbildade $t=2009$	-0.001** [0.001]	-0.001** [0.001]	-0.002*** [0.001]
för. andel högutbildade $t_{\epsilon}(2010/2009)$	-0.028 [0.042]	-0.024 [0.042]	-0.031 [0.043]
utlandsägt och/eller koncern $t=2009$	-0.012 [0.029]	-0.008 [0.028]	-0.016 [0.029]
$\ln(\text{heltidsekvivalenter})_{t=2009}$	-0.017 [0.010]	-0.022** [0.010]	-0.024** [0.011]
$\ln(\text{företagets ålder})_{t=2009}$	-0.010 [0.011]	-0.014 [0.010]	-0.012 [0.011]
inrikes flytt $t=2009$	-0.022 [0.027]	-0.024 [0.027]	
internationell flytt $t=2009$	-0.064** [0.025]		
internationell flytt (kärn) $t=2009$		-0.183*** [0.044]	
internationell flytt (stöd) $t=2009$		-0.003 [0.032]	
internationell flytt (båda) $t=2009$		-0.086* [0.051]	
$\ln(\text{import insatsvaror})_{t=2009}$			-0.001 [0.003]
utrikeshandel eller ej $t=2009$	0.042 [0.026]	0.037 [0.026]	0.050* [0.028]
bransch	Ja	Ja	Ja
observationer	562	562	562
förklaringsgrad	0.27	0.29	0.25

Standardfel inom hakparentes * p-värde < 0.10, ** p-värde < 0.05, *** p-värde < 0.01

Matchningsanalys

Föregående analys gav vid handen att utlokalisering av verksamheter till andra länder på två års sikt medför en förstärkt arbetsproduktivitet. Resultatet gäller oavsett om utlokaliseringen mäts genom insamlade enkätuppgifter eller approximeras med import av insatsvaror. Nästa steg i analysen handlar om att mer ingående utveckla sambandsstrukturen. Vilka blir de förväntade effekterna av utlokaliseringen i termer av arbetsproduktivitet två år efter utlokaliseringen?

Vi använder oss av matchningsanalys för att skatta företagens "propensity score", d.v.s. sannolikheten för att företaget utlokaliserar verksamheten internationellt. Därefter beräknas den genomsnittliga arbetsproduktivitetsskillnaden två år efter att flytten av verksamheten har ägt rum.

Tabell 5: Arbetsproduktivitetseffekter genom flytt av verksamhet (i procent)

Behandlingsvariabel	Utfallsvariabel
	$\ln(\text{arbetsproduktivitet})_{t=2011}$
Internationell flytt $t_{\in\{2011/2009\}}$	0.030

Tabell 6: Sysselsättningseffekter av flytt av verksamhet (i procent)

Behandlingsvariabel	Utfallsvariabel
	förändring antal anställda $t_{\in\{2011/2009\}}$
Internationell flytt $t_{\in\{2011/2009\}}$	-0.073 ^{***}

Som framgår av tabell 5 kan vi inte spåra några produktivitetsskillnader för företag som har utlokaliserat sin verksamhet. Resultaten gäller för flytt utanför landet. Skillnaderna mellan företag som genomför utlokaliseringen och tvillingföretagen är positiv men skillnaderna är inte tydliga i statistiskt mening. Studeras istället företagens tillväxt i antal anställda under perioden 2009-2011 framkommer ett mönster som kan tolkas som att företag som genomför en internationell utlokalisering under år 2009 har haft en 7,3 procents lägre tillväxt i anställda perioden 2009-2011 jämfört med kontrollgruppen.

Matchningsanalyser har också gjorts på undergrupper innefattande utlokalisering av "kärnverksamhet" och undergruppen "kärnverksamhet och stödverksamhet", men utfallet av denna analys håller inte för en statistisk analys eftersom urvalsstorleken är ytterst begränsad för företag som ingår i de båda behandlingsgrupperna. Antalet företag som utlokaliserade "kärnverksamhet" internationellt uppgick till 22 företag och "kärnverksamhet och stödverksamhet" internationellt till 14 företag.

Slutsatser

Flytt av verksamhet till andra länder motiveras bland annat av skillnader i den relativa tillgången av humankapital, teknologisk nivå samt naturresurser mellan olika länder. Frågan är då om det går att visa på att flytt av verksamhet har någon effekt på företagens arbetsproduktivitet och sysselsättningsförändring.

Svensk näringsliv är att betrakta som en liten öppen ekonomi med regleringar på arbetsmarknaden. Detta förväntas innebära samhällsekonomiska konsekvenser när svenska bolag flyttar verksamhet till andra länder. Föreliggande rapport har därför visat på några intressanta resultat.

Det är värt att betona att föreliggande analys baseras på en begränsad mängd data innehållande de största företagen i svenskt näringsliv. Sambandsanalysen indikerar på produktivitetsvinster för företag som genomförde utlokalisering av stödfunktionerna. Några givna produktivitetsvinster för företag som flyttar hela kärnverksamheten eller hela företaget kan däremot inte konstateras. Som förväntat kan man med stöd i rapporten finna negativa konsekvenser för den svenska arbetsmarknaden genom rationaliseringar i företagen. I detta fall handlar det om att företag som flyttar hela kärnverksamheten eller hela företaget utomlands visar på en snabbare sysselsättningsminskning än kontrollgruppen. Minskningen i antal anställda är störst bland företag som rationaliserar hela kärnverksamheten.

Förfinas analysen ytterligare ett steg, genom att man kontrollerar för skillnader mellan företag som utlokaliserar verksamhet och företag som inte genomför någon flytt av verksamhet uppkommer resultat som till viss del styrker regressionsanalysen.

Arbetsproduktivitetspremien går inte att verifiera inom ramen för en matchningsansats. Detta ska tolkas som att det inte är självklart

att företag som flyttar verksamhet utomlands blir mer produktiva efter en viss tid. Däremot tyder resultaten på att det finns tydliga negativa implikationer för den svenska arbetsmarknaden framöver, denna utsago baseras då på att man jämför identiska företag med varandra över tid.

Ovan resultat står sig väl i linje med tidigare forskning på området, trots att analysen baseras på unika data som inte har testats i något tidigare sammanhang. Dessutom har flytt av verksamhet approximerats med importen av halvfabrikat i en parallell analys, där sambandet mellan import och arbetsproduktivitet har skattats. Även i detta fall kan man bekräfta att resultaten står sig väl i en jämförelse. Däremot bör man vara försiktig när man tolkar resultaten eftersom detta bara speglar utfallet under år 2011.

Referenser

- De Backer, K och Yamano, N (2007). *The measurement of Globalisation using International Input and Output Tables*, OECD Science, Technology and Industry Working Papers, 2007/8, OECD Publishing.
- Baldwin, R (2006). *Globalisation: the Great Unbundling(s)*, contributed paper to the project "Globalisation Challenge for Europe and Finland" by the Economic Council of Finland.
- Grossman, G och Rossi-Hanberg, E (2006). *The Rise of Offshoring: It's Not Wine for Cloth Anymore*, Draft version presented at the Federal Reserve Bank of Kansas City, 2006.
- Görg, H, Hanley, A och Strobl, E (2008). *Productivity effects of international outsourcing: Evidence from plant level data*. Canadian Journal of Economics, Vol 41(2), 670-688.
- Hagsten E, Svanberg S och Karpaty, P (2006). *Effects on productivity from Swedish Offshoring*, Yearbook on Productivity 2006.
- Eliasson K, Hansson P och Lindvert M (2012). *Globala värdekedjor och internationell konkurrenskraft*, Tillväxtanalys.
- ITPS (2007). *Svenskt näringsliv i en globaliserad värld*. ITPS A2007:004.
- SCB, (2013). *Globala Värdekedjor och Flytt av Verksamhet*. Ekonomisk Statistik/Näringslivets Struktur, rapport 2013.
- Rosenbaum, P R och Rubin, D B (1983). *The central role of the propensity score in observational studies for causal effects*. Biometrika, Vol. 70, 41-55.
- Rubin, D B (1977). *Assignment to a Treatment Group in the Basis of a covariate*, Journal of Educational Psychology, Vol. 66.

Appendix

Tabell A1: Datadeskription – ingående variabler i regressionstabell A3

	observationer	medel	standard avvikelse	min	max
ln(arbetsproduktivitet)	556	6.527	0.546	3.355	9.377
ln(kapitalintensitet)	556	4.621	2.193	-3.359	10.763
andel högutbildade	556	29.112	22.544	2.290	97.414
utlandsägt och/eller koncern	556	0.910	0.286	0	1
ln(heltidsekvivalenter)	556	5.345	0.835	3.497	8.823
ln(företagets ålder)	556	2.861	0.793	0	3.638
inrikes flytt	556	0.099	0.299	0	1
internationell flytt	556	0.135	0.342	0	1
internationell flytt "kärn"	556	0.034	0.182	0	1
internationell flytt "stöd"	556	0.076	0.264	0	1
internationell flytt "båda"	556	0.025	0.157	0	1
ln(import insatsvaror)	556	5.892	4.877	0	16.043
utrikeshandel eller ej	556	0.782	0.413	0	1

Tabell A2: Datadeskription – ingående variabler i regressionstabell A4

	observationer	medel	standard avvikelse	min	max
förändring heltidsekvivalenter	562	0.028	0.262	-1.223	1.302
ln(arbetsproduktivitet)	562	6.423	0.577	3.783	10.737
för. ln(arbetsproduktivitet)	562	0.098	0.393	-3.200	2.460
andel högutbildade	562	29.626	23.213	2.290	98.876
för. andel högutbildade	562	1.049	0.195	0.415	2.580
utlandsägt och/eller koncern	562	0.906	0.293	0	1
ln(heltidsekvivalenter)	562	5.339	0.841	2.565	8.823
ln(företagets ålder)	562	2.834	0.815	0	3.638
inrikes flytt	562	0.098	0.297	0	1
internationell flytt	562	0.135	0.342	0	1
internationell flytt "kärn"	562	0.036	0.185	0	1
internationell flytt "stöd"	562	0.075	0.263	0	1
internationell flytt "båda"	562	0.025	0.156	0	1
ln(import insatsvaror)	562	5.817	4.874	0	16.043
utrikeshandel eller ej	562	0.774	0.419	0	1

**Tabell A3: Regressionsresultat –
("propensity score") (utfallsvariabel
arbetsproduktivitet år 2011)**

	internationell flytt t∈{2011/2009}
utländsk koncern eller ej t=2008	0.982** [0.461]
svensk koncern eller ej t=2008	-0.517*** [0.171]
utrikeshandel eller ej t=2008	0.347 [0.341]
ln(företagets ålder) t=2008	0.115 [0.107]
ln(import insatsvaror) t=2008	0.036 [0.028]
för.ln(import insatsvaror) t _E {2011/2008}	-0.006 [0.049]
ln(arbetsproduktivitet) t=2008	-0.074 [0.205]
för. ln(arbetsproduktivitet) t _E {2011/2008}	-0.106 [0.247]
ln(kapitalintensitet) t=2008	-0.117 [0.065]
för. ln(kapitalintensitet) t _E {2011/2008}	-0.198 [0.125]
andel högutbildade t=2008	0.013*** [0.005]
för. andel högutbildade t _E {2011/2008}	0.159 [0.385]
bransch	Ja
observationer	538
förklaringsgrad "pseudo"	0.160

Standardfel inom hakparentes * p-värde < 0.10,
** p-värde < 0.05, *** p-värde < 0.01

Tabell A4: Medelvärdes jämförelser mellan kontrollföretag och behandlingsföretagen. PSM skattning baseras på resultat i tabell A3.

	grupp	internationell flytt	ej flytt	bias (%)	red. bias	t-test	p-värde
utländsk concern eller ej. t=2008	omatchad	0.986	0.899	38.000		2.420	0.016
	matchad	0.986	0.988	-0.800	97.900	-0.100	0.924
svensk concern eller ej t=2008	omatchad	0.278	0.517	-50.300		-3.830	0.000
	matchad	0.282	0.284	-0.500	99.000	-0.030	0.974
utrikeshandel eller ej t=2008	omatchad	0.944	0.773	50.800		3.400	0.001
	matchad	0.944	0.954	-2.900	94.200	-0.270	0.791
ln(företagets ålder) t=2008	omatchad	2.902	2.812	11.700		0.910	0.361
	matchad	2.913	2.900	1.700	85.700	0.100	0.917
ln(import insatsvaror) t=2008	omatchad	8.353	5.786	55.500		4.210	0.000
	matchad	8.281	8.426	-3.100	94.300	-0.200	0.838
för. ln(import insatsvaror) t _E (2011/2008)	omatchad	-0.183	-0.006	-11.200		-0.780	0.434
	matchad	-0.178	-0.149	-1.800	83.500	-0.120	0.904
ln(arbetsproduktivet) t=2008	omatchad	6.487	6.367	23.300		1.660	0.097
	matchad	6.476	6.490	-2.800	87.900	-0.170	0.864
för. ln(arbetsproduktivet) t _E (2009/2008)	omatchad	0.039	0.043	-1.300		-0.110	0.914
	matchad	0.037	0.026	3.000	-136.600	0.170	0.867
ln(kapitalintensitet) t=2008	omatchad	4.579	4.558	1.100		0.080	0.935
	matchad	4.596	4.685	-4.800	-327.000	-0.320	0.750
för. ln(kapitalintensitet) t _E (2011/2008)	omatchad	-0.089	0.000	-13.500		-1.010	0.312
	matchad	-0.052	-0.048	-0.600	95.300	-0.040	0.966
andel högutbildade t=2008	omatchad	36.478	27.382	38.900		3.180	0.002
	matchad	35.772	32.731	13.000	66.600	0.760	0.451
för. andel högutbildade t _E (2011/2008)	omatchad	1.084	1.109	-12.300		-0.820	0.410
	matchad	1.085	1.097	-6.100	50.500	-0.400	0.692
sni-grupp 1	omatchad	0.083	0.077	2.200		0.180	0.858
	matchad	0.085	0.089	-1.700	23.300	-0.100	0.922
sni-grupp 2	omatchad	0.431	0.240	40.900		3.430	0.001
	matchad	0.437	0.452	-3.200	92.200	-0.180	0.859
sni-grupp 3	omatchad	0.042	0.058	-7.500		-0.560	0.576
	matchad	0.042	0.051	-4.100	45.700	-0.250	0.805
sni-grupp 4	omatchad	0.208	0.255	-11.100		-0.860	0.391
	matchad	0.197	0.167	7.000	36.800	0.460	0.649
sni-grupp 5	omatchad	0.097	0.084	4.700		0.380	0.703
	matchad	0.099	0.093	1.900	59.900	0.110	0.913
sni-grupp 6	omatchad	0.083	0.090	-2.400		-0.190	0.851
	matchad	0.085	0.092	-2.500	-4.000	-0.150	0.883
sni-grupp 7	omatchad	0.042	0.122	-29.600		-2.030	0.043
	matchad	0.042	0.046	-1.500	95.000	-0.120	0.907
sni_grupp 8	omatchad	0.014	0.064	-26.200		-1.710	0.087
	matchad	0.014	0.009	2.500	90.600	0.260	0.794

**Tabell A5: Regressionsresultat –
("propensity score")
(utfallsvariabel förändring
förvärvsarbetande)**

	internationell flytt $t \in \{2011/2009\}$
utländsk koncern eller ej $t=2008$	1.032** [0.461]
svensk koncern eller ej $t=2008$	-0.475*** [0.168]
utrikeshandel eller ej $t=2008$	0.328 [0.335]
ln(företagets ålder) $t=2008$	0.118 [0.105]
ln(import insatsvaror) $t=2008$	0.028 [0.027]
för. ln(import insatsvaror) $t \in \{2011/2008\}$	-0.001 [0.047]
ln(förvärvsarbande) $t=2008$	0.219** [0.089]
ln(kapitalintensitet) $t=2008$	-0.111** [0.055]
för. ln(kapitalintensitet) $t \in \{2011/2008\}$	-0.180* [0.107]
andel högutbildade $t=2008$	0.011*** [0.004]
för. andel högutbildade $t \in \{2011/2008\}$	0.034 [0.403]
Bransch	Ja
observationer	560
förklaringsgrad "pseudo"	0.172

Standardfel inom hakparentes * p-värde < 0.10,
** p-värde < 0.05, *** p-värde < 0.01

Tabell A6: Medelvärdesjämförelser mellan kontrollföretag och behandlingsföretagen. PSM skattning baseras på resultat i tabell A6.

	grupp	internationell flytt	ej flytt	bias (%)	red. bias	t-test	p-värde
utländsk concern eller ej. t=2008	omatchad	0.987	0.895	39.800		2.590	0.010
	matchad	0.987	0.981	2.600	93.400	0.300	0.767
svensk concern eller ej t=2008	omatchad	0.276	0.510	-49.200		-3.840	0.000
	matchad	0.276	0.262	3.100	93.800	0.200	0.840
utrikeshandel eller ej t=2008	omatchad	0.947	0.775	51.400		3.520	0.000
	matchad	0.947	0.954	-2.000	96.000	-0.190	0.847
ln(företagets ålder) t=2008	omatchad	2.909	2.816	12.100		0.980	0.330
	matchad	2.909	2.913	-0.500	96.000	-0.030	0.975
ln(import insatsvaror) t=2008	omatchad	8.319	5.779	55.000		4.290	0.000
	matchad	8.319	8.523	-4.400	92.000	-0.290	0.770
för. ln(import insatsvaror) t _E (2011/2008)	omatchad	-0.126	0.005	-8.200		-0.590	0.554
	matchad	-0.126	-0.079	-3.000	63.800	-0.200	0.840
ln(förvärvsarbetande) t=2008	omatchad	5.777	5.422	42.000		3.390	0.001
	matchad	5.777	5.778	-0.200	99.600	-0.010	0.992
ln(kapitalintensitet) t=2008	omatchad	4.575	4.556	1.000		0.070	0.941
	matchad	4.575	4.640	-3.400	-249.900	-0.230	0.816
för. ln(kapitalintensitet) t _E (2011/2008)	omatchad	-0.117	0.001	-16.500		-1.230	0.220
	matchad	-0.117	-0.065	-7.200	56.200	-0.470	0.639
andel högutbildade t=2008	omatchad	37.293	27.957	39.500		3.290	0.001
	matchad	37.293	34.530	11.700	70.400	0.690	0.493
för. andel högutbildade t _E (2011/2008)	omatchad	1.073	1.109	-17.300		-1.220	0.224
	matchad	1.073	1.085	-6.000	65.100	-0.450	0.652
sni-grupp 1	omatchad	0.079	0.079	0.200		0.010	0.990
	matchad	0.079	0.073	2.200	-1255.500	0.140	0.892
sni-grupp 2	omatchad	0.434	0.250	39.400		3.370	0.001
	matchad	0.434	0.452	-3.800	90.300	-0.220	0.827
sni-grupp 3	omatchad	0.039	0.056	-7.600		-0.590	0.558
	matchad	0.039	0.047	-3.700	51.600	-0.240	0.813
sni-grupp 4	omatchad	0.211	0.250	-9.400		-0.740	0.458
	matchad	0.211	0.195	3.800	59.500	0.240	0.808
sni-grupp 5	omatchad	0.105	0.083	7.700		0.650	0.513
	matchad	0.105	0.098	2.500	68.000	0.150	0.884
sni-grupp 6	omatchad	0.079	0.091	-4.300		-0.340	0.734
	matchad	0.079	0.077	0.700	83.400	0.050	0.964
sni-grupp 7	omatchad	0.039	0.122	-30.500		-2.130	0.033
	matchad	0.039	0.044	-1.800	94.000	-0.150	0.880
sni_grupp 8	omatchad	0.013	0.062	-25.800		-1.730	0.084
	matchad	0.013	0.013	0.000	100.000	0.000	0.999

Broadband Connected Employees and Labour Productivity

A Comparative Analysis of 14 European Countries Based on Distributed Microdata Access

*Eva Hagsten*⁵

Abstract

In this study the association between ICT intensity in firms and labour productivity is explored across 14 European countries for the years 2001-2010. ICT intensity is approximated by the proportion of broadband internet-enabled employees, a novel indicator measuring not only adoption but also diffusion within and among firms. Data have been retrieved by means of the Distributed Microdata Approach (DMD) from registers on business, trade and education as well as from surveys on production, ICT usage and innovation activities held at the national statistical offices. This pioneering approach allows access to otherwise confidential linked firm-level and micro-aggregated (Micro Moments Database, MMD) information in dimensions not earlier available. Pooled OLS estimations based on approximately 400,000 observations in harmonised and representative datasets show that in a majority of countries there is a significant and positive relationship between the proportion of broadband internet-enabled employees and labour productivity in firms. However, the strength and width of the relationship varies across countries and industries. Manufacturing firms receive 50 per cent larger estimates than the services firms, where the positive association appears more frequently. A lower ICT intensity in firms seems to coincide with a potentially larger link to labour productivity.

⁵ Statistiska Centralbyrån (SCB), telefon: 08-506 942 27, e-post: eva.hagsten@scb.se.

Introduction

Early uncertainties about both measurement and impacts of Information and Communications Technology (ICT) (Solow, 1987) have been fended off by strong evidence that ICT is indeed an enabler of growth. This finding have been made available thanks not least to pioneering statistical and analytical work by the OECD, UNCTAD and the European Commission (Eurostat and EUKLEMS), among others. Now, data on ICT is both vast and multi-faceted, as is the literature. Initial research focussing on the aggregates and investments in hardware (Jorgenson and Stiroh, 1999; Chou et al. 2014) has spread to disaggregated studies on selected groups of firms and different kinds of ICT, in isolation as well as in conjunction with other factors such as skills and organisational structure (Black and Lynch, 2001; Brynjolfsson and Hitt, 2003; Van Reenen et al., 2010, Cardona et al., 2013). In general, ICT is considered to potentially improve the quality of the production factors. The more productive these factors are the greater the return to investments. However, analyses of the association between specific ICT usages such as broadband and productivity are less common, especially at the level of the firm.

In this study the relationship between the level of ICT intensity and labour productivity in firms is investigated based on firm-level data from fourteen European countries. ICT intensity is illustrated by a novel broadband connected employee variable and the data are retrieved by the Distributed Microdata approach (DMD) (Bartelsman 2004; Eurostat 2008). This approach provides not only (micro-aggregated) data in new dimensions created by multiple linking of surveys, but also a way to perform comparative analyses.

The major contribution of this study is twofold: First, the introduction of the new specific quantitative ICT intensity variable: the proportion of internet-enabled employees in firms (BROADpct). This variable is superior to many other commonly used broadband measures because it indicates not only adoption but also the diffusion within and across firms. Second, the study is based on internationally comparable and representative firm-level datasets for 14 European countries.

In a literature review, Holt and Jamison (2009) conclude that there seems to be a positive relationship between broadband deployment and economic growth, although the subject is also surrounded by

methodological difficulties including access to data, implying that precise conclusions about mode and extent of impact are difficult to draw. Czernich et al. (2011) reveal that an increase in broadband penetration raises per capita growth for a panel of OECD countries and Gruber et al. (2014) calculate that a fast development of broadband infrastructures across the European Union would lead to benefits larger than costs. According to Majumdar et al. (2010) there is a relationship between firm productivity and broadband deployment in the US communication technology industries during the years 1995-2000 and Grimes et al (2012) show that broadband is of importance for productivity in a large group of New Zealand firms, although exact speed matters less. On the other hand, Bertschek et al. (2013) and Haller and Lyons (2012) find no clear relationship between firm productivity and broadband penetration in Germany 2001-2003 or in Ireland 2002-2009. These contradictory results emphasise the discussion held by Howell and Grimes (2010), on the level of analyses and the many nuances of broadband: how it is measured, intensity in usage, how it interacts with other important factors such as skills and organisational structure, whether there is a one-off or continuous effect and when in time possible gains appear.

Broadband internet-enabled employees are found by Eurostat (2008, 2012, 2013) to clearly associate with firm productivity in a larger group of European countries, although the general level of ICT intensity seems to affect the strength of the relationship. Bartelsman (2010) illustrates that the same variable also affects productivity at the micro-aggregated (industry-level); even when adoption is taken into account.

The study is organised as follows: In the next section there is a brief description of the methods used. Then the data underlying the analysis is presented, ensued by a discussion of the results. Finally, the paper ends with some concluding remarks.

Method

To investigate the relationship between broadband internet-enabled employees and labour productivity, a Cobb-Douglas production function is used, where firm output (Y) is specified as a function of capital (K) and labour (L). Coefficients (α) and (β) are the output elasticities of each input with a given technology (A).

$$Y = f(A, K, L) = AK^\alpha L^\beta \quad (1)$$

The production function can be transformed into log-linear form for convenience in estimation:

$$\ln Y_{it} = \ln A + \alpha \ln K_{it} + \beta \ln L_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

for each firm i at time t and where ε_{it} is the stochastic error term.

Similar to other firm-level studies (Black and Lynch, 2001, and Brynjolfsson and Hitt, 2003, for instance), ICT is expected to potentially improve the quality of the production factors and to allow larger returns to investments. In addition, broadband may facilitate higher speed in business transactions and streamline the production activities (Haller and Lyon, 2012). By assuming that the broadband internet-enabled employee intensity of firms ($BROADpct$) is the technology parameter, the specification may be augmented as follows:

$$\begin{aligned} \ln VA_{it} = \ln A + \alpha \ln K_{it} + \beta \ln E_{it} + \gamma_1 \ln W_{it} + \gamma_2 BROADpct_{it} \\ + \gamma_3 Z_{it} + \gamma_4 D^c + \gamma_5 D^f + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

where firm output is denoted by value added (VA) in constant prices and (E) is the number of employees representing labour. The quality of labour (W) is approximated by labour costs (pay per employee) in constant prices and (Z) represents age and age squared. Information about firm characteristics such as size-class, international experience (*Exporter*) and affiliation (Multinational, *MNC*) are captured by the dummy variable (D^c) while time and industry effects are held fixed (D^f). The production function can be estimated by pooled Ordinary Least Squares (OLS) for each country separately. Note that the fixed effects estimator makes little sense given the rotating design of the ICT usage survey.⁶ Not accounting for unobserved firm-level heterogeneity may lead to an overstatement of the impact of ICT variables.

⁶ Using fixed effects models reduce the sample size by more than 50 percent.

Data sources and stylised facts

Data for this analysis originate from the ESSLait project national bases and from the Micro Moments Database (MMD).⁷ These datasets hold linked and harmonised (in the case of the MMD: micro-aggregated) information on firms sourced from the national statistical offices in 14 European countries. Information is available from registers on business, trade and education as well as from surveys on production, ICT usage and innovation activities for the years 2001-2010. The Distributed Microdata Approach (Bartelsman, 2004; Eurostat, 2008) is employed to build the datasets with descriptive statistics, moments in different dimensions and to perform firm-level analyses. Data is held nationally at the level of the firm. The pooled MMD is deposited at Eurostat Safe Centre and includes data at the NACE rev 1.1 two-digit industry level as well as for the EUKLEMS alternative hierarchy and in several other dimensions such as size class, age class, ICT intensity, innovation activity, ownership, affiliation and international experience.

Value added is defined as gross output minus intermediate purchases of services and goods while capital is based on either the capital stock or on the book value. Wages reflects the labour costs and is calculated as pay per employee. Information on these three variables is sourced from the production statistics. Number of employees, age and NACE rev 1.1 two-digit industry classification originate from the business register. Data on exporters stem from registers on VAT or trade and information about international affiliation is derived from either the production or foreign affiliate statistics. The composite ICT intensity variable *proportion of broadband internet-enabled employees* builds on information from the survey on ICT usage in firms. The variable includes information both on broadband adoption and on the proportion of employees with internet access. To protect firms from a high form-filling burden, panels rotating over time are favoured for sample surveys such as the ICT usage in enterprises. This causes high attrition in the

⁷ See www.cros-portal.eu. The Micro Moments Database includes micro-aggregated firm-level information for Austria, Denmark, Finland, France, Germany, Ireland, Italy, Luxembourg, the Netherlands, Norway, Poland, Sweden, Slovenia and United Kingdom. It is important to note that these datasets may not, due to the merging and harmonisation procedures, fully match official statistics.

linked datasets. Nominal prices (value added, capital and wages) have been deflated by EUKLEMS or WIOD two-digit price indexes.⁸

Table 1. Average firms across countries in 2010

Variable	AT	DE	DK	FI	FR	IE	IT	LU
BROADpct	44	51	32	67	46	44	39	61
LPV €(000)								
mean	53	75	61	57	70	76	47	56
10pctl BROADpct	89	n.a.	76	95	108	198	95	165
Wage €(000)	44	46	49	45	52	37	36	48
Size,ē	44	136	49	49	196	105	42	51
XI (pct)	19	n.a.	35	n.a.	21	186	14	72
Observations*	2685	3277	2834	2586	7398	1438	11547	1742

Variable	NL	NO	PL	SE	SI	UK	Mean
BROADpct	59	66	37	66	50	57	51
LPV €(000)							
mean	77	47	36	60	26	73	58
10pctl BROADpct	185	85	78	113	52	n.a.	112
Wage €(000)	43	47	17	54	22	39	41
Size,ē	103	37	75	42	37	444	101
XI (pct)	22	16	33	44	56	10	44
Observations*	4913	3182	9996	2643	1296	2236	57773

Note: LPV means value added-based labour productivity in nominal prices, BROADpct broadband internet-enabled employees, Wages pay per employee in nominal prices, size average firm size in number of employees and XI proportion of exports over total sales in firms. With the UK excluded the average size of firms is 74 employees. For AT, NL and NO only exports of goods are included. Information on BROADpct in AT refers to 2009 as does all information for IT. In column "Mean" number of observations refers to the total coverage in 2010.

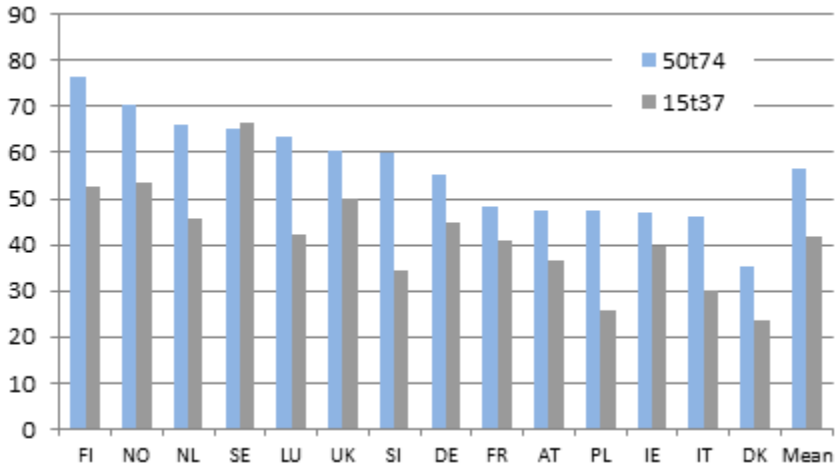
Source: ESSLait Micro Moments Database

There is a certain spread in the ICT intensity across countries, indicating a pattern where firms in northern Europe are the most frequent users (Table 1). Finland, Norway and Sweden are the countries with the highest ICT intensity in firms measured as broadband internet-enabled employees. In all countries except Sweden, where no clear differences between industries can be detected, the intensity of this ICT usage is higher in services than in manufacturing firms (Diagram 1).

⁸ See www.euklems.net and www.wiod.org.

Diagram 1: Broadband internet-enabled employees by industry in 2010

Chart 1: Per cent



Note: 15t37 refers to manufacturing firms and 50t74 to services in accordance with NACE rev 1.1 industry classifications. Information for Austria and Italy relates to 2009.

Source: ESSLait Micro Moments Database

A similar pattern across countries as for the broadband internet-enabled employees is found for the level of labour productivity. Firms at the top end of broadband internet-enabled employees exhibit much higher labour productivity than on average. The average value of wages in firms arrives at Euro 41,000 with Sweden and France reaching above 50,000 and PL below 20,000. Norway, Slovenia, Sweden and Italy exhibit the smallest average number of employees in firms and the United Kingdom by far the largest. In small countries firms export more extensively than in larger countries, revealing a higher dependency on international trade. The merged datasets uncover close to 60,000 observations for the single year 2010 and approximately 400,000 observations for the whole unbalanced panel of firms.

Estimation results and discussion

To account for differences in the production technology across industries, the relationship between value added in constant prices and broadband internet-enabled employees is estimated on data for manufacturing and services industries separately. Given that labour (number of employees) is controlled for in the specification,

significant regression estimates of the variables can be interpreted as associations with labour productivity.

Table 2: Relationship between broadband internet-enabled employees and labour productivity in manufacturing firms across Europe

Table 2: Pooled OLS estimations, unbalanced panel of firms 2001-10

A 15t37	BROADpct	lnE	lnW	AGE	AGE2	MNC	EXPOR-TER	Inter-cept	EDF	RSQ	
AT	coef	0.016	1.032***	0.945***				-0.112***	0.201	7970	0.94
	t	0.02	0.02	0.02				0.01	0.13		
DK	coef	-0.012	1.025***	1.024***	0.000	0.000	0.009	-0.070***	-0.090	4715	0.93
	t	0.71	53.5	33.2	0.34	0.60	0.62	4.130	0.40		
FI	coef	-0.027*	0.941	0.967***	0.004***	0.000***		-0.092***	0.953***	10839	0.93
	t	1.67	77.07	48.51	5.84	6.52		8.47	8.42		
FR	coef	0.056***	0.985***	1.129***	0.001***	0.000***		-0.038***	-0.175***	18730	0.95
	t	5.39	160.40	110.01	4.17	2.42		5.09	2.82		
IE	coef	0.352***	0.967***	0.742***	-0.004***	0.000***		-0.034**	2.071***	11040	0.84
	t	10.94	58.27	43.23	3.90	5.10		2.24	15.03		
IT	coef	0.113***	0.999***	1.050***	0.002***	0.000***			-0.030	43073	0.91
	t	9.51	127.67	139.33	6.32	5.73			0.48		
LU	coef	0.181***	0.946***	0.928***	0.004*	0.000	0.046	0.045	0.961**	1219	0.89
	t	3.16	19.41	13.98	1.95	0.55	1.02	1.03	2.33		
NL	coef	0.081***	1.039***	0.903***	0.007***	0.000***	0.000	-0.020*	0.257***	12247	0.90
	t	4.92	107.90	68.54	5.47	5.26		1.74	2.74		
NO	coef	-0.009	0.983***	1.094***	0.004***	0.000**		-0.047***	-0.380**	7668	0.93
	t	0.53	62.43	62.03	3.47	2.28		3.50	2.45		
PL	coef	0.507***	1.003***	1.031***	0.004***	0.000***	0.018	-0.135***	0.492***	26056	0.87
	t	23.68	77.14	88.09	3.79	10.79	0.44	13.63	4.61		
SI	coef	-0.146**	0.953***	1.467***	-0.010**	0.000***	0.000	-0.087	-0.836***	1183	0.91
	t	2.094	43.52	24.55	2.06	2.71		1.51	3.48		
SE	coef	0.004	1.000***	1.019***	0.007***	0.000***	-0.039***	-0.057***	0.072	8781	0.95
	t	0.28	86.82	47.48	4.22	2.66	3.13	4.15	0.47		
UK	coef	0.225***	0.993***	1.032***	0.011***	0.000***	-0.076***	-0.040***	0.209*	9100	0.86
	t	9.13	76.28	64.22	4.75	4.86	4.98	2.67	1.86		

Note: The OLS estimations are based on heteroscedasticity consistent standard errors. Log value added (VA) in constant prices is the dependent variable. (E) means number of employees, (W) wages in constant prices, (AGE) firm age, (AGE2) firm age squared, (BROADpct) broadband internet-enabled employees, (EDF) degrees of freedom and (RSQ) R-squared. (MNC) and (Exporter) display lack of international affiliation or experience. Because of inconsistent measurement and uneven coverage across countries the regressions have been run assuming that capital (K) is constant (left out). Results for German manufacturers are withheld due to irate coverage over time. All regressions include dummy variables for size class, time and NACE rev 1.1 2-digit industry. Significance at the 1, 5 and 10 per cent levels are denoted ***, ** and *.

Source: ESSLait Micro Moments Database and own calculations

In a majority of the countries (7 out of 13 in manufacturing and 10 out of 14 in services firms), the OLS estimations show that an increase in the proportion of broadband internet-enabled employees

is significantly and positively related to labour productivity, as illustrated in Tables 2 and 3. The average estimate for the manufacturers is 0.149 and for the services firms 0.107. The strength of the significance differs across industries, ranging from -0.146 (Slovenia) to 0.507 (Poland) for the manufacturers and between 0.028 (Finland) and 0.222 (Germany) for the services firms. This shows that the presumptive gains from increases in broadband internet-enabled employees are larger for manufacturers but occurs more often in services firms across the group of countries studied.

Table 3: Relationship between broadband internet-enabled employees and labour productivity in services firms across Europe

Table 3: Pooled OLS estimations, unbalanced panels of firms 2001-10

A 15t37		BROADpct	lnE	lnW	AGE	AGE2	MNC	EXPOR- TER	Inter- cept	EDF	RSQ
AT	coef	0.073***	0.974***	0.969***				-0.125***	-0.122	11969	0.89
	't	4.40	58.02	70.92				8.91	0.85		
DE	coef	0.222***	0.869***	0.891***				-0.038***	2.064***	10407	0.90
	't	13.28	109.44	90.16				2.70	14.80		
DK	coef	-0.002	0.981***	0.967***	0.003***	0.000***	0.032***	-0.054***	0.203	9017	0.93
	't	0.16	67.73	60.50	4.70	3.93	2.88	5.71	1.32		
FI	coef	0.028***	0.915***	0.981***	0.003***	0.000***		-0.064***	0.499***	15907	0.94
	't	3.01	95.45	85.50	7.60	5.67		6.81	5.15		
FR	coef	0.044***	0.978***	0.991***	0.004***	0.000***		0.012	0.157***	24838	0.95
	't	5.90	210.30	151.82	12.13	7.58		1.99	3.27		
IE	coef	0.099***	0.983***	1.010***	0.002	0.000		0.010	0.428***	6091	0.80
	't	3.76	66.38	55.60	1.96	1.54		0.48	2.63		
IT	coef	0.093***	1.001***	1.043***	0.004***	0.000***			-0.115	43443	0.87
	't	12.23	121.58	163.57	7.85	5.78			1.50		
LU	coef	0.081***	1.013***	0.869***	0.015***	0.000***		0.121***	0.254	7048	0.77
	't	3.18	43.76	37.47	8.07	3.91		6.06	0.80		
NL	coef	0.059***	0.987***	0.887***	0.002	0.000		-0.035***	0.614***	12299	0.91
	't	4.67	134.45	96.04	1.83	2.17		3.43	7.74		
NO	coef	-0.002	1.019***	0.982***	0.007***	0.000***		-0.064***	-0.183***	20233	0.95
	't	0.25	142.56	154.54	9.61	7.95		8.90	2.70		
PL	coef	0.218***	0.995***	0.615***	0.002	0.000***	-0.154	-0.087***	1.020***	31644	0.80
	't	14.28	72.49	60.88	1.50	9.70	1.94	7.64	7.16		
SI	coef	0.026	0.969***	1.105***	0.011	0.000		-0.069	-0.106	1056	0.89
	't	0.39	36.10	23.15	1.63	1.69		1.58	0.340		
SE	coef	-0.005	0.975***	0.969***	0.010***	0.000***	0.019**	-0.032***	0.254**	15091	0.95
	't	0.48	99.50	88.87	9.55	6.00	2.28	3.96	2.33		
UK	coef	0.154***	0.997***	0.940***	0.005	0.000	-0.074***	0.007	0.363***	15294	0.88
	't	9.96	143.43	110.52	1.91	2.14	6.66	0.50	4.63		

Note: The OLS estimations are based on heteroscedasticity consistent standard errors. Log value added (VA) in constant prices is the dependent variable. (E) means number of employees, (W) Wages in constant prices, (AGE) firm age, (AGE2) firm age squared, (BROADpct) broadband internet-enabled employees, (EDF) degrees of freedom and (RSQ) R-squared. (MNC) and (Exporter) display lack of international affiliation or experience. Because of inconsistent measurement and uneven coverage across countries the regressions have been run assuming that capital (K) is constant (left out). All regressions include dummy variables for size class, time and NACE rev 1.1 2-digit industry. Significance at the 1, 5 and 10 per cent levels are denoted ***, ** and *.

Source: ESSLait Micro Moments Database and own calculations

The appearance of significant and negative relationships of non-negligible sizes in manufacturing might, together with the sometimes larger estimates, indicate that manufacturers are more sensitive to the "right" ICT inputs than services firms. In a smaller group of countries (Denmark, Norway, Sweden and Slovenia, partly), no clear relationship between firm productivity and broadband employees is found. These countries are either on the higher end of ICT-intensity in firms, like Sweden and Norway or less intensive users such as Slovenia and Denmark, indicating that there might be both a critical level before the firm experiences a significant relationship between the proportion of broadband internet-enabled employees and labour productivity and an upper limit when the association subsides.

As expected of the control variables, increases in employment and changes in skills (wages) are significantly positively related to productivity. This holds true for age in firms across countries too, with an indication of a non-linear relationship. Being internationally experienced or affiliated also relates positively to productivity in a majority of cases. R-squared is close to or above 90 per cent on average in most countries, indicating a good fit of the model.

The results are well in line with certain findings (Majundar et al. 2010; Grimes et al. 2012), but contradict others. Haller and Lyon (2012) and Bertschek et al. (2013) find no association between firm productivity and broadband usage in Ireland or Germany. The disparate results uncover that i) the time dimension may be of importance, the study of Germany relates to early years of broadband usage and ii) the choice or definition of the broadband variables may be crucial. Supposedly, a firm level intensity variable (in this case the BROADpct) is more informative and durable over time than a mere binary one, giving information only about whether broadband exists and of what kind.

Several robustness controls have been performed. Due to irate coverage and measurement, capital has been treated as a constant (and left out of the regressions). This could possibly lead to an overestimation of the BROADpct variable. However, unreported results from total factor productivity regressions for a sub-group of countries show that this is necessarily not the case. Instead the estimates are sometimes even larger in magnitude.

It could be argued that a bundle of ICT usage variables rather than a single one should be used to illustrate the technology link to firm productivity. Because of this, several additional ICT usage variables have been tried, such as whether the firm engages in e-commerce or have mobile connections. Unreported results reveal that this does not affect the significance or magnitude of the BROADpct variable and that the additional ICT variables most often show no significant associations with labour productivity.

Further, as commonly suggested (Black and Lynch, 2001; Brynjolfsson and Hitt, 2003; Van Reenen et al., 2010, Cardona et al., 2013), ICT may not reach its full potential unless it is well-embedded. On account of this the indirect association between broadband internet-enabled employees and productivity is investigated by an interaction with skills. Unreported results show that the BROADpct in most cases remains significant and positive. Typically, there are also signs of complementarity. In some cases the original strength of the variable is drained and instead a clear indirect association appears. Estimates for firms in Denmark, Norway and Sweden, where no links between broadband internet-enabled employees and labour productivity could be established, turn significant and positive by the interaction.

Detailed information on educational achievement is seldom available for a merge with production statistics at the level of the firm. Because of this wages has been used as a proxy. Nevertheless, for a sub-group of eight countries, information on formal educational achievement of employees is available. By using an otherwise identical specification, but with wages substituted for the proportion of employees with post upper secondary education (ISCED 5+), there is still a clear and positively significant association between broadband internet-enabled employees and labour productivity in firms, as is reported in Table I, Appendix A. Further, these links are more frequently significant and the magnitude is larger than in the specification with wages.

According to literature, ICT or broadband do impact labour productivity. However, given the nature of the merged datasets used here, panel data methods that clearly establish causality cannot be used. This is due to the fact that sample surveys, such as the ICT usage in enterprises, are characterised by a high degree of attrition in order to ease the response burden of firms (see for instance Iancu et al. 2013). What is available though is the Micro Moments Database, where the relationship between broadband internet-enabled employees and labour productivity can be explored by the use of proper panel data methods at the level of industry or group of firms. Preliminary results, available upon request, show that BROADpct does indeed impact output for groups of firms.

Concluding remarks

This study provides first estimates of the relationship between broadband internet-enabled employees and labour productivity using linked and internationally comparable firm-level data from 14 European countries for the years 2001-2010. OLS results reveal that there is indeed a positive and significant relationship between these employees and labour productivity in most of the countries investigated. The association is more widespread in services firms with an average significant estimate of 0.107 as compared with the larger magnitude of 0.149 in manufacturing. Firms in countries already intensive in broadband internet-enabled employees exhibit to a lesser extent a link to labour productivity. The results partly coincide with earlier research and partly contradict them. In the case of contradictions the time dimension (early year of broadband usage) and specifics of the broadband variable itself is expected to play a role (quantitative variable here compared with more commonly used binary ones). The proportion of broadband internet-enabled employees has the advantage of not only indicating adoption but also the dissemination within and across firms. Further, the dissemination might as well reveal something about the level of (informal) ICT skills in firms.

Data have been retrieved by means of the Distributed Microdata Approach from registers on business, trade and education as well as from surveys on production, ICT usage and innovation activities, held at the national statistical offices. This pioneering work allows access to otherwise confidential linked firm-level and micro-aggregated (Micro Moments Database, MMD) information in

dimensions not earlier available. However, this approach still needs some fine-tuning. Analyses cannot be made more advanced than each dataset, local operator and IT system holds for. The providers of data may also put a restriction on how many times they accept to re-run analytical codes.

Unfortunately, distributed access does not automatically solve difficult data issues. Among these is the design of sample surveys at statistical offices. Generally, these surveys aim at producing accurate macro statistics without imposing too high a response burden on firms. This leads to small overlaps across surveys and within surveys over time. The latter is particularly difficult to deal with in impact analysis where more sophisticated econometric methods are needed to provide precise estimates and establish causality. Due to this, the results reported here should be interpreted as associations rather than causal effects.

An increased coordination of sample surveys could facilitate the use of panel data models. Alternatively, another avenue for imminent research is to move the analysis to a level (industry) where panels without attrition are available. Future studies might also benefit from more in-depth analyses of how different ICT tools in firms complement or substitute each other or other factors of production.

Acknowledgements

This work was carried out in connection with the Eurostat funded ESSLait project, grant agreement number 50721.2013.001-2013.082. Many thanks go to the ESSLait consortium and collaborators for valuable discussions and suggestions. Special thanks go to Eric Bartelsman, Martin Falk and Michael Polder for helpful comments and support during the course of work.

References

- Bartelsman, E. J. (2004) The Analysis of Microdata from an International Perspective. STD/CSTAT (2004)12, OECD.
- Bartelsman, E. J. (2010) Searching for the sources of productivity from macro to micro and back. *Industrial and Corporate Change*, 19(6), 1891-1917, December.
- Bertschek, I., Cerquera, D. and Klein G. J. (2013) More bits – more bucks? Measuring the impact of broadband internet on firm performance. *Information Economics and Policy*, 25(3), 190-203.
- Brynjolfsson, E. and Hitt, L. M. (2003). Computing productivity: Firm-level evidence. *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 793-808.
- Black, S. E. and Lynch, L. M. (2001). How to Compete: The Impact of Workplace Practices and Information Technology on Productivity. *Review of Economics and Statistics*, 83(3), 434–445. doi:10.1162/00346530152480081
- Cardona, M., Kretschmer, T. and Strobel T. (2013) ICT and productivity: Conclusions from the empirical literature. *Information Economics and Policy* 24, 109-125.
- Chou, Y. C., Hao-Chun Chuang, H., and Shao, B. (2014). The Impacts of information technology on total factor productivity: A Look at Externalities and Innovations. *International Journal of Production Economics*, 158, 290–299.
- Czernich, N., Falck, O., Kretschmer, T. and Woessmann L. (2011) Broadband infrastructure and economic growth. *The Economic Journal*, 121(552), 505-532
- Eurostat (2008) Final Report, Information Society: ICT impacts A sssessment by Linking Data from Different Sources. Luxembourg, www.cros-portal.eu.
- Eurostat (2012) Final Report, ESSNet on Linking of Microdata on ICT Usage. Luxembourg. www.cros-portal.eu.
- Eurostat (2013) The Multifaceted Nature of ICT, Final report of the ESSNet on Linking Microdata to Analyse ICT Impact. Luxembourg, www.cros-portal.eu.
- Grimes, A., Ren, C. and Stevens, P. (2012) The need for speed: Impacts of internet connectivity on firm productivity. *Journal of Productivity Analysis*, 37(2), 187-201.
- Gruber, H., Hälönen, J. and Koutroumpis, P. (2014) Broadband access in the EU: an assessment of future economic benefits. *Telecommunications Policy* (2014), <http://dx.doi.org/10.1016/j.telpol.2014.06.007>.
- Haller, S. A. and Lyons, S. (2012) Broadband adoption and firm productivity: Evidence from Irish manufacturing firms. MPRA Paper 42626.

- Holt, L. and Jamison, M. (2009) Broadband and contributions to economic growth: Lessons from the US experience. *Telecommunications Policy*, 33, 575-581.
- Howell, B. and Grimes, A. (2010) Productivity questions for public sector fast fibre network financiers. *Communications & Strategies*, 78(2), 127-145
- Iancu, D-C., Hagsten, E. and Kotnik, P. (2013) Quality of linked firm-level and micro-aggregated datasets: the example of the ESSLait Micro Moments Database, Eurostat, Luxembourg, www.cros-portal.eu
- Jorgenson, D. W. and Stiroh, K. J. (1999) Information Technology and Growth. *The American Economic Review*, 89(2), 109–115. doi:10.2307/117090
- Majumdar, S. K., Carare, O. and Chang, H. (2010) Broadband adoption and firm productivity: evaluating the benefits of general purpose technology. *Industrial and Corporate Change*, 19(3), 641-674.
- Solow, Robert M. (1987) We'd Better Watch Out, *New York Times Book Review*, July 12th
- Van Reenen J, Bloom, N., Draca, M., Kretschmer, T. and Sadun, R. (2010) The Economic Impact of ICT, SMART 2007/0020, *Final Report from the EU Commission project "Economic Impact of ICT"*, Centre for Economic Performance, London School of Economics, January.

Appendix A

Table I. Regressions estimates for BROADpct with alternative human capital variable

Country	Manufacturing firms 15t37		Services firms 50t74	
	Specification HK	Specification W	Specification HK	Specification W
DK	0.031 *	-0.012	0.035 ***	-0.002
FI	0.078 ***	-0.027 *	0.124 ***	0.028 ***
FR	0.200 ***	0.056 ***	0.231 ***	0.044 ***
NL	0.220 ***	0.081 ***	0.174 ***	0.059 ***
NO	0.190 ***	-0.009	0.181 ***	-0.002
SE	0.116 ***	0.004	0.120 ***	-0.005
SI	0.447 ***	-0.146 **	0.325 ***	0.026
UK	0.653 ***	0.225 ***	0.699 ***	0.154 ***

Note: BROADpct means proportion of broadband internet-enabled employees. Identical regressions (as in Tables 2 and 3) have been run except for the human capital variable which in one case is HKpct, degree of employees with post upper secondary education and in the other case W (wages, pay per employee). Capital (K) has been treated as a constant. All regressions include dummy variables for size class, time and 2-digit industry. Significance at the 1, 5 and 10 per cent levels are denoted ***, ** and *.

Source: ESSLait Micro Moments Database and own calculations

Specification Human capital (HK):

$$\ln VA_{it} = \ln A + \alpha \ln K_{it} + \beta \ln E_{it} + \gamma_1 \ln HK_{it} + \gamma_2 BROADpct_{it} + \gamma_3 Z_{it} + \gamma_4 D^c + \gamma_5 D^f + \varepsilon_{it}$$

Specification Wages (W):

$$\ln VA_{it} = \ln A + \alpha \ln K_{it} + \beta \ln E_{it} + \gamma_1 \ln W_{it} + \gamma_2 BROADpct_{it} + \gamma_3 Z_{it} + \gamma_4 D^c + \gamma_5 D^f + \varepsilon_{it}$$

Sannolikheten att byta jobb

Den kommunala jobbalansens betydelse⁹

Fredrik W. Andersson¹⁰

Jan Andersson¹¹

Andreas Poldahl¹²

Sammanfattning

Sannolikheten för att byta jobb ökar när den ekonomiska aktiviteten ökar. Stigande ålder, om man har en utländsk bakgrund, lägre utbildningsnivå och om man är jobbar inom den varuproducerande sektorn samt en längre anställningstid är sammantaget faktorer som minskar sannolikheten att byta jobb. För yngre individer, 30-39 år, minskar sannolikheten att byta jobb med lönenivån. Liknande samband kan dock inte spåras för de äldre individerna, 50-59 år. Då är sambandet det omvända, d.v.s. högre lön är förknippat med en högre sannolikhet att byta jobb. Som ett komplement till denna analys finns även indikationer om att välutbildade yngre individer med lång anställningstid och som byter till ett jobb inom den tjänstproducerande sektorn ges en löneökning i snitt på cirka 5 procent. Motsvarande löneökningar kan inte tydas för de äldre individerna. Förväntade löneökningar vid sida om årliga revideringar kan vara en av de bidragande orsakerna till yngre individers strävan att byta jobb medan icke-pekuniära aspekter ligger bakom äldre individers beslut att byta jobb.

⁹ Författarna vill tacka Michael Thålin vid SOFI, Daniela Andrén vid Örebro Universitet, Barbro Widerstedt vid Tillväxtanalys samt seminariedeltagare vid Örebro Universitet för insiktsfulla kommentarer av tidigare versioner av rapporten.

¹⁰ Statistiska Centralbyrån (SCB), telefon: 019-17 62 61, e-post: fredrik.andersson@scb.se.

¹¹ Tidigare medarbetare på Statistiska Centralbyrån

¹² Statistiska Centralbyrån (SCB), telefon: 019-17 63 61, e-post: andreas.poldahl@scb.se.

Inledning

En av förutsättningarna för en stark produktivitetsutveckling i ekonomin är att matchningen på arbetsmarknaden är god (Karlsson m.fl, (2012)). Med matchning menar vi i denna artikel att arbetstagarens kompetensprofil och preferenser överensstämmer med arbetsgivarens behov. Rätt person på rätt plats är både centralt från ett arbetsgivare- respektive ett arbetstagarperspektiv. God matchning idag behöver dock inte per automatik innebära en god framtida matchning.

In- och utflöden på arbetsmarknaden är grundpelare för matchningsdynamiken; men volymmässigt är det jobbytare som har varit det största fenomenet. Under perioden 1988-2012 var andelen jobbytare i genomsnitt 68 procent av alla personer som slutade sin anställning.¹³ Jobbytare definieras som en person som varit sysselsatt vid två efterföljande årgångar enligt den Registerbaserade arbetsmarknadsstatistiken (RAMS), samt att individen har bytt arbetsgivare mellan åren. Det vill säga i princip ska både organisationsnummer och arbetsställeidentitet¹⁴ ha ändrats. Däremot om individen har bytt jobb fler gånger under ett år tas endast hänsyn till hur situationen var i november månad, vilket är referensmånaden för RAMS. En individ som byter jobb inom en och samma organisation definieras inte i denna rapport som jobbytare. Jobbyten är alltså endast en delmängd av alla jobbyten på arbetsmarknaden. Arbetsmarknadsinflöde avser däremot en individ som går från att vara ej förvärvsarbetande i RAMS föregående period till att bli förvärvsarbetande kommande period, utflöde beskriver det omvända.

Det finns ett antal orsaker varför jobbytare är viktiga att studera. För det första, det är det dominerande flödet bland arbetsmarknadsflödena. För det andra, fenomenet jobbytare illustrerar en förändringsvilja i både matchning, inkomst- och yrkesmässigt hänseende. Det gäller i synnerhet för unga individer som nyligen kommit in på arbetsmarknaden. Att byta jobb för dem innebär troligtvis att deras matchning på arbetsmarknaden förbättras. För det tredje, jobbyten handlar om en omallokering av

¹³ Antal jobbytare dividerat med antal jobbytare samt antal individer som flödar ut, d.v.s. går från att vara förvärvsarbetande till att inte bli förvärvsarbetande.

¹⁴ Cfarnr är ett arbetsställes åttasiffriga identitet som tilldelas av SCB:s Företagsregister.

resurser som i sig utgör en viktig och gynnsam förutsättning för strukturomvandlingen i ekonomin. För det fjärde, en avigsida med jobbyten är att humankapitalet till en stor del kan vara yrkesspecifikt och därför kan leda till urholkning av humankapital. Ökad information om hur arbetsmarknadsflödena varierar, i synnerhet jobbytarflöden, kan därför sprida mer kunskap om hur arbetsmarknaden fungerar i olika konjunkturella faser där klassiska teorier som "job search theory" och matching, business cycle, insider/outsider inte till fullo kan beskriva stiliserade fakta (Bachmann m.fl., (2013), Cornelissen m.fl., (2007)). Statistiken visar på att jobbytare dominerar arbetsmarknadsflödena vilket delvis motsägs av "job search theory". Nagyáls (2004) argumentation går ut på att företag i regel hellre föredrar sysselsätta framför arbetslösa. Anledningen är enligt Nagyál att företagen får positiva signaler av redan sysselsatta om att vederbörande uppskattar jobbet, vilket innebär en bättre matchning. Däremot kommer en arbetslös som blir erbjuden ett jobb med högre sannolikhet att söka sig efter ett nytt och bättre jobb om jobbet inte upplevs som tillräckligt tillfredsställande (dålig matchning).

När den ekonomiska aktiviteten ökar etableras nya företag med personalbehov, befintliga företag rekryterar och därmed uppstår lediga jobb. Lediga jobb som uppstår är både av kvalificerad- och av icke- kvalificerad karaktär. Om företaget A rekryterar personal från företaget B, behöver företaget B i sin tur återbesätta lediga jobb. En kedja av lediga jobb uppstår. Detta innebär i sin tur att personer med både arbetslivserfarenhet och individer med liten arbetslivserfarenhet efterfrågas. Givet att det finns en andel förvärvsarbetande som kan få bättre matchning i en godtycklig tidpunkt borde rimligtvis sannolikheten att byta jobb (på frivillig basis) öka under perioder av ekonomisk expansion eftersom antalet lediga jobb ökar i dessa perioder. Under perioder av ekonomisk nedgång finns färre antal lediga platser, men genom pensionsavgångar finns ett visst utrymme för att återbesätta en del jobb. Därmed finns en godtagbar anledning att förmoda en konjunkturmässig inverkan på jobbyten och övriga arbetsmarknadsflöden. En tänkvärd fråga är då hur sannolikheten för jobbyten utvecklas under perioder av ekonomisk uppsving? Ovanstående resonemang indikerar att relationen ekonomisk konjunktur och jobbytarsannolikhet inte är linjär. Med andra ord; det finns alltid en given sannolikhet för ett jobbyte i en godtycklig

tidpunkt men sannolikheten att byta jobb ökar oproportionerligt under perioder av ekonomisk expansion.

Syftet med föreliggande artikeln är att mäta och verifiera sambandet mellan konjunkturen och sannolikheten att individen byter jobb. Vi vill även belysa strukturella skillnader i jobbytarfrekvenser mellan två grupper som skiljer sig åt ur ett livscykelperspektiv. Vi illustrerar resultaten genom att skatta sannolikheten för att byta jobb för representativa individer i dessa åldersgrupper utifrån karakteristikor som kön, utbildningsnivå och branschgrupp. Med konjunktur avses situationen på arbetsmarknaden och som i denna artikel mäts med hjälp av kommunal jobbalans.

I det följande redovisas olika arbetsmarknadsflöden och sedan beskrivs den teoretiska modellen. Därefter följer en beskrivning av dataunderlaget med resultat och slutsatser som följd.

Stiliserade fakta för arbetsmarknadsflöden

Enligt Diagram 1 utläses att andelen jobbytare i allmänhet tenderar att följa den ekonomiska aktivitetens utveckling i ekonomin och i synnerhet fanns en följsamhet mellan BNP-förändringen¹⁵ och inflödet. Under toppåret 2000 bytte 11,5 procent av de förvärvsarbetande jobb. Andelen jobbytare var störst inom branschen Databehandlingsverksamhet¹⁶ med 29,6 procent och lägst inom branschen Utvinning av metallmalmer¹⁷, 3,7 procent. Utav de tre arbetsmarknadsflödena var andelen jobbytare högst, bortsett från krisåren i början av 1990-talet, då utflödet från arbetsmarknaden var större. För perioden 1988-2012 var den genomsnittliga andelen jobbytare 10,3 procent per år i förhållande till de förvärvsarbetande. Motsvarande procenttal för andelen utflöde och inflöde var 4,7 respektive 4,4.¹⁸ Variationen, mätt som standardavvikelsen som andel av medelvärdet, visar att utflödet varierade mer än inflödet medan variationen för jobbytarna var lägst. Den traditionella synen på arbetsmarknadsflöden är att även i perioder av ekonomisk tillbakagång föreligger en dynamik och lediga jobb finns, vilket kan ses i Diagram 1.

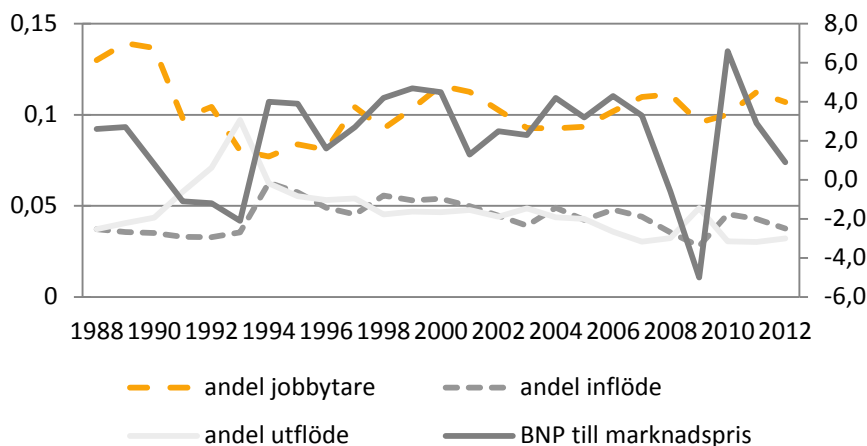
¹⁵ Källa SCB. Volymförändring i procent efter användning och år. BNP till marknadspris från användningssidan.

¹⁶ Avser bransch 72 enligt SNI2007 klassifikationen.

¹⁷ Avser bransch 13.

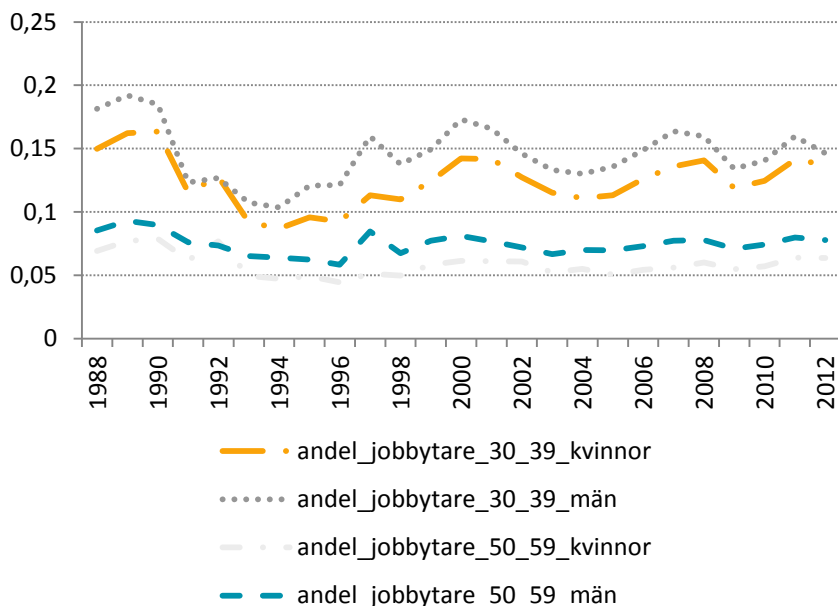
¹⁸ I förhållande till de förvärvsarbetande.

Diagram 1: Andel totala arbetsmarknadsflöden samt volymförändring i BNP (vänster skala i andel och högerskala i procent)



Ett sammanfattande intryck av resultaten i Diagram 2 är att åldersgruppen 30-39 år var mer benägna att byta jobb jämfört med 50-59 åringar. Skillnaden mellan åldersgrupperna kvarstår efter indelning av jobbytarflödena i kön. I genomsnitt var det 2,1 gånger vanligare för en kvinna inom åldersgruppen 30-39 år att byta jobb än jämfört med kvinnor inom åldersgruppen 50-59 år. Motsvarande tal för män var cirka 2,0. Vidare kan konstateras att män i snitt har haft fler jobbyten än kvinnor, detta gäller för båda åldersgrupperna.

Diagram 2: Arbetsmarknadsflöden jobbytare för kohort 30-39 år respektive 50-59 år för uppdelat på kvinnor och män.



Arbetsmarknadsinflödet, Diagram 3, tenderar att vara av procyklisk karaktär oavsett kön och ålderskategori. Noterbart är att man åren innan finanskrisen, 2006-2009, kan se en nedgång i andelen inflöde bland 30-39 åringar oavsett kön. Motsvarande minskning var inte alls lika tydlig för 50-59 åringarna. Däremot ökade andelen utflöde, Diagram 4, i stort sett för samtliga åldersgrupper under år 2009, i synnerhet var utflödet stort för kvinnor. För kvinnor i åldersgruppen 30-39 år var andelen utflöde 6 procent.

Diagram 3: Arbetsmarknadsinflöden, inflöden för kohort 30-39 år respektive 50-59 år uppdelat på män och kvinnor.

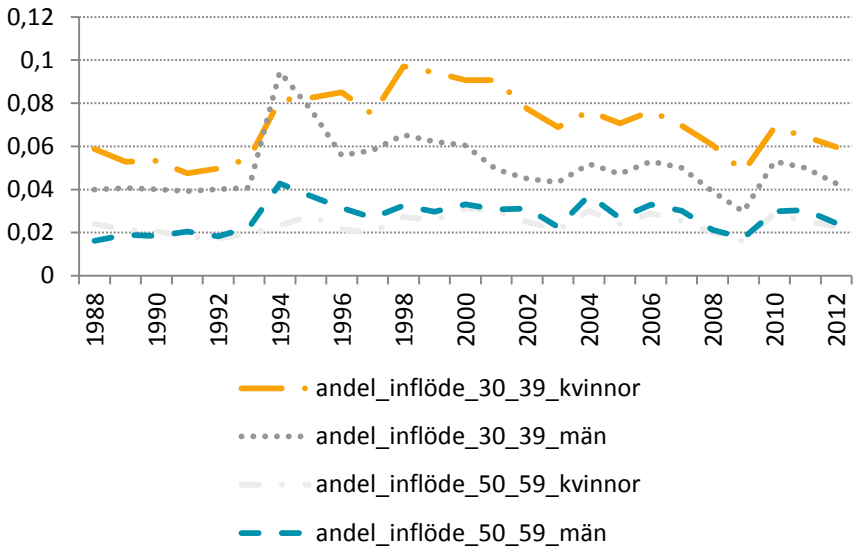
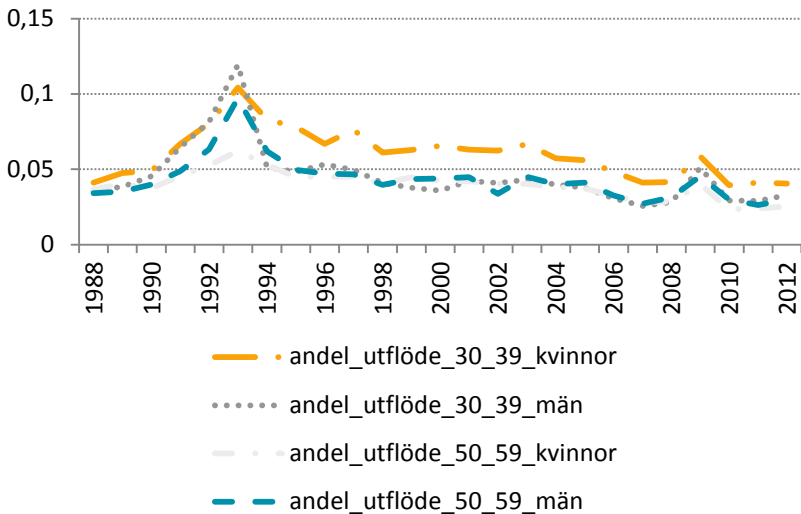


Diagram 4: Arbetsmarknadsutflöden, utflöden för kohort 30-39 år respektive 50-59 år uppdelat på män och kvinnor.



Modellansats

Utfallsvariabeln *jobbytare* är en binär variabel vilket innebär att vi mäter sambandet *jobbytare* och kommunal jobbalans genom en

probit modell (för en teknisk diskussion se Greene 2000). Generellt gäller att variabler som används i en longitudinell modell av mikrodatakaraktär uppvisar både variation över tid och mellan individer. Den kommunala jobbalansen är en proxyvariabel för den ekonomiska aktiviteten, konjunkturen, i denna studie. Kommunala jobbalansen är definierad på kommunnivå vilket betyder att man får en statistisk mätbar variation mellan individer i olika kommuner samt över tid för respektive kommun. Arbetsmarknadsflöden brukar enligt gängse arbetsmarknadsteori (se bland annat Widerstedt 1998) förklaras med variabler som kön, lön, ålder, utbildning, arbetslivserfarenhet, anställningstid och utländsk bakgrund samt familjesituation. Modellen utvidgas med kontroll för bransch, företagsstorlek, sektor och andra individvariabler.^[1] Övriga individvariabler som ingår i analysen förutom de ovan nämnda är om individen är pendlare, det vill säga bor i en kommun men förvärvsarbetar i en annan. Argumentet att inkludera pendlarstatus är att själva pendlingen tar tid och är kostsam, vilket innebär mindre tid för familj och vänner samt ökade kostnader. Antagandet är att pendlare är mer benägna att byta jobb främst på grund av andra skäl än ekonomiska. Vi använder även en registervariabel från LISA som anger om individer är över- respektive underutbildad. Kodningen sker med hjälp av individens utbildningsnivå samt yrkesklassificering. En tes för en bra matchning på arbetsmarknaden är om individen trivs med sitt arbete, vilket underlättas av om arbetsuppgifterna överensstämmer med individens kvalifikationer. Därmed argumenteras för att över- respektive underutbildade har en högre benägenhet att byta jobb på grund av en förbättrad matchning.

Datamaterialet

Analysen baseras på mikrodata för perioden 2007-2011. I datamaterialet har vi valt att inkludera förvärvsarbetande 30-39- samt 50-59 åringar och som varit förvärvsarbetande enligt RAMS under två efterföljande perioder. Dessutom gäller att individen arbetat på företag med minst två förvärvsarbetande, men som inte har haft någon koppling till eget företagande. Därutöver har vi valt att exkludera alla som varit registrerade hos arbetsförmedlingen

^[1] Analyserna baseras på logistiska regressionsmodeller med hänsyn till seriell korrelation för olika individer över tid ("population averaged"). Detta innebär att rapporterade standardfel omräknas.

som arbetslösa mellan tidpunkterna $t-1$ och t . Därmed hoppas vi att resultaten belyser jobbyten som sker på frivillig basis. Ungefär 20-30 procent av alla jobbytare har haft en period av registrerad arbetslöshet mellan tidpunkten för anställning hos olika arbetsgivare.

Som förklarande variabel har vi valt att använda det nya måttet; kommunal jobbalans. Det är ett mått som prövas för första gången i ett statistiskt sammanhang. Kommunal jobbalans anger förvärsarbetande personer i kommun k som andel av de boende i samma kommun i åldrarna 20-64 år. Vi anser att detta mått speglar läget på en kommunala arbetsmarknad bättre än det traditionella måttet förvärsintensitet (förvärsintensiteten är ett mått som anger hur stor andel av de som bor i kommun k som förvärsarbetar oavsett vilken kommun de arbetar i). Kommunal jobbalans beskriver snarare den kommunala arbetsmarknadens attraktionskraft, och är ett tydligare mått på arbetskraftsefterfrågan i respektive kommun, medan förvärsintensiteten i högre grad beskriver befolkningens attraktionskraft på arbetsmarknaden. Ett värde på kommunal jobbalans överstigande ett betyder att fler förvärsarbetar i kommunen än som bor där, medan förvärsintensitetens största värde är ett vilket innebär att samtliga boende förvärsarbetar oavsett var.

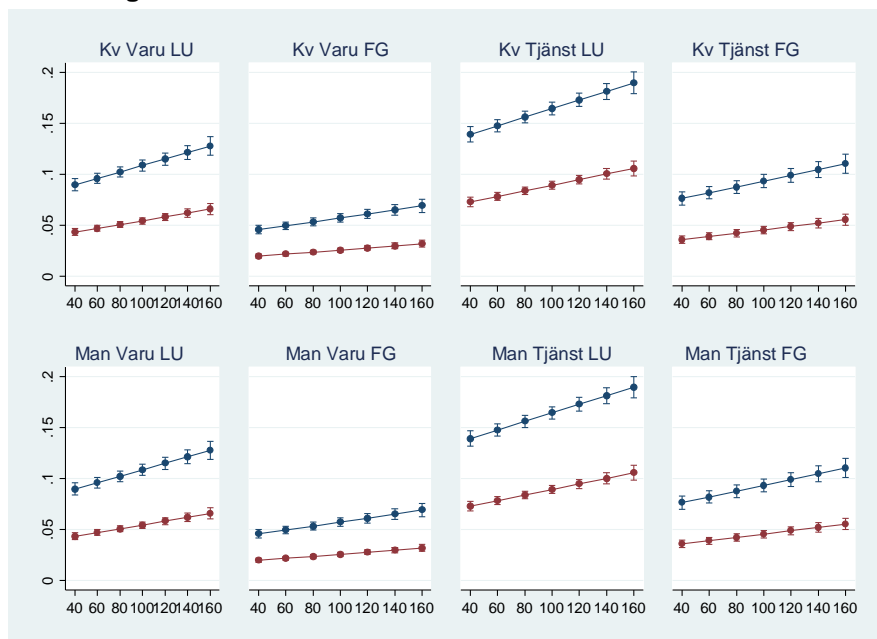
Resultatdiskussion

I föreliggande avsnitt analyseras utfallet av sambandet mellan jobbytare och kommunal jobbalans. För att förenkla tolkningen av regressionsanalyserna analyseras två olika åldersgrupper med kontroll för variabler som kön, anställningstid, utbildningsnivå och bransch samt yrkeskategori (se Diagram 5 och 6). Skattningarna förväntas illustrera en individs jobbytarbenägenhet inom respektive grupp efter olika värden på kommunal jobbalans. Övriga kontrollvariabler i regressionskvationen bestäms vid dess medelvärden. Utifrån resultaten att döma finns tydliga tecken som är i linje med vår hypotes, det vill säga att sannolikheten för en individ att byta jobb nästkommande period ökar under perioder av ekonomisk expansion. Med ekonomisk expansion avses i detta fall när den kommunala jobbalansen ökar i värde. Från Diagram 5 kan man utläsa att kvinnor i åldersgruppen 30-39 år initialt har en marginellt högre jobbytarsannolikhet jämfört med män i samma åldersklass och att konjunkturkänsligheten är starkare för kvinnor.

Detta resultat gäller vid jämförelser inom samma ålderskategori, samma bransch och samma utbildningsnivå.

Dessutom indikerar resultaten att individer med lång högskole- eller universitetsutbildning (3 år eller längre) i snitt har haft en högre sannolikhet att vara jobbytare jämfört med individer med förgymnasial utbildning oavsett könsstatus, branschgrupp och anställningstid. Det uppskattade medianvärdet för jobbalansen är 82 procent, vilket innebär att den förväntade sannolikheten för ett jobbyte nästkommande period är cirka 10 procent för högutbildade kvinnor medan sannolikheten för kvinnor med endast en förgymnasial utbildning är ungefär 5 procent. En ökning av den kommunala jobbalansen till värdet 100 skulle innebära att sannolikheten för den förnämnda gruppen ökar till cirka 11 procent och den sistnämnda till 6,5 procent. Motsvarande sambandsstruktur gäller även i viss mån för åldersgruppen 50-59 år men med generellt lägre jobbytarsannolikheter och lägre konjunkturkänslighet.

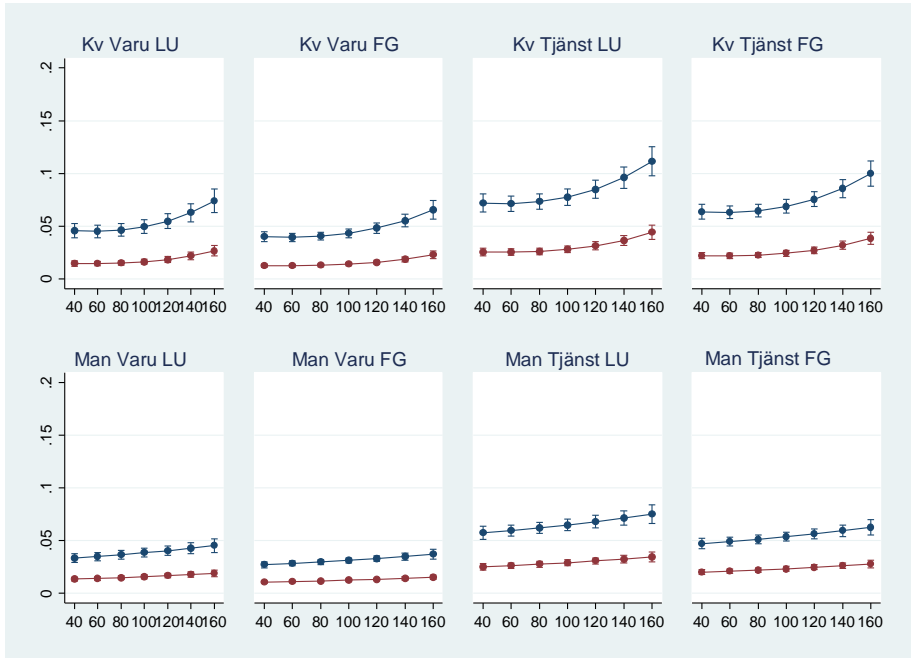
Diagram 5: Skattade sannolikheter för jobbyte (åldersgrupp 30-39 år) (y-axel) vid olika nivåer för jobbalanser (x-axel) uppdelat på branschgrupper och utbildningsbakgrund. Blå linje avser anställningstid 1 år och röd 10 år.



Källa: SCB RAMS egna bearbetningar. Not: Kv står för kvinna, Varu för Varuproducerande branscher, Tjänst för Tjänsteproducerande branscher, LU för 3 år eller längre högskole- eller universitetsutbildningsnivå, FG för förgymnasial utbildningsnivå.

Överlag tenderar individer med längre utbildning att ha högre jobbytarfrekvens än individer med kortare utbildning. Jobbytarsannolikheten är som förväntat lägre för den äldre kohorten än den yngre. Studeras skillnader mellan kvinnor med lång universitetsutbildning och en anställningstid om ett år och som är verksamma inom tjänstesektorn utläses en skillnad på cirka 8 procentenheter (skillnaden utgår från Diagram 5 och 6 där kommunala jobbalansen antar medianvärdet 82). Teorin för detta är enkel, att jobbyten minskar med ålder se (Gallaway 1969, Rosenfeld 1992, Jansson 1997, Israelsson et al 2003, Andersson & Tegsjö 2006).

Diagram 6: Skattade sannolikheter för jobbyte (åldersgrupp 50-59 år) (y-axel) vid olika nivåer för jobbalansen (x-axel) uppdelat på branschgrupper och utbildningsbakgrund. Blå linje avser anställningstid 1 år och röd 10 år.



Källa: SCB RAMS egna bearbetningar. Not: Kv står för kvinna, Varu för Varuproducerande branscher, Tjänst för Tjänsteproducerande branscher, LU för 3 år eller längre högskole- eller universitetsutbildningsnivå, FG för förgymnasial utbildningsnivå.

En tänkbar förklaring bakom skillnader mellan kohorterna kan vara att ungdomar i större utsträckning söker efter "bättre" jobb när jobbalansen ökar. Under en period av normal ekonomisk aktivitet brukar antalet nya och lediga jobb öka, vilket lämpar sig för den yngre åldersgruppen som strävar efter ett "bättre" jobb. Vi ser även

tecken på att yngre individers sannolikhet att byta jobb ökar ju lägre deras lön är medan det motsatta gäller för den äldre gruppen. Det vill säga ju högre lön desto större är sannolikheten att de byter jobb. Det kan betyda att det finns en viss selektion i vilka individer som byter jobb. För de yngre individerna är jobbytet ett sätt att få högre lön medan de äldre individerna som byter jobb "redan gjort" en lönekarriär. För att studera detta fenomen lite mer ingående har vi därför skattat löneekvationer grupperat olika på de olika åldersgrupperna 30-39 och 20-59 år. Resultaten (se tabell 2 i appendix) är dock inte entydliga, men i linje med ovanstående resonemang. För yngre individer som har lång anställningstid om minst 10 år och som byter jobb till ett tjänsteproducerande företag ökar lönen i snitt med cirka 5 procent, resultaten gäller för både kvinnor och män. Däremot ser vi att individer med en kortare anställningstid högst 1 år fick generellt en lönesänkning i och med jobbytet, i synnerhet männen. Detta skulle i så fall tyda på en ofrivillig avgång, men det kan också vara så att dessa individer inte har varit i kontakt med arbetsförmedlingen och registrerat sig som arbetslösa. För den äldre gruppen ser vi inga signifikanta löneökningar när de byter jobb. För de äldre individerna i undersökningen gäller att ju högre lönen är desto högre är sannolikheten att byta jobb, men att ett jobbyte inte per automatik innebär en högre lön. Resultaten pekar mot att äldre som byter jobb gör det mer frekvent under en period av intensiv ekonomisk aktivitet, men jobbytet förväntas inte ge någon högre lön men däremot kanske mer utmanade arbetsuppgifter. Yngre individer som byter jobb mer frekvent under perioder av ekonomisk uppsving, givet en längre anställningstid, förväntas erhålla en högre lön.

Studien indikerar även att kvinnor i den äldre åldersgruppen i större utsträckning än männen i samma åldersgrupp byter jobb oavsett vilken sektor de arbetar inom (många kvinnor arbetar inom Landsting och Kommuner).

Övriga noterbara regressionsresultat (se appendix) är att individer som arbetspendlar uppvisar en högre sannolikhet att bli jobbytare kommande period, liksom individer som arbetar på företag med färre förvärvsarbetande. Faktorer som däremot minskar sannolikheten att bli jobbytare nästkommande period var individens ålder, individens anställningstid (ju längre anställningstid desto lägre sannolikhet att byta jobb). Dessa resultat gäller i princip för

båda åldersgrupperna efter kontroll för bransch, kommunal jobbalans och yrkeskategori. Vidare kan man utläsa att individer som är under- respektive överutbildade förväntas erhålla en högre sannolikhet för ett jobbyte nästkommande period.

Slutsatser

Analysen i föreliggande artikel utgår ifrån ett individbaserat mikrodatabaserat material benämnt registerbaserade arbetsmarknadsstatistiken (RAMS). Analysen har som utgångspunkt att skilja mellan kvinnor och män inom åldersgrupperna 30-39 respektive 50-59 år, grupperat på både bransch och utbildningsnivåer.

Genom att studera jobbytarflöden av frivillig karaktär ökar förståelsen för matchningsprocessen på arbetsmarknaden och bland annat om processen skiljer sig mellan olika konjunkturfaser. Klassiska gängse teorier kan inte användas för att förklara det cykliska beteendet bland jobbytarna, vilket framhålls i (Bachmann, m.fl. (2013), Cornelissen, m.fl. 2007). Under perioder med hög andel jobbyten signalerar arbetsmarknaden om en ökad strukturomvandling i form av att individer försöker hitta ett bättre jobb både i termer av arbetsuppgifter och lön. Under dessa perioder ökar även inflödet av förvärvsarbetande (från arbetslöshet till sysselsatt) och som antas i denna artikel att en del av dessa inte är rätt matchade. Om en större andel av jobbytarna har yrkesspecifikt humankapital så försvinner detta vid ett jobbyte. Detta kan då leda till att produktiviteten, totalt sett, sjunker under perioder av ekonomisk expansion. Men å andra sidan om jobbyten sker på frivillig basis och arbetsgivarna är beredda att betala högre löner kan detta indikera en förbättrad matchning och att produktiviteten på sikt ökar. En minskning av jobbyten har förknippats med en nedgång av produktiviteten i USA, motsvarande 0,5-0,7 procent per år (Mukoyama, 2013). En ökad andel frivilliga jobbyten är en av förutsättningarna för att matchningen ska förbättras på arbetsmarknaden och för produktivitetstillväxt.

Det finns indikationer på att en ökande kommunal jobbalans, mätt som andelen förvärvsarbetande i förhållande till boende i åldrarna 20-64 år per kommun, svarar mot en ökning av jobbytersannolikheten nästkommande period. Detta resultat gäller speciellt för 30-39 åringar i tjänsteproducerande branscher. Noterbart är dock att resultaten inte är lika tydliga för 50-59

åringarna. Orsaker till att färre äldre byter jobb kan vara att de har haft en bättre matchning historiskt samt att de är mindre förändringsbenägna jämfört med yngre personer.

Författarna Mayer och Tuma (1990) vidhåller att ålder är den egenskap som bäst förklarar jobbytarbeteendet. Både på den svenska arbetsmarknaden totalt sett och i de studerade grupperna är det ett tydligt mönster att jobbytarsannolikheten avtar med stigande ålder. Detta kan ses som en indikation på att livscykelhändelser som exempelvis familjebildning minskar benägenheten för ett jobbyte.

Referenser

- Andersson, J. & Tegsjö, B. (2006) *En rörlig arbetsmarknad - dynamiken bland jobb, individer och företag*, I: SCB (Statistiska centralbyrån) Fokus på näringsliv och arbetsmarknad våren 2006. Stockholm: Statistiska centralbyrån.
- Bachmann, R., Bayer, C., Seth, S., & Wellschmied, F. (2013). *Cyclicalities of Job and Worker Flows: New Data and a New Set of Stylized Facts*. IZA, DP 7192.
- Büchel, Felix, A. de Grip & Antje Mertens (red.). (2003). *Overeducation in Europe: Current Issues in Theory and Policy*. Cheltenham, UK: Edward Elgar.
- Cornelissen, Thomas, Hübler, Olaf & Schneck, Stefan (2007). *Cyclical effects on job-to-job mobility: an aggregated analysis on microeconomic data*, Discussion papers. School of Economics and Management of the Hanover Leibniz University, No. 371.
- Gallaway, L. E. (1969) *Age and Labor Mobility Patterns*, Southern Economic Journal, 36(2): 171-180.
- Israelsson, T., Strannefors, T. & Tydén, H. (2003) *Geografisk rörlighet och arbetsgivarbyten*. Stockholm: Arbetsmarknadsstyrelsen.
- Jansson, F. (1997) *Åldersstrukturens betydelse för arbetskraftens rörlighet*, Arbetsmarknad & Arbetsliv, 3(4): 295-306.
- Karlsson, N., Skånberg, O. (2012) *Matchning på den svenska arbetsmarknaden*. Underlagsrapport 9 till framtidskommissionen.
- Mayer, K. U. & Tuma, N. B. (1990) *Life Course Research and Event History Analysis: An Overview*, I: Mayer, K. U. & Tuma, N. B. (red.) *Event History Analysis in Life Course Research*. Madison: The University of Wisconsin Press.
- Mukoyama, T., (2013). *The Cyclicalities of Job-to-Job Transitions and Its Implications for Aggregate Productivity*, Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers, No. 1074.
- Nagypál, Éva (2004). *Worker Reallocation over the Business Cycle: The Importance of the Job to Job Transitions*. Unpublished manuscript, Northwestern University, 2004.
- Poldahl, Andreas C. Andersson, Fredrik W. & Johansson Ulf (2010). *Identifiering av snabbväxande företag och gaseller*. Fokus på Näringslivs och Arbetsmarknad, 2011, IAM 2011:1, 75-98.
- Rosenfeld, R. A. (1992). *Job Mobility and Career Processes*, Annual Review of Sociology, 18: 39-61.
- Widerstedt, B (1998). *Job Mobility, Wage Growth and Match Quality in Sweden*, Doktorsavhandling: "Moving or Staying? Job Mobility as a Sorting Process", Umeå Economic Studies No. 464.

Appendix

Tabell 1: skattade marginaleffekter, utfallsvariabel jobbytare.

	30-39 år		50-59 år	
	KVINNOR	MÄN	KVINNOR	MÄN
Lön	-0,008*** (0,002)	-0,014*** (0,002)	0,006*** (0,002)	0,007*** (0,001)
Kommunal jobbalans	0,000 (0,000)	0,000*** (0,000)	-0,000** (0,000)	0,000 (0,000)
Kommunal jobbalans ²	0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000 (0,000)
Pendlare	0,015*** (0,001)	0,013*** (0,001)	0,008*** (0,001)	0,006*** (0,000)
Arbetsfarenhet	0,002*** (0,000)	0,002*** (0,000)	0,000 (0,000)	0,001* (0,000)
Arbetsfarenhet ²	-0,000 (0,000)	-0,000* (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)
Anställningstid	-0,012*** (0,000)	-0,007*** (0,000)	-0,006*** (0,000)	-0,003*** (0,000)
Anställningstid ²	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)
Ålder	-0,017*** (0,004)	-0,007** (0,003)	0,014*** (0,005)	0,002 (0,003)
Ålder ²	0,000*** (0,000)	0,000 (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000 (0,000)
Överutbildad	0,012*** (0,003)	0,011*** (0,002)	0,011*** (0,002)	0,005*** (0,001)
Underutbildad	0,011*** (0,003)	0,008*** (0,002)	-0,002 (0,001)	0,002* (0,001)
Lång universitetsutbildning (3 år eller längre)	0,035*** (0,003)	0,031*** (0,002)	0,002 (0,002)	0,001 (0,001)
Kort universitetsutbildning (mindre än 3 år)	0,016*** (0,002)	0,016*** (0,002)	0,003** (0,001)	0,002** (0,001)
Förgymnasial utbildning	-0,018*** (0,003)	-0,017*** (0,002)	-0,003* (0,002)	-0,005*** (0,001)
Har barn (0-3 år)	0,000 (0,001)	0,000 (0,001)		
Har barn (4-6 år)	0,003*** (0,001)	0,002*** (0,001)		
Har barn (7-10 år)	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)		
1-9 anst	0,272*** (0,003)	0,276*** (0,002)	0,114*** (0,002)	0,121*** (0,002)
10-49 anst	0,138*** (0,002)	0,160*** (0,001)	0,058*** (0,001)	0,069*** (0,001)
50-249 anst	0,045*** (0,001)	0,060*** (0,001)	0,021*** (0,001)	0,027*** (0,001)

Tabell 1 (forts.)

	30-39 år		50-59 år	
	KVINNOR	MÄN	KVINNOR	MÄN
Näringsliv	0,005** (0,002)	0,010*** (0,002)	0,010*** (0,001)	0,010*** (0,001)
Stat	-0,008 (0,008)	-0,010 (0,007)	0,022*** (0,005)	-0,001 (0,004)
Yrkeskod (SSYK)	Ja	Ja	Ja	Ja
Årseffekt	Ja	Ja	Ja	Ja
Branscheffekt	Ja	Ja	Ja	Ja
Observationer	405225	635261	344433	570544

Anmärkning: *, ** och *** anger signifikansnivå på 10 procent, 5 procent och 1 procent.

Tabell 2: skattad lönepremie för jobbytare (anges i procent)

	Ålderskohort 30-39 år							
	Män				Kvinnor			
	LU		FG		LU		FG	
	1	10	1	10	1	10	1	10
Anställningstid i år	1	10	1	10	1	10	1	10
Tjänste- producerande	- 0,010** (0,01)	0,046 ** (0,02)	- 0,023* * (0,01)	0,03 5 (0,04)	- 0,0011 (0,00)	0,053* ** (0,02)	0,00 5 (0,01)	0,06 0* (0,03)
Varuproducerande	0,0003 (0,01)	0,025 (0,02)	- 0,028* (0,01)	0,03 4 (0,03)	0,003 (0,01)	0,037* (0,02)	0,02 1 (0,03)	0,04 2 (0,04)

	Ålderskohort 50-59 år							
	Män				Kvinnor			
	LU		FG		LU		FG	
	1	10	1	10	1	10	1	10
Anställningstid i år	1	10	1	10	1	10	1	10
Tjänste- producerande	-0,010 (0,02)	0,010 (0,03)	-0,009 (0,01)	0,01 7 (0,02)	0,007 (0,01)	0,013 (0,03)	0,00 5 (0,01)	0,01 6 (0,02)
Varuproducerande	-0,027 (0,03)	0,012 (0,06)	-0,002 (0,01)	0,01 7 (0,03)	0,158** * (0,05)	0,001 (0,12)	0,01 6 (0,04)	0,00 6 (0,05)

Anmärkning: *, ** och *** anger signifikansnivå på 10 procent, 5 procent och 1 procent. Robusta standardfel inom parentes.

Tabell 3: Variabelstatistik för åldersgrupp 30-39 år

	Medel	Std.avv	Min	Max	Observationer
Kvinnor					
Jobbytare	0,10	0,30	0	1	405225
Lön	10,15	0,26	9,39	12,69	405225
Kommunal jobbalans	85,82	19,00	30,20	160,45	405225
Kommunal jobbalans ²	7725,31	3670,89	912,30	25744,96	405225
Pendlare	0,38	0,49	0	1	405225
Arbetsfarenhet	12,25	4,67	1	23	405225
Arbetsfarenhet ²	171,84	115,93	1	529	405225
Anställningstid	5,29	3,89	1	23	405225
Anställningstid ²	43,12	62,11	1	529	405225
Ålder	34,72	2,87	30	39	405225
Ålder ²	1213,56	198,55	900	1521	405225
Överutbildad	0,23	0,42	0	1	405225
Underutbildad	0,13	0,34	0	1	405225
LU	0,36	0,48	0	1	405225
KU	0,13	0,34	0	1	405225
FG	0,06	0,24	0	1	405225
Barn (0-3 år)	0,40	0,59	0	4	405225
Barn (4-6 år)	0,31	0,52	0	4	405225
Barn (7-10 år)	0,26	0,52	0	4	405225
1-9 anst	0,01	0,11	0	1	405225
10-49 anst	0,06	0,24	0	1	405225
50-249 anst	0,17	0,38	0	1	405225
Utländsk bakgrund	0,18	0,39	0	1	405225
Näringsliv	0,95	0,21	0	1	405225
Stat	0,00	0,06	0	1	405225
Män					
Jobbytare	0,09	0,29	0	1	635261
Lön	10,24	0,28	9,39	13,64	635261
Kommunal jobbalans	84,02	17,34	30,20	160,45	635261
Kommunal jobbalans ²	7360,12	3299,00	912,30	25744,96	635261
Pendlare	0,38	0,48	0	1	635261
Arbetsfarenhet	12,54	4,61	1	23	635261
Arbetsfarenhet ²	178,48	116,24	1	529	635261
Anställningstid	5,93	4,30	1	23	635261
Anställningstid ²	53,62	73,27	1	529	635261
Ålder	34,71	2,85	30	39	635261
Ålder ²	1212,64	197,27	900	1521	635261
Överutbildad	0,16	0,37	0	1	635261
Underutbildad	0,17	0,37	0	1	635261
LU	0,27	0,44	0	1	635261
KU	0,13	0,34	0	1	635261

Tabell 3 (forts.)

	Medel	Std.avv	Min	Max	Observationer
FG	0,08	0,27	0	1	635261
Barn (0-3 år)	0,43	0,63	0	4	635261
Barn (4-6 år)	0,24	0,48	0	4	635261
Barn (7-10 år)	0,18	0,45	0	4	635261
1-9 anst	0,01	0,12	0	1	635261
10-49 anst	0,06	0,24	0	1	635261
50-249 anst	0,17	0,38	0	1	635261
Utländsk bakgrund	0,16	0,37	0	1	635261
Näringsliv	0,97	0,16	0	1	635261
Stat	0,00	0,06	0	1	635261

Tabell 4: Variabelstatistik för åldersgrupp 50-59 år

	Medel	Std.avv	Min	Max	Observationer
Kvinnor					
Jobbytare	0,04	0,19	0	1	344433
Lön	10,15	0,27	9,39	12,74	344433
Kommunal jobbalans	83,40	18,59	30,20	160,45	344433
Kommunal jobbalans ²	7300,53	3491,01	912,30	25744,96	344433
Pendlare	0,33	0,47	0	1	344433
Arbetsfarenhet	21,14	3,89	1	25	344433
Arbetsfarenhet ²	462,16	133,62	1	625	344433
Anställningstid	9,41	6,74	1	25	344433
Anställningstid ²	133,93	164,84	1	625	344433
Ålder	54,41	2,89	50	59	344433
Ålder ²	2969,04	314,69	2500	3481	344433
Överutbildad	0,09	0,28	0	1	344433
Underutbildad	0,35	0,48	0	1	344433
LU	0,13	0,33	0	1	344433
KU	0,14	0,34	0	1	344433
FG	0,21	0,41	0	1	344433
1-9 anst	0,01	0,09	0	1	344433
10-49 anst	0,06	0,24	0	1	344433
50-249 anst	0,16	0,37	0	1	344433
Utländsk bakgrund	0,18	0,39	0	1	344433
Näringsliv	0,94	0,24	0	1	344433
Stat	0,00	0,07	0	1	344433

Tabell 4 (forts.)

	Medel	Std.avv	Min	Max	Observationer
Män					
Jobbytare	0,03	0,18	0	1	570544
Lön	10,27	0,32	9,36	13,67	570544
Kommunal jobbalans	82,22	17,19	30,20	160,45	570544
Kommunal jobbalans ²	7056,10	3218,60	912,30	25744,96	570544
Pendlare	0,36	0,48	0	1	570544
Arbetsfarenhet	21,71	3,42	1	25	570544
Arbetsfarenhet ²	483,19	120,85	1	625	570544
Anställningstid	10,10	6,93	1	25	570544
Anställningstid ²	149,94	172,73	1	625	570544
Ålder	54,41	2,88	50	59	570544
Ålder ²	2968,82	313,95	2500	3481	570544
Överutbildad	0,08	0,27	0	1	570544
Underutbildad	0,38	0,48	0	1	570544
LU	0,12	0,32	0	1	570544
KU	0,13	0,34	0	1	570544
FG	0,23	0,42	0	1	570544
1-9 anst	0,01	0,09	0	1	570544
10-49 anst	0,05	0,22	0	1	570544
50-249 anst	0,16	0,37	0	1	570544
Utländsk bakgrund	0,15	0,36	0	1	570544
Näringsliv	0,96	0,20	0	1	570544
Stat	0,01	0,07	0	1	570544

Kombinatörer

Vad påverkar individer som väljer att kombinera anställning med eget företagande?¹⁹

Josefine Andersson²⁰

Lukas Gameraov²¹

Sammanfattning

Kombinatörer är individer som kombinerar yrkesställningar. Uppsatsen syftar till att analysera och bidra med ny kunskap om vilka faktorer som påverkar individer att kombinera anställning med att driva ett aktivt eget företag. Med hjälp av en multinomial logitmodell skattas och analyseras bakomliggande faktorer som påverkar vid valet mellan att bli kombinator alternativt vara fortsatt anställd. Modellen inkluderar även valen företagare och annan typ av kombinator. Resultatet visar bland annat att närståendes och kollegors företagserfarenheter (peer-effekt) samt arv har en signifikant positiv effekt på sannolikheten att bli kombinator. Vidare konstateras att flera av de bakomliggande faktorerna som förklarar valet att bli egenföretagare även påverkar valet att kombinera anställning med att driva ett aktivt eget företag.

Inledning

Företagande med nyskapande och utvecklande idéer förväntas bidra till den ekonomiska tillväxten. Det är därför viktigt att ur ett beslutfattande och politiskt perspektiv försöka uppmuntra individer och förenkla processen att etablera företag. Företagare med tillväxtambitioner skapar nya arbetstillfällen och bidrar till ett lands

¹⁹ Denna uppsats är en mastersuppsats som skrevs på Örebro Universitet, Handelshögskolan, vårterminen 2014. Uppsatsen handledes av Daniela Andrén, Örebro Universitet, och Fredrik W. Andersson, SCB. Examinator var Dan Johansson, Örebro Universitet.

²⁰ Statistiska Centralbyrån (SCB), telefon: 019-17 63 83, e-post: josefine.andersson@scb.se

²¹ Statistiska Centralbyrån (SCB), telefon: 019-17 64 88, e-post: lukas.gameraov@scb.se

utveckling genom en ökad produktivitet.²² Antalet nystartade företag begränsas dock av de risker som en individ utsätter sig för vid etablering av ett eget företag. Individen riskerar till exempel att gå miste om etableringsinsatser, tidigare anställning, försäkringen om månatlig lön samt pension- och socialförsäkringar. Tillgången på likvida medel samt erfarenhet och kunskap om företagande är faktorer som förknippas med processen att etablera företag och underlättar för individer med viljan att driva ett företag.

Riskerna kan begränsas och avsaknaden av likvida medel samt erfarenheter och kunskap blir inte lika påtagliga om individen väljer att kombinera flera yrkesställningar. Individer som kombinerar yrkesställningar kallas kombinatörer och omfattas till störst del av individer med anställning som huvudsysselsättning och med företagande som bisyssla (Näringsdepartementet 2003). Genom att kombinera en anställning med ett eget företag erhåller individen trygghet från anställningen i form av en säker månatlig inkomst och socialförsäkringar samtidigt som företagandet ger frihet och tillfredsställelse av att vara självbestämmande (Wennberg m fl 2009). Med hjälp av inkomsten från anställningen kan individen även finansiera etableringen av sitt företag. Att skapa förutsättningar och ge individer alternativet att kombinera yrkesställningar möjliggör för individen att prova på företagande. Det kan dessutom innebära en mjukare övergång från anställning till företagande (Burke m fl 2008). Kombinatorskap kan därmed vara en väg in i heltidsföretagande med lägre risk i jämförelse med att direkt övergå från anställning till företagande. Övergången till företagandet sker troligtvis om företaget utvecklas positivt och bidrar då även till den ekonomiska tillväxten.

Teoretiska och bakomliggande faktorer till valet att bli kombinator har av tidigare studier (Wennberg m fl 2009) förklarats utifrån studier kring entreprenörskap och beslutet att starta eget företag. Mekanismerna som påverkar valet att starta ett eget företag antas därför även vara betydelsefulla vid valet att bli kombinator. Bland annat visar Burke m fl (2008) att erfarenheter från företagande hos individens pappa har betydelse för om individen själv väljer att starta eget företag. Evans och Leighton (1998) menar på att finansieringen kan vara ett problem vid etableringen av ett eget företag. Ett finansiellt bidrag i form av ett arv eller oväntat

²² Entreprenörskap i Sverige – Nationell rapport.

kapitaltillskott kan leda till att individer med dessa förutsättningar har en större benägenhet att bli egenföretagare (Blanchflower och Oswald 1998, Lindh och Ohlsson 1996). Trots studier om likviditetsproblem vid uppstartandet av företag menar Petrova (2012) att inga likviditetsbegränsningar finns hos amerikanska deltidsföretagare som startar företag. Enligt Petrova (2012) beror det på att deltidsföretagaren samtidigt har en anställning som genererar inkomst.

Denna uppsats syftar till att studera och analysera bakomliggande faktorer vid valet att bli kombinator. Baserat på tidigare studier om vad som påverkar individer att etablera företag, antar vi att individens val påverkas till viss del av peer-effekterna²³ från närstående och kollegors erfarenhet av företagande²⁴ samt arv. Datamaterialet till uppsatsen är från Statistiska Centralbyråns (SCB) Registerbaserad Arbetsmarknadsstatistik (RAMS) och Longitudinell integrationsdatabas för Sjukförsäkrings- och Arbetsmarknadsstudier (LISA). För att få information om närstående och kollegors företagserfarenheter samt arv kompletteras datamaterialet med uppgifter från Entreprenörskapsdatabasen och Belinda²⁵. På grund av att databasen Belinda baseras på data fram till och med år 2005 används den senaste tillgängliga tidsperioden, 2004 till 2005 för att analysera bakomliggande faktorer till valet att bli kombinator.

Uppsatsens urval baseras på svenskfödda²⁶ och RAMS:s definition av förvärvsarbetande individer som är anställda under 2004. Under 2005 ska individerna vara fortsatt anställda alternativt ha en annan yrkesställning. Vidare ska individen vara mellan 20 och 64 år under 2005 och själv sakna erfarenhet från företagande sedan år 1985. Individer som fortsätter vara anställda utgör kontrollgrupp. För individer som hade andra yrkesställningar skapas fyra grupper. Första gruppen består av kombinatörer som är förvärvsarbetande, har en anställning som huvudsysselsättning och ett aktivt eget

²³ Med peer-effekt menas att likasinnade individer med samma förutsättningar tenderar att ta efter varandra.

²⁴ Närstående avser pappa, mamma, partner och syskon.

²⁵ Databas baserad på gåvor och arv, skapad av Henry Ohlsson.

²⁶ Avgränsning på grund av brist i data vad gäller närståendes erfarenheter och arv för utrikes födda.

företag som bisyssla.²⁷ Vidare utgörs en andra grupp av kombinatorer där det egna företaget är huvudsysselsättning alternativt att individerna väljer kombinationen anställning och aktiebolag. En tredje grupp består av individer som enbart väljer att driva eget företag och/eller aktiebolag. Den sista gruppen utgörs av individer som inte längre förvärvsarbetar. Vi fokuserar på den första gruppen kombinatorer och har för avsikt att, till skillnad från tidigare studier, lägga vikt vid antagandet om en aktiv egen verksamhet då detta indikerar på att individen faktiskt kombinerar två yrkesställningar. Kombinatorer med passiv verksamhet ingår därmed i kontrollgruppen med anställda. Även företag inom näringsgrenen skogsbruk tillhör gruppen anställda, då dessa ofta antas redovisa en aktiv verksamhet trots passiv verksamhet.

Vi använder en multinomial logitmodell, där flera skattningar av valmöjligheterna kan estimeras samtidigt. Gruppen med individer som inte längre förvärvsarbetar har exkluderats då valen inte alltid antas vara aktiva. Resultaten från modellen visar de bakomliggande faktorernas påverkan vid valen av yrkesställning relativt mot att vara fortsatt anställd. Närståendes erfarenheter från företagande är statistiskt signifikanta och har positiva effekter då individen väljer att bli kombinator. Även peer-effekten av kollegors företagserfarenheter samt om individen erhållit ett arv ökar sannolikheten att bli kombinator. Vi finner att bakomliggande faktorer som tidigare studier visar sig vara av betydelse vid valet att bli egenföretagare även har betydelse vid valet att bli kombinator. Med en trygghet från anställningen och självbestämmandet från företagande antas fler individer välja kombinatorskap. Möjligheten att lära sig och tillåtas prova på företagande kan antas väsentligt för att senare våga övergå helt till företagandet.

Uppsatsen disponeras enligt följande: I nästa kapitel ges en kort beskrivning av kombinatorernas utveckling samt etablering av olika företagsformer. Vidare i kapitel tre beskrivs tidigare studier. Kapitel fyra innehåller teori och hypoteser om valet att kombinera anställning med eget företagande. I kapitel fem redovisas datamaterialet, innan vi i kapitel sex redogör för metod och modell.

²⁷ Med ett aktivt eget företag menas att individen ägnar minst en tredjedel av en heltidsanställning åt sin verksamhet. Det egna företaget avser enskild firma, handelsbolag eller kommanditbolag.

Resultaten presenteras i kapitel sju och följs av en avslutande diskussion och slutsatser i kapitel åtta.

Fakta och institutionell bakgrund

Utveckling av kombinatörskap

Kombinatörer blev under 1990-talet allt vanligare på den svenska arbetsmarknaden. Andelen kombinatörer ökade från 1,6 procent år 1987 till 2,0 procent av alla förvärvsarbetande individer år 2000 (Näringsdepartementet 2003). Kombinationen av en kombinatörs yrkesställning kan anta olika former. Individen kan kombinera en anställning som huvudsysselsättning med företagande som bisyssla, företagande som huvudsysselsättning och anställning som bisyssla alternativt kombinationen av att driva ett aktiebolag med en enskild firma. Under 1990-talet var kombinatörer med anställning som huvudsysselsättning och eget företagande som bisyssla vanligast och utgjorde 80 procent av alla kombinatörer (Näringsdepartementet 2003).

Tidigare studier, Näringsdepartementet (2003) och Wennberg m fl (2009) visar på utvecklingen av kombinatörer mellan 1987 och 2001. För att få en översiktlig bild av kombinatörer under senare period väljer vi att kort redovisa utvecklingen av kombinatörskap för åren 2008 till 2012.²⁸ Kombinatörerna som beskrivs var mellan 20 och 64 år och hade anställning som huvudsysselsättning i kombination med ett aktivt eget företag där skogsföretag exkluderats. Data visar att antalet kombinatörer ökade från 186 042 år 2008 till 203 976 år 2012, vilket motsvarar en ökning på knappt tio procent. År 2012 uppgick andelen kombinatörer till 4,8 procent av alla förvärvsarbetande individer mellan 20 och 64 år på den svenska arbetsmarknaden. Data visar att män är något vanligare bland kombinatörerna jämfört med kvinnor. Den största andelen av kombinatörer har generellt sett en högre utbildningsnivå. En skillnad kan ses mellan svenskfödda och utrikes födda individer där svenskfödda i högre utsträckning kombinerar anställning med eget företagande. Antalet kombinatörer är flest i storstadsområdena, men i jämförelse med förvärvsarbetande boende i samma typ av region är kombinatörer vanligare på glesbygden. Under femårsperioden

²⁸ Se egenkonstruerade diagram och tabeller i bilaga. Diagram B1-B4 samt Tabell B1-B2.

från 2008 till 2012 var inflödet till kombinatorskap större än utflödet. Vanligast var att flödena skedde mellan anställning och kombinatorskap. Antalet individer i åldrarna 20 till 64 år som övergått från anställning 2011 till att kombinera sin anställning med att driva ett aktivt eget företag 2012 uppgick till 19 262. Utflödet från kombinatorskap år 2011 visar att cirka 13 procent övergick till heltidsförtagande medan cirka 40 procent övergick till anställning.

Etablering av företag

Vid en etablering av ett företag beror valet av företagsform på typen av verksamheten, vilka förutsättningar som finns och hur många individer som ska äga företaget. Valet av företagsform står mellan enskild firma, handelsbolag, kommanditbolag och aktiebolag. En enskild firma innehas av en enskild ägare. Det finns inget krav på startkapital men företaget integreras i den privata ekonomin och kan kräva att likvida medel finns att tillgå för att klara av att starta upp företaget. Ägaren i ett enskilt företag är alltså personligt ansvarig för företagets skulder. Ett handelsbolag kan vara ett alternativ om det finns fler än en ägare. Företagsformen kräver inget startkapital, dock är ägarna personligt och solidariskt ansvariga för företaget. Ett kommanditbolag är en form av handelsbolag där bolagsmän kan ha begränsat ansvar till insatsen som de satsat i bolaget (kommanditdelägare). Det krävs dock att minst en bolagsman är obegränsat ansvarig (komplementär). Aktiebolag är den företagsform som skiljer sig mest från övriga. En eller flera personer kan tillsammans starta ett aktiebolag. Det krävs då en kapitalinsats på minst 50 000 kronor (100 000 kronor före första april 2010) som motsvarar värdet på ägarandelarna i bolaget. Ett aktiebolag är en juridisk person vilket innebär att ägarna inte har personligt ansvar för bolagets skulder. Ägarna som satsar pengar i bolaget i form av aktiekapital kan däremot förlora insatsen vid en eventuell konkurs.

Alla företagsformer kräver registrering hos skatteverket och bolagsverket, med undantag för enskild firma där registrering hos bolagsverket inte är ett krav. De största fördelarna med att ha ett aktiebolag jämfört med övriga former av företag är att ägarna inte behöver stå som ekonomiskt ansvariga för bolaget och riskerar därmed endast kapitalinsatsen. Ägarna har också möjlighet att erhålla aktieutdelning till en lägre beskattningsnivå än vanlig inkomstbeskattning. Dual beskattning innebär att kapitalinkomst och arbetsinkomst beskattas olika. Det kan medföra att individer

som bedriver verksamheter planerar sin löneinkomst och kapitalinkomst för att minska sin totala beskattning. Denna möjlighet finns endast för aktiebolag. Dock kan företagare i övriga bolagsformer även äga ett aktiebolag för att utnyttja dessa fördelar. De så kallade 3:12-regelerna infördes efter 1990-års skattereform för att försvåra för aktiebolag att utnyttja regelverket för att omvandla arbetsinkomst till kapitalinkomst och därmed erhålla lägre beskattning. Syftet med en lägre beskattning på kapitalinkomster är att uppmuntra mindre och växande aktiebolag till investeringar och anställningar.

Det finns också nackdelar med ett aktiebolag i jämförelse med övriga företagsformer. Bland annat betalar aktiebolag högre sociala avgifter i jämförelse med de egenavgifter som förekommer bland andra företagsformer. De har dessutom ofta högre administrationskostnader, då bolagsformen oftast har större redovisningsskyldigheter. Vid etableringen av ett aktiebolag krävs en kapitalinsats. Dock krävs alltid likvida medel för att kunna finansiera etableringen av ett företag oavsett företagsform. Det kan medföra svårigheter för individer som inte har likvida medel eller reala tillgångar och kan komma att behöva låna pengar.

För att få låna pengar till etableringen av ett företag kräver banker och kreditgivare en affärsplan för att kunna uppskatta riskerna de tar som långivare samt bedöma om affärsidén är rimlig. Bankerna och kreditgivarna kan därmed vara restriktiva vid utlåning. Finns ett eget kapital eller säkerhet som individen själv går in med samt om lånet avser materiella inventarier som kan användas som säkerhet finns en större möjlighet till att få ett lån. Aktiebolag har fördel i att aktiekapitalet kan ses som en säkerhet vid bankens riskbedömning.

Tidigare studier

Antalet publikationer kring kombinatorskap baserad på svensk data har visat sig vara få. Ett ökat intresse finns dock av att studera kombinatorer då kombinatorskap är en allt vanligare väg in i heltidsföretagande (Wennberg m fl 2009). Det finns två relevanta studier som berör kombinatorskap på den svenska arbetsmarknaden, Wennberg m fl (2009) och Näringsdepartementets (2003) rapport. Wennberg m fl (2009) ger en beskrivande översikt av vilka individer som väljer att kombinera sin anställning med eget företagande. Teoretiska förklaringar till valet att bli kombinator

presenteras bland annat utifrån den nationalekonomiska teorin där individens nytta, risktagande, likviditetsbegränsningar samt etableringsstrategier och övergångar är av avgörande betydelse. I artikeln analyseras 3,3 miljoner individer som någon gång under undersökningsperioden 1990 till 2001 haft en yrkesställning som anställd eller företagare. Studien bygger på två longitudinella databaser, Registerbaserad Arbetsmarknadsstatistik (RAMS) samt Longitudinell databas kring utbildning, inkomst och sysselsättning (LOUISE) och är mikrodata sammanställt av Statistiska centralbyrån (SCB). Resultatet bygger på långtidsstudier där beskrivande data bland annat visar att kvinnor var överrepresenterade bland kombinatörer i jämförelse med företagare samt att kombinatörer oftare lever på landsbygden.

Näringsdepartementet (2003) rapporterar att företagsstrukturen förändrats under 1990-talet genom att antalet företag blivit allt fler samtidigt som storleken på genomsnittsföretagen blivit mindre. Studien rapporterar även att kombinatörskap har blivit en allt vanligare väg in i heltidsföretagande. Undersökningen baserades på SCB:s Arbetskraftsundersökning (AKU) samt de två longitudinella mikrodatabaserna RAMS och Longitudinell Individdatabas (LINDA). Undersökningsperioderna som valts ut i studien är 1987, 1990, 1993, 1996, 1999 för att fånga olika konjunkturvariationer. Rapporten ger en beskrivande bild över vilka individer som är kombinatörer samt inflöden och utflöden till kombinatörskap. Resultaten är genomsnittliga för hela tidsperioden och visar bland annat att cirka en tredjedel av kombinatörerna är kvinnor. Andelen kvinnor och yngre är större bland kombinatörer jämfört med enbart företagare. Kombinatörernas utbildningsnivå är högre i jämförelse med både enbart anställda och enbart företagare. Andelen utlandsfödda individer är mindre bland kombinatörer jämfört med inrikes födda. De vanligaste näringsgrenarna inom kombinatörskap är finansiell rådgivning samt kulturella och personliga tjänster. Rapporten redovisar att de vanligaste motiven till kombinatörskap är tillfredsställelsen av att kombinera yrkesställningarna samt att den bristande tillgången på kapital, för att driva den egna verksamheten, inte är lika påtaglig då anställningen genererar inkomst.

En internationell studie av Petrova (2012) berör kombinatörskap i och med studerandet av individers val mellan anställning, deltidsföretagande och heltidsföretagande. Undersökningen syftar

bland annat till att förklara individens val då restriktioner om nedlagd tid och finansiering förekommer. Studien baseras på amerikanska Panel Study of Entrepreneurial Dynamics (PSED) som är paneldata på etablerade och nystatade företag under en fyra-årsperiod med start 1998. För att förklara de tre möjliga utfallen; anställning, deltidsföretagande och heltidssföretagande används en multinomial probitmodell. Resultaten visar på att deltidssföretagare inte begränsas av likvida medel för att kunna finansiera sitt företag då individen samtidigt har en anställning. Den nedlagda tiden på företaget tycks heller inte påverkas av individens tillgångar, mängden fritid eller individens riskbenägenhet. Petrova (2012) menar dock att det finns för lite forskning kring deltidssföretagande samt att individens förmåga och förväntningar har betydelse för valet gällande nedlagd tid och finansiering.

Forskningen om vilka bakomliggande faktorer som påverkar individens beslut att etablera och driva företag har kommit långt (Parker 1996). Då de teoretiska förklaringarna till valet att bli kombinator grundar sig i studier kring entreprenörskap och beslutet att etablera eget företag (Wennberg m fl 2009) väljer vi att beskriva relevanta studier inom ämnet. En internationell studie av Hundley (2001) fokuserar på tillfredsställelsen av att själv kunna styra över sitt arbete och menar att individen därmed erhåller högre nytta. Utifrån åtta olika hypoteser studeras den amerikanska arbetskraften. Tvärsnittsdata från 1977 års Quality of Employment Survey (QES), 1997 års National Studie of the Changing Work Force (NSCWF) samt General Social Survey (GSS) från åren 1989 till 1996 används i undersökningen där deltagarna bland annat besvarar frågor med skattningsskalor. Vidare används en multipel regressionsmodell för att undersöka skillnader i tillfredsställelse mellan anställda och egenföretagare. Studien visar att individer som själva kan bestämma över sitt arbete, oavsett egenföretagare eller anställd, har högre tillfredsställelse.

Även Hamilton (2000) syftar till att undersöka tillfredsställelsen av att vara sin egen chef genom att jämföra inkomstfördelningen mellan anställda och egenföretagare. I studien används paneldata från amerikanska Survey of Income and Program Participation (SIPP) över tidsperioden 1983 till 1986. Urvalet består av 8 771 manliga skolavhoppare mellan 18 och 65 år. Inkomstfördelningen mellan anställda och egna företagare jämförs med hjälp av minsta kvadrat-metoden och kvantilregressioner. Resultatet visar på att

tillfredsställelsen av att vara sin egen chef är av betydelse i valet mellan att lönearbета och driva eget företag, då många individer väljer eget företagande trots en lägre förväntad inkomst.

Evans och Leighton (1989) har undersökt processen av att övergå till att starta eget företag. Data baserades på amerikanska vita män är hämtad från National Longitudinal Survey (NLS) och Current Population Surveys (CPS). Männerna studeras under perioden 1966 till 1981 och är vid studiens början mellan 14 och 24 år. Resultat från probit och linjära sannolikhetsmodellen visar att sannolikheten att starta eget företag är oberoende av individens ålder. Däremot ökar andelen individer som startar eget företag fram till dess att de fyller 40 år, varefter den hålls konstant. Tillgången på kapital ses som en viktig aspekt vid etableringen av ett eget företag. Ett annat resultat är att tiden som egenföretagare har påverkan på individens val att inte återgå till att vara anställd. Ju längre tid som företagare desto större chans att denne förblir företagare. Individer som frekvent byter jobb, är lågavlönade alternativt arbetslösa tenderar till att ha större benägenhet att starta eget företag.

Burke m fl (2008) studerar individens uthållighet som entreprenör och undersöker bland annat företagserfarenhet som en bakomliggande faktor till att etablera och fortsätta som egenföretagare. Paneldata från Storbritanniens National Child Development Study (NCDS) bestående av män och kvinnor födda under en vecka i mars månad 1958 används i undersökningen. Individerna studeras över en nioårsperiod med början 1991 där sysselsättningen registreras över tid. Ekonometriska metoder så som probit, logit, negativ binomial och trunkerade regressioner används för att ta fram resultaten som visar att en individ vars pappa är egenföretagare har större benägenhet att själv bli egenföretagare. Dessutom visar studien att de allra flesta företagare även har haft en anställning under delar av sin livstid.

Även Blanchflower och Oswald (1998) använder databasen NCDS för att undersöka ytterligare faktorer som förklarar valet att etablera och driva eget företag. Tillsammans med ytterligare enkätundersökningar, där bland annat data för arv och gåvor, skattas sannolikheten att bli egenföretagare med hjälp av en probitmodell. Resultaten visar bland annat att arv och gåvor har stor betydelse för sannolikheten att starta eget företag och att tillgången på startkapital är avgörande.

Likt arv kan oväntade vinster ses som en förklarande faktor till att starta eget företag (Lindh och Ohlsson 1996). En svensk studie av Lindh och Ohlsson (1996) studerar om oväntade vinster påverkar individens val att starta eget företag och om det finns bevis för att kapitalbegränsningar är en anledning till att inte starta ett företag. Mikrodata från 1981 års svenska Levnadsnivåundersökning (LNU) användes för att få vetskap om individers oväntade vinster och arv. Med probitmodellen skattas sannolikheten att starta eget företag. Resultaten visar att sannolikheten för att starta eget företag ökar om individen erhållit en oväntad vinst eller ett arv, vilket överensstämmer med liknade studier gjorda i USA och Storbritannien.

Tidigare studier visar att det finns flera bakomliggande faktorer som påverkar valet att etablera företag. Individen påverkas av restriktioner gällande tid och pengar samtidigt som denne söker efter en ökad tillfredsställelse för att erhålla högre nytta. Likvida medel antas vara en viktig faktor, dock är avsaknaden av likvida medel ofta ett problem. Med hjälp av oväntade inkomster och stöd från föräldrar med företagserfarenheter antas individen ha en större benägenhet och möjlighet att ta steget in i företagande. I de tidigare studierna används mestadels mikrodata och statistiska sannolikhetsmodeller, så som probit och logit, för att skatta sannolikheten att individen väljer att starta ett företag. Petrova (2012) har använt en multinomial probitmodell där sannolikheten skattas för de tre möjliga utfallen.

Vi använder oss av mikrodata baserat på ett urval om dryga 2,3 miljoner individer som har möjligheten att välja mellan fyra olika yrkesställningar. Uppsatsen kräver därmed en multinomial modell för att kunna specificera samma valmöjlighet för hela urvalet. Med tanke på det stora datamaterialet väljer vi att använda en multinomial logitmodellen. Modellen kräver till skillnad från en multinomial probitmodell inte samma datakapacitet och är lättare att arbeta med samtidigt som skattningarna ses som likvärdiga (Stock och Watson 2012).

Teori och hypoteser

Individer antas sträva efter att maximera sin nytta (Varian 2010). Valet av yrkesställning baseras på individens nyttofunktion som i sin tur styrs av bland annat en tidsrestriktion och en budgetrestriktion. Avvägningen att etablera ett företag eller inte är

individuell och påverkas av individens riskbenägenhet (Kihlstrom och Laffont 1979). Den ekonomiska idén om nyttomaximering kännetecknas av medfödda idéer och preferenser om varor/alternativ individen står inför (McFadden 2001). Beslut fattas utifrån den hypotetiska formeln om slumpmässig nyttomaximering (RUM, Random Utility Maximization) och utgår ifrån slumpmässiga icke observerbara preferenser, erfarenheter samt information om varan/alternativen. Vilken typ av tillfredsställelse individen erhåller av att välja ett av flera alternativ påverkas av individens tillfälliga livssituation och historiska ekonomiska status. Tillfredsställelsen och nyttan kan därmed förändras över tid. Den slumpmässiga nyttomaximeringen specificeras som:

$$U = V + \eta \quad (1)$$

där nyttan U bestäms av den systematiska nyttan V , det vill säga nyttan av det valda alternativet i jämförelse mot övriga alternativ och η som summerar effekter och störningar från individens egenskaper. Den systematiska nyttan beskrivs enligt McFadden (2001) som:

$$V = (\alpha * (a - c)/w - \beta * t) * w^\theta + z(x, s) * \gamma \quad (2)$$

där a är icke löneinkomst, c är alternativkostnaden och w är lönenivån. t är tidsåtgången som krävs för alternativet. x är en vektor för andra kännetecken av alternativet, s är en vektor för individens karaktärsdrag och $z(x, s)$ för specificerar funktionens grunder. α , β och γ är parametrar. θ är elasticiteten av ledig tid och antar ett värde mellan 0 och 1.

Då antalet studier om kombinatorer är få menar Wennberg m fl (2009) att teorierna om vilka faktorer som påverkar valet att bli kombinator kan byggas på studier om valet att bli egenföretagare. Utifrån dessa teorier diskuterar vi hypotetiska faktorer som även kan antas påverka valet att kombinera anställning med eget företagande.

Som kombinator erhåller individen trygghet från anställning i form av en säker inkomst samt betalda pensions- och socialförsäkringar från arbetsgivaren, varpå individen inte drabbas lika hårt vid exempelvis sjukdom. Som egenföretagare bekostar företagaren själv dessa försäkringar genom så kallade egenavgifter. Petrova (2012) menar att tryggheten från inkomsten även minskar risken att gå i personlig konkurs. Tryggheten från anställningen i kombination med friheten, att som egenföretagare själv kunna styra över sitt

arbete, ökar individens nytta. För en egenföretagare ses friheten att själv få planera sin tid och utveckla företaget efter sina egna förutsättningar och mål som betydelsefullt oavsett inkomstens storlek. Ett stort självbestämmande har visat sig generera en hög tillfredsställelse, vilket kan antas öka individens nytta (Hundley 2001).

Trots förväntad högre nytta kan brist på likvida medel medföra svårigheter vid etableringen av ett företag (Evans och Leighton 1989). Det kan vara svårt att låna pengar till idéer utan någon säkerhet. Dock menar Petrova (2012) att likviditetsbegränsningar inte har någon påverkan på deltidsföretagande. Alternativet att kombinera anställning med eget företagande ger individen möjlighet att finansiera sitt företag då anställningen inbringar likvida medel.

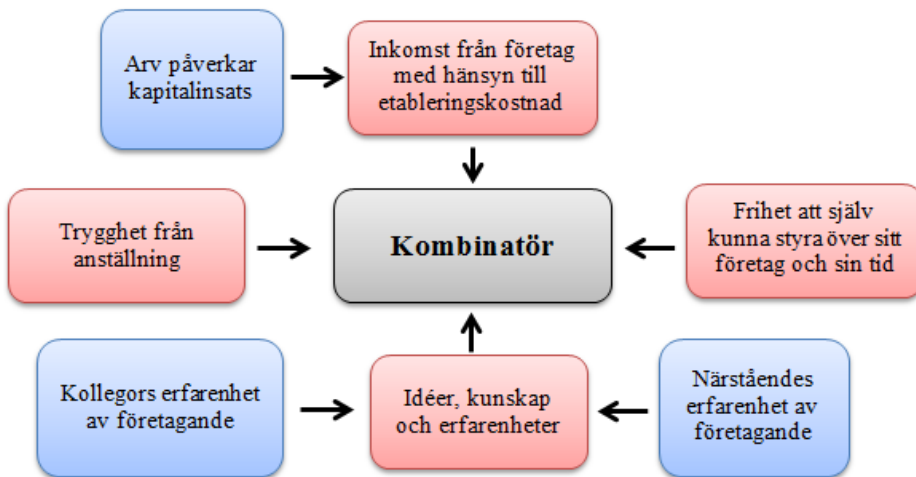
Lindh och Ohlsson (1996) och Blanchflower och Oswald (1998) menar på att oväntade vinster, arv och gåvor kan påverka valet att bli egenföretagare. Ett kapitaltillskott i form av ett arv skulle därmed kunna påverka benägenheten att starta ett eget företag vid sidan av sin anställning. En oväntad inkomst kan tillåta individen att förverkliga sin idé och etablera ett företag. För en riskaversiv individ kan ett oväntat bidrag vara avgörande. Egenföretagare tenderar att vara mer riskbenägna än enbart anställda (Kihlstrom och Laffont 1979). Då kombinatörerna kan upplevas ha en tryggare arbetssituation i och med kombinerandet av yrkesställningar skapas förutsättningar för mindre riskbenägna individer att etablera företag. Generellt är män mer riskbenägna än kvinnor. Finucane m fl (2000) beskriver att vita män uppfattar risk relativt lägre än andra. Det är en effekt som kallas "white male effect" och förklaras av biologiska och socioekonomiska faktorer.

Att vilja och våga är viktiga egenskaper hos individer som önskar etablerar nya företag. Vidare behövs drivande krafter så som idéer, kunskap, inspiration och en stabil livssituation med stöttande familjemedlemmar. Har individen inte tillräckligt med kunskap och erfarenheter kan etablering av ett företag genom ett kombinatörskap ses som en lärande process (Petrova 2012). Stödet från närstående som har erfarenheter från företagande kan vara av betydelse och kan även minska risken att misslyckas med sitt företag då individen går in i en för denne okänd "företagsvärld". Närståendes praktiska erfarenheter av bland annat skatteregler och strategier kan ge en trygghet i etableringen av ett eget företag och således även vid valet

att bli kombinator. Burke m fl (2008) har visat att en pappas tidigare erfarenheter har påverkan på individens benägenhet att etablera ett eget företag.

Precis som om närståendes erfarenhet av företagande påverkar individens val att bli kombinator skulle individen även kunna påverkas av kollegorna på arbetsplatsen. Manski (2000) menar att likasinnade individer med samma förutsättningar tenderar att ta efter varandra. Har många av kollegorna erfarenheter från eget företagande kan även detta leda till att individen får upp ögonen för företagande, vilket kan ses som en peer-effekt. Det finns dock ett problem med självselektion vid peer-effekter. Likasinnade individer söker sig till samma arbetsplats och därmed kan en falsk korrelation uppstå mellan sannolikheten och peer-effekten. Figur 1 visar de hypotetiska faktorer som kan påverka valet att bli kombinator och som vi valt att fokusera på.

Figur 1. Bakomliggande faktorer vid valet att bli kombinator (Egen konstruktion).



Vi har valt ut några möjliga faktorer som har visat sig påverka beslutet att bli egenföretagare för att undersöka om dessa även har påverkan vid valet att bli kombinator. De bakomliggande faktorerna som vi fokuserar på är peer-effekterna av närstående och kollegors företagserfarenheter samt arv.

Data

Vi använder oss av Statistiska centralbyråns (SCB) mikrodatatabaser Registerbaserad Arbetsmarknadsstatistik (RAMS) och Longitudinell

integrationsdatabas för Sjukförsäkrings- och Arbetsmarknadsstudier (LISA) för att genomföra undersökningen.²⁹ RAMS redovisar årlig information om befolkningens sysselsättning och LISA redovisar information om bland annat demografi, utbildning, sysselsättning och inkomst. RAMS och LISA visar flöden och händelser på den svenska arbetsmarknaden utifrån ett longitudinellt perspektiv. Med uppgifter från 1985 framställdes RAMS för första gången och innefattas av alla folkbokförda individer i Sverige den 31/12 respektive år. I arbetsmarknadsundersökningar är individerna mellan 16 och 74 år (fr.o.m. 2010 ingår även 15-åringar) och förvärvsarbetar alternativt ej förvärvsarbetar. LISA byggdes upp under 2000-talet med LOUISE som grund och baseras på flertalet registersystem från SCB:s övriga databaser.

För att analysera bakomliggande faktorer vid valet att bli kombinator används variabler från fyra databaser.³⁰ Vi utgår från RAMS:s specifika variabler för att urskilja individerna i urvalet till olika grupper där individens val av yrkeställning ligger som grund. Dessa variabler utgörs av: sysselsättningsstatus, yrkeställning, yrkeställning för kombinatorer, kontant bruttolön samt aktiv eller passiv egenföretagare. Från LISA länkas ytterligare variabler för varje individ. Variablerna möjliggör en urskiljning av individer med olika bakgrunder där variabler så som kön, ålder, högsta utbildningsnivå, regiontyp, partners inkomst, pappa i livet³¹, mamma i livet, syskon, småbarn, nettoförmögenhet samt yrke enligt standard för svensk yrkesklassificering på tresifvernivå för förvärvsarbetare ingår.

Datamaterialet kompletteras vidare med variabler från Entreprenörskapsdatabasen och databasen Belinda där information om närstående och kollegors erfarenheter av företagande samt beskattningsbara gåvor och arv beskrivs. Vi länkar informationen av de specifika bakomliggande faktorerna peer-effekten av närstående och kollegors erfarenheter samt arv vilka uppsatsen fokuserar på att undersöka.

²⁹ Publikationer av SCB.

³⁰ Se bilaga Lista B1, över alla variabler.

³¹ Pappa i livet har betydelse för arv. För de flesta där pappa inte är i livet menas avliden. Fall där pappan är utflyttad förekommer dock. Samma gäller för variabeln mamma i livet.

Urval och avgränsningar

Uppsatsen baseras på ett urval av drygt 2,3 miljoner svenskfödda individer som saknar tidigare erfarenhet från företagande och som under år 2004 varit förvärvsarbetande med en anställning. Individerna ska därefter under år 2005 vara mellan 20 och 64 år samt fortsätta ha en anställning alternativt välja en annan typ av yrkesställning. Från urvalet har vi då möjlighet att följa individer in i ett kombinatorskap, som senare kan leda till ett heltidsföretagande. Att individen själv ska sakna tidigare företagserfarenhet beror på intresset av att undersöka närståendes effekt. Vi antar att effekten från närståendes företagserfarenheter inte är av samma betydelse om individen själv har erfarenhet. Vidare avgränsar vi undersökningen till endast svenskfödda individer med två svenskfödda föräldrar. Bakgrunden till avgränsningen är avsaknaden av data gällande variablerna närståendes erfarenheter och arv för individer som är utrikes födda alternativt har utrikes födda föräldrar. Åldersintervallet mellan 20 och 64 år under 2005 utgör den största gruppen på arbetsmarknaden, där individerna haft möjlighet att gå klart gymnasiet, tagit anställning och ännu inte hunnit pensionera sig.

För att analysera bakomliggande faktorer till valet att bli kombinator finns ett intresse att urskilja individernas val av yrkesställning under 2005. Individer som fortsätter att vara anställda under 2005 utgör kontrollgruppen, medan övriga individer som väljer en annan typ av yrkesställning delas upp i fyra grupper. Första gruppen består av kombinatörer som är förvärvsarbetande och kombinerar en anställning som huvudsysselsättning med att driva ett aktivt eget företag i form av enskild firma, handelsbolag alternativt kommanditbolag. Vidare utgörs en andra grupp av kombinatörer där det egna företaget är huvudsysselsättning och anställningen bisyssla alternativt en kombination av anställning och aktiebolag. En tredje grupp består av enbart företagare som driver eget företag och/eller aktiebolag. Den sista gruppen utgörs av individer som inte längre förvärvsarbetar, till exempel arbetslösa, utflyttade eller avlidna.

Analysen i uppsatsen fokuserar på den första gruppen kombinatörer. Att vi lägger vikt vid kombinatörer med ett aktivt eget företag skiljer sig från tidigare studier baserade på svenska data. Med aktivt företag menas att företagaren ägnat minst en tredjedel av en vanlig heltidsanställning åt sin verksamhet. Om

företagen är aktiva eller inte har en betydande roll då endast aktiva verksamheter indikerar på att individen faktiskt kombinerar två yrkesställningar. Kombinatörer som driver eget företag med passiv verksamhet ingår således i kontrollgruppen med enbart anställda. Även företag inom näringsgrenen skogsbruk tillhör kontrollgruppen då verksamheten kan ses som passiv, trots att skogsägaren redovisat aktiv verksamhet. Det beror på att många skogsägare inte själva utför arbetet utan istället låter andra personer eller företag sköta skogen.³²

Kombinatörer med eget företag och kombinatörer med aktiebolag särskiljs. Det beror på att aktiebolag skiljer sig från övriga företagsformer. Genom dual beskattning kan ägarna i ett aktiebolag skilja på arbetsinkomst och kapitalinkomst. Avvägningen mellan arbetsinkomst och kapitalinkomst har visat sig vara svårtolkad och i datamaterialet särredovisas inte arbetsinkomsten som lön från aktiebolag och lön från anställning. Det medför svårigheter att ge en rättvis bild över kombinatörer då inkomsten för individer med aktiebolag inte kan jämföras med övriga.

Beskrivande statistik

Tabell 1a presenterar beskrivande statistik över alla variabler i procent för kontrollgrupp samt de fyra behandlingsgrupperna. Dessutom presenteras beskrivande statistik för hela urvalet. Variablerna för partners inkomst, löneinkomst samt nettoförmögenhet är kontinuerliga och redovisas i genomsnittliga värden. Variabeln andel kollegor med företagsserfarenheter redovisas i genomsnittligt andelsvärde. Tabell 1a anger även antalet individer som ingår i urvalet och hur många av dessa som utgör respektive grupp under 2005. Beskrivande statistik visar att kombinatörer med anställning som huvudsysselsättning och ett aktivt eget företag som bisyssla är störst till antalet bland grupperna av kombinatörer, andra kombinatörer och företagare.

Vidare beskrivs att män är vanligare i alla typer av kombinator- och företagsgrupper medan kvinnor har störst andel bland anställda. Det framgår att de flesta kombinatörer och företagare är i åldern 30 till 39 år samt tenderar att ha en högre utbildningsnivå. Gruppen kombinatörer har en högre andel bosatta på glesbygden jämfört

³² Skogsstyrelsen

med övriga grupper, dock har alla grupper störst andel bosatta i storstadsområden.

Tabell 1a: Beskrivande statistik över urvalet 2004-2005 (procent alt. genomsnittligt värde*)

	Anställda	Kombina- törer	Andra kombinat örer	Före- tagare	Ej förvärvs arb.	Tot 2004
	2 285					
Antal	125	11 698	6 387	3 661	34 296	2 341 167
<i>Kön</i>						
Man	48,1	55,9	68,5	72,8	43,5	48,2
Kvinna	51,9	44,1	31,5	27,2	56,5	51,8
<i>Ålder</i>						
20-29 år	19,4	23,1	22,4	16,1	25,3	19,5
30-39 år	25,9	34,8	38,5	40,6	25,1	26,0
40-49 år	22,9	23,3	22,9	24,4	15,2	22,8
50-59 år	22,6	14,6	11,9	14,0	17,9	22,5
60-64 år	9,2	4,2	4,3	4,9	16,5	9,2
<i>Utbildningsnivå</i>						
Förgymnasial utb	41,5	31,1	35,8	36,9	45,7	41,5
Gymnasial & eftergymnasial utb < 3 år	38,7	43,1	43,7	42,1	38,5	38,8
Eftergymnasial utb > 3 år	19,8	25,8	20,5	21,0	15,8	19,7
<i>Regionstyp</i>						
Storstadsområde	33,1	37,0	40,7	44,0	36,0	33,2
Stadsområde	31,6	28,0	28,5	28,2	29,6	31,5
Landsbygd	32,4	31,5	27,9	24,8	31,5	32,4
Glesbygd	2,9	3,5	2,9	3,0	2,9	2,8
<i>Peer-effekter</i>						
Erfarenhet från pappa	25,6	39,9	39,8	39,7	25,6	25,7
Erfarenhet från mamma	16,2	27,4	26,6	27,6	16,3	16,3
Erfarenhet från partner	11,2	16,3	14,3	13,4	10,6	11,3
Erfarenhet från syskon	23,6	26,1	27,4	29,7	21,3	23,6
Kollegor med företagserfarenheter*	12,8	16,0	21,5	25,1	13,4	12,9
<i>Socioekonomisk- och familjebakgrund</i>						
Pappa i livet	98,0	98,4	98,6	98,5	97,3	98,0
Mamma i livet	99,5	99,8	99,7	99,6	99,3	99,5
Har syskon	81,7	82,5	83,5	83,9	77,0	81,6
Arv	4,4	4,5	4,4	4,6	4,3	4,4
Partners inkomst (tusental)*	127,2	123,3	128,6	138,6	106,7	126,9
Löneinkomst (tusental)*	247,0	260,6	292,2	289,9	148,1	245,8
Nettoförmögenhet (tusental)*	336,2	350,8	418,4	486,6	339,2	336,8
Småbarn	18,3	23,0	27,5	29,2	22,6	18,4

Tabell 1a (forts.)

	Anst.	Kombina- törer	Andra komb- inatörer	Före- tagare	Ej förv.arb.	Tot 2004
<i>Yrkesklassificering</i>						
Ledningsarbete	4,3	5,1	8,8	15,0	3,9	4,3
Krav om teoretisk specialkompetens	16,9	23,1	19,2	20,3	12,8	16,9
Krav om kortare högskoleutbildning	19,4	20,2	18,1	18,8	15,5	19,4
Kontors- & kundservice	9,9	7,5	5,9	4,7	10,5	9,9
Service, omsorg & försäljning	20,5	17,3	14,3	11,0	22,2	20,5
Jord- & skogsbruk, trädgård & fiske	0,6	1,1	1,6	1,0	0,9	0,6
Hantverk inom bygg & tillverkning	9,1	9,2	16,4	14,2	7,5	9,1
Process, maskin, transport m.m.	10,2	8,5	8,1	7,1	9,1	10,1
Utan krav på särskild yrkesutbildning	5,6	3,5	3,0	2,3	7,3	5,6
Militärt	0,4	0,6	0,5	0,1	0,3	0,4
Okänd yrkesklassificering	3,1	3,9	4,1	5,4	10,0	3,2

* Genomsnittliga värden.

Beskrivande statistik i Tabell 1a visar även att de tre grupperna kombinatörer, andra kombinatörer och företagare har större andel närstående med företagsserfarenheter. Pappans företagsserfarenhet är mest framstående. De tre grupperna har också det största genomsnittliga värdet av kollegors företagsserfarenheter. Andelen som erhållit arv visar sig vara relativt jämn över alla grupper med en tendens till något högre för grupperna kombinatörer och företagare.

Utifrån tidigare studiers resultat har vi skapat interaktionsvariabler, vilkas beskrivande statistik redovisas i Tabell 1b. Bland annat rapporterar Wennberg m fl (2009) att kvinnor och individer på landsbygden är vanligare bland kombinatörer. Burke m fl (2008) visar en koppling mellan pappans företagsserfarenhet och sonens vilja att etablera företag. Interaktionsvariabler skapas för att ytterligare hitta förklaringar i individens val. Likt Tabell 1a redovisas variabelernas beskrivande statistik över yrkesgrupperna i procent.

Tabell 1b: Beskrivande statistik av interaktionsvariablerna över urvalet 2004-2005

	Anst.	Kombina- törer	Andra komb- inatörer	Före- tagare	Ej förv.arb.	Tot 2004
Antal	2 285 125	11 698	6 387	3 661	34 296	2 341 167
Interaktionsvariabler						
Man, eftergymn utb > 3 år	11,7	12,7	7,9	7,0	9,2	11,6
Kvinna, förgymnasial utb	20,2	12,8	8,6	7,9	24,3	20,2
Kvinna, småbarn	9,9	10,4	9,2	8,8	18,8	10,0
Kvinna på landsbygden	16,5	13,8	8,5	7,0	18,2	16,4
Man i storstadsområde	15,5	20,2	27,1	32,3	16,1	15,6
Erfarenhet från pappa till son	11,9	22,6	26,8	28,7	9,5	12,0
Erfarenhet från mamma till dotter	8,6	12,0	8,9	7,8	10,0	8,7
Kvinna, 40-49, Service, omsorg & försäljning	3,7	3,5	1,6	1,0	2,7	3,6
Man, 20-29, Process, maskin, transport m.m.	2,2	2,9	2,8	1,8	2,1	2,2

* Genomsnittliga värden.

Tabell 1b visar att andelen högtbildade män är högst bland kombinatörer i jämförelse med de övriga grupperna. Bland kombinatörerna förekommer även en större andel lågutbildade kvinnor än i grupperna andra kombinatörer och företagare. Den beskrivande statistiken visar även att andelen kvinnor med småbarn är något högre bland kombinatörer jämfört med andra kombinatörer och företagare. Dock är det vanligare för kvinnor med småbarn att inte förvärvsarbeta. Män vars pappor med företagserfarenheter är större till andelen bland de tre grupperna för kombinatörer och företagare i jämförelse med de övriga två grupperna.

Metod och modell

I analysen av hur bakomliggande faktorer påverkar 2004 års anställda i valet av yrkesställning nästkommande år delas individerna in i fyra grupper. Individer som inte längre förvärvsarbetar under 2005 kommer fortsättningsvis exkluderas från uppsatsens urval då individerna i många av fallen inte gjort ett aktivt val. De kan till exempel avlidit eller ofrivilligt blivit ej förvärvsarbetande. Uppsatsens analys utgörs därmed i fortsättningen av tre behandlingsgrupper samt en kontrollgrupp. Behandlingsgrupperna utgörs av i) kombinatörer, ii) andra kombinatörer och iii) företagare. De individer som väljer att vara fortsatt anställda utgör kontrollgruppen. För att kunna jämföra

valen använder vi en multinomial logitmodell där flera logitmodeller skattas simultant och utgår från samma urval. Vi undviker därmed att gå miste om information då logitmodellerna annars skulle kunna skattas var och en för sig med olika urval.

Den multinomiala logitmodellen skattar de relativa förändringarna hos de bakomliggande faktorerna för varje behandlingsgrupp i jämförelse med kontrollgruppen. De erhållna resultaten visar de förklarande variabelernas effekt på sannolikheten för varje behandlingsgrupp (Greene 2000). Modellen bygger på maximum likelihood-metoden som skattar värden på koefficienter som maximerar sannolikheten av de observerade värdena för variabelerna (Stock och Watson 2012).

I en multinomial logitmodell kan den diskreta beroende variabeln Y , som förklaras av bakomliggande faktorer, X , notera flera utfall. Y noterar j utfall, där utfallen inte har någon naturlig ordning (Greene 2000). För varje val skattar modellen koefficienter, $\beta^{(j)}$:

$$\Pr(Y = j) = \frac{e^{\beta^{(j)}X}}{\sum_{j=1}^4 e^{\beta^{(j)}X}} \quad (3)$$

Y antar $j = 1, 2, 3, 4$; 1 = fortsatt anställd, 2 = kombinator, 3 = annan typ av kombinator och 4 = företagare. Då $\beta^{(j)}$ har fler än en lösning som leder till samma sannolikhet för $Y = j$ används ett av utfallen som kontrollgrupp. $\beta^{(j)}$ för kontrollgruppen sätts till noll för att uppskatta var och en av de kvarvarande koefficienternas relativa förändringar i förhållande till kontrollgruppen. Genom att sätta $\beta^{(1)} = 0$ ges följande:

$$\Pr(Y = 1) = \frac{1}{1 + e^{\beta^{(2)}X} + e^{\beta^{(3)}X} + e^{\beta^{(4)}X}} \text{ för kontrollgruppen} \quad (4)$$

och

$$\Pr(Y = j) = \frac{e^{\beta^{(j)}X}}{1 + e^{\beta^{(2)}X} + e^{\beta^{(3)}X} + e^{\beta^{(4)}X}} \text{ för grupper där } j = 2, 3, 4 \quad (5)$$

Den relativa förändringen av koefficienten $\beta^{(j)}$ där $j = 2, 3, 4$ kan således jämföras med kontrollgruppens koefficient, $\beta^{(1)}$.

Multinomial logit bygger på antagandet om oberoende av irrelevanta alternativ (IIA, Independence of Irrelevant Alternatives). IIA innebär att individens val av ett alternativ som denne föredrar ska vara systematiskt, det vill säga vara detsamma, oberoende om nya alternativ tillkommer till de redan befintliga (Greene 2000). Antagandet är väsentligt för att visa att de förklarande variabelerna

styr valet av yrkesställning och att inte yrkesställningarna i sig är de påverkande faktorerna.

För att testa antagandet om IIA utgår vi från ett Hausman-test. Testet kontrollerar att koefficienterna inte skiljer sig åt mellan den ursprungliga modellen där alla valalternativ förekommer gentemot en modell där två alternativ i taget exkluderats. Nollhypotesen för Hausman-testet är således att skillnaden mellan koefficienterna inte är systematisk. Ett test som inte kan förkastas tyder ofta på att valalternativen är för lika varandra. Det vanliga Hausman-testet har dock begränsningar gällande bland annat odefinierad modeller. Det kan avhjälpas med att genomföra ett Hausman-test via SUEST-estimering (Seemingly Unrelated Estimation).³³ Med SUEST-estimering fångas även kovarianserna upp vilket gör att denna skattning är godtagbar och visar på en väldefinierad modell. Teststatistikan för testen är χ_m^2 -fördelad med m frihetsgrader vilket motsvarar antalet förklarande variabler i modellen.

Resultat

Resultatet från den multinomiala logitmodellen, bestående av förvärvsarbetande individer som är anställda under 2004, presenteras i Tabell 2. Urvalet utgörs av drygt 2,3 miljoner svenskfödda individer som till år 2005 fortsätter vara anställd alternativt byter yrkesställning. De individer som är fortsatt anställda utgör kontrollgruppen i modellen. Om den förklarande variabeln i en av behandlingsgrupperna ökar med en enhet (dummyvariabel antar värdet ett istället för noll), givet allt annat konstant, ökar/minskar sannolikheten för att individen väljer yrkesställningen med koefficientens värde relativt mot kontrollgruppen.

Kvinnor blir kombinatorer i lägre utsträckning än män vid jämförelsen mot de som är fortsatt anställda. Resultatet är statistiskt signifikant på en-procentsnivån. Kvinnor har även en lägre sannolikhet att bli andra kombinatorer och företagare. Benägenheten att bli kombinator ökar relativt sett för individer mellan 30 och 39 år. Samma tendens finns bland företagare. Effekten är dock drygt sex gånger större. Vid en ålder över 40 minskar sannolikheten att bli kombinator medan sannolikheten är fortsatt positiv för företagare.

³³ Stata Manual 13.

Individer med högre utbildningsnivå har en större benägenhet att kombinera anställning och eget företagande. En hög utbildningsnivå har däremot en negativ effekt bland andra kombinatörer och företagare. Individer bosatta i stadsområden eller på landsbygden har en lägre sannolikhet att bli kombinatör. Det gäller även andra kombinatörer och företagare. Att vara man och boende i storstadsområde är relativt sett mindre vanligt vid valet att bli kombinatör än att vara man, bo i storstadsområden och vara anställd.

De skattade koefficienterna för erfarenheter från pappa, mamma, partner och syskon är alla statistiskt signifikanta och visar att alla dessa erfarenheter har en positiv påverkan. Resultaten visar även att pappans företagserfarenheter har en positiv påverkan på sonens sannolikhet att bli kombinatör. Även koefficienten för kollegors företagserfarenheter är positivt signifikant och ökar sannolikheten att individen väljer att kombinera anställning med eget företagande. Effekten av kollegors företagserfarenheter är större bland företagare. Koefficienten för arv är signifikant och ökar sannolikheten att träda in i ett kombinatörskap. Arv påverkar även andra kombinatörer och företagare positivt.

Tabell 2. Koefficienterna efter Multinomial logit 2004-2005 (Kontrollgrupp anställda)

	Kombinatörer	Andra kombinatörer	Företagare ¹
<i>Kön (ref. man)</i>			
Kvinna	-0,363***	-0,725***	-0,881***
<i>Ålder(ref. 20-29)</i>			
Ålder 30-39	0,0760**	0,105**	0,481***
Ålder 40-49	-0,224***	-0,268***	0,168**
Ålder 50-59	-0,583***	-0,831***	-0,274***
Ålder 60-64	-0,869***	-0,884***	-0,351***
<i>Utbildning (ref. förgymnasial utb.)</i>			
Gymnasial och eftergymnasial utb < 3 år	0,169***	-0,0391	-0,0607
Eftergymnasial utb > 3 år	0,241***	-0,241***	-0,359***
Man, eftergymn utb > 3 år (<i>interakt.</i>)	-0,0850*	-0,132*	-0,0950
Kvinna, förgymnasial utb (<i>interakt.</i>)	0,0106	-0,246***	-0,124
<i>Regionstyp (ref. Storstadsområde)</i>			
Stadsområde	-0,241***	-0,348***	-0,278***
Landsbygd	-0,148***	-0,482***	-0,524***
Glesbygd	-0,0624	-0,527***	-0,476***
Kvinna på landsbygden (<i>interakt.</i>)	0,0430	0,0777	0,0860
Man i storstadsområde (<i>interakt.</i>)	-0,103**	-0,0947	0,121

Tabell 2 (forts.)

	Kombinatörer	Andra kombinatörer	Företagare ¹
Kollegors företagserfarenheter	0,915***	2,003***	2,609***
<i>Socioekonomisk- och familjebakgrund</i>			
Pappa i livet	-0,211***	-0,156	-0,113
Mamma i livet	0,140	-0,152	-0,352
Arv	0,116**	0,149**	0,152*
Har syskon	-0,0895***	-0,0457	-0,0321
Partners inkomst (100')	-0,00110	0,0344***	0,0393***
Löneinkomst (100')	0,00884	0,0357***	-0,0181*
Nettoförmögenhet (100')	0,0000606	0,0000405	0,0000691
Småbarn	0,0183	0,172***	0,211***
Kvinna, småbarn (<i>interakt.</i>)	-0,126***	-0,0809	0,0191
<i>Yrkesklassificering (ref. Ledningsarbete)</i>			
Krav om teoretisk specialkompetens	0,106**	-0,434***	-0,943***
Krav om kortare högskoleutbildning	-0,114**	-0,679***	-1,248***
Kontors- & kundservice	-0,318***	-0,977***	-1,800***
Service, omsorg & försäljning	-0,257***	-0,689***	-1,474***
Jord- & skogsbruk, trädgård & fiske	0,116	-0,276**	-1,515***
Hantverk inom bygg & tillverkning	-0,240***	-0,397***	-1,273***
Process, maskinoperatör, transport m.m.	-0,479***	-1,199***	-1,958***
Utan krav på särskild yrkesutbildning	-0,502***	-1,079***	-1,916***
Militärt	-0,0963	-0,610***	-2,648***
Okänd yrkesklassificering	-0,195***	-0,670***	-1,000***
Kvinna, 40-49, Service, omsorg & försäljning (<i>interakt.</i>)	0,275***	-0,221**	-0,471***
Man, 20-29, Process, maskin, transport m.m. (<i>interakt.</i>)	0,271***	0,405***	0,344**
Konstant	-5,054***	-4,790***	-4,973***
			2 306 871
			0,0457
			-138063,0

1) Företagare oavsett juridisk form.

* $p < 0,10$ ** $p < 0,05$ *** $p < 0,01$.

Andra intressanta resultat visar bland annat att koefficienterna för partners inkomst, löneinkomsten och nettoförmögenhet inte är signifikanta för kombinatörer och har därmed en försumbar effekt. Inte heller den skattade koefficienten för småbarn är signifikant i jämförelse mellan kombinatörer och anställda. Resultat visar dock att kvinnor med småbarn har en lägre sannolikhet att bli kombinatör. För andra kombinatörer och företagare är koefficienten för småbarn signifikant och ökar sannolikheten.

Att vara kvinna i åldern 40 till 49 år och arbeta inom service-, omsorg- och försäljningsarbete alternativt att vara man i 20 till 29 års

ålder och arbeta inom process- och maskinoperatörsarbete samt transportarbete med mera ökar sannolikheten att bli kombinator. Arbete som kräver teoretisk specialkompetens visar ett signifikant positivt resultat bland kombinatorerna relativt anställda. Av yrkesklassificeringarna för kombinatorer är de skattade koefficienterna för militärt arbete samt jord- och skogsbruk, trädgård och fiske inte statistiskt signifikanta. Individer utan krav på särskild utbildning har lägst sannolikhet att bli kombinator. För andra kombinatorer och företagare har alla yrkesklassificeringar i förhållande till referensen ledningsarbete en negativ påverkan på sannolikheten.

Modellens tillförlitlighet testas mot antagandet om IIA. Med $m = 43$ frihetsgrader och en signifikansnivå på en procent motsvaras teststatistikan χ^2_{43} av ett värde på 67,46. Resultaten av Hausman-testet för gruppen kombinatorer ger ett värde på 136,16. Nollhypotesen, att skillnaden mellan koefficienterna inte är systematisk, kan förkastas och resultaten tolkas som tillförlitliga. Även resultaten för företagare, där värdet motsvarar 113,49, kan förkastas varpå valet är systematiskt och tillförlitligt. För gruppen andra kombinatorer kan nollhypotesen inte förkastas då värdet motsvaras av 42,03. Skillnaden mellan koefficienterna är inte systematisk på samma höga signifikansnivå och kan därmed inte ses som lika tillförlitliga. En trolig förklaring är att valet för annan typ av kombinator påminner om de två andra valalternativen. Testen efter SUEST-estimeringen ger värden på 250,02 för kombinatorer, 287,16 för företagare respektive 213,39 för andra kombinatorer vid jämförelserna mot ursprungsmodellen. Resultaten indikerar på en godtagbar och väldefinierad modell då även dessa kan förkastas på en-procentsnivån.

Diskussion och slutsatser

I den här uppsatsen fokuserar vi på den största gruppen av kombinatorer, där individen ska vara förvärvsarbetande och kombinera en anställning som huvudsysselsättning med att driva ett aktivt eget företag. Syftet är att bidra med ny kunskap om bakomliggande faktorer så som peer-effekterna av närstående och kollegors erfarenheter samt arv påverkar valet att bli kombinator. Vi redovisar även för vilka individer som blir kombinatorer samt ger en kort beskrivning över hur utvecklingen sett ut för åren 2008 till 2012.

Wennberg m fl (2009) och Näringsdepartementet (2003) visar att kombinatörer blivit allt vanligare på den svenska arbetsmarknaden mellan åren 1987 och 2001. Vi kan redovisa en fortsatt positiv utveckling av antalet kombinatörer samt visa på ett ökat inflöde till kombinatorskap. År 2004 valde 11 698 individer att gå från att vara enbart anställda till att kombinera en anställning med ett aktivt eget företag under 2005. Antalet individer som på samma sätt blev kombinatörer mellan 2011 och 2012 var 19 262. En fortsatt positiv utveckling av kombinatörer tyder på att individer erhåller högre tillfredsställelse av att kunna kombinera en anställning med eget företagande än att enbart vara anställd. Med en trygghet från anställningen och självbestämmandet från företagande antas fler individer välja kombinatorskap. Ytterligare en förklaring till det stigande antalet kombinatörer, kan vara att det ses som ett lärande steg mot ett heltidsföretagande. Möjligheten att lära sig om företagande och undersöka marknadsutsikterna kan för många vara viktigt för att senare våga övergå helt till företagandet. Kombinatorskap är därför väsentligt att lyfta fram i diskussionen om att få fler individer till företagande. Ett kombinatorskap leder sannolikt till att fler individer får möjlighet till anställning då arbetsgivaren måste ersätta de individer som går ned i tid för att kombinera sina yrkesställningar. Arbetstillfällena skapas även från kombinatorernas företag om det finns en positiv utveckling och en marknad för företagets produkt/tjänster. Ur ett policy-perspektiv behövs därmed kombinatorskap uppmuntras.

Resultatet visar att kvinnor är underrepresenterade bland kombinatörer. Däremot är andelen kvinnor högre bland kombinatörer i jämförelse mot företagare. Det kan förklaras av att kvinnor inte antas vara lika riskbenägna och vågar ta steget fullt ut som heltidsföretagare. Att uppmuntra och förenkla processen att kombinera anställning och eget företagande kan därmed få fler individer, och således fler kvinnor, att bli företagare. Det finns dock en risk i att kvinnor, som tenderar att vara mer riskaversiva, blir kvar som kombinatörer.

Evans och Leighton (1989) visar att benägenheten att etablera nya företag ökar upp till en ålder på 40 år. Det är även från den åldern som vi ser en sjunkande tendens till att bli kombinator. Sannolikheten är som störst att bli både kombinator eller företagare bland 30 till 39-åringar. Det kan tänkas att individen då har en mer stabil livssituation med inblick i arbetslivet, erfarenheter samt

ekonomiska förutsättningar som möjliggör etablering av ett företag. Individer över 40 år antas vara mer tillfredsställda med valen som tidigare gjorts och ser inte behovet att till exempel etablera ett företag. Vi ser även en tendens till att anställda som har en högre utbildningsnivå, i högre utsträckning väljer att kombinera en anställning med företagande. Till skillnad från kombinatörer har en hög utbildningsnivå en negativ påverkan vid valet att bli företagare. Det tyder på att individer med specialkompetens generellt sett är tillfreds med sin anställning och har som kombinator med eget företag möjlighet att erbjuda efterfrågade tjänster, utan att behöva lämna sin anställning. Dessa individer har dessutom en högre alternativkostnad att lämna sin anställning.

Benägenheten att gå från anställning till kombinatorskap är störst bland individer i storstadsområden även om fördelningen är relativt jämn. Wennberg m fl (2009) visar att flest kombinatörer bor på landsbygden, dock med ett annat urval. I och med att inflödet till kombinatorskap är störst från storstadsområden kan fördelningen över tiden ändrats. I Tabell B1 visar vi att utvecklingen övergått från flest kombinatörer på landsbygden till att bli fler i storstadsområden. Det kan bero på nya mönster bland de individer som blir kombinatörer och att inflyttningen till storstadsområdena ökar.

Individer med småbarn tenderar att bli företagare i högre utsträckning. Som företagare och mer självbestämmande ges möjlighet att spendera mer tid tillsammans med sina barn. För en kvinnlig kombinator med småbarn minskar dock sannolikheten. Det kan bero på den tidsrestriktion som finns. Tiden som krävs för att vara anställd, egenföretagare och småbarnsmamma räcker inte till.

Petrova (2012) visar att individens finansiella situation inte har någon betydelse i valet att vara deltidsföretagare. Vi finner att de ekonomiska bakomliggande faktorerna nettoförmögenhet, löneinkomst och partners löneinkomst har små effekter, där de skattade koefficienterna inte kan förkastas. Därmed ses inte heller likvida medel som betydande i valet att bli kombinator. Tänkbart är dock att individens riskbenägenheter ökar om den ekonomiska bakgrunden är bättre. Till exempel kan ett arv innebära en högre nettoförmögenhet vilket inte kan kopplas till en ökad benägenhet att bli kombinator. Däremot kan ett arv ses som en extra skjuts och bidra till att individen vågar etablera ett företag. Antagandet finns

både vad gäller individer som står inför valet att bli kombinator som för valet att bli företagare.

Av resultatet från den multinomiala logitmodellen fann vi att bakomliggande faktorer så som peer-effekterna av närstående och kollegors erfarenheter samt arv ökar sannolikheten att bli kombinator. Koefficienterna för närståendes erfarenheter var statistiskt signifikanta, vilket betyder att vi kan förkasta nollhypotesen att närståendes erfarenhet inte har någon effekt på en-procentsnivån. Likt det Burke m fl (2008) beskriver gällande erfarenhet som en förklarande faktor i valet att bli egenföretagare kan vi visa att närståendes erfarenhet är av betydelse vid valet att kombinera anställning med ett aktivt eget företag. Därmed kan tryggheten och stödet från närstående antas betydelsefullt för att våga ta steget att etablera ett företag. Även peer-effekten av kollegors företagserfarenheter kan inspirera till företagande. Resultatet visar en positiv effekt och stöds av Manski (2000) som menar att individer tenderar att följa varandra. Lindh och Ohlsson (1996) samt Blanchflower och Oswald (1998) visar att en oväntad inkomst i form av ett arv har betydelse när individer väljer att bli egenföretagare. Vi ser samma tendenser när det gäller kombinatorskap. Den skattade koefficienten för arv är statistiskt signifikant och förkastas på fem-procentsnivån. Vi kan i och med uppsatsen konstatera att flera av de bakomliggande faktorerna som tidigare studier visar påverka valet att bli egenföretagare även förklarar valet att bli kombinator.

Då kombinatörer är en relativt stor grupp på den svenska arbetsmarknaden finns fler intressanta frågor. Uppsatsen redovisar bakomliggande faktorer som påverkar de svenskfödda anställda som väljer att kombinera sin anställning med ett eget företag. Ett nästa steg vore att belysa vilka individer som går vidare från kombinatorskap till heltidsföretagande. En påbyggnad till den här uppsatsen är att tydligare urskilja likheter och olikheter i bakomliggande faktorer mellan män och kvinnor. Ännu ett förslag är att till skillnad från denna uppsats undersöka om de bakomliggande faktorerna har liknande betydelse hos utrikes födda. Vidare är intressanta frågor hur kombinatorskap förändras över olika konjunkturer, inom vilka branscher kombinatörer förekommer samt vilka individer som stannar i ett kombinatorskap.

Referenser

- Blanchflower, D.G. & Oswald, A.J. (1998). *What Makes an Entrepreneur?* Journal of Labor Economics, vol. 16, nr. 1, s. 26-60.
- Braunerhjelm, P., Holmquist, C., Nyström, K., Stuart Hamilton, U. & Thulin, P. (2012). *Entreprenörskap i Sverige-Nationell rapport*. Tillgänglig: http://entreprenorskapsforum.se/wp-content/uploads/2012/06/GEM_Nationell_Rapport_2012_WEBB_.pdf (2014-03-25)
- Burke, A.E., FitzRoy, F.R. & Nolan, M.A. (2008). *What makes a die-hard entrepreneur? Beyond the 'employee or entrepreneur' dichotomy*. Small Business Economics, vol. 31, nr. 2, s. 93-115.
- Evans, D.S. & Leighton, L.S. (1989). *Some empirical aspects of entrepreneurship*. American Economic Review, vol. 79, nr. 3, s. 519-535.
- Finucane, M.L., Slovic, P., Mertz, C.K., Flynn, J. & Satterfield, T.A. (2000). *Gender, race, and perceived risk: the "white male" effect*. Health, Risk & Society, vol. 2, nr. 2, s. 159-172.
- Greene, W.H. (2000). *Econometric Analysis*. 4 uppl. Upper Saddle River: Prentice-Hall, Inc.
- Hamilton, B.H. (2000). *Does Entrepreneurship Pay? An Empirical Analysis of the Returns to Self-Employment*. Journal of Political Economy, vol. 108, nr. 3, s. 604-631.
- Hundley, G. (2001). *Why and When Are the Self-Employed More Satisfied with Their Work?* Industrial Relations, vol. 40, nr. 2, s. 293-316.
- Jordbruksverket. *Så här definierar vi landsbygd*. Tillgänglig: <http://www.jordbruksverket.se/etjanster/etjanster/alltomlandet/sahardefinierarvilandsbygd.4.362991bd13f31cadcc256b.html> (2014-02-26)
- Kihlstrom, R.E. & Laffont, J-J. (1979). *A General Equilibrium Entrepreneurial Theory of Firm Formation Based on Risk Aversion*. Journal of Political Economy, vol. 87, nr. 4, s. 719-748.
- Lindh, T. & Ohlsson, H. (1996). *Self-employment and windfall gains: evidence from the Swedish lottery*. The Economic Journal, vol. 106, nr. 439, s. 1515-1526.
- Manski C. F. (2000). *Economic Analysis of Social Interactions*. Journal of Economic Perspectives, vol. 14, nr. 3, s. 115-136.
- McFadden, D. (2001). *Economic Choices*. The American Economic Review, vol. 91, nr. 3, s. 351-378.
- Näringsdepartementet (2003). *Företags- och anställningsformer i förändring*. Dept. Utr. 2003:27. Tillgänglig: <http://www.regeringen.se/content/1/c4/17/42/15e70e58.pdf> (2014-01-27)

- Parker, S.C. (1996). *A Time Series Model of Self-employment under Uncertainty*. *Economica*. New Series, vol. 63, nr. 251, s. 459-475.
- Petrova, K. (2012). *Part-time entrepreneurship and financial constraints: evidence from the Panel Study of Entrepreneurial Dynamics*. *Small Business Economics*, vol. 39, nr. 2, s. 473-493.
- Skogsstyrelsen. *Äga skog på distans*. Tillgänglig: <http://www.skogsstyrelsen.se/Aga-och-bruka/Skogsbruk/Aga-skog/Aga-skog-pa-distans/> (2014-03-06)
- Stata Manual 13. Tillgänglig: <http://www.stata.com/manuals13/r.pdf> (2014-05-05)
- Statistiska Centralbyrån, Bakgrundsfakta, Arbetsmarknads- och utbildningsstatistik 2011:4, *Longitudinell integrationsdatabas för Sjukförsäkrings- och Arbetsmarknadsstudier (LISA) 1990- 2009*.
- Statistiska Centralbyrån (2013). *Registerbaserad arbetsmarknadsstatistik (RAMS) 2012*. Tillgänglig: http://www.scb.se/Statistik/AM/AM0207/_dokument/AM0207_BS_2012.pdf (2014-02-26)
- Stock, J.H. & Watson, M.M. (2012). *Introduction to Econometrics*. 3 uppl. Harlow: Pearson Education Limited.
- Varian, H.R. (2010). *Intermediate Microeconomics – A modern approach*. 8 uppl. New York: W.W. Norton & Company.
- Wennberg, K., Delmar, F. & Folta, T. (2009). *Dynamiken bland företagare, anställda och kombinatörer*. *Arbetsmarknad & Arbetsliv*, vol. 15, nr. 2, s. 43-54.

Bilaga

Diagram B1. Andel kombinatörer av förvärvsarbetande individer, 20-64 år uppdelat efter kön.

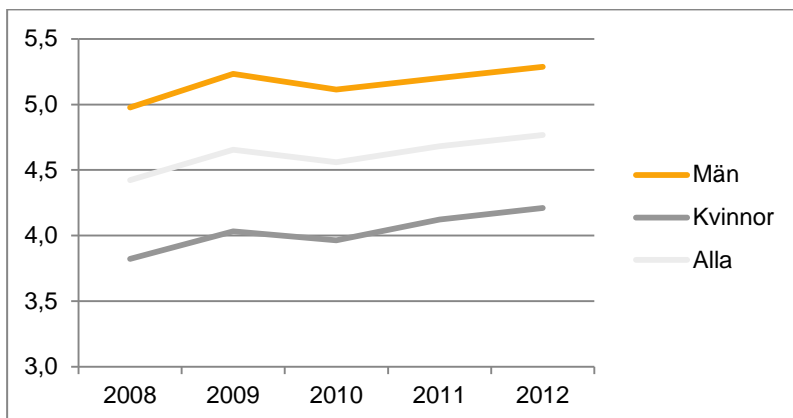


Diagram B2. Andel kombinatörer av förvärvsarbetande individer, 20-64 år uppdelat efter regiontyp.

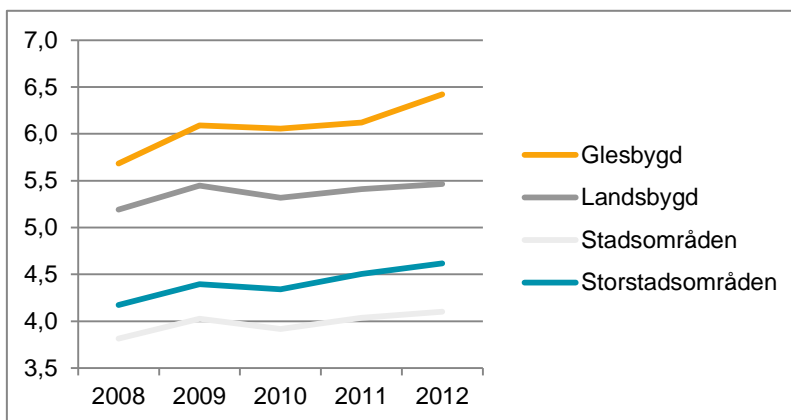


Diagram B3. Andel kombinatorer av förvärvsarbetande individer, 20-64 år uppdelat efter svensk/utländsk bakgrund.

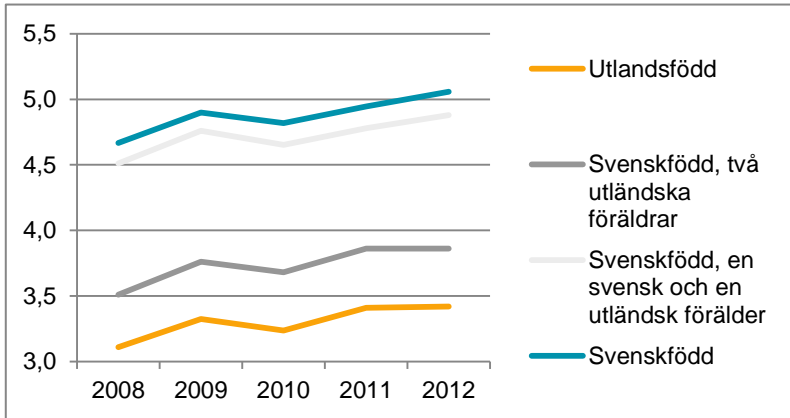
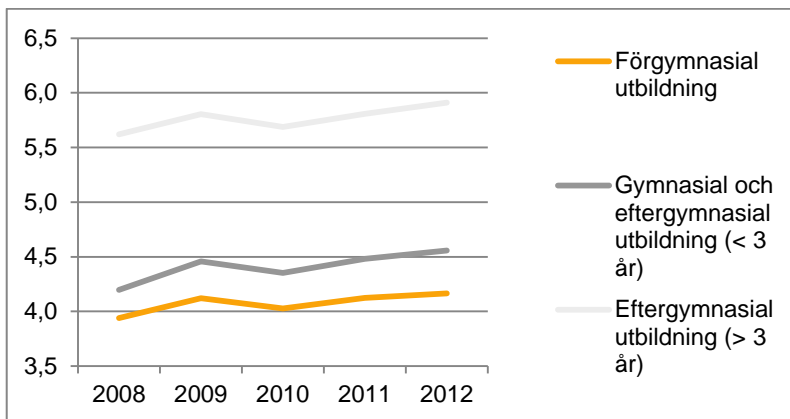


Diagram B4. Andel kombinatorer av förvärvsarbetande individer, 20-64 år uppdelat efter utbildningsnivå.



Tabell B1. Beskrivande statistik över kombinatörer (ej passiva och skog) 2008-2012 (procentuella andelar)

	2008	2009	2010	2011	2012
Antal kombinatörer	186 042	189 694	190 207	198 512	203 976
<i>Kön</i>					
Man	58,6	58,2	58,0	57,7	57,3
Kvinna	41,4	41,8	42,0	42,3	42,7
<i>Ålder</i>					
20-29 år	9,4	9,7	10,2	10,8	11,0
30-39 år	22,7	22,9	23,0	23,0	22,9
40-49 år	29,5	29,3	29,2	29,2	29,4
50-59 år	27,4	27,3	26,9	26,7	26,5
60-64 år	11,0	10,9	10,7	10,4	10,3
<i>Svensk/Utländsk bakgrund</i>					
Svenskfödd	81,7	81,3	80,8	79,8	79,5
Utländsfödd	9,0	9,2	9,6	10,3	10,5
Svenskfödd med två utländska föräldrar	2,2	2,3	2,4	2,5	2,6
Svenskfödd med en svensk och en utländsk förälder	7,0	7,1	7,3	7,4	7,4
<i>Utbildningsnivå</i>					
Förgymnasial utbildning	34,4	33,0	31,8	30,7	29,5
Gymnasial och eftergymnasial utbildning (< 3 år)	36,6	37,3	38,0	38,7	39,3
Eftergymnasial utbildning (> 3 år)	29,0	29,7	30,2	30,6	31,2
<i>Regionstyp</i>					
Glesbygd	3,8	3,8	3,8	3,7	3,8
Landsbygd	36,0	35,4	35,0	34,4	33,7
Stadsområde	25,4	25,5	25,3	25,3	25,3
Storstadsområde	34,8	35,3	35,9	36,5	37,1

Not: Egna beräkningar.

I Tabell B2 krävdes en urskiljning av åldersintervallet för att inte gå miste om individer som träder in och ut ur kombinatörskap under åren. Genom att begränsas till individer i åldrarna 20 till 60 år 2008 går vi inte miste om dessa då samma individer är mellan 24 och 64 år 2012. Detta gör att individer som stannar kvar som kombinatörer under hela tidsperioden kan följas.

**Tabell B2: In- och utflöde till kombinatorskap, 2008-2012.
(Observera åldersintervallet)**

	2008	2009	2010	2011	2012
Ålder	20 - 60	21 - 61	22 - 62	23 - 63	24 - 64
Antal kombinatörer	170 231	177 395	181 439	191 866	199 101
<i>Totalt inflöde</i>		46477	46712	51936	50756
Varav från					
Anställd/sjöman (Ålder 20 – 64 alla år)		(21 157)	(20 071)	(20 402)	(19 262)
Anställd/sjöman		20 248	19 189	19 155	17 829
Egenföretagare		6 247	7 738	9 370	8 628
Företagare i aktieföretag (AB)		68	53	55	48
Kombinator; anställd/sjöman och egenföretagare*		17 382	16 905	20 409	21 353
Kombinator; anställd/sjöman och företagare i AB		76	85	67	63
Kombinator; egenföretagare och företagare i AB		674	809	745	767
Kombinator; anställd/sjöman, egenföretagare och företagare i AB		844	777	804	1 012
Ej förvärvsarbetande		755	977	1 080	826
Ej med i registret; inflyttad till Sverige		183	179	251	230
<i>Totalt utflöde</i>	39313	42668	41509	43521	
Varav till					
Anställd/sjöman	16 535	16 272	16 231	17 316	
Egenföretagare	5 096	5 468	4 858	5 373	
Företagare i aktieföretag (AB)	184	172	200	278	
Kombinator; anställd/sjöman och egenföretagare*	14 160	17 052	15 945	15 792	
Kombinator; anställd/sjöman och företagare i AB	116	154	193	243	
Kombinator; egenföretagare och företagare i AB	1 127	1 175	1 436	1 733	
Kombinator; anställd/sjöman, egenföretagare och företagare i AB	956	1 209	1 534	1 543	
Ej förvärvsarbetande	724	740	610	697	
Ej med i registret; utflyttad från Sverige alternativt avliden	415	426	502	546	

*Inte att förväxla med kombinator (anställning som huvudsyssla och eget företag som bisyssla). Kombinator; eget företag som huvudsyssla och anställning som bisyssla, anställning som huvudsyssla och passivt eget företag som bisyssla alternativt anställning som huvudsyssla samt eget företag som bisyssla inom skogsbruk. Not: Egna beräkningar.

Lista B1, över variabler (i bokstavsordning). Definieras enligt SCB:s publikation LISA. Se referenslista.

Aktiv eller passiv egenföretagare - Redovisar status för företaget under året, där företagen själv lämnar uppgifter om verksamheten.

Arv - Dummyvariabel, 1 för individer som erhållit ett arv, annars 0.

Högsta utbildningsnivå - Aggregerad till sju nivåer från förgymnasial utbildningsnivå till forskarutbildning samt okänd utbildningsnivå. Redovisas i tre grupper: Förgymnasial utbildning (även innehållande okänd utbildningsnivå), gymnasial och eftergymnasial utbildning < 3 år, eftergymnasial utbildning > 3 år. Dummyvariabler där individen ges 1 om denne tillhör nivågruppen, annars 0.

Kontant bruttolön - Redovisar summerad bruttolön från anställning under året i hundratusental.

Kön - Dummyvariabel, 1 för kvinnlig individ, annars 0.

Mammas erfarenhet av företagande - Dummyvariabel, 1 för individer vars mamma har erfarenhet från företagande (mellan åren 1985-2004), annars 0.

Mamma i livet - Dummyvariabel, 1 för individer som har sin mamma i livet, annars 0.

Nettoförmögenhet - Redovisar summerad nettoförmögenhet under året i hundratusental.

Pappas erfarenhet av företagande - Dummyvariabel, 1 för individer vars pappa har erfarenhet från företagande (mellan åren 1985-2004), annars 0.

Pappa i livet - Dummyvariabel, 1 för individer som har sin pappa i livet, annars 0.

Partners erfarenhet av företagande - Dummyvariabel, 1 för individer vars partner har erfarenhet från företagande (mellan åren 1985-2004), annars 0.

Partners inkomst - Redovisar partners summerade bruttolön från anställning under året i hundratusental. Saknas partner ges värdet noll.

Peer-effekt från arbetsplatsen, kollegors företagserfarenheter - Andelen kollegor med företagserfarenheter på arbetsplatsen. Är individen ensam på arbetsplatsen alternativt rörlig på arbetsplatsen ges andelsvärdet noll.

Regiontyp - Redovisas enligt definition av Jordbruksverket i fyra grupper: storstadsområde, stadsområde, landsbygd och glesbygd. Dummyvariabler där individen ges 1 om denne tillhör regionstypen, annars 0.

Småbarn - Dummyvariabel, 1 för individer som har småbarn mellan noll till sex år, annars 0.

Syskon - Dummyvariabel, 1 för individer som har syskon, annars 0.

Syskon erfarenhet av företagande - Dummyvariabel, 1 för individer vars syskon har erfarenhet från företagande (mellan åren 1985-2004), annars 0.

Sysselsättningsstatus - Redovisar om individen förvärvsarbetar eller ej under november månad. Variabeln kan anta värdena förvärvsarbetande, ej förvärvsarbetande men med kontrolluppgift under året och ej förvärvsarbetande utan kontrolluppgift under året. För att räknas till förvärvsarbetande krävs att individen arbetat minst en timme i veckan under november.

Yrke enligt standard för svensk yrkesklassificering på tresiffernivå (SSYK3) för förvärvsarbetare - Redovisas i 11 grupper. Dummyvariabler där individen ges 1 om denne tillhör yrkesklassificeringen, annars 0.

Yrkeställning - Redovisar individens yrkeställning under november månad. Yrkeställningen baseras på individens yrkeställning och arbetsställe som valts som huvudsaklig verksamhet. Valet av arbetsställe beror på vilket av de två inkomstlagen som gett den högsta novemberinkomsten. Variabeln kan anta värdena sjöman, anställda (exklusive sjöman), företagare samt företagare i eget aktiebolag.

Yrkeställning för kombinatörer - Redovisar om individen har mer än en yrkeställning och vilka dessa är. Variabeln kan anta värdena företagare i eget aktiebolag, egenföretagare, kombinator; egenföretagare och företagare i eget aktiebolag, anställd/sjöman, kombinator; anställd/sjöman och företagare i eget aktiebolag, kombinator; anställd/sjöman och egenföretagare, kombinator; anställd/sjöman, egenföretagare och företagare i eget aktiebolag samt blankt (ej förvärvsarbetande).

Ålder - Redovisas i 5 grupper: 20-29, 30-39, 40-49, 50-59 samt 60-64. Dummyvariabler där individen ges 1 om denne tillhör åldersgruppen, annars 0.

In English

Summary

This edition of Focus on Business and Labour Market features four articles.

The first article examines the effect on employment and labour productivity of Swedish enterprises moving their operations abroad. The findings indicate that moving operations to other countries has clearly negative consequences for the Swedish labour market. It caused the loss of over 6 000 jobs between 2009 and 2011.

Employment has decreased more quickly among enterprises that relocate their operations overseas compared to enterprises that do not restructure their business in this way. The findings also suggest that labour productivity is higher for enterprises that have moved their support functions, but when comparing over time and with identical enterprises, no clear differences in productivity emerge.

The second article studies the relationship between ICT intensity and labour productivity. The study is based on data for 14 European countries for 2001-2010, where ICT intensity is approximated with the proportion of employees who have access to broadband. The estimates, which are based on linked microdata on the enterprise level, show that in the majority of the countries, there is a positive relationship between the proportion of employees who have access to broadband and labour productivity in enterprises. The productivity gains of additional broadband connections are greater in enterprises in the manufacturing industry than in service enterprises, but the positive relationship between connected staff and productivity occurs more commonly in the service sector.

The third article looks at the relationship between worker mobility and the economy. The findings show that the probability of changing jobs increases when economic activity rises. Increasing age and foreign background reduce the probability of changing jobs. Having a lower level of education and being employed for a longer time are also factors that reduce the probability of changing jobs for those working in goods-producing industries. For younger individuals, 30-39 years old, the probability of changing jobs decreases with the salary level. For older individuals, 50-59 years

old, the reverse is true, i.e. a higher salary is associated with a higher probability of changing jobs.

The final article analyses the factors that influence individuals to combine employment with running their own business. Among the findings are that the business experiences of close relatives and colleagues, as well as inheritance, have a significantly positive effect on the probability of becoming a “combiner”. The article also ascertains that several of the underlying factors that explain the choice of becoming self-employed also affect the choice of mixing employment with one’s own business.

Fokus på näringsliv och arbetsmarknad hösten 2014

Fokus är en halvårsvis återkommande publikation i serien Information om utbildning och arbetsmarknad (IAM). Den första utgåvan utkom i november 2004.

Denna rapport innehåller fyra artiklar av kommenterande eller analyserandekaraktär:

- Flytt av verksamhet till andra länder – Resultat för svenskt näringsliv
- Broadband Connected Employees and Labour Productivity – A Comparative Analysis of 14 European Countries Based on Distributed Microdata Access
- Sannolikheten att byta jobb – den kommunala jobbalansens betydelse
- Kombinatorer – Vad påverkar individer som väljer att kombinera anställning med eget företagande

ISSN 1654-4366 (Online)
ISSN 1400-3996 (Print)
ISBN 978-91-618-1616-3 (Print)

All officiell statistik finns på: **www.scb.se**
Statistikservice: tfn 08-506 948 01

All official statistics can be found at: **www.scb.se**
Statistics Service, phone +46 8 506 948 01