



LUNDS UNIVERSITET
Ekonomihögskolan

Arbetskraftsinvandringens påverkan på matchning och sysselsättning

En empirisk analys av hur arbetskraftsinvandring påverkar
matchningen och sysselsättningen på den svenska
arbetsmarknaden 2005–2018

Lunds Universitet
Nationalekonomiska institutionen
Författare: Stefania Mammos
Handledare: Klas Fregert
NEKH01 Examensarbete, kandidatnivå
VT19

Abstract

The aim of this study was to examine if the reform regarding labor immigration that was implemented in 2008, improved the matching efficiency and increased employment. To examine the effect of the reform Difference-in-Difference analysis was used on panel data from 6 regions and 8 occupations during the time 2005-2018. The regions and occupations were divided into control and treatment groups based on if they received labor force immigration or not. One result of the study was that the matching efficiency got worse in the regions that were in the treatment group after 2009, when controlling for year however, the coefficient turned insignificant and became negative. The second result was that employment increased by 10 % on average for the occupations that received labor force immigration.

Nyckelord: Arbetskraftsinvandring, Reform, Matchning, Sysselsättning, DiD

Innehållsförteckning

1	Inledning.....	1
1.1	Syfte	1
1.2	Resultat	2
1.3	Disposition	2
2	Del I- Effekt på matchningseffektivitet	3
2.1	Teori- Beveridgekurvan	3
2.2	Autokorrelation	6
2.3	Heteroskedasticitet.....	6
2.4	Stationär tidsserie.....	7
2.5	Bakgrund och tidigare forskning	7
2.6	Data.....	9
2.7	Ekonometrisk metod: DiD med panel.....	11
2.8	Resultat	13
3	Del II- Effekt på anställningar	18
3.1	Teori – Arbetskraftsinvandring.....	18
3.2	Bakgrund och tidigare forskning	20
3.3	Data.....	21
3.4	Ekonometrisk metod	23
3.5	Resultat	24
4	Avslutning	27
5	Referenser	29
6	Appendix	31

1 Inledning

Den 15 december 2008 trädde nya regler gällande arbetskraftsinvandring till Sverige igenom. Innan denna reform var det arbetsmarknadsstyrlesen, AMS, som tillsammans med facket beslutade huruvida ett behov av arbetskraft fanns. Med de nya reglerna är det istället arbetsgivarens bedömningar gällande behovet av arbetskraft som är utgångspunkten. Vidare bestämde AMS tidigare även hur länge arbetstillståndet skulle gälla. I den nya reformen höjs den sammanlagda tiden för ett arbetstillstånd till 4 år, därefter är det möjligt att få permanent uppehållstillstånd. Huvudregeln att uppehålls -och arbetstillstånd ska vara ordnat före resan görs det även undantag från. (Regeringens proposition 2007/08).

Reformen gör det lättare för icke-europeiska medborgare att invandra till Sverige för att arbeta. Om arbetsgivaren anser att det råder brist på arbetskraft inom deras respektive bransch är det efter reformen som sagt tillåtet att anställa en person utanför EU/EES och Schweiz, givet att anställningsvillkor och försäkringsskydd motsvarar de som gäller för en arbetstagare i Sverige. Bland OECD-länder anses Sverige ha det mest liberala systemet gällande arbetskraftsinvandring då systemet inte begränsas av kvoter eller krav på särskilda kvalifikationer och lönenivåer (OECD 2011).

1.1 Syfte

Syftet med denna uppsats är att undersöka om reformen gällande arbetskraftsinvandring påverkade matchningen på arbetsmarknaden, det vill säga tiden det tar för en jobbsökande att matchas till en ledig plats. Om ett företag kan anställa billigare arbetskraft har de, givet sin budgetrestriktion, möjlighet att anställa fler. För arbetsintensiva företag kan det resultera i högre vinster samt fler företag i den sektorn. Inflödet av arbetskraft kommer leda till förbättrad matchning om det tidigare varit så att dessa företag har haft många lediga platser då befintlig arbetskraft undvikit den typen av jobb på grund av lönen. Man skulle samtidigt

kunna tänka sig att det uppstår en undanträngningseffekt om det skulle vara så att befintlig arbetskraft vill ha dessa jobb fast till en högre lön.

1.2 Resultat

Resultatet av denna undersökning visade först att matchningen på arbetsmarknaden har försämrats efter 2009 och att Beveridgekurvan skiftat utåt för de regionerna som undersöktes. En negativ relation mellan arbetslöshet och vakansgrad bekräftades även, om vakansgraden ökar med en procentenhet minskar arbetslösheten med 1,5 procentenheter i genomsnitt om allt annat hålls konstant. Kontrollerar jag för år försvinner däremot det negativa sambandet och signifikansen, koefficienten som mäter hur matchningen ändrats blir negativ men även den förlorar signifikansen. Andra resultatet i undersökningen är att antalet anställda från 2009 och framåt har ökat med 10 % i genomsnitt för de yrken som fått behandling.

1.3 Disposition

Uppsatsen är uppdelad i två delar, där den första delen behandlar effekten på matchningseffektiviteten samt teorin, ekonometrisk specifikation, tidigare forskning, data, ekonometrisk metod och resultat. Den andra delen undersöker effekten på sysselsättningen för totalt åtta yrken, andra delen är disponerad på samma sätt som första delen. I avslutningen jämförs de olika resultaten.

2 Del I- Effekt på matchningseffektivitet

2.1 Teori- Beveridgekurvan

För att identifiera förändringar av matchningseffektiviteten på arbetsmarknaden över tiden används Beveridgekurvan. Denna del inleds med en härledning av Beveridgekurvan, därefter presenteras teorier kring arbetskraftsinvandring.

När Beveridgekurvan härleds är första steget oftast att definiera en matchningsfunktion. Det matchningsfunktionen visar är antalet anställningar som en funktion av antalet arbetslösa och antalet vakanser.

$$M=m(U,V) \tag{1}$$

Antalet anställningar (M) beror positivt på antalet arbetslösa (U) och antalet vakanser (V). Idén bakom sambandet är intuitivt, när fler lediga jobb uppstår samtidigt som antalet arbetssökande ökar kommer det leda till att fler anställningar, allt annat lika.

Matchningsfunktionen antas vara konkav med konstant skalavkastning och tar formen av en Cobb-douglas funktion.

$$M = AU^\gamma V^{1-\gamma}, \quad 0 < \gamma < 1 \tag{2}$$

I jämvikt är antalet separationer (S) lika med antalet matchningar (M), parametern A fångar förändringar i matchningsteknologin alltså hur effektivt arbetslösa matchas med vakanser. Tillämpar vi detta och dividerar med arbetskraften får vi:

$$S/L = A(U/L)^\gamma (V/L)^{1-\gamma} \tag{3}$$

Logaritmerar vi funktion (3) får vi uttrycket för Beveridgekurvan:

$$\ln(s) = \ln(A) + \gamma \ln(u) + (1 - \gamma)\ln(v) \quad (4)$$

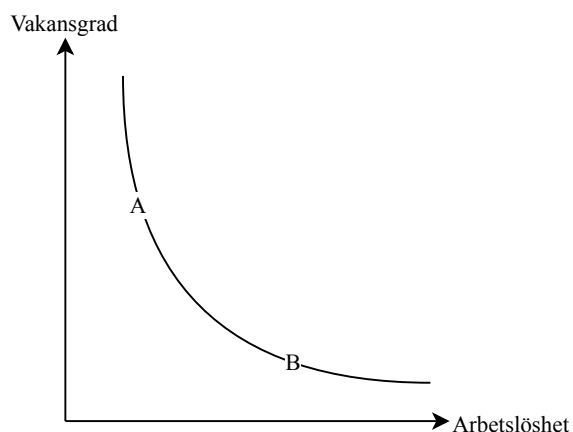
där $\ln(A)$ är interceptet för kurvan, s är separationsgraden (S/L), u är arbetslöshetsgraden (U/L) och v är vakansgraden (V/L). Med konstant separationsgrad och intercept blir relationen mellan vakansgraden och arbetslösheten negativ.

Bryter vi ut $\ln(u)$ från uttrycket får regressionsekvationen för Beveridgekurvan:

$$\ln(u) = \frac{1}{\gamma} \ln(s) - \frac{1}{\gamma} \ln(A) - \frac{(1-\gamma)}{\gamma} \ln(v) \quad (5)$$

Koefficienten framför vakansen kommer bli negativ eftersom att det är ett minustecken framför $\ln(v)$ och sedan vet vi även att $0 < \gamma < 1$, relationen mellan arbetslösheten och vakansgraden är negativ.

Figur 1. Förhållandet mellan vakansgrad och arbetslöshet där punkt A motsvarar högkonjunktur och punkt B lågkonjunktur.



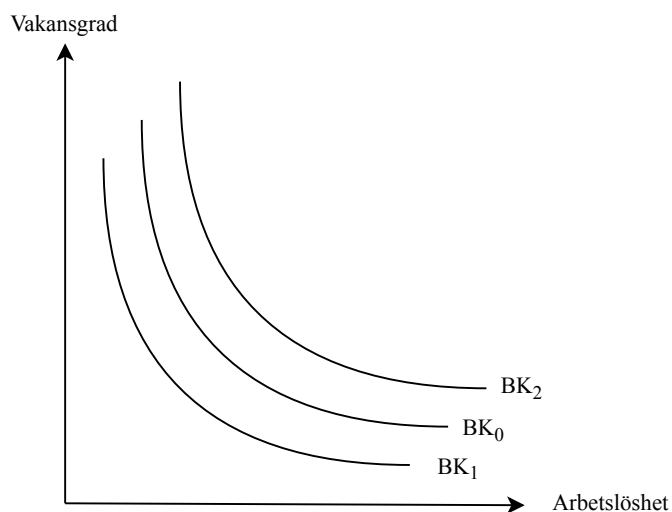
Denna modell visar alltså den negativa relationen mellan vakansgrad och arbetslöshet. Var på kurvan man är indikerar vilket tillstånd ekonomin befinner sig i under konjunkturcykeln.

Under högkonjunktur väntar man sig många vakanser och låg arbetslöshet vilket motsvarar punkt A i diagrammet, medan det omvända gäller i lågkonjunktur, punkt B. En rörelse längs

samma kurva antyder på konjunkturell variation, medan skift utåt (inåt) kan indikera en försämring (förbättring) av matchningen. Skift av kurvan hänvisas till förändringar i matchningsteknologin, parametern A , som antas uppstå på grund av strukturella förändringar. Strukturella förändringar kan uppkomma när arbetsmarknadens förmåga att matcha arbetslösa med vakanser förändras. Dessa förändringar kan grunda sig i exempelvis sökinsats, sökeffektivitet och karaktäristiska drag hos den arbetssökande (Wall & Zoega, 2002).

Teoretiskt förväntar vi oss att den nya reformen, som ger arbetsgivaren mer makt att rekrytera arbetare till branscher där det råder utbudsbrist av arbetskraft, kommer att leda till färre vakanser. Samtidigt väntas arbetslösheten förbli oförändrad då utländsk arbetskraft inte räknas in i statistiken. Om reformen ger positiva spillover-effekter till de regioner som mottagit arbetskraftsinvandring förväntas det leda till både färre vakanser **och** lägre arbetslöshet (BK_1). Detta skift innebär i sådana fall att matchningen på arbetsmarknaden har förbättrats och detta är något som denna uppsats empiriskt kommer att testa. Skulle reformen istället leda till negativa spillover-effekter kan det resultera i färre vakanser och högre arbetslöshet vilket medför en sämre matchning (BK_2).

Figur 2. Skiften av beveridgekurvan vid förbättrad (BK_1) och försämrade (BK_2) matchning.



2.2 Autokorrelation

Om vi har en linjär regressionsmodell:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{t,2} + \dots + \beta_k x_{t,k} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Där all data är stationär, de oberoende variablerna är exogena och feltermerna är homoskedastiska samt har en kovarians som inte nödvändigtvis är noll kan feltermerna vara autokorrelerade. Tidsseriedata uppvisar ofta autokorrelation och tar man inte hänsyn till säsongsvariationer i tidsserie kan det resultera autokorrelation i feltermerna, ε_t . Om feltermerna är autokorrelerade bryter det mot Gauss-Markov antagandet som säger att OLS har den minsta variansen givet homoskedasticitet av alla linjära väntevärdesriktiga estimatorer. Det kan med andra ord finnas en annan estimator som är effektivare än OLS (Greene, s. 317–324)

2.3 Heteroskedasticitet

Om vi har en linjär regressionsmodell:

$$y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{i,2} + \beta_3 X_{i,3} + \dots + \beta_k X_{i,k} + \varepsilon_i \quad (2)$$

om vi har att feltermerna är heteroskedastiska innebär det att den betingade variansen av feltermen inte är konstant och detta bryter mot Gauss-Markov antagandena.

Den betingade variansen definieras som:

$$\text{var}(\varepsilon_i | x_i) = \sigma_i^2 \quad (3)$$

Givet att de oberoende variablerna är exogena innebär heteroskedastiska feltermar att vår OLS-skattning inte längre är effektiv (Greene, s. 215–225)

2.4 Stationär tidsserie

En tidsserieprocess y_1, \dots, y_T är stationär om:

$$E(y_t) = \mu \quad (\text{väntevärde som inte beror på tiden, } t) \quad (4)$$

$$\text{var}(y_t) = \sigma^2 \quad (\text{varians som inte beror på tiden, } t) \quad (5)$$

$\text{cov}(y_t, y_{t-s})$ (beror endast på s , men inte tiden, t . Kovariansen kan varken öka eller minska över tiden. Men $s=2$ och $s=1$ behöver inte ha samma kovarians.) (Greene, s. 609-615) (6)

2.5 Bakgrund och tidigare forskning

Arbetskraftsinvandring har det senaste århundradet fluktuerat kraftig. Anledningarna till den kraftiga variationen är många, men de främsta har varit ändrad lagstiftning i landet och förändringar i den svenska ekonomin. Men även andra företeelser som krig och oroligheter i andra länder har lett till oregelbundna tillströmningar. När andra världskriget slutade expanderade den svenska industrin väldigt fort och bristen på arbetskraft blev ett problem som bland annat berodde på de små kullarna som föddes på 1920- och 1930-talet. Initialt dämpades bristen på arbetskraft av invandring från de nordiska länderna, men år 1947 började arbetsmarknadskommissionen även rekrytera arbetskraft från resten av Europa. Andelen utrikesfödda hade tredubblats under 20 årsperioden mellan 1950 till 1970 från 198 000 till 538 000. Invandringens karaktär ändrades efter 1960-talet till följd av en minskad efterfrågan på arbetskraft inom tillverkningsindustrin. Åren mellan 1970 och 1985 ses som en övergångsfas från arbetskraftsinvandring till flykting- och anhöriginvandring. Det sambandet som tidigare varit väldigt stark, nämligen konjunktur och inflyttning blev under denna period försvagat. Än idag domineras invandringen till Sverige av människor som flyr från krigsdrabbade länder för att söka asyl (SCB, Demografiska rapporter 2004:5).

Håkansson (2014) undersökte hur matchningen på den svenska arbetsmarknaden förändrades efter finanskrisen 2008. Hon kom fram till att från 1990-talet fram till 2008 låg

matchningseffektiviteten på en bättre nivå än efter finanskrisen. Förklaringen till försämringen är att sammansättningen i arbetskraften har förändrats. Andelen arbetsför befolkning med svagare anknytning till arbetsmarknaden har ökat. I grupperna med genomsnittligt svagare anknytning ingår yngre, äldre och utrikesfödda och om andelen med sämre anställningsbarhet ökar innebär det längre tid i arbetslöshet då de har svårare att matchas till jobb. 2013 genomfördes ekonomisk-politiska åtgärder i syfte att öka utbudet av arbetskraft och incitamentet att arbeta. En åtgärd resulterade i att 70 000 personer som sedan 2010 räknats som sjukskrivna istället registrerades hos Arbetsförmedlingen och ingick som en del av arbetskraften. Håkansson drar slutsatsen att matchningen kortsiktigt kan försämras av ökat arbetskraftsutbud då det råder obalans mellan utbudet av kvalifikationer och vad som efterfrågas av arbetsgivarna. Anpassningen av bland annat kompetensutveckling, rörlighet och förändring av produktion är tidskrävande vilket är anledningen till att förutsättningar för ökad sysselsättning och bättre matchning råder på lång sikt (Håkansson, 2014).

Bonthuis et al. (2016), studerade Beveridgekurvorna de senaste 25 åren i euroområdet på både aggregerad nivå och nationell nivå, med särskild inriktning på utvecklingen av Beveridgekurvorna efter finanskrisen. När krisen inleddes föll vakansgraden drastiskt samtidigt som arbetslösheten steg kraftigt i nästan alla ekonomier i euroområdet. Efter 2009 återhämtade vakansgraden sig i många länder men arbetslösheten stannade på en hög nivå och i vissa fall fortsatte den växa vilket tyder på en förskjutning utåt av Beveridgekurvorna. Sådana förändringar under kristider är av särskilt intresse då de antyder på strukturella förändringar på arbetsmarknaden. Vidare hittade Bonthuis et al. även bevis för skillnader i färdigheter samt geografiska och sektoriella mismatchningar. Vid negativa chocker tenderar bland annat en hög andel lågutbildade arbetstagare att skifta Beveridgekurvan utåt (Bonthuis et al., 2016).

Borjas et al. (1996) undersökte effekterna av ökad arbetskraftsinvandring till USA från 1980–1994. Under denna period ökade andelen utländsk arbetskraft från 6.4 procent till 9.7 procent, av vilka många inte gått ut gymnasiet. Detta medförde ett ökat utbud av lågutbildad arbetskraft vilket potentiellt kunde vara orsaken till den observerade nedgången i relativa lönerna. Borjas et al. lyfter fram två tillvägagångssätt för att undersöka effekten på arbetsmarknaden. Den första metoden kallas områdesanalysen och utnyttjar det faktumet att vissa områden är mer invandringsintensiva än andra. Områdesanalysen jämför löner i invandringstäta och icke-invandringstäta områden för att kunna uppskatta effekten av

invandring på inhemska arbetares löner. Det områdesanalyser generellt hittar är att inrikes föddas inkomster och sysselsättning endast påverkas marginellt av invandring. Andra metoden kallas faktorandelsanalys, den tittar istället på hur invandrare med olika färdigheter påverkar arbetsmarknaden. Studien kom fram till att relativa lönen för alla arbetare sänktes till följd av invandring, lönesänkningen var däremot större för individer som hoppat av gymnasiet eller universitetet (Borjas et al., 1996).

2.6 Data

Jag har samlat in kvartalsvis data från 2005Q2-2018Q4 över vakansgrad och arbetslöshet från tre regioner som mottagit mycket arbetskraftsinvandring och tre regioner som tagit emot lite/ingen arbetskraftsinvandring. Detta för att kunna jämföra om matchningseffektiviteten förskjutits i olika regioner till följd av reformen. Vakansstatistiken under perioden 2005Q2-2018Q4 har samlats in från statistiska centralbyrån. Vakansgraden fanns däremot inte uppdelad efter län utan efter NUTS2. NUTS är en regional indelning av Sverige och NUTS2 utgörs av riksområden vilka i sin tur utgör grupperingar av län förutom för Stockholm. Anledningen till att vakansgraden endast publiceras i den breda NUTS2 indelningen är för att underlaget i urvalsundersökningen sällan håller för tillförlitliga skattningar på länsnivå (SCB).

Tabell 1. Den regionala indelningen av län och vilken grupptillhörighet regioner har.

Regionala indelningen, NUTS2	Län	Grupp
(SE11) Stockholm	Stockholms*	Behandling
(SE12) Östra Mellansverige	Uppsala Södermanlands* Östergötlands Örebro	Behandling

	Västmanlands	
(SE22) Sydsverige	Blekinge Skåne*	Behandling
(SE21) Småland med öarna	Jönköpings* Kronobergs Kalmar Gotlands	Kontroll
(SE23) Västsverige	Hallands Västra Götalands*	Kontroll
(SE31) Norra Mellansverige	Värmlands Dalarnas* Gävleborgs	Kontroll

Källa: SCB

Datan för arbetslöshet har även den hämtats från statistiska centralbyrån för perioden 2005Q2-2018Q4. Siffror för arbetslöshet fanns för varje län men jag grupperade själv in den på motsvarande sätt som vakansgraden. De länen som är markerade med (*) är de länen som valdes när jag samlade in pandeldata över antalet anställda. Eftersom gruppen av län som blivit behandlade och kontrollgruppen hamnade i separata grupper i NUTS2-indelningen kunde jag genomföra Difference-in-Difference metoden även på Beveridge-regressionen. Stockholm, Västsverige och Sydsverige var således regionerna som blev behandlade, medan Östra Mellansverige, Småland med öarna och Norra Mellansverige inte fick någon behandling.

2.7 Ekonometrisk metod: DiD med panel

Paneldata eller tvärsnitts -och tidsseriedata är ett dataset med olika gruppers beteenden över tiden. Med paneldata kan man observera flera fenomen över flera tidsperioder för samma individer (företag, personer etc.), denna metod möjliggör för mer komplexa beteendemodeller som exempelvis effekterna av ekonomiska reformer. Fördelen med paneldata är att antalet frihetsgrader ökar jämfört med tidsseriedata. Det grundläggande ramverket för paneldataanalys är regressionen:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + z'_i\alpha + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Där termen x_{it} består av K antal regressorer, eller förklarande variabler. $z'_i\alpha$ kallas för individeffekten, där z_i består av en konstant term och en uppsättning individ eller grupp-specifika variabler vilka kan vara observerbara eller ej, samtliga antas vara konstanta över tiden. Vanlig OLS kan användas om z_i observeras för alla individer. Om man vill kontrollera för icke observerbara variabler som varierar mellan grupper men är konstanta över tiden, används ofta fix effekt-modellen:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

där $\alpha_i = z'_i\alpha$ alla observerade effekter och anger ett uppskattat villkorligt medelvärde. Här är α_i en konstant grupp-specifik term i regressionsmodellen, den kommer alltså inte variera över tiden. Skillnader mellan grupper antas, i denna metod kunna fångas i skillnader i den konstanta termen α_i . Varje α_i behandlas som en okänd parameter som ska beräknas, fixed effects modellen kommer skapa dummy variabeln d_i som indikerar i:te enheten (Greene, s. 283–287).

Eftersom att antalet grupper överstiger två kommer Difference-in-difference (DID) metoden användas. Denna metod är väldigt lik fix effekt-modellen men då den görs på grupp-nivå elimineras individuella fixa effekter. Att utvärdera diverse politiska åtgärder med DID har den senaste tiden blivit en populär metod bland nationalekonomer. I det mest grundläggande formatet har man två tidsperioder och två grupper, i första perioden behandlas ingen och i

andra perioden har man en grupp som behandlas (behandlingsgruppen) och en grupp som inte behandlas (kontrollgruppen). Om ingen grupp behandlas antar man att de genomsnittliga utfallen hos behandlingsgruppen och kontrollgruppen följer parallella vägar över tiden, även kallat antagandet om parallella trender. Det underliggande antagandet är således att tidstrenden i kontrollgruppen fungerar som en lämplig proxy för tidstrenden som hade uppstått i behandlingsgruppen om den politiska åtgärden inte hade genomförts. Grundspecifikationen för DID-metoden kan skrivas på följande sätt:

$$y = \alpha + \beta_0 X + \beta_1 T + \beta_2 (XT) + \varepsilon \quad (9)$$

där y är utfallet, $X=1$ för behandlingsgruppen och $X=0$ för kontrollgruppen, $T=1$ efter reformen och $T=0$ innan reformen, β_2 ger effekten av reformen och ε är feltermen. (Sant'anna & Zhao, 2018)

Regressionsekvationen som estimerades för att undersöka matchningseffektiviteten ser ut som följande:

$$\text{Arbetslöshet} = \alpha_t + \delta_k + \beta_0 * \text{vakansgrad} + \beta_1 * \text{Treatment} * \text{Time} + \varepsilon_{tk} \quad (10)$$

där arbetslöshet är den beroende variabeln. Koefficienten α_t är den regionspecifika effekten som varierar mellan grupperna men är konstant över tiden. δ_k den tidsspecifika effekten som är konstant mellan regionerna men varierar över tiden. Treatment är en dummyvariabel som tilldelar de regioner som fått behandling en etta och en nolla för regionerna som inte fått behandling. Time är en dummyvariabel där Time=1 från 2009 och framåt och Time=0 för åren fram till och med 2008. β_0 blir riktningskoefficienten till den oberoende variabeln vakansgrad, $\beta_0 * \text{vakansgrad}$ visar effekten av vakansgrad på arbetslöshet i hela urvalet. Riktningskoefficienten β_1 kommer visa effekten av reformen då den plockar ut de grupper som inte fått behandling. Storleken och tecknen på dummisarnas riktningskoefficienter är det som mäter hur stort skiftet av Beveridgekurvan kommer att bli, vilket är varför de är av stort intresse (Wall & Zoega, 2002).

Tre regressioner kommer estimeras, den första har arbetslöshet som beroende variabel och vakansgrad som oberoende variabel. I den andra regressionen har jag lagt till skiftvariabeln T*T som är treatment*time. I den tredje regressionen kontrollerar jag för årsspecifika effekter

genom att lägga till årsdummys, utöver de andra två variablerna. Eftersom relationen mellan arbetslöshet och vakansgrad enligt teorin är negativ förväntar jag mig en negativ koefficient för vakansgraden när jag estimerar första och andra regressionen. Vid estimering av den andra regressionen får jag fram eventuella skift för kurvan men inte exakt var på kurvan jag hamnar. Skulle variabeln T*T få en negativ koefficient innebär det skift inåt, vilket enligt teorin indikerar att matchningseffektiviteten förbättrats. Om variabeln istället får ett positivt värde har matchningseffektiviteten enligt teorin försämrats.

2.8 Resultat

Alla regressioner har genomförts i STATA med robusta standardfel.

Tabell 2. Resultat av tre regressioner. Regression (1) har vakansgrad som oberoende variabel. Regression (2) har vakansgrad och interaktionsvariabeln Treatment*Time som oberoende variabler. Regression (3) innehåller båda dessa men kontrollerar även för år.

	(1)	(2)	(3)
VARIABLER	Arbetslöshet	Arbetslöshet	Arbetslöshet
Vakansgrad	-1,494** (0,409)	-1,861*** (0,356)	0,729 (0,367)
Treatment*Time		1,298*** (0,210)	-0,128 (0,262)
Kontroll för år	Nej	Nej	Ja
Konstant	8,329*** (0,272)	8,100*** (0,282)	5,693*** (0,551)

Observationer	330	330	
R ²	0,156	0,771	0,772
Antal regioner	6	6	6

Robusta standardfel inom parentes
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Kolumn (1) har endast med vakansgrad som förklarande variabel och man kan avläsa i tabellen att denna beror negativt på arbetslösheten. Det bör nämnas att både den insamlade datan över arbetslöshet och vakansgrad är relativa siffror och datan för arbetslöshet är säsongrensad då den tenderar att innehålla kraftiga variationer. Om vakansgraden ökar med en procentenhet kommer arbetslösheten minska med 1,5 procentenheter i genomsnitt om allt annat hålls konstant, denna siffra har en tvåstjärnig signifikansnivå. I regression (2) har koefficienten för vakansgraden ett starkare negativt samband på cirka -1,9 med en trestjärnig signifikansnivå. Om vakansgraden ökar med en procentenhet kommer arbetslösheten minska med 1,9 procentenheter i genomsnitt. Standardfelet har i den andra specifikationen minskat från 0,409 till 0,356 vilket tyder på bättre skattning i modellen. Determinationskoefficienten, eller förklaringsgraden får i första regressionen ett värde på 0,156, vilket innebär att cirka 16 procent av variationen i arbetslösheten kan förklaras av variationen i vakansgraden, detta är ett relativt lågt resultat. I den andra och tredje regressionen ökar förklaringsgraden till 0,77 vilket är vanlig konsekvens när man lägger till fler variabler i modellen.

I regression (2) har skiftvariabeln T*T lagts till, den här variabeln har fått ett positivt värde på 1,298 med trestjärnig signifikansnivå. Detta värde kommer som sagt inte säga exakt var på kurvan man hamnar utan endast om skiftet sker inåt eller utåt. Ett positivt värde innebär ett skift utåt. Vid brytpunkten för min tidsvariabel inträffar samtidigt finanskrisen vilket gör det svårt att säga exakt vad det är som skiftar Beveridgekurvan utåt. Det är även möjligt att spekulera kring ett skift uppåt om arbetskraftsinvandringen inte räknas in i arbetslösheten. Då kan man anta att den är konstant och ett ökat antal vakanser kommer leda till ett uppåt. I regression (3) där jag kontrollerar för årsspecifika effekter försvinner signifikansen för båda mina variabler, koefficienterna byter även tecken. När jag kontrollerar för år finns ingen signifikant effekt för arbetslöshet, detta kan bero på att jag fångar upp något som jag inte kan

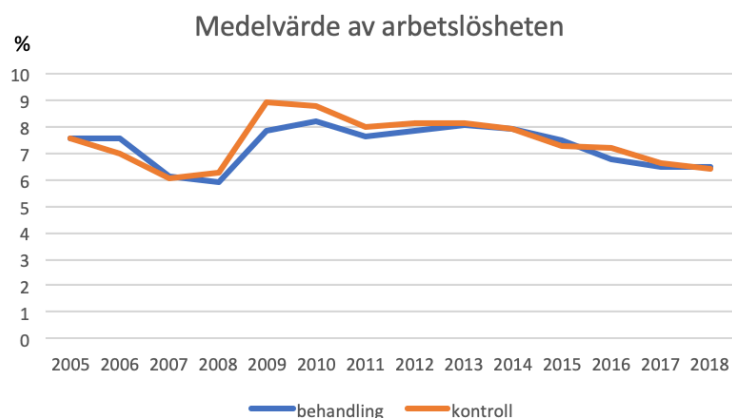
kontrollera för men det kan även finnas andra anledningar då det inte är ett naturligt experiment.

En snedvridning beror generellt på att viktiga kontrollvariabler utelämnats. Är den utelämnade variabeln positivt korrelerad med den oberoende och beroende variabeln kommer huvudsambandet verka vara mer positivt än vad det är i verkligheten. I början kan det exempelvis framstå som att sambandet är positivt för att sedan sjunka till noll när kontrollvariabeln läggs till eller att det inte verkar finnas något samband men att det sedan blir negativt när man tar med kontrollvariabeln. Koefficienten för vakansgraden varierade då den gick från att vara signifikant negativ till att bli insignifikant positiv när kontrollvariabeln lades till. Alltså verkar det finnas årsspecifika chocker som tar del av effekten som i första regressionen fångas upp av de andra koefficienterna. Anledningen till att kontrollvariabler läggs till är alltså för att utesluta falskt samband, får man först ett samband kan tillägget av kontrollvariabler stärka sambandet och samtidigt utesluta ett falskt samband. Eftersom att tillägget av kontrollvariabeln inte stärkte sambandet kan jag inte utesluta att sambandet var spuriöst.

För att säkerställa att min regression inte är drabbad av autokorrelation och heteroskedasticitet testade jag för båda dessa. Testerna visade att modellen varken är drabbad av heteroskedasticitet eller autokorrelation. När jag testade för enhetsrot på pandeldatan kunde jag inte förkasta nollhypotesen att datan är icke-stationär. I teorin är däremot arbetslösheten stationär eftersom den rör sig mot jämviktsarbetslösheten. Arbetslösheten är inte heller en exploderande process.

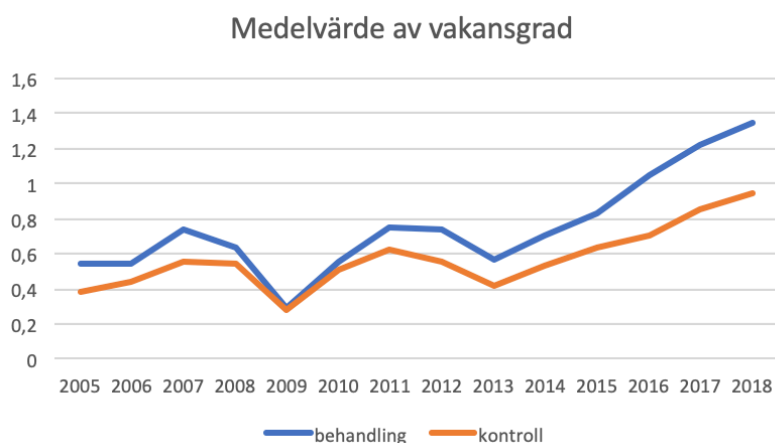
För att närmare undersöka om finanskrisen kan ha påverkat den försämrade matchningen beräknades medelvärdet av arbetslösheten och vakansgraden. Detta för att förstå vidden av dess inverkan på utvecklingen av matchningen på den svenska arbetsmarknaden.

Figur 3. Medelvärde av arbetslösheten för behandling- och kontrollgruppen mellan åren 2005–2018.



Medelvärdet av arbetslösheten för både grupperna har sedan 2005 legat på ungefär samma nivå, som vi kan avläsa ur diagrammet. Vid finanskrisen utbrött låg arbetslösheten för kontrollgruppen på en högre än för behandlingsgruppen men denna skillnad hade nästan försvunnit helt 2011. Fram tills 2018 har arbetslösheten för grupperna följt varandra men även legat på en relativt stabil nivå. Eftersom arbetslösheten för de regioner som inte fått behandling legat på en högre nivå under perioden 2008–2011, verkar det inte troligt att det är finanskrisen som orsakat den försämrade matchningen i regionerna som fått behandling. Medelvärdet för vakansgraden presenteras nedan.

Figur 4. Medelvärde av vakansgraden för behandling- och kontrollgruppen mellan åren 2005–2018.



Ur detta diagram kan vi avläsa en högre vakansgrad för behandlingsgruppen under hela tidsperioden 2005–2018 med undantag för år 2009. En högre vakansgrad innebär en högre relativ brist på arbetskraft, slutsatsen som kan dras är att för varje given arbetslöshet är vakansgraden nu högre. Var på kurvan man befinner sig indikerar som sagt i vilket tillstånd

ekonomin befinner sig under konjunkturcykeln. Regionerna som fått behandling utgörs av storstäderna i Sverige. Uppgången av vakanser i behandlingsgruppen kan möjligtvis bero på att konjunkturåterhämtningen gått snabbare i storstäderna som fått behandling efter 2009. Det kan även vara så att invandringseffekten initialt dämpade uppgången av vakanser i behandlingsgruppen men att den inte dämpades fullt ut vilket resulterade i att vakanserna ändå steg.

Håkansson studie visade att matchningseffektiviteten på den svenska arbetsmarknaden hade legat på en bra nivå under perioden 1990–2008, men att den efter 2008 när finanskrisen inleddes försämrades. Försämringen berodde bland annat på andelen arbetare med svagare anknytning till arbetsmarknaden hade ökat vid denna period, detta är något som även konstateras av Bonthuis et al. (2016) undersökning av euroområdet. Håkansson drog slutsatsen att ökad sysselsättning och bättre matchning råder på sikt då anpassning av kompetensutveckling och rörlighet är tidskrävande (Håkansson, 2014). Den försämrade matchningseffektiviteten efter 2008 som Håkanssons undersökning visade är även något som syns i denna undersökning. Att just reformen skulle vara den bidragande orsaken till försämringen går dock inte att säga med säkerhet eftersom modellen möjligtvis fångar upp något som jag inte kan kontrollera för. Som sagt, eftersom detta inte är ett naturligt experiment kan det finnas flera anledningar. Som studierna av Håkansson och Bonthuis et al. nämnt kan en förändrad sammansättning i arbetskraften initialt leda till försämrade matchningseffektivitet, denna försämring kan i sådana fall hänvisas till reformen 2008 då den ändrade sammansättningen i arbetskraften.

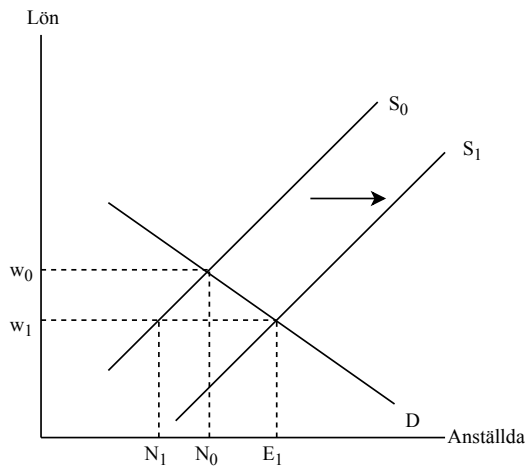
3 Del II- Effekt på anställningar

3.1 Teori – Arbetskraftsinvandring

Teorin om hur invandrad arbetskraft påverkar sysselsättningen och inkomsten skiljer sig åt beroende på om det är på kort eller lång sikt samt om de är komplement eller substitut. Mekanismen är relevant för denna uppsats eftersom den kan förklara förändringen av sysselsättningen på kort sikt men även indikera hur den kan komma att se ut på lång sikt.

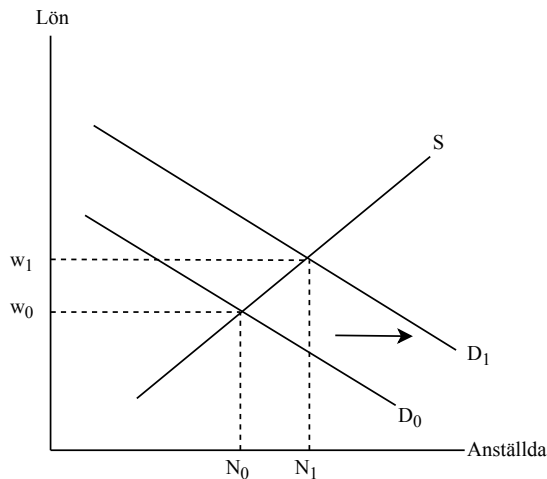
Om den invandrade arbetskraften är perfekt substitut till inrikes födda, när kapitalet hålls konstant, och om de konkurrerar på samma arbetsmarknad kommer det på kort sikt leda till att utbudet ökar, från S_0 till S_1 se figur 1. Att de är perfekt substitut innebär att de har samma typer av färdigheter som den inhemska arbetskraften och att de konkurrerar om samma jobb. När utbudskurvan skiftar ut resulterar det i lägre lön, till den lägre lönen är företagen villiga att anställa fler vilket ökar sysselsättningen från N_0 till E_1 . Däremot minskar den inhemska sysselsättning från N_0 till N_1 då de inte kommer vara villiga att arbeta till den nya lägre lönen. Om det är så att den invandrade och inhemska arbetskraften inte konkurrerar om samma typer av arbeten kan antagandet om att de är perfekta substitut ifrågasättas.

Figur 5. Visar skiftet av utbudskurvan för totala arbetskraften på kort sikt om den invandrande arbetskraften är perfekt substitut till inrikes födda arbetskraften. (Borjas, s. 165)



Om invandrare och inrikes födda istället är perfekta komplement innebär de på kort sikt att de inte konkurrerar på samma arbetsmarknad. När ett land tar emot invandring kommer det leda till att den inhemska arbetskraften blir mer produktiv då de ägnar sig åt arbeten som kräver mer humankapital. Efterfrågekurvan för inrikes födda skiftar utåt givet att kapitalet hålls konstant, se figur 2. Detta resulterar i dels högre lön till inrikes födda, men även högre sysselsättning då den högre lönen fungerar som incitament att arbeta mer.

Figur 6. Skiftet av efterfrågekurvan för inrikes födda arbetskraften om de är perfekta komplement till invandrade arbetskraften. (Borjas, s. 166)



På kort sikt leder som sagt arbetskraftsinvandringen till att lönen sänks om de anses vara perfekta substitut till infödda, men samtidigt ökar avkastningen på kapital. Eftersom arbetsgivaren kan anställa till lägre löner kommer det leda till att befintliga företag expanderar och nya företag etableras. Då lönsamheten ökar lockar det till sig kapitalflöden till marknaden och efterfrågan på arbetskraft skiftar ut. De negativa effekterna av den initiala utbudshöjningen

av arbetskraft tenderas att dämpas av den ökade efterfrågan som sker på lång sikt. Beroende på hur mycket efterfrågan på arbetskraft faktiskt ökar kommer det få olika konsekvenser. Om den ökar lite får inhemska arbetare fortfarande lägre löner, men om den istället skulle skifta drastiskt åt höger kan de negativa löneeffekterna försvinna och den inhemska sysselsättningen återgå till den ursprungliga nivån (Borjas, 2013).

3.2 Bakgrund och tidigare forskning

I det här avsnittet inleds med en kort beskrivning om hur fördelningen av arbetstillstånd såg ut 2018 till olika yrken, samt syftet med reformen och effekterna man väntade sig att den skulle ha. En tidigare studie på den danska arbetsmarknaden kommer även presenteras.

Under 2018 beviljades totalt 20 841 arbetstillstånd i Sverige, främst från länder utanför EU/EES. De yrken som mottagit mest arbetskraftsinvandring var bland annat IT-arkitekter, systemutvecklare m.fl. som stod för cirka 21 procent av alla utfärdade arbetstillstånd. Civilingenjörstrycken och restaurangbranschen tog emot andelar på 6 respektive 5 procent av totala antalet utfärdade arbetstillstånd. Arbetskraftsinvandringen består till största del av individer med hög utbildningsgrad inom specialistyrken och individer utan utbildningsbakgrund (Migrationsverket).

I regeringens proposition ”Nya regler för arbetskraftsinvandring” framgår det att syftet med reformen var att göra det lättare med rekrytering av arbetskraftsinvandring från länder utanför EU/EES. För att den ekonomiska tillväxten ska öka på medel -och lång sikt är arbetskraftsutbudet en viktig faktor. När antalet personer i arbetsför ålder ökar leder det till att det totala antalet arbetade timmar ökar. Detta kommer i sin tur påverka välfärden positivt eftersom försörjningsbördan minskar. För att motverka arbetskraftsbrist och samtidigt upprätthålla arbetskraftsutbudet är ökad arbetskraftsinvandring ett viktigt instrument. Till följd av att rekryteringen underlättas för arbetsgivare väntas möjligheter att rekrytera individer med rätt kompetens förbättras, samtidigt som man kan vänta sig ökade möjligheter att expandera verksamheten vilket i framtiden kan leda till att fler jobb skapas. Eftersom kraven

som ställs på anställningsvillkor är desamma för den invandrade arbetskraften anses det inte leda till att den befintliga arbetskraften på arbetsmarknaden trängs undan (Regeringens proposition 2007/08).

Foged och Peri (2015) undersökte hur den danska arbetsmarknaden för lågutbildade inrikes födda svarade på ett exogent inflöde av lågutbildad arbetskraft. Individdata av den danska befolkningen användes från perioden 1991–2008, detta möjliggjorde analys av olika resultat över tiden samt att man kunde kontrollera för icke observerbara individuella egenskaper. Mellan åren 1986 och 1998 förde Danmark en flyktningspridningspolitik som var utformad att fördela flyktingar som kom till landet utan hänsyn till deras preferenser eller ekonomiska överväganden. Undersökningen hade tre huvudsakliga resultat, det första var att inflödet av flyktingar ledde till att den lågutbildade inhemska arbetskraften bytte yrke. Flytten av de inhemska arbetarna var betydande och främst mot icke manuella yrken. Det andra resultatet var att inflödet av billig arbetskraft ledde till inga eller positiva löne- och sysselsättningseffekter på den lågutbildade inhemska arbetskraften, det var främst den förbättrade yrkesmobiliteten som orsakade de positiva effekterna. Det tredje resultatet var att oavsett om man gör en kohortanalys eller områdesanalys får man liknande utfall för inrikes födda samt att löne- och sysselsättningseffekterna består på lång sikt (Foged & Peri, 2015)

3.3 Data

Inom varje region har jag samlat in data över antalet anställda inom totalt åtta yrken, där fyra yrken består av många utländska arbetare från utanför EU/EES och fyra med lite/ inga utländska arbetare. Hur antalet anställda ändrats över perioden 2005–2017 för varje yrke inom respektive län har även analyserats för att kontrollera att de län som fått behandling faktiskt har ett ökat antal anställda.

I den officiella arbetsmarknadsstatistiken räknas endast de folkbokförda in i antalet sysselsatta. Antalet utländska arbetstagare som befinner sig i Sverige och arbetar i svenska företag samt deras egenskaper är båda okända. En indikator på hur stor andel anställda som

inte är folkbokförda i Sverige kan fås genom att undersöka utvecklingen av antalet utfärdade arbetstillstånd. Denna metod kommer som sagt endast visa utvecklingen av antalet utländsk arbetskraft och inte ge några exakta siffror. Antalet utfärdade arbetstillstånd till människor utanför EU/EES har drastiskt ökat jämfört med för 10 år sedan, de senaste åren har däremot präglats av sjunkande siffror på cirka 12 000 per år. Den vikande trenden är något som man kan se i samtliga OECD länder. Ett annat sätt att mäta utvecklingen är genom att kolla på hur stor andel av den totala lönesumman som går till arbetstagare som inte är folkbokförda i Sverige. Enligt lönebildningsrapporten från 2017 har löneandelen till utländsk arbetskraft ökat kraftigt mellan åren 1993–2005 från cirka 0,15 procent till 0,45 procent. Efter 2005 fram tills 2015 har den avtagit en aning för att tillslut hamna på ungefär 0,40 procent. Antar man att genomsnittslönen och medelarbetstiden är samma som för den folkbokförda arbetskraften uppgår den ej folkbokförda arbetskraften under den senaste tioårsperioden till cirka 20 000 sysselsatta i veckan i genomsnitt (Lönebildningsrapporten 2017).

I migrationsverkets databas hittar man vilka yrken som fått ta emot mycket/lite arbetskraftsinvandring samt vilka regioner i Sverige som fått ta emot lite/ingen arbetskraftsinvandring. Först valde jag sex län, varav tre av dem haft stort inflöde av arbetskraftsinvandring och resterande tre med lite/ingen arbetskraftsinvandring.

De tre länen med mycket arbetskraftsinvandring:

- Stockholms län
- Västra Götalands län
- Skåne län

De tre länen med lite/ingen arbetskraftsinvandring:

- Södermanlands län
- Jönköpings län
- Dalarnas län

Därefter valde jag sammanlagt åtta yrken där fyra av yrkena, enligt migrationsverket kännetecknats av stort inflöde av arbetskraftsinvandring och resterande fyra av lite/ingen arbetskraftsinvandring:

De yrken som jag valde som haft mycket arbetskraftsinvandring är:

- Civilingengörsyrken
- Ingenjörer och tekniker
- Städare
- Köks- och restaurangbiträden

De yrken med lite/ingen arbetskraftsinvandring som valdes var:

- Maskin- och motorreparatörer
- Slaktare
- Lokförare
- Tidningsdistributör

För att kontrollera att dessa yrken faktiskt fått ett inflöde av arbetare efter reformen 2008 har jag samlat data från yrkesregistret på statistiska centralbyrån över antalet anställda för varje yrke inom respektive län under perioden 2005–2017. Datan samlades från en sammanhängande period men med tidsseriebrott 2008 och 2014 på grund av nya SSYK-förändringar. Standard för svensk yrkesklassificering, SSYK, är systemet för svensk yrkesindelning och härleddes år 2008 från en ny yrkesklassificering i kommuner och landsting vilket innebar vissa SSYK-förändringar. År 2014 uppdaterades den svenska yrkesklassificeringen från SSYK 96 till SSYK 2012. Detta tidsseriebrott ledde till många förändringar i den svenska yrkesindelningen, men detta har tagits hänsyn till när datan samlades. Paneldatan som samlats in är balanserad, vilket innebär att det finns observationer för län, år och yrke (SCB).

3.4 Ekonometrisk metod

Den ekonometriska metoden som används i detta avsnitt är identisk med den som används i avsnitt 1.

Den första regressionslikvationerna som specificerades i uppsatsen presenteras nedan:

$$\ln \text{anst\ddot{a}llda}_{tj} = \alpha_t + \lambda_j + \beta_1 * \text{Time} * \text{yrke} + \varepsilon_{tj} \quad (11)$$

Där $\ln \text{anst\ddot{a}llda}_{tj}$ är den logaritmerade beroende variabeln anställda för år t och yrke j. α_t och λ_j är de grupp-specifika fixa effekterna som skiljer sig mellan grupperna men är konstant över tiden. α , δ och λ är alla tre dummyvariabler för sina respektive effekter de mäter. T=1 efter 2008 och T=0 innan 2008. Time*yrke är interaktionsvariabeln och β_1 kommer att fånga effekten av reformen. ε_{tjk} är feltermen som tar upp variationerna som de andra oberoende variablerna (α , δ , λ) missar.

För att se hur antalet anställda förändrats efter reformen kommer två regressioner specificeras. Den första regressionen (1) har det logaritmerade antalet anställda som beroende variabel och interaktionsvariabeln Time_yrke som oberoende variabel. Denna variabel tilldelar alla yrken som fått behandling en etta från 2009 och framåt och en nolla för alla år fram till och med 2008. I andra regressionen (2) kontrollerar jag för grupp-specifika effekter genom att lägga till yrkesdummys. Regressionen innehåller 7 yrkesspecifika fixa effekter där yrke 8 (tidningsdistributörer) har utelämnats för att undvika kollinjäritet, vidare blir det referensyrket som de andra variablerna jämförs med. Skulle estimaten ändras för den beroende variabeln förklarar den tillagda variabeln variationen i den beroende variabeln.

3.5 Resultat

Alla regressioner estimerades i STATA med robusta standardfel.

Tabell 3. Resultat av två regressioner. Första regressionen (1) har variabeln Time_yrke som oberoende variabel och i andra regressionen (2) kontrollerar jag för yrke.

	(1)	(2)
VARIABLER	Ln anställda	Ln anställda
Time_yrke (2009-)	0.104*** (0.012)	0.104*** (0.012)
Konstant	8.411*** (0.004)	7.897*** (0.028)
Kontrollerat för yrke	Nej	Ja
Observationer	624	624
R ²	0.001	0.933
Antalet regioner	6	6

Robusta standardfel inom parentes

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Som vi kan avläsa från tabellen hade de yrken som fått behandling ett ökat antal anställda på i genomsnitt 10% från 2009 och framåt. När jag kontrollerar för yrke (2) får jag samma värde på koefficienten för vakansgraden och oförändrat standardfel. STATA skapar dummies när man kontrollerar för grupp-specifika effekter, grupperna i detta fall blir de olika yrkena. När grupp-specifika effekter lades till i regressionen gjorde STATA yrke 8, tidningsdistributörer, till referensyrket. Yrke 1–4 hade som sagt fått mycket arbetskraftsinvandring medan yrke 5–8 fått lite/ingen arbetskraftsinvandring. Koefficienterna för yrkena 1–5 var positiva och negativa för yrkena 6 och 7. Detta indikerar att yrkena 1–5 har haft en i genomsnitt positiv ökning av antalet anställda jämfört med referensyrket medan resterande yrken i genomsnitt haft lägre antal anställda jämfört med referensyrket.

Med denna kontrollregression kan det konstateras att antalet anställda inom de yrken som fått behandling faktiskt ökat efter 2009 och att den ökar med samma omfattning även när jag

kontrollerar för yrken. Teorin om arbetskraftsinvandring säger att lönen på kort sikt kommer sänkas om de anses vara perfekta substitut till infödda, men att den negativa effekten av den initiala utbudschocken på sikt kommer att dämpas då efterfrågan ökar. Om de däremot är perfekta komplement på kort sikt skulle den inhemska arbetskraften ägna sig åt arbeten som kräver mer humankapital, alltså icke manuellt arbete. När inrikes födda blir mer produktiva ökar efterfrågan på dem vilket resulterar i högre lön till dessa, men också högre sysselsättning då löneökningen fungerar som incitament för dem att arbeta mer (Borjas, 2013). Studien av Foged och Peri (2015) på den danska arbetsmarknaden visade just detta; att ökad arbetskraftsinvandring ledde till inga eller positiva löne- och sysselsättningseffekter på sikt. Den lågutbildade inhemska arbetskraften i Danmark bytte även yrke när det skedde ett inflöde av flyktingar. Som både teorin om arbetskraftsinvandring och studien av Foged och Peri (2015) fastställer kommer effekter på sysselsättning visa sig på lång sikt. Tidshorisonten i min undersökning är på en relativt kort period mellan åren 2009–2017 däremot var resultatet att sysselsättningen ökade i samband med att reformen genomfördes. Eftersom att det nya systemet inte begränsades av kvoter eller krav på särskilda kvalifikationer och lönenivåer ansågs Sverige enligt OECD ha det mest liberala systemet gällande arbetskraftsinvandring jämfört med andra OECD-länder, detta kan förklara varför ökningen skedde så nära in på reformen (OECD, 2011).

4 Avslutning

Syftet med denna uppsats var att undersöka effekten som reformen hade på såväl matchningen som sysselsättningen på den svenska arbetsmarknaden. Undersökningen genomfördes med en Difference-in-Difference analys på paneldata av totalt 6 län och 8 yrken under perioden 2005–2018.

När jag undersökte hur både arbetslösheten och antalet anställda förändrats visade första regressionen (1) i första delen en positiv förändring efter reformen. Arbetslösheten minskar med 1,5 procentenheter i genomsnitt om vakansgraden ökar med en procentenhet och allt annat hålls konstant. I första delen blev däremot värdet för skiftvariabeln i andra regressionen (2) signifikant positivt vilket indikerar ett skift utåt av Beveridgekurvan. Teoretiskt förväntade vi oss som sagt färre vakanser eftersom att reformen gav arbetsgivare möjligheten att rekrytera där utbudsbrist av arbetskraft rådde, för behandlingsgruppen fanns även indikationer på en högre vakansgrad jämfört med kontrollgruppen. Resultatet blev en sämre matchning inom regionerna som jag undersökte tillsammans med en ökad sysselsättning på 10 % i genomsnitt för de yrken som fick behandling.

Det kan kännas motsägelsefullt att antalet vakanser ökat samtidigt som sysselsättningen ökat. Man kan föreställa sig ett företag som ökar sin produktion och behöver arbetskraft. Företaget lyckas hitta arbetskraft och sysselsättningen stiger men de har fortfarande många lediga platser. Pondera att företaget innan lyckades fylla 5 av totalt 10 platser, alltså 50 %, men nu endast fyller 10 av 100 platser. Även om företaget lyckades anställa fler så att sysselsättningen ökat har samtidigt antalet lediga platser ökat. Om matchningen hade varit bättre kanske sysselsättningen hade ökat med ännu mer. Samtidigt är sysselsättningsgraden en långsiktig trend. Det är inte säkert att det är en reformeffekt som vi ser på den ökade sysselsättningen, utan de kan vara en effekt av en långsiktig trend som är svår att ta hänsyn till.

Möjligheten för arbetsgivare att rekrytera arbetskraft från länder utanför EU/EES utan att regleringar om var de ska hamna kan vara positivt i det avseende att de hamnar där det finns

utbudsbrist. Däremot visade studien av den danska arbetsmarknaden av Foged och Peri att en flyktningsspridningspolitik som inte tar hänsyn till ekonomiska överväganden ändå kan resultera i positiva sysselsättningseffekter på sikt, eftersom att yrkesmobiliteten förbättrades. Förbättrad yrkesmobilitet är även något som kan påverka matchningen på arbetsmarknaden positivt då en rörlig arbetskraft skapar förutsättningen för bättre matchning. Resultaten i denna undersökning indikerar en sämre matchning eller i vilket fall inte positiv i regionerna som undersöktes. Följaktligen behöver en reform som tar hänsyn till ekonomiska överväganden nödvändigtvis inte vara bättre än en som inte tar hänsyn till det.

Det kan vara intressant att undersöka hur matchningseffektiviteten påverkades av reformen om några år då tidsperiod som jag undersökte var relativt nära införandet av reformen. Däremot kvarstår problemet att finanskrisen inträffar vid samma tidpunkt som reformen vilket försvårar analysen av vad som kan ha påverkat skiftet av Beveridgekurvan. Ett förslag på hur undersökningen hade kunnat förbättras är om mikrodata som individdata eller företagsdata hade använts istället för makrodata. Denna undersökning gjordes endast på regionalnivå men mikrodata är bättre i det avseende att man kan analysera på en mer detaljerad nivå.

5 Referenser

Bonthuis, Boele, Jarvis, Valerie & Vanhala, Juuso. 2016. *Shifts in euro area Beveridge curves and their determinants*. IZA Journal of Labor Policy 5. Article number:20

Borjas, George J. 2013. Labor Economics. Sixth Edition. McGraw-Hill.

Borjas, George J., Richard B. Freeman, and Lawrence F. Katz. 1996. *Searching for the Effect of Immigration on the Labor Market*. American Economic Review, 86, pp.246-251.

Foged, Mette, Peri, Giovanni. 2015. *Immigrants' Effect on Native Workers: New Analysis on Longitudinal Data*. Discussion Paper No. 8961.

Håkanson, Christina. 2014. *En tudelad arbetsmarknad—om matchningen på den svenska arbetsmarknaden efter den ekonomiska krisen*. Riksbanken Penning -och valutapolitik. 2014:2

Konjunkturinstitutet. *Lönebildningsrapporten 2017*.

https://www.konj.se/download/18.24397e2215f03c9322ed96fa/1507812420385/LBR2017_w_ebb.pdf Hämtad: 2019-04-30

Migrationsverket, 2018. *Statistik om beviljade arbetstillstånd 2018*.

https://www.migrationsverket.se/download/18.4cb46070161462db113179/1546508120592/B_eviljade_arbetstillstand_2018_-_Work_permits_granted_2018.pdf Hämtad: 2019-05-10

Nilsson, Åke. 2004. *Efterkrigstidens invandring och utvandring*. Stockholm: Statistiska centralbyrån

OECD (2011), *Recruiting Immigrant Workers: Sweden 2011*, Recruiting Immigrant Workers, OECD Publishing, Paris, <https://doi.org/10.1787/9789264167216-en>.

Regeringens proposition 2007/08:147. *Nya regler för arbetskraftsinvandring*.
<https://www.regeringen.se/contentassets/676dda4afac341f38344e3e5641baddc/nya-regler-for-arbetskraftsinvandring-prop.-200708147> Hämtad: 2019-03-29

Sant'anna, Pedro H.C., Zhao, Juan B. 2018. *Doubly Robust Difference-in-Difference Estimators*. Working Paper.

SCB. 2019. Statistikdatabas för antalet anställda.
<http://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/> Hämtad: 2019-04-25

SCB. 2019. Statistikdatabas för antalet vakanser efter region NUTS2.
http://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START_AM_AM0701_AM0701B/KV15LJVAKgrreg/ Hämtad: 2019-04-25

SCB. 2019. Statistikdatabas för arbetslöshet.
<http://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/> Hämtad: 2019-04-25

SCB. 2019. NUTS2- indelning I Sverige.
https://www.scb.se/contentassets/4e32573a1c8f46d1a5ca29e381fb462f/nuts_1_2_3_20080101.pdf Hämtad: 2019-05-02

Wall, Howard J., Zoega, Gylfi. 2002. *The British Beveridge curve: A tale of ten regions*. Oxford Bulletin of Economics and Statistics. 64(3): 257–276.

6 Appendix

Appendix A – Test för enhetsrot

Fisher-type unit-root test for arbetslöshet
Based on augmented Dickey-Fuller tests

Ho: All panels contain unit roots Number of panels = 6
Ha: At least one panel is stationary Number of periods = 55

AR parameter: Panel-specific Asymptotics: T -> Infinity
Panel means: Included
Time trend: Not included
Drift term: Not included ADF regressions: 0 lags

		Statistic	p-value
Inverse chi-squared(12)	P	7.3968	0.8303
Inverse normal	Z	0.3870	0.6506
Inverse logit t(34)	L*	0.3547	0.6375
Modified inv. chi-squared Pm		-0.9396	0.8263

Appendix B – Test för autokorrelation

```
. xtserial arbetslöshet vakansgrad
```

```
Wooldridge test for autocorrelation in panel data
```

```
H0: no first-order autocorrelation
```

```
F( 1, 5) = 14.256
```

```
Prob > F = 0.0129
```

Appendix C – Test för heteroskedasticitet

White's test for H_0 : homoskedasticity
against H_a : unrestricted heteroskedasticity

chi2(2) = 0.09
Prob > chi2 = 0.9537

Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	0.09	2	0.9537
Skewness	12.71	1	0.0004
Kurtosis	4.56	1	0.0327
Total	17.37	4	0.0016