

Kandidatuppsats
Project Paper with Discussant - Economics
Handelshögskolan vid Göteborgs Universitet
Vårterminen 2017
Handledare: Pelle Ahlerup



GÖTEBORGS UNIVERSITET
HANDELSHÖGSKOLAN

Real växelkurs och arbetslöshet i Sverige

Namn: Ljubo Cvijetic

Sammanfattning

Den här studien bygger på att tillämpa grundläggande makroekonomiska teorier på historisk data med hjälp av ekonometriska modeller. Syftet med undersökningen är att utreda huruvida ett samband mellan den reala växelkursen och arbetslösheten kan observeras och förtydligas. Databasinsamlingen som står till grund för våra resultat är avgränsad till Sverige på ett geografiskt plan och bygger på kvartalsmässiga observationer från de senaste tjugofem åren. Det konkluderas ett tydligt samband där en växelkursförändring påverkar arbetslösheten med en viss eftersläpning, samt att den maximala effekten anses inträffa efter nio månader. Vidare skattas även effekten på arbetslösheten i form av en procentuell approximation där möjligheten fås att tolka hur stort fall av arbetslösheten man bör se nio månader efter en växelkursdepreciering.

Nyckelord: Real växelkurs; Arbetslöshet; Ekonometri; Vektor Autoregression; Linjär regression.

Innehåll

1. Inledning.....	1
2 Teori	2
2.1 Allmänt om växelkurser	2
2.2 Real växelkurs	3
2.3 Marshall-Lerner villkoret	5
2.4 Tidigare forskning	6
3 Metod	6
3.1 OLS (Ordinary Least Squares)	8
3.2 Stationäritet.....	9
3.3 Autokorrelation.....	10
3.4 Heteroskedasticitet.....	10
3.5 Vektor autoregression (VAR).....	11
3.6 Granger Kausalitet.....	11
3.7 Impuls Responsfunktion	12
3.8 Datainsamling	12
3.9 Regressioner	16
4 Empiri och analys.....	17
4.1 OLS.....	18
4.2 Vector autoregression (VAR).....	23
5 Slutsats	27

1. Inledning

Valutakrig ("Currency War"), även benämnt som konkurrensmässiga devalveringar (Cline och Williamson 2009), har under de senaste åren varit ett hett diskussionsämne i media (Björklund 2016). Ett valutakrig innebär i praktiken att centralbanker världen över under upprepade gånger devalverar eller deprecierar sin valutakurs i mån om att stärka sin konkurrenskraft på exportmarknaden. Ändamålet med en relativt försvagad växelkurs sett till andra länders växelkurser är att landet i fråga vinner marknadsandelar på den globala marknaden vilket följs av en ökad aggregerad efterfrågan (Cline & Williamson 2009).

I Sverige har en flytande växelkursregim applicerats sedan tidigt 90-tal på grund av att man inte längre kunde försvara den svenska kronan som var fast knuten till den europeiska valutaenheten euron (Lagerwall & Nessén 2009). Med en flytande växelkursregim kom reporäntan (benämndes som marginalränta fram till -94) att få en mycket större betydelse för att åstadkomma en stabil tillväxt i landet. Vid tidigt 90-tal kulminerade reporäntan på en nivå strax över 18% för att under år 2016 falla ned till hela -0,50% (Riksbanken 2017). Vi finner att trenden för reporäntan för hela tidsperioden har visats vara negativ. Då reporäntan fallit såpass mycket och periodvis även varit lägre än de flesta länders styrräntor kan vi konstatera att växelkursen enligt nationalekonomisk teori bör ha försvagats, vilket den bevisligen också har (Worldbank 2016). Under samma tidsperiod har arbetslösheten i Sverige fallit från 10,2% år 1993 till 7,0% år 2016 (SCB 2017). Arbetslöshet på låga nivåer ses som en nyckelfaktor för en välmående ekonomi, samtidigt som en för hög arbetslöshetsnivå anses vara en bidragande faktor till fattigdom och klyftor i ett samhälle (Gottfries 2013).

Tidigare studier har utförts för att undersöka om det existerar en effekt av real växelkurs på arbetslösheten i länder som USA och Japan (Branson & Love 1988), Frankrike (Berman, Martin & Mayer 2009), Brasilien, Argentina, Chile och Mexico (Frankel 2004), Iran (Bakhshi & Ebrahimi 2016) och en samling av asiatiska länder (Chimnani et al. 2012). Samtliga av de nämnda studierna har funnit liknande samband där en depreciering av växelkursen leder till en lägre arbetslöshet vid tillämpningen av olika ekonometriska modeller där de inkluderat kontrollvariabler så som BNP, export- och import i mån om att observera ett tydligare samband.

Syftet med den här studien är att utreda huruvida det finns ett samband mellan den reala växelkursen och arbetslösheten i Sverige. Det har inte gått att tillgå någon liknande studie

gällande studiens tes som behandlar Sverige under de senare åren och därför är det av intresse att skapa ett diskussionsunderlag för vidare forskning inom arbetslöshetsområdet.

Undersökningen skiljer sig från tidigare studier genom att avgränsa sig enbart till data för Sverige. Studien kommer behandla kvartalsmässig data för att låta oss samla in fler observationer och därav kunna alstra ett mer träffsäkert resultat. Utöver ett mer träffsäkert resultat har tidigare undersökningar, bland annat (Clarida & Gali 1994) funnit tecken på att effekter av förändringar i den reala växelkursen ger utfall på kortare tid än ett år vilket ger oss ett motiv till att använda kvartalsmässig data.

Datainsamlingen avgränsar sig till tidsperioden av rörlig växelkurs d.v.s. efter år 1992 fram till idag. Behandlingen av data kommer att ske genom både OLS-regressioner och en Vektor autoregressiv (VAR) tidsserieanalys för att undersöka om det finns ett samband mellan den reala växelkursen och arbetslösheten i Sverige.

Disponeringen av uppsatsen är konstruerad så att avsnitt 2 tar upp relevanta teoridelar samt tidigare forskning för ämnet. I avsnitt 3 presenteras metoden och datainsamlingen. Avsnitt 4 presenterar en analys av empirin och slutligen redogörs en slutsats i avsnitt 5.

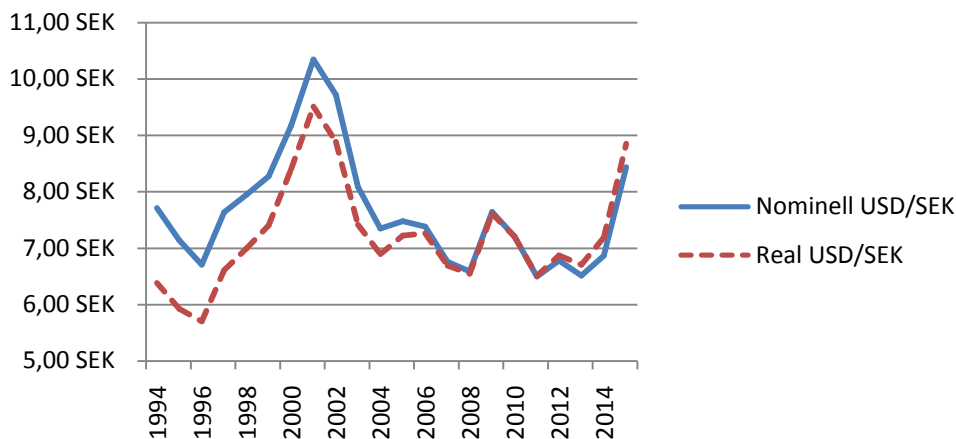
2 Teori

I detta stycket presenteras teorier om den reala växelkursen och följs sedan med en genomgång av tidigare studier.

2.1 Allmänt om växelkurser

Den nominella växelkursen är den kurs som mellan två valutor beskriver relationen av en valuta i termer av en annan valuta. Exempelvis 9,2 kronor per dollar eller 9,5 kronor per euro. Den reala växelkursen som ofta används i ekonomiska beräkningar beskrivs som det relativa priset mellan utländska och inhemska varor. Man kan på ett mer specifikt sätt formulera det som att nominell växelkurs korrigerat med den relativa prisnivån mellan inhemska och utländska varor ger den reala växelkursen (Riksbanken 2017).

Figur1:Real och nominell USD / SEK 1994-2015



Källa: Riksbanken och Worldbank (2017)

Figur 1 visar data på den svenska kronans utveckling mot dollarn över bestämd tid. Ett högre värde på Y-axeln, eller fler kronor per dollar innebär att den svenska kronan försvagats och färre kronor per dollar tyder på en starkare krona. Vi kan observera stora fluktuationer vid olika perioder och senast från och med år 2012 kan vi se en stark försvagning av växelkursen som bland annat kan vara en orsak av den expansiva penningpolitiken som förts genom att föra ner reporäntan till negativa nivåer (Riksbanken 2017).

2.2 Real växelkurs

Handel med andra länder har en betydande påverkan på hur den aggregerade efterfrågan i ett land utvecklas. En viktig faktor som styr storleken på exporten och importen är den reala växelkursen. Om priserna i ett land minskar jämförelse med resten av världen och allt annat hålls konstant (*Ceteris paribus*) så ökar det specifika landets konkurrenskraft och på så sätt vinner landet marknadsandelar vilket bidrar till en ökad export. Tvärt om kan en prisökning i det specifika landet resultera i förlorad konkurrenskraft och färre marknadsandelar vilket bidrar till en lägre export, och i sin tur lägre aggregerad efterfrågan (Gottfries 2013).

Ett teoretiskt sätt för att mäta den reala växelkursen presenteras nedan där man använder sig av ett uttryck för att mäta det relativa priset mellan inhemska producerade varor med utländska.

$$\varepsilon = \frac{eP}{P^*}$$

P är det inhemska priset av en inhemska producerad vara, P^* är det utländska priset av en vara producerad utomlands. e är den nominella växelkursen som uttrycker priset av den inhemska

valutan i termer av utländsk valuta och ε är den reala växelkursen som uttrycker priset av en inhemskt producerad vara i termer av varan producerad utomlands.

Den reala växelkursen påverkas enligt formeln ovan genom förändringar i nominell växelkurs, inhemska priser och utländska priser. Vi ser att en ökning av den nominella växelkursen eller inhemska priser alternativt ett fall utav utländska priser ger en starkare (apprecierad) real växelkurs vilket innebär att våra varor blir relativt dyrare mot omvärldens. För att den reala växelkursen ska försvagas (depreciera) krävs det att det specifika landets nominella växelkurs eller priser faller, alternativt att omvärldens priser stiger. Utfallet blir här att de inhemska varorna i landet blir relativt billigare mot omvärldens. Eftersom länder handlar globalt går det inte att få en rättvis bild från att endast använda sig av ett lands nominella växelkurs och prisnivå jämt emot Sveriges vid beräkning av den reala växelkursen mot omvärlden. För att skapa ett lämpligt mått på den reala växelkursen mot omvärlden så har olika organisationer (såsom Bank for International Settlements) räknat fram den effektiva reala växelkursen "*real effective exchange rate*" som mäter ett lands prisnivå mot en genomsnittligt viktad prisnivå från övriga länder, där vikterna bestäms av andelen export och import som man har med landet (Gottfries 2013).

För att förstå hur den reala växelkursen påverkar nettoexporten (NX) som i sin tur är en av bruttonationalproduktens byggstenar sett från användningssidan så kan vi använda oss av en funktion som uttrycker nettoexporten i termer av inhemska varor.

$$NX(\varepsilon) = X(\varepsilon) - \frac{IM(\varepsilon)}{\varepsilon}$$

Den reala växelkursen som finns på tre olika ställen i det högra ledet innebär att det existerar tre olika effekter av den reala växelkursen på nettoexporten. Första effekten utgörs av att en förändring i den reala växelkursen har en påverkan på exporten som syns i den första termen på högra ledet i ekvationen ovan d.v.s. $X(\varepsilon)$. En depreciering av den reala växelkursen kommer således att öka exporten vilket leder till en högre nettoexport. Den här effekten är en substitutionseffekt och sambandet mellan växelkurs och export är alltså negativt. Den andra effekten av en förändring av växelkursen som finns i täljaren av den andra termen i högra ledet d.v.s. $IM(\varepsilon)$, säger att en förändring i importen kommer ske. En depreciering av den reala växelkursen skulle innebära att varor utomlands skulle bli relativt dyrare mot de inhemska varorna och därmed skulle importen falla. Effekten är en substitutionseffekt och sambandet mellan växelkurs och import är positivt och vid en depreciering av den inhemska

växelkursen bör nettoexporten öka. Den tredje effekten av en real växelkursförändring finns i nämnaren i den andra termen i högra ledet d.v.s $1/\varepsilon$. Effekten menar på att växelkursen kommer att påverka importen på ett sådant sätt att om vi har en depreciering av växelkursen så blir importen relativt dyrare än de inhemska varorna och därför stiger värdet av importen relativt till värdet av exporten. Effekten bidrar alltså till att vi får ett högre värde på importen relativt till exporten vilket i sin tur gör att nettoexporten istället minskar. Den här effekten kallas för en värderingseffekt (Valuation effect) och för sig åt motsatt riktning från de två föregående effekterna av en växelkursförändring. Om varorna är priskänsliga kommer de två första effekterna dominera över den sista och därmed kommer en depreciering av växelkursen leda till ökad export och minskad import och vice versa. (Gottfries 2013)

2.3 Marshall-Lerner villkoret

För att en depreciering eller devalvering av växelkursen ska förstärka nettoexporten så måste Marshall-Lerner villkoret hållas. Villkoret säger att summan av elasticiteten för import- och exportefterfrågan i absoluta tal skall vara större än ett (Gottfries 2013). Den kan härledas genom att närmare titta på villkoret nedan som ursprungligen redovisas i Gottfries (2013) litteratur.

Utgångsläget är att nettoexporten denoteras som $NX(\varepsilon) = X(\varepsilon) - \frac{IM(\varepsilon)}{\varepsilon}$ där export- och importkvantiteterna är funktioner av den reala växelkursen (ε). Genom att derivera med avseende på den reala växelkursen och använda produktregeln får vi fram uttrycket nedan.

$$\frac{dNX}{d\varepsilon} = \frac{dX}{d\varepsilon} - \frac{dIM}{d\varepsilon} \varepsilon^{-1} + IM \varepsilon^{-2} = \frac{IM}{\varepsilon^2} \left[\frac{dX}{d\varepsilon} \frac{\varepsilon^2}{IM} - \frac{dIM}{d\varepsilon} \frac{\varepsilon}{IM} + 1 \right]$$

Vi kan sätta nettoexporten till noll vilket gör att exporten är lika stor som importen $X = \frac{IM}{\varepsilon}$ vilket ger oss ett utgångsläge där nettoexporten är lika med noll.

Genom att substituera in X i den första termen får vi ett förenklat uttryck för elasticiteten.

$$\frac{dNX}{d\varepsilon} = \frac{IM}{\varepsilon^2} \left[\frac{dX}{d\varepsilon} \frac{\varepsilon}{X} - \frac{dIM}{d\varepsilon} \frac{\varepsilon}{IM} + 1 \right]$$

De första två termerna som presenteras i parentesen från uttrycket ovan är elasticiteter för exporten och importen med avseende på växelkursen och om summan av de bådas absoluta tal är större än enhetselasticitet innebär det att substitutionseffekten kommer dominera över värderingseffekten vilket innebär att nettoexporten får en positiv förändring av en

växelkursdepreciering eller devalvering. Vid undersökningar av empirisk data har resultatet visat att priselasticiteten för export oftast hamnat runt 2 eller 3 samt att den för import hamnat runt 1. Det tar dock i de flesta fall några månader innan förändringar av växelkursen visar på faktiska resultat eftersom de olika handelskontrakten inte går att ändra omedelbart. (Gottfries 2013)

2.4 Tidigare forskning

Detta avsnitt presenterar ett antal tidigare studier på andra länder som funnit ett samband där en real depreciering är associerad med positiva sysselsättningseffekter. De olika utvalda studierna presenterar olika länder för att vi ska få en så generell bild som möjligt om sambandets existens oavsett vilken geografisk placering eller ekonomisk struktur landet har.

Berman, Martin och Mayer (2009) har undersökt hur väl depreciering av ett lands reala växelkurs påverkar exporten och den aggregerade efterfrågan i Frankrike. Undersökningen avgränsar sig till två olika kategorier av företag som är antingen högproduktiva eller lågproduktiva. Författarna utreder hur de olika typerna av företag svarar till en växelkursförändring genom att använda olika ekonometriska estimat och även approximationer av elasticiteter för de olika variablerna. Resultatet visar att företagen som hamnar under kategorin "hög produktivitet" visar sig absorbera någon form av ökad efterfrågan genom att istället höja påslaget (mark-upen) på sina varor och därmed bibehålla sin ursprungliga exportvolym. Å andra sidan väljer företagen som går under kategorin låg produktivitet den motsatta strategin att öka sin produktion och låta exportvolymen stiga. Författarna belyser även att företag som tidigare inte exporterat ser en chans att komma ut på den globala marknaden och har en tendens att markant utöka sin exportförsäljning. För att summera kontentan menar författarna att företagen som hamnar under kategorin hög produktivitet står för den största andelen av exportvolymen. Av den orsaken att företagen med hög produktivitet höjer sitt påslag vid en växelkursförsvagning kommer exportelasticiteten för den aggregerade efterfrågan att vara relativt låg vilket innebär att inte många nya jobb öppnas upp.

Frenkel (2004) har undersökt sambandet mellan den reala växelkursen och arbetslösheten för flera latinamerikanska länder. Inledningsvis presenterar Frenkel tre olika huvudkanaler genom vilka den reala växelkursen påverkar arbetslösheten. Den makroekonomiska kanalen där en försvagning av växelkursen leder till ökad inhemsk konkurrenskraft för att sedan öka nettoexporten, produktionen och sysselsättningen. Arbetskraftsintensitetskanalen som

behandlar den reala växelkursens påverkan på sysselsättningsskapandet givet en viss aktivitetsnivå och tillväxttakt. Slutligen utvecklingskanalen som behandlar effekten av den reala växelkursen på ekonomisk tillväxt och hastigheten av nya jobbskapanden. För att utvärdera huvudkanalerna använder författaren sig utav en teoretisk modell baserad på ett ramverk som behandlar en öppen ekonomi med två sektorer. En sektor där bytesvaror tillverkas och även används för export. Sedan en motsatt sektor där man producerar icke-bytesvaror. Genom att använda en ekonometrisk modell finner författaren olika determinanter för att avgöra nivån på arbetslösheten över tid. Artikelns empiridel presenterar ett resultat som förklarar hur arbetslösheten för de utvalda länderna varierat med avseende på de tidigare bestämda variablerna. För den utvidgade modellen är determinanterna den reala växelkursen, bruttoinvesteringar, BNP- och arbetskraftstillväxt samt andelen industriell export. Författaren hittade ett negativt samband mellan den reala växelkursen och arbetslösheten för de latinamerikanska länderna. Det negativa sambandet tolkas med att en depreciering av ett lands reala växelkurs kommer minska arbetslösheten och vice versa.

Chimnani et al. (2012) menar att ett flertal asiatiska länder har stora problem med betalningsbalansen. För att kunna anpassa sig till olika makroekonomiska chocker föredrar de en flytande växelkursregim. En flytande växelkursregim har möjlighet att framkalla väldigt stora växelkursfluktuationer som i sin tur kan orsaka instabilitet i ekonomin.

Författarna undersöker hur nivån på arbetslösheten i asiatiska länder påverkas av den reala växelkursen och dess fluktuationer. Inledningsvis testas enbart den reala växelkursen mot arbetslösheten och följer sen upp med att addera ytterligare oberoende variabler till modellen. De olika variablerna som inkluderas är den reala växelkursen, nettoexporten, reala räntan, arbetskraftsproduktiviteten och BNP per capita. För varje ytterligare tillagd variabel görs en ny regressionspecification vilken tillåter författarna att observera ifall effekten av variablerna från tidigare specifikationer försummas eller förstärks. Sambandet de finner menar att reala apprecieringar av växelkursen resulterar i en högre arbetslöshet och vice versa. Bakhshi och Ebrahimi (2016) använder sig av liknande variabler i en undersökning för finna ett samband i Iran. Den ekonometriska modellen bygger på en autoregressiv karaktär och författarna hittar även här ett negativt samband där deprecieringar av växelkursen resulterade i en lägre arbetslöshet på både kort och lång sikt. Ett liknande fynd har gjorts av Branson och Love (1988) där man istället tittat på hur sysselsättningen och produktionen i USA och Japan påverkats av reala växelkursförändringar, även här med autoregressiva ekonometriska metoder. Ländernas industriföretag som tillverkar och exporterar varor sätts i fokus för den

här undersökningen. Författarna finner att 18 av 20 sektorer gynnas av en real växelkursdepreciering i USA och för Japan är mönstret liknande, här är det istället bara en sektor (transportsektorn) som inte svarar på en växelkursförändring.

Samtliga av de utvalda studierna är dock överrens om att det finns någon form av association mellan den reala växelkursen och sysselsättningsnivån. Från vårt urval av tidigare studier kan vi dra slutsatsen att likartade fynd gjorts vid undersökningar för olika länder under olika tidsperioder med delvis olika mått.

3 Metod

Inledningsvis presenteras avgränsningarna som gjorts i undersökningen. Nästkommande del förklarar olika ekonometriska begrepp och modeller, vilka följs med en presentation av datainsamlingen och slutligen redovisas ett avsnitt med regressionsspecifikationerna.

Undersökningen behandlar Sveriges reala växelkurs och arbetslöshet för de senaste 25 åren genom tillämpandet av tidsserieanalys. Målet med undersökningen är att knyta ihop olika teorier från teoribildningen som presenterats i tidigare avsnitt med en linjär regression och även en vektor autoregression för att se huruvida real växelkurs har någon effekt på arbetslösheten i Sverige. Studien begränsas enbart till data för Sverige. Tidsperioden är 1994 till 2016 då det var så mycket data som gick att tillgå från trovärdiga källor. På grund av begränsade observationer kan undersökningen bara se hur sambandet förhåller sig under tiden av den aktuellt flytande växelkursregimen. Eftersom det observerades en stor förändring för alla variabler precis vid växelkursregims-skiftet, valde vi att hämta de första observationerna cirka ett och ett halvt år efter att växelkursen officiellt utropades rörlig. Syftet var att låta växelkursen anpassa sig till dess nya ekonomiska struktur. Metoden är av kvantitativ karaktär och totalt har 91 observationer samlats in, där samtliga är baserade på kvartalsdata.

3.1 OLS (Ordinary Least Squares)

För att utföra testet kommer minsta kvadratmetoden (OLS) användas vilket innebär att de kausala effekterna b_0, \dots, b_k skattas av estimatorerna $\hat{b}_0, \dots, \hat{b}_k$ (Stock & Watson 2007). Processen genomförs genom siffermässiga beräkningar vilket kan illustreras med att plotta insamlad data för att sedan generera en linjär graf som är placerad på ett sätt som gör att observationerna avviker så lite som möjligt. Grafen blir därmed vår bästa passning då vi minimerar det kvadrerade avståndet till varje residual.

För att beskriva det statistiska sambandet mellan en beroende variabel Y och oberoende variabel X kommer en bivariat linjär regressionsmodell användas och definieras som

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \varepsilon$$

där Y är den beroende variabel, X är den oberoende variabeln och ε är feltermen som fångar upp all icke-observerad information. β_0 är i funktionen den konstanta termen, som även kallas för intercept. β_1 är funktionens enda lutningskoefficient som visar marginalökningen för x_1 .

Multivariat linjär regressionsmodell är snarlik den enkla regressionsmodellen, men har till skillnad fler oberoende variabler med egna lutningskoefficienter. Definitionen av en multipel regressionsmodell är:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_i x_i + u$$

Genom att logaritmera de olika observationerna får man fram approximationer av de procentuella förändringarna för variablerna. Om logaritmering sker på minst två variabler varav en är den beroende variabeln så innebär det att vi får fram en approximation av elasticiteten vid skattningen av koefficienterna (Stock & Watson 2007).

3.2 Stationäritet

När man använder sig av historisk data för att göra regressionsanalyser är syftet att data från en tidigare period ska användas för att prognostisera framtida utfall. Om framtida värden utvecklats på ett sätt som avviker mot tidigare utveckling, innebär det att regressionen kan komma att redovisa ett spuriöst samband vilket i sig innebär att de olika variablerna nödvändigtvis inte behöver ha något som helst kausalt samband. En variabel kan göras stationär med hjälp av olika metoder, den vanligaste är att transformera data till den så kallade första differensen $\Delta x = x_t - x_{t-1}$ (Stock & Watson 2007). Genom att omvandla data från icke-stationär till stationär får variablerna en konstant fördelning, medelvärde, varians och autokorrelation vilket gör att man kan generera ett mer träffsäkert resultat utifrån modellen (Stock & Watson 2007).

För att se om variablerna är stationära används Augmented Dickey-Fuller testet. Det testar nollhypotesen som utgår från att variablerna har en enhetsrot och den alternativa hypotesen är att variablerna är stationära. Om p-värdet hamnar över 0,05 accepteras nollhypotesen och variablerna behöver således transformeras via differentiering eller annan metod (Stock &

Watson 2007). Efter transformeringen kan man åter igen använda samma test för att kontrollera och fastställa stationaritet för de olika variablerna.

3.3 Autokorrelation

När man använder sig av tidsserie-data är observationerna i många fall korrelerade med sina föregående värden, särskilt när frekvensen mellan observationerna är hög. När en variabels historiska data har korrelation på ett sådant sätt, uttrycks det som att man har autokorrelation (eller seriell korrelation). Autokorrelation för våra variabler kommer resultera i att residualernas varians antingen blir för stor eller för liten beroende på om man har en negativ eller positiv korrelation. Koefficienterna som skattas i regressionen kommer trots det vara korrekta, däremot blir variansen och standardfelen avvikande. En felaktig varians i residualerna följs av felaktiga konfidensintervall vilket riskerar att koefficienternas p-värden inte är korrekta. Ett felaktigt p-värde skulle betyda att vi möjligtvis accepterar eller förkastar nollhypotesen när vi egentligen inte borde göra det. Om man upptäcker autokorrelation kommer OLS troligtvis presentera spuriösa samband vilka inte går att lita på. För att justera för autokorrelation kan man korrigera standardfelen genom att använda Newey-Wests estimator. För att undersöka om vi har autokorrelation kommer variablerna undersökas med ett Durbin-Watson test för OLS-regressionerna samt Breusch Godfrey Lagrange-multiplier-test för den autoregressiva modellen. För att avgöra om man har autokorrelation enligt Durbin-Watson jämförs t-värdet från statistikan mot en tabell där antalet frihetsgrader och observationer bestämmer gränsvärdet. Breusch-Godfrey testet antar nollhypotesen att vi inte har autokorrelation och testet förkastar nollhypotesen om p-värdet hamnar under den valda signifikansnivån (0,05) (Stock & Watson 2007).

3.4 Heteroskedasticitet

OLS antar att variansen för feltermen är konstant givet variablernas värden (X_1, \dots, X_n) vilket benämns som homoskedasticitet. Om variansen i feltermen förändras för de olika observationerna innebär det att residualerna inte är homoskedastiska utan istället heteroskedastiska vilket påverkar standardfelen så att p-värden blir felaktiga. Problematiken blir den samma som i fallet för autokorrelation där vi får ett spuriöst resultat. För att undersöka om vi har heteroskedasticitet används Breusch-Pagans test för en kontroll av konstant varians. Nollhypotesen är att residualerna har konstant varians och därmed homoskedasticitet. Om p-värdet är lägre än 0,05 kommer nollhypotesen förkastas vilket innebär att residualerna har heteroskedasticitet och då får man justera sin regression med robusta standardfel (Stock & Watson 2007).

3.5 Vektor autoregression (VAR)

En populär modell för att prognostisera makroekonomiska variabler så som arbetslöshet, BNP, inflation och real växelkurs är just den så kallade vektor autoregressiva modellen då den vid konstruktionen låter de olika variablernas laggar interagera med varandra. Modellen bygger på ett sätt som gör att den utökar de endimensionella autoregressionerna för varje vald variabel genom att föra ihop dem och konstruera en vektor. I vektorn kommer variablerna förklaras av sina egna och de andra variablernas laggar (Stock & Watson 2007). Samtliga variabler i vektorn ses som beroende variabler och antalet laggar skall bestämmas på förhand. Viktigt är att man inte har för många eller för få laggar eftersom det kan leda till missvisande resultat (Ivanov och Killian 2005). Det går att bestämma det "optimala" antalet laggar på flera olika sätt och den här undersökningen kommer använda statistiska informationskriter vid beslutsfattandet eftersom att det är den generella metoden samt att det är rådet som ges i ekonometriska textböcker (Stock & Watson 2007). Om maxantalet laggar blir för lågt i den mån testerna visar på icke trovärdiga resultat kommer tumregeln följas, som säger att man bör inkludera tillräckligt många laggar att man täcker upp alla säsongsvariationer inom ett årsintervall, vilket med kvartalsdata blir fyra (Brandt och Williams 2007). Att vi tror på tumregelns säkerhet baserar sig bland annat på ett observerat urval av forskare som tidigare av den anledningen använt sig av fyra kvartals laggar när de behandlat variabler som BNP-tillväxt, arbetslöshet och sysselsättning för kvartalsdata (Ivanov och Kilian 2005).

3.6 Granger Kausalitet

Eftersom en autoregressiv vektoranalys med ett flertal laggar kommer användas innebär det en möjligheten att utreda om dessa laggar för de olika tidsserierna kan nyttjas för att prediktera hur tidsserierna kommer utvecklas över tid. För att kontrollera det här görs ett F-test på statistikan från VAR resultatet. Testet benämns Granger Kausalitetstest. Nollhypotesen säger att laggarna i testet har en koefficient som är lika med noll, d.v.s. X har ingen prediktiv information om variabel Y. Om vi förkastar nollhypotesen kan slutsatsen däremot dras att tidsserie X har prediktiv information om tidsserie Y, vilket uttrycks som att variabel X Granger-orskar Y för den givna regressionsmodellen (Stock & Watson 2007). Då VAR-modeller dessvärre inte tillåter oss att tolka kausala effekter utan hellre hitta dynamiska samband hos de olika variablerna är Grangers Kausalitetstest lämpligt för att utvärdera VAR-statistikan. Vi bör ha i åtanke att Grangers Kausalitetsmått inte kommer visa på ett "vanligt" kausalitets- eller orsakssamband, utan mer visa ett samband på om vi kan prediktera en variabel med hjälp av en annan.

3.7 Impuls Responsfunktion

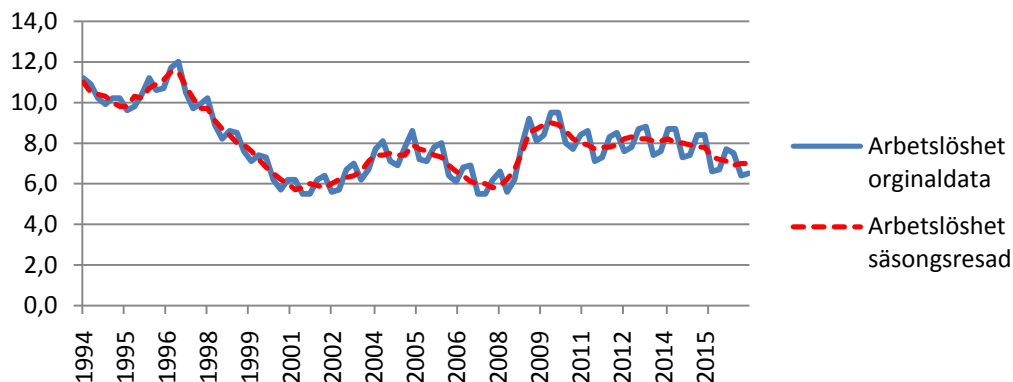
Impuls responsfunktionen simulerar hur en chock av en endogen variabel påverkar de andra endogena variablerna över tid. Chocken sker genom en impuls där feltermen ökar med en standaravvikelse vilket i sin tur sprids till de andra variablerna och man kan med hjälp av statistiska datorprogram generera en graf för att se hur variablerna utvecklar sig över en bestämd tid. Då Granger-kausaltetstest inte förmedlar hela utvecklingen av interaktionen mellan tidsserierna kommer en Impuls responsfunktion användas för ytterligare analyserande av VAR statistikan där man exempelvis kan hitta tidpunkten för maximalt effektutslag efter att en chock inträffat (Stock & Watson 2007).

3.8 Datainsamling

3.8.1 Arbetslöshet

Arbetslöshet är i den linjära regressionen den beroende variabeln och svarar för den andelen arbetslösa i Sverige uttryckt i procent. Variabeln betecknas som "u" i modellerna. Observationerna är framtagna på kvartalsbasis med säsongrensade värden för att få en mer rättvis bild vid analysen. Totala antalet observationer är 91. Datainsamlingen representerar den del av arbetskraften som är mellan 15 och 74 år gammal och är insamlad från Statistiska centralbyråns databas (2017).

Figur 2 Arbetslöshet som andel av arbetskraften



Källa: SCB (2017)

I figur 2 visas en graf på utvecklingen av arbetslösheten i Sverige från år 1994 till 2016. Figuren visar en graf för originaldata samt en annan för säsongrensad kvartalsdata. Ursprungligen låg arbetslösheten vid relativt höga nivåer, mellan 10 och 12 procent. Vi ser ett stort fall i arbetslöshetens nivå mellan år -97 fram till -02 på strax under 50 procent. Därefter har arbetslösheten vänt tillbaka upp till högre nivåer men för hela tidsperioden samt de

senaste åren kan vi observera en nedåtgående trend vilket innebär att arbetslösheten fallit med tiden.

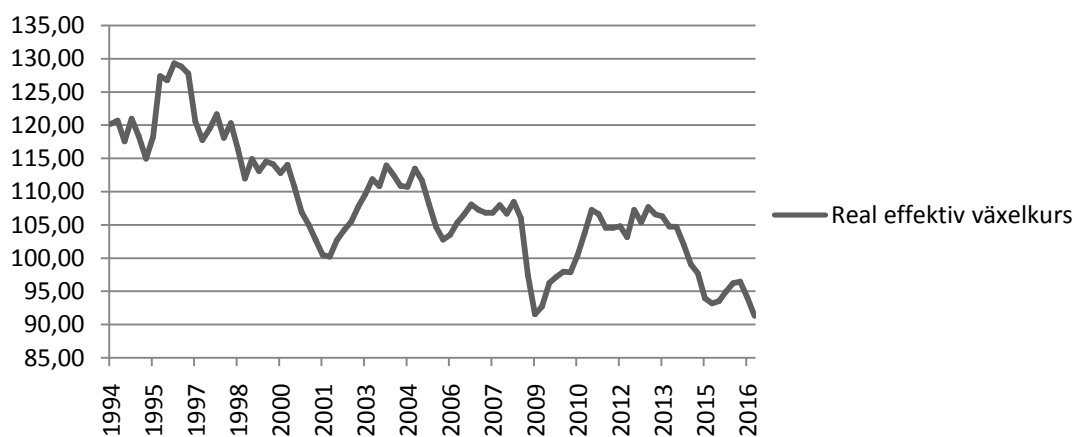
3.8.2 Real effektiv växelkurs

Real effektiv växelkurs (REER) är i den linjära regressionen oberoende variabeln och svarar för ett lands reala växelkurs med ett viktat genomsnitt av landets växelkurs satt mot en varukorg av andra växelkurser, justerat för inflation. Växelkursen tar hänsyn till förändringar i de relativa priserna och på så sätt får man veta hur mycket man i själva verket kan köpa med sin valuta. Den reala effektiva växelkursen är ofta lämplig att inkludera vid analyserandet av makroekonomiska variabler så som arbetslöshet, export, import och BNP (Gottfries 2013).

Variabeln kommer att laggas med olika många kvartal i den linjära regressionen eftersom en växelkursförändring kräver en fördröjning för att komma till full effekt (Frenkel 2006). Orsaken kan bland annat vara att försäljningspriser ofta är kontrakterade mellan företag och en omförhandling beräknas ske minst efter ett par månader (Gottfries 2013).

Figur 3 visar hur den reala växelkursen utvecklats för vår utvalda tid, observationerna är baserade på kvartalsdata.

Figur 3 Real effektiv växelkurs



Källa FRED (2017a)

I figur 3 ovan presenteras den reala växelkursen med en omvänd definition än den tidigare bilaterala växelkursen för USA och Sverige. Observationerna i figuren är definierade så att en appreciering av den reala effektiva växelkursen representerar ett högre värde på grafen och en depreciering av den reala effektiva växelkursen ett lägre värde. Det finns ett antal större

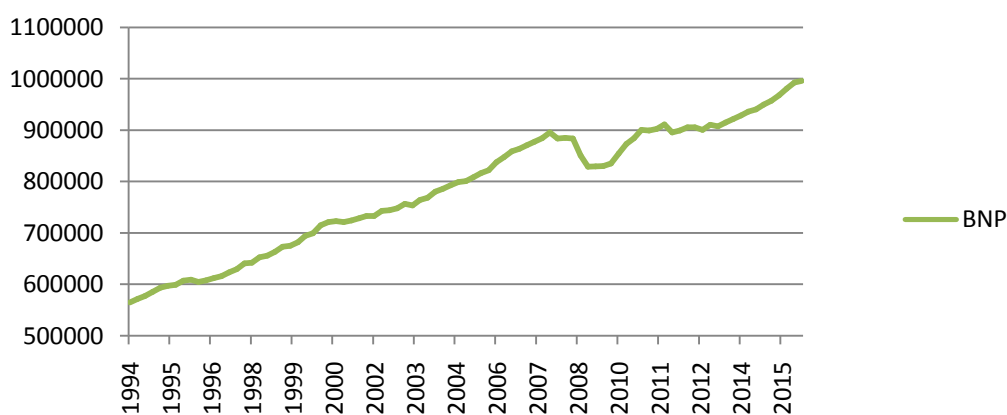
"hack" i grafen mellan vissa år men trots det kan man se en tydlig nedåtgående trend som visar att växelkursen försvagats i det långa loppet.

Samtliga observationer för denna variabeln är framtagna på kvartalsbasis mellan år 1994 och 2016 från FRED (2017a).

3.8.3 BNP

Bruttonationalprodukten (BNP) är i den linjära regressionen också en oberoende variabel hämtad från FRED (2017b). Datainsamlingen är baserad på fasta priser i lokala valutaenheter (local currency units) och uttrycks i absoluta tal. Observationerna är grundade på kvartalsbasis och antalet är 91 mellan år 1994 och 2016. Observationerna av BNP reflekterar ett samlat bruttovärde av alla varor och tjänster som producerats i ett land för den privata marknaden och den offentliga sektorn under en period. (Worldbank 2016)

Figur 4 Real-Bruttonationalprodukt (BNP)



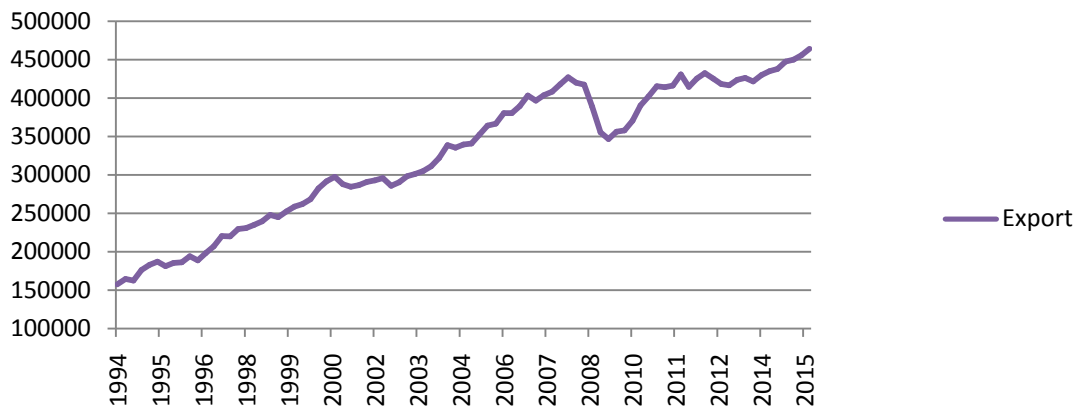
Källa FRED (2017b)

Utvecklingen för BNP är väldigt linjär. Man ser en relativt konstant ökning för hela tidsperioden med ett större hack vid 2008 som visar på ett par år av negativ tillväxt orsakad av den globala finanskrisen.

3.8.4 Export

Exporten i den linjära modellen är en oberoende variabel hämtad från FRED (2017c). Exporten är beräknad med fasta priser i lokal valutaenhet för varje kvartal och vi har kvartalsmässiga observationer mellan år 1994 och 2016. Observationerna representerar värdet av materiella varor och tjänster som säljs till resterande delar av världen under ett år. Exporten består även av fraktkostnader, försäkringar, transporter, resor, licenskostnader och andra kostnader som finansiella, företags- och statliga tjänster. (Worldbank 2016)

Figur 5 Export



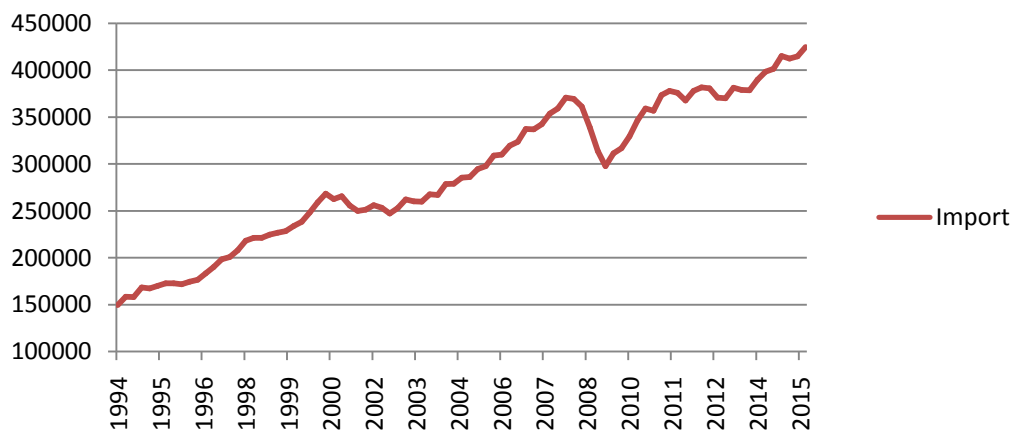
Källa FRED (2017c)

Utvecklingen (se figur 5) ser ut att följa samma mönster som BNP med lite större fluktuationer kring sitt medelvärde. Exporten är en väsentlig faktor som inkluderas när BNP:s värde beräknas och det är således rimligt att mönstren ser liknande ut för både BNP och export.

3.8.5 Import

Import i den linjära modellen är en oberoende variabel hämtad från FREDs databas (2017d). Import beräknad med fasta priser i lokal valutaenhet för varje kvartal och vi har kvartalsmässiga observationer mellan åren 1994-2016. Observationerna representerar värdet av materiella varor och tjänster som är inhandlade från resterande delar av världen under ett år. Importen består även av fraktkostnader, försäkringar, transporter, resor, licenskostnader och andra tjänster som finansiella, företags- och statliga tjänster. (Worldbank 2016)

Figur 6 Import



Källa FRED (2017d)

Utvecklingen (se figur 6) ser ut att följa samma mönster som BNP med lite större fluktuationer kring sitt medelvärde. Som vi vet är importen en väsentlig faktor som inkluderas när BNP:s värde beräknas och vi förstår att det är således rimligt att mönstren ser liknande ut för både BNP och import.

3.8.6 Behandling av data

Variabelerna BNP, export och import har tidigare använts i liknande studier, och kommer även här användas som kontrollvariabler för att rensa bort variabilitet i arbetslösheten som beror på de tre. Om fallet skulle vara sådant att hela effekten av en förändring i den reala växelkursen går genom någon av dessa variabler så finns möjligheten hela effekten av den reala växelkursen rensas bort. Fallet skulle kunna tyda på att man inkluderat en dålig kontrollvariabel.

För att göra all data mer normalfördelad, samt tillåta oss att göra approximativa procentuella tolkingar kommer samtliga observationer logaritmeras. Transformerings till första differensen för varje observation görs genom att värdet per observation subtraheras med föregående observations värde. $\Delta x_t = \text{Log}(x_t) - \text{Log}(x_{t-1})$

3.9 Regressioner

Följande regressioner kommer testas med olika laggar (fördröjningar) för de oberoende variablerna. Ändamålet är att kunna basera dagens nivå av arbetslösheten på en förändring som skett en tid tillbaka. Några olika faktorer som bidrar till fördröjningen är bland annat att stora företag kan försäkra sig mot växelkursfluktuationer, att det tar tid att omförhandla kontrakt samt att anställning av arbetare kan vara en lång process. Föregående studier har använt sig av olika lagglängd men oftast ett till två år och ibland endast några kvartal (Branson och Love 1988), (Frankel 2004), (Berman, Martin & Mayer 2009). I den här undersökningen testas två, tre och fyra kvartal för att ge sysselsättningsnivån upp till ett år att anpassa sig, men även för att inkludera samtliga säsongsvariationer som sker under ett år.

3.9.1 Bivariat regression

$$\Delta u = \Delta reer(-2) + E$$

$$\Delta u = \Delta reer(-3) + E$$

$$\Delta u = \Delta reer(-4) + E$$

De bivariata regressionerna används initialt i vår analys för att se huruvida det kan observeras ett linjärt samband mellan våra två variabler som uppsatsen bygger på. Dessa regressioner bör

med stor sannolikhet nödvändigtvis inte visa hela bilden på grund av att det finns så många andra faktorer som spelar in. Med hänsyn till det utförs de multivariata regressionerna som presenteras nedan för att kontrollera bort för några av dessa faktorer.

3.9.2 Multivariat regression med BNPs, Import och Export

$$\Delta u = \Delta reer(-2) + \Delta BNP(-2) + \Delta Import(-2) + \Delta Export(-2) + E$$

$$\Delta u = \Delta reer(-3) + \Delta BNP(-3) + \Delta Import(-3) + \Delta Export(-3) + E$$

$$\Delta u = \Delta reer(-4) + \Delta BNP(-4) + \Delta Import(-4) + \Delta Export(-4) + E$$

3.9.3 Multivariat regression med BNP och nettexporten

$$\Delta u = \Delta reer(-2) + \Delta BNP(-2) + \Delta Nettoexport(-2) + E$$

$$\Delta u = \Delta reer(-3) + \Delta BNP(-3) + \Delta Nettoexport(-3) + E$$

$$\Delta u = \Delta reer(-4) + \Delta BNP(-4) + \Delta Nettoexport(-4) + E$$

3.9.4 Vector Autoregression (VAR)

$$\begin{bmatrix} u_t \\ reer_t \\ BNP_t \\ Import_t \\ Export_t \end{bmatrix} = \beta_0 + \beta_1 \begin{bmatrix} u_{t-1} \\ reer_{t-1} \\ BNP_{t-1} \\ Import_{t-1} \\ Export_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \beta_k \begin{bmatrix} u_{t-k} \\ reer_{t-k} \\ BNP_{t-k} \\ Import_{t-k} \\ Export_{t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} E_{1,t} \\ E_{2,t} \\ E_{3,t} \\ E_{4,t} \\ E_{5,t} \end{bmatrix}$$

3.9.5 Förklaring av variabler från regressionerna ovan

u står för arbetslösheten, $reer$ är den reala effektiva växelkursen, BNP är den totala bruttonationalprodukten i Sverige. Import och Export är baserade på siffror för Sverige. Nettoexporten är en variabel där importen är subtraherad från exporten för varje observation. Siffrorna inom parenteserna visar hur många kvartal som variabeln är laggad. E står för feltermen. I Vektor autoregressionen antas alla variabler vara beroende variabler.

4 Empiri och analys

Nedan presenteras och analyseras de olika resultaten som bearbetats fram från det insamlade datamaterialet. Inledningsvis presenteras tester gjorda för OLS olika antaganden följt av resultaten från den linjära regressionen. Slutligen redovisas VAR resultaten.

4.1 OLS

4.1.1 Stationarit t

Tabell 1 Agumented Dickey-Fuller test

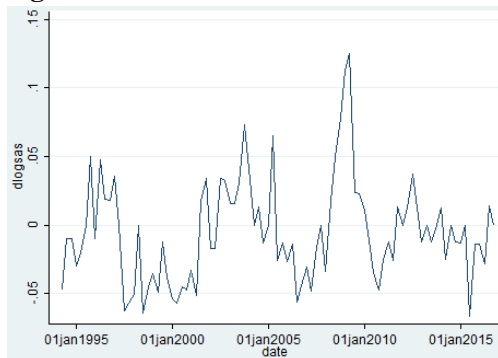
	Niv�er(1)	F�rsta differensen(2)
Arbetsl�shet (u)	-1,941	-4,989***
	(-0,3129)	(0.0000)
Real effektiv v�xelkurs (reer)	-1,135	-7,234***
	(-0,7009)	(0.0000)
BNP	-0,834	-58,049***
	(-0,8089)	(0.0000)
Export	-1,166	-6,892***
	(-0,6879)	(0.0000)
Import	-0,581	-6,466***
	(-0,8752)	(0.0000)

p-v rden innanf r parentes d r *p < 0,05, **p < 0,01, ***p < 0,001

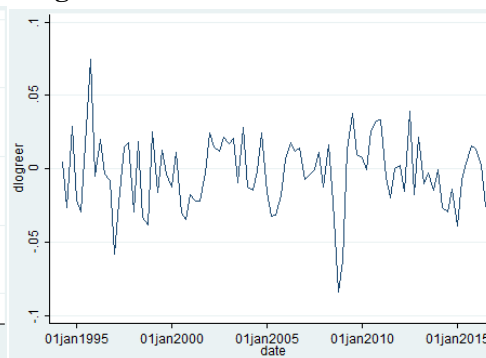
Inledningsvis testas de logaritmerade variablerna f r stationarit t (Tabell 1). Nollhypotesen om att variablerna har en enhetsrot f r niv erna inte kan f rkastas d  samtliga p-v rden  verstiger 0,05. Med andra ord  r variablerna inte station ra och vi f r d rf r anv nda oss av transformering av data genom differentiering. Efter att variablerna transformerats till f rsta differensen utf rs samma test  ter igen som en kontroll f r att bekr fta att v r data numera blivit station r. I tabell 1 ser vi att p-v rdena  r under 0,05 f r f rsta differensen, och d rmed f rkastas nollhypotesen om enhetsrot vilket inneb r att v r data numera  r station r. Vi arbetar s ledes enbart med differentierade v rden h danefter.

De station ra variablerna illustreras i figur 7 till 10 som numera ser ut p  f ljande s tt, d r vi ist llet ser hur f r ndringarna (y-axeln) mellan observationerna utvecklats  ver tid (x-axeln). Vi ser ocks  att variablerna har ett relativt konstant medelv rde och varians med undantag f r hacket vid  r 2008-2009 som troligtvis visar effekten av finanskrisen.

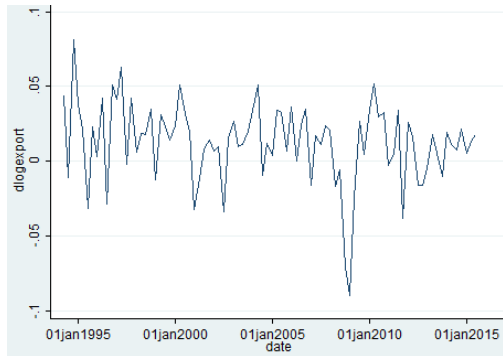
Figur 7 Arbetsl shet



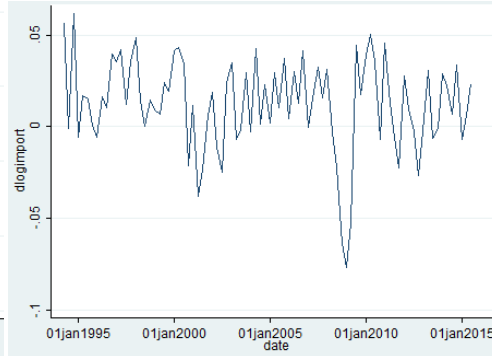
Figur 8 BNP



Figur 9 Export



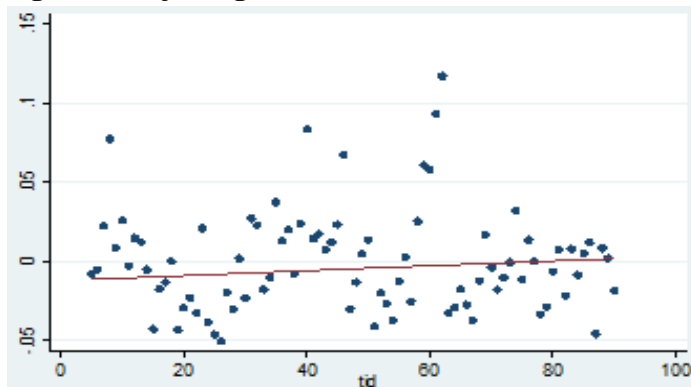
Figur 10 Import



4.1.2 Heteroskedasticitet

Figur 11 visar att residualerna runt vår regressionslinje är relativt jämnt fördelade för de olika observationerna med fem till sju möjliga outliers.

Figur 11 Linjär regression och residualer



För att testa om variablerna har en systematisk konstant varians bland residualerna användes Breusch-Pagans test för heteroskedasticitet vilket visade på ett högt p-värde 0.20, se tabell 5 i appendix. Detta innebär enligt nollhypotesens uppställning att vi har homoskedastiska residualer, eller med andra ord konstant varians av residualerna för vår data.

4.1.3 Autokorrelation

Durbin-Watson testet som gjordes för OLS regressionen gav ett värde på 0,73 vilket jämfördes mot ett lägsta och högsta gränsvärde från tabellen konstruerad av Savin och White (1977). Vårt värde hamnar långt under det lägre gränsvärdet vilket innebär att nollhypotesen om ingen autokorrelation förkastas.

På grund av att autokorrelation hittas i vår modell kan slutsatsen dras att standardfelen troligtvis kommer att vara missvisande. Det har ingen betydelse för de skattade koefficienternas värden eller dess riktningar i sig, men det leder däremot till felaktigt skattade standardfel. För att korrigera dem tillämpar vi Newey-West standardfel till vår regression.

4.1.4 Resultat från bivariat och multipel regression

Tabell 2 regression

Arbetslöshet (u)	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5
reer(-3)	0.1825	0.4657***	0.4553***	0.5315***	0.4786***
	(0.2209)	(0.0005)	(0.0005)	(0.0000)	(0.0002)
BNP(-3)		-2.1777***	-1.8375***	-1.8683***	-1.6539***
		(0.0000)	(0.0002)	(0.0002)	(0.0009)
Export(-3)			-0.1752	0.08774	
			(0.2476)	(0.6632)	
Import(-3)				-0.3989**	
				(0.0387)	
Nettoexport(-3)					-0.3283*
					(0.0574)
Konstant	-0.003929	0.01053**	0.01055**	0.01249**	0.01130**
	(0.3274)	(0.0209)	(0.0237)	(0.0128)	(0.0191)
N	88	88	88	88	88
R2	0.0144	0.2555	0.2828	0.2645	0.2984

Tabell 3 Korrelationsmatris

	U	reer	BNP	Export	Import	NX
U	1.0000					
Reer	-0.0447	1.0000				
BNP	-0.4231	0.3595	1.0000			
Export	-0.3637	0.1834	0.6432	1.0000		
Import	-0.4062	0.3025	0.4843	0.7086	1.0000	
NX	-0.4146	0.2571	0.6176	0.9366	0.9108	1.0000

Ovanstående regressioner utförs även för både två och fyra kvartal, se tabell 6 och 7 i appendix. Resultaten varierar mycket mellan kvartalen, exempelvis är den reala växelkursens effekt inte statistiskt signifikant på den femte modellen vid fyra kvartals fördröjning medan den visar sig vara det vid både två och tre kvartals fördröjning. Vi väljer att presentera regressionen med tre kvartals fördröjning dels för att den ger en tydlig bild av sambanden som

vi hittar och dels för att vi från VAR analysen som presenteras nedan finner att den maximala effekten av en real växelkursförändring intäffar på arbetslösheten efter tre kvartal.

Samtliga av de oberoende variablerna har en negativ korrelation i relation till arbetslösheten (Tabell 3). Vi finner att den reala effektiva växelkursen har den lägsta korrelationen (-0,0447) vilket tyder på ett mycket svagt linjärt samband. Detta återspeglar sig i den bivariata regressionen (Modell 1) i tabell 2 ovan. För de specifikt insamlade observationer finner vi inget systematiskt bivariat statistiskt signifikant samband mellan arbetslösheten och den reala växelkursen i Sverige. Däremot observeras att de än så länge utelämnade variablerna visar på en högre korrelation med arbetslösheten, vilket gör det intressant att inkludera dessa i vår regressionsmodellen för att kontrollera bort effekten som de orsakar. Modell 2 är en utvidgad variant av den första där vi nu istället för att bara ha den reala växelkursen även kontrollerar för tre kvartals laggad BNP. Eftersom korrelationen är negativ för BNP och arbetslöshet samtidigt som korrelationen är positiv mellan BNP och reala effektiva växelkursen, förväntar vi oss ett mer positivt huvudsamband i vår modell d.v.s. för den reala växelkursen samt arbetslösheten. Vi finner att det här stämmer och kan se att den reala effektiva växelkursen har blivit statistiskt signifikant, till skillnad mot i den bivariata regressionen vilket är en följd av att variationen från BNP kontrolleras bort. Den reala växelkursen har ökat från att vara 0,1825 och vara icke-signifikant till att ha en koefficient på 0,4657 med stark statistisk signifikans. Från regressionen finner vi även att BNP har ett starkt linjärt samband med arbetslösheten. Modell 3 och 4 inkluderar exporten och importen med tre kvartals laggar. Båda variablerna har ett liknande mönster som BNP i relation till arbetslösheten, och därför förväntar vi oss liknande utfall där koefficienten blir starkare för den reala växelkursen. Modell 3 visar att exporten inte har någon statistisk signifikans och i modell 4 ser vi att utfallet kvartstår. Vi observerar dock en förändring i koefficienten för export där den byter tecken efter att vi kontrollerat för import. Ett sådant fall där en variabel byter tecken i samband med att en ytterligare variabel inkluderas kan mycket väl vara ett tecken på multikollinearitet om korrelationen mellan dessa är hög (0,71 i vårt fall). För att kringgå problemet skapas en ny variabel "nettoexport" där exportvärdet är subtraherat med importvärdet för varje kvartal. Modell 5 presenterar regressionen av den reala växelkursen, BNP och nettoexporten. Vi finner här en svagare effekt av den reala växelkursen och BNP än modell 4 men till skillnad så har nettoexporten nu blivit statistiskt signifikant och inkluderad i modellen. Effekten som visas ovan bör vara den som sprids genom den makroekonomiska kanalen som Frenkel (2006) diskuterade. Eftersom den reala växelkursen fortfarande har en

viss effekt på arbetslösheten trots att vi kontrollerat för nettoexporten intygar det att man bör kunna hitta andra kanaler för den reala växelkursen att påverka arbetslösheten. Det är inte helt enkelt att sortera ut denna effekt, men troligtvis har det med arbetskraftsintensitetskanalen och utvecklingskanalen att göra som Frenkel (2006) nämner i sin studie. Ett ytterligare förslag på vad det skulle kunna bero på är att industrier som inte handlar med bytesvaror också visat sig påverkas av fluktuationer i den reala växelkursen (Huang och Tang 2015)

Vid utförandet av regressioner med Newey-west standardfel tas R²-värdet inte upp vid skildringen av resultatet i det statistiska program Stata som används för undersökningen. Trots det påverkas inte R²-värdet på något vis eftersom värdet fås fram genom att man kalkylerar kvadratiska summor av residualerna vilka är oförändrade oavsett korrigering av standardfelen. Därför utläses R² värden från regressioner utan Newey-west korrigeringen.

Det observerade R²-värdet i den bivariata regressionen är väldigt lågt (0,0144) vilket tyder på att en väldigt liten del av variansen i den reala växelkursen förklarar variansen för arbetslösheten. Ett lågt R²-värde behöver nödvändigtvis inte vara katastrofalt för en modell då slutsatser fortfarande kan göras för variabelernas samvariation, dock med en mindre precision (Nau 2009). Vid inkludering av variabelerna BNP, export och import stiger R² värdet markant. Vid kontrollerandet för BNP skiftar R² värdet upp till 0.2555 för att sedan närma sig 0.30 när vi inkluderat samtliga kontrollvariabler, vilket innebär att vår modell har förbättrats för att beskriva variansen mellan de olika observationerna. För att öka R²-värdet kan man lägga till flera oberoende variabler, dessa skall dock vara väl genomtänkta innan sammanföringen då det kan orsaka dålig kontrollvariabelns-problem genom att effekten från den reala växelkursen försummas för att de tillagda variabelerna visar på ett starkare samband (Angrist och Pischke 2008).

Vi konstaterar att regressionerna med tre kvartals laggad real växelkurs och flera inkluderade kontrollvariabler ger ett statistiskt signifikant samband med arbetslösheten. Från tabell 6 och 7 i appendix, ser vi att två kvartals laggade oberoende variabler visar på liknande resultat, men fyra kvartal visar mestadels på icke-signifikanta samband vilket skulle kunna vara ett tecken på att effekten ebbat ut efter 12 månader.

För vår data antas en apprecierad växelkurs ge ett högre värde på observationen vilket gör att vi ser ett positivt samband mellan våra variabler. Man måste ha i åtanke att en depreciering av den reala växelkursen i Sverige således innebär ett lägre värde på observationen och därmed förstår vi från vår linjära regression att när växelkursen apprecierar så stiger arbetslösheten.

Detta är viktigt att komma ihåg då exempelvis ett högre värde av USD/SEK kursen innebär en försvagning av växelkursen vilket är omvänt och i många fall ett mer naturligt sätt att se på sambandet. När studierna från vårt avsnitt med tidigare forskning fann sitt negativa samband mellan växelkursen och arbetslösheten använde de sig av det senare nämnda sambandet för bilaterala växelkurser. Det innebär att relationerna mellan arbetslöshet och real växelkurs tycks ha olika riktning för den här respektive de andra studiernas resultat. Vid tolkning av hur den reala växelkursen för vår variabel är uttryckt jämfört med de andra studierna förstår vi att sambandet blir detsamma i praktiken.

Då vi använde logaritmerade värden antas koefficienterna vara en approximation av procentuella förändringar. Från tabell 2 finner vi att 1% depreciering av den reala växelkursen kommer resultera i en 0,48 % lägre arbetslöshet efter 9 månader (modell 5) och vice versa. Koefficienten på 0,48 kan ses som en multiplikator och sedan användas med en specifik procentuell förändring i den reala växelkursen, exempelvis kan vi därför se att 10 procent depreciering bör minska arbetslösheten med 4.8 procent.

4.2 Vector autoregression (VAR)

Värdena från vektor autoregressionen hittas i Tabell 12 (appendix) och tolkas nedan genom Grangers kausalitetstest samt en impuls responsfunktion.

4.2.1 Optimalt antal laggar och autokorrelation

Det optimala antalet laggar enligt kriterierna var ett för VAR-analysen, se tabell 9 i appendix. Antalet laggar fås då vi följer Schwarz Bayesian (SBIC) kriteriet som anses vara den mest lämpliga metod för val av laggar när man har färre än 120 observationer och vill utföra en VAR-analys.

Undersökning av autokorrelation för den vektor autoregressiva modellen gjordes med Breusch-Godfreys lagrangemultiplier test med max antalet laggar ett som enligt tidigare visats vara optimalt. Statistikan från testet gav högre p-värden än vårt kritiska 0,05 (se tabell 10 i appendix) vilket innebär att nollhypotesen inte förkastades och att vi inte hittat några bevis på autokorrelation.

4.2.2 Granger Kausalitetstest

Tabell 4 Granger Kausalitetstest

<i>Equation</i>	<i>Excluded</i>	<i>chi2</i>	<i>df</i>	<i>Prob> chi2</i>
Arbetslöshet (u)	reer	14.188	2	0.001
Arbetslöshet (u)	BNP	9.711	2	0.008
Arbetslöshet (u)	Import	1.7308	2	0.421
Arbetslöshet (u)	Export	.07316	2	0.964
Arbetslöshet (u)	ALL	49.141	8	0.000
Reer	Arbetslöshet (u)	1.4722	2	0.479
Reer	BNP	2.4189	2	0.298
Reer	Import	3.1993	2	0.202
Reer	Export	7.15	2	0.028
Reer	ALL	10.533	8	0.230
BNP	Arbetslöshet (u)	.25883	2	0.879
BNP	reer	2.0933	2	0.351
BNP	Import	13.788	2	0.001
BNP	Export	3.4046	2	0.182
BNP	ALL	17.893	8	0.022
Import	Arbetslöshet (u)	2.0632	2	0.356
Import	reer	1.1678	2	0.558
Import	BNP	19.982	2	0.000
Import	Export	.71182	2	0.701
Import	ALL	27.523	8	0.001
Export	Arbetslöshet (u)	6.3778	2	0.041
Export	reer	2.4274	2	0.297
Export	BNP	24.074	2	0.000
Export	Import	15.132	2	0.001
Export	ALL	44.774	8	0.000

Granger kausalitetstest presenteras i tabell 4 och vi kan förkasta nollhypotesen om att den reala växelkursen inte Granger-påverkar arbetslösheten på en väldigt stark signifikansnivå (0,001). Vi ser däremot att arbetslösheten omvänt inte Granger-påverkar den reala växelkursen enligt vårt test där p-värdet visar ett högre värde än 0,05 vilket innebär att nollhypotesen inte förkastades. Med resultatet ovan kan vi dra slutsatsen att den reala växelkursen kan användas för att prediktera nivån på arbetslösheten, däremot fungerar inte det omvända scenariot. Utöver arbetslösheten ser den reala växelkursen inte ut att ha någon förmåga att prediktera varken BNP, importen eller exporten för vår data. Ur arbetslöshetens ekvation ser vi att den reala växelkursen och BNP har en prediktiv förmåga för att kunna göra

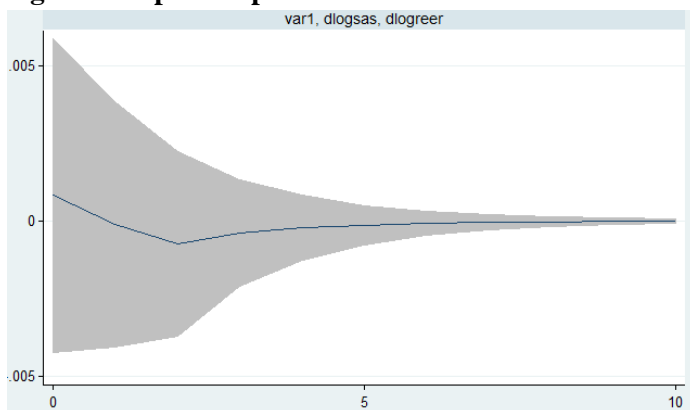
prognoser på arbetslöshetens tidsserier vilket ger ett starkt hypotesen om att det finns ett samband mellan den reala växelkursen och arbetslösheten.

4.2.3 Impuls responsfunktion

Nedan studeras hur en chock i den reala växelkursen utspelar sig på arbetslösheten över tid.

I föregående avsnitt kom vi fram till att den reala växelkursen hade en Granger-påverkan på arbetslösheten. Således väljer vi att studera arbetslösheten närmare med en impuls responsfunktion för att få en mer distinkt bild av vad som sker då en chock i den reala växelkursen inträffar. För impuls responsfunktionen kommer antalet laggar ha en markant betydelse. Enligt tidigare avsnitt kom vi fram till att optimalt antal laggar antingen fås genom statistiska tester, alternativt att man följer tumregeln som diskuterats under metodavsnittet. I den här uppsatsen analyseras både det optimala laggantalet och även tumregelns laggantal, intuitivt känns som ett rimligare alternativ när man behandlar makroekonomisk data som kontinuerligt förändras över året på grund av säsongsmässig variation. Genom att inkludera ett helt år av laggar fås säsongsvariationerna med för respektive variabel och på så sätt förväntar vi oss en rimligare prediktion. Granger-kausaltetstest för fyra laggar finns i tabell 13 i appendix och vi ser att den reala växelkursen kan användas för att prediktera arbetslösheten i detta fall också.

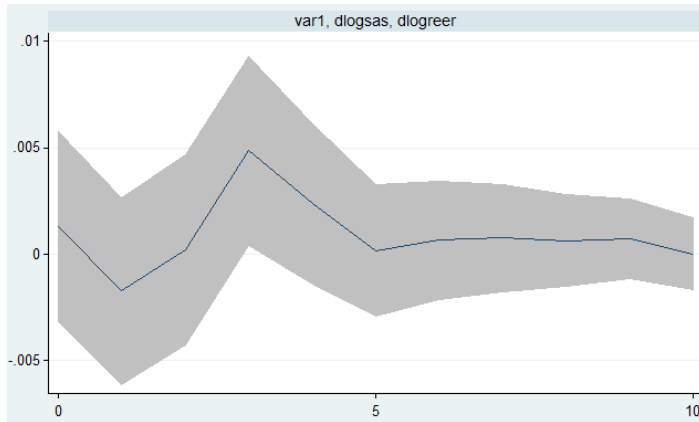
Figur 12 Impuls responsfunktion Arbetslöshet / Real växelkurs 1 Lagg



En chock på den reala växelkursens felterm med en standardavvikelse ökar arbetslösheten initialt för att sedan falla ner till en negativ nivå efter två kvartal (se figur 12). Här vänder kurvan och lutningen blir väldigt svag men positiv i ungefär ett kvartal då den sedan stagnerar och är tillbaka vid sitt initiala läge. Vi ser här att effekten av en real växelkursförändring maximeras efter två kvartal för att sedan sakta men säkert ebba ut till sitt ursprungliga läge redan efter fyra till fem kvartal. Trots det här observerar vi dock att konfidensintervallet för

hela vår funktion sträcker sig både över och under nollnivån, vilket i sin tur innebär att effekten statistiskt sett inte skiljer sig från noll.

Figur 13 Impuls responsfunktion Arbetslöshet / Real växelkurs 4 Laggar



Om vi initialt chockar feltermen i den reala växelkursen med en standardavvikelse kommer arbetslösheten stiga uppåt från sitt ursprungliga läge (figur 13). Arbetslöshetens nivå får sedan en relativt brant negativ lutning under det första kvartalet och hamnar en bit under nollnivån vilket tyder på att arbetslösheten sjunker till en lägre nivå än vi hade innan chocken inträffade. Vid början av det andra kvartalet observerar vi en brant lutning uppåt där arbetslösheten stiger för att låta effekten av en chock kulminera efter ungefär 3 kvartal. Här tar kurvan en negativ vändning för att mer eller mindre återgå till sitt ursprungliga läge efter ungefär 5 kvartal. Effekten är då väldigt svag vilket innebär att arbetslösheten har hittat tillbaka till sitt initiala läge.

Jämförelse mellan en och fyra laggar

Den stora observationen vi kan göra mellan de olika funktionerna är att med fler laggar så följer fler större hack. Kurvan byter därmed oftare lutning och det kan mycket väl bero på att vi inkluderat all möjlig säsongsvariation som vi tidigare resonerat kring. Intuitivt känns det rimligare att lita på en graf med fyra laggar just eftersom variablerna har så många olika faktorer som bidrar med en påverkan och dessa förändras snarare i ett speciellt mönster över ett år än över ett kvartal. Funktionerna med endast ett lagg visar ett mycket simpelt samband där en real valutakursförändring snabbt ökar arbetslösheten för att sedan låta den återgå till sitt initiala läge efter bara tre kvartal medan funktionen med fyra laggar når sin kulmen efter denna tidsperiod. Vi får heller inte glömma att med ett kvartals lagg så visar funktionen en effekt som statistiskt sett inte är skild från noll. Genom att jämföra med (Branson och Love 1988), (Frankel 2004), (Berman, Martin och Mayer 2009) som kommit fram till att det tar mellan ett till två år för en real växelkursförändring att nå sin maximala effekt ses figuren med

antalet laggar efter tumregeln ge ett samband som har en mer snarlik effekt än figuren med laggantalet bestämt med hjälp av de statistiska kriterierna.

5 Slutsats

Syftet med studien var att analysera om det existerar ett samband mellan den reala växelkursen och arbetslösheten i Sverige. Med hjälp av ekonometriska modeller har ett sådant samband skådats där vi finner att en förändring av växelkursen har systematiskt samband gentemot arbetslösheten i Sverige. Då data transformerats med den naturliga logaritmen har vi med hjälp av approximationer kunnat hitta en relation där 10 procents depreciering av den reala växelkursen kommer leda till en 4,8% lägre arbetslöshet efter tre kvartal. Det omvända sambandet antas också gälla där appreciering av den reala växelkursen kommer ha en lika stor men negativ effekt på arbetslösheten efter tre kvartal.

Vidare så visade Grangers kausalitetstest på den vektor autoregressiva modellen också ett statistiskt signifikant samband där både den reala växelkursen kan användas för att prediktera arbetslösheten vilket stärker hypotesen om sambandet mellan de ovan nämnda variablernas förekomst. Impuls responsfunktionen intygar dessutom att reala växelkursen kan påverka arbetslösheten snabbare och vid kortare tidsperioder efter att en chock inträffat. Vi observerar att den maximala effekten av en växelkursförändring inträffar vid ungefär tre kvartal för att sedan avta mot sin initiala nivå efter ungefär fem kvartal.

Samtliga studier som tidigare undersökt sambandet mellan real växelkurs och arbetslöshet för andra länder (Branson & Love 1988), (Berman, Martin & Mayer 2009), (Frankel 2004), (Bakhshi & Ebrahimi 2016) har redovisat resultat som går i linje med vår studie vilket förstärker teorin om sambandets existens i verkligheten.

Då den här studien undersöker sambandet mellan den reala effektiva växelkursen kan förslag till fortsatta studier vara att använda sig av andra former av mått för växelkursen för att utföra robustnesskontroller. Det skulle troligtvis inte skada att använda månatlig data för att få in fler observationer och ett mer träffsäkert resultat. Förslag till vidare forskning skulle kunna bygga på att undersöka hur arbetslösheten påverkas inom olika sektorer vid en förändring av den reala växelkursen. Det skulle även vara intressant att nischa sig mot vissa specifika exportberoende branscher där Sverige har ett stort antal sysselsatta (exempelvis biltillverkning, medicin o.s.v.) med syfte att utreda vilka som drabbas hårdast vid en lång period av valutakursmässiga apprecieringar gentemot omvärlden.

6 Referenser

- Angrist, J. & Pischke, J. (2008). *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton Univ Pr.
- Bakshi, Z., & Ebrahimi, M. (2016) The effect of real exchange rate on unemployment. *International Journal of Organizational Leadership*, 3(4), 4.
- Berman, N., Martin, P., & Mayer, T. (2012). How do different exporters react to exchange rate changes?. *The Quarterly Journal of Economics*, 127(1), 437-492.
- Björklund, Marianne (2016) Toppekonom varnar: Världen kan stå inför ett valutakrig. *DN.se*, 4 juni. <http://www.dn.se/ekonomi/toppekonom-varnar-varlden-kan-sta-infor-ett-valutakrig/> [Hämtad 2017-06-22]
- Brandt, Patrick T. and John T. Williams. (2006). *Multiple Time Series Models*. Beverly Hills: Sage.
- Branson, W. H., & Love, J. (1988). US manufacturing and the real exchange rate. In *Misalignment of exchange rates: Effects on trade and industry* (pp. 241-276). University of Chicago Press.
- Chimanani, H., Bhutto, N. A., Butt, F., Sheikh, S. A., & Devi, W. (2012). The effect of exchange rate on unemployment rate in Asian countries. *Proceedings of 2nd International Conference on Business Management*.
- Clarida, R., & Galli, J. (1994) Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important Are Nominal Shocks? NBER working paper No. 4658, Feb. In *Carnegie-Rochester Conference on Public Policy* (Vol. 41, pp. 1-56). North-Holland.
- Cline, W. R., & Williamson, J. (2010). Currency wars. *Policy Briefs in International Economics*, 10-26.
- Federal Reserve Bank of St. Louis (FRED). (2017a), *Real Broad Effective Exchange Rate for Sweden*, <https://fred.stlouisfed.org/series/RBSEBIS> (Hämtad 2017-03-03)
- Federal Reserve Bank of St. Louis (FRED). (2017b), *Real Gross Domestic Product for Sweden*, <https://fred.stlouisfed.org/series/CLVMNACSCAB1GQSE> (Hämtad 2017-03-03)
- Federal Reserve Bank of St. Louis (FRED). (2017c), *Exports of Goods and Services for Sweden*, <https://fred.stlouisfed.org/series/NAEXKP06SEQ652S> (Hämtad 2017-03-03)
- Federal Reserve Bank of St. Louis (FRED). (2017d), *Imports of Goods and Services for Sweden*, <https://fred.stlouisfed.org/series/NAEXKP07SEQ652S> (Hämtad 2017-03-03)
- Frenkel, R., & Ros, J. (2006). Unemployment and the real exchange rate in Latin America. *World development*, 34(4), 631-646.
- Gottfries, N (2013). *Macroeconomics*. 1st.ed. Basingstoke: Palgrave Macmillan.

- He, X. (2013). *Real effective exchange rate and unemployment rate: The difference between re-exporting and non-re-exporting countries*. Masteruppsats. Clemson University, United states. http://tigerprints.clemson.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=2716&context=all_theses (Hämtad: 2017-03-03)
- Huang, H., & Tang, Y. (2015). How Did Exchange Rates Affect Employment in US Cities?. *Contemporary Economic Policy*.
- Ivanov, V., & Kilian, L. (2005). A practitioner's guide to lag order selection for VAR impulse response analysis. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics* 9: March 2005, Article 2.
- Lagerwall, B., & Nessén, M. (2009). Kronans långsiktiga utveckling. *Sveriges Riksbank*, 6.
- Nau, R. F. (2009). What's a good value of R-squared. *Duke University*, 12.
- NIST/SEMATECH. (2012). *e-Handbook of Statistical Methods*. <http://www.itl.nist.gov/div898/handbook> (Hämtad 2017-03-03).
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics* 16, 289–326.
- Savin, N. E., & White, K. J. (1977). The Durbin-Watson test for serial correlation with extreme sample sizes or many regressors. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1989-1996
- SCB (Statistiska Centralbyrån) (2017). *Arbetskraftsundersökningarna*. <http://www.scb.se/hitta-statistik/statistik-efter-amne/arbetsmarknad/arbetskraftsundersokningar/arbetskraftsundersokningarna-aku/> (2017-03-02).
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2007). *Introduction to econometrics*. Boston, Pearson/Addison Wesley.
- Sveriges Riksbank (2017). Penningpolitik <http://www.riksbank.se/penningpolitik> (Hämtad: 2017-03-02)
- The World Bank, World Development Indicators (2017). *The real effective exchange rate*. <http://data.worldbank.org/indicator/PX.REX.REER?locations=SE> (Hämtad: 2017-03-03)

Appendix

Tester för linjär regression

Tabell 5 Heteroskedasticitetstest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity	
Ho: Constant variance	
Variables: fitted values of darb	
chi2(1)	= 1.59
Prob > chi2	= 0.2068

Testet ovan visar statistikan gällande våra residualers varians. Mer info om testet och dess hypoteser går att läsa om i metodavsnittet.

Tabell 6 Regressionstabell med 2 laggar

Arbetslöshet (u)	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5
	0.06895	0.4030*	0.3961*	0.4982***	0.4157**
reer(-2)	(0.7932)	(0.0152)	(0.0171)	(0.0007)	(0.0097)
		-2.4943***	-2.2687***	-2.3100***	-1.9776***
BNP(-2)		(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0001)
			-0.1162	0.2363	
Export(-2)			(0.3583)	(0.2074)	
				-0.5348**	
Import(-2)				(0.0058)	
					-0.3238*
Nettoexport(-2)					(0.0358)
	-0.004278	0.01258*	0.01259*	0.01520**	0.01334*
Konstant	(0.2638)	(0.0145)	(0.0156)	(0.0040)	(0.0118)
N	89	89	89	89	89

p-values in parentheses * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

Variablerna i tabellen ovan är identiska till de som presenteras under analysavsnittet. Skillnaden för denna tabell är att vi istället har två kvartals lagg och beskriver således sambandet för våra variabler med två kvartals fördröjning (6 månader).

Tabell 7 Regressionstabell med 4 laggar

Arbetslöshet (u)	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5
reer(-4)	0.08008 (0.5782)	0.2529 (0.0919)	0.2693 (0.0831)	0.3476* (0.0240)	0.2487 (0.1065)
BNP(-4)		-1.3085** (0.0020)	-1.8442** (0.0057)	-1.8758** (0.0074)	-1.4779* (0.0215)
Export(-4)			0.2759 (0.2148)	0.5461* (0.0294)	
Import(-4)				-0.4099* (0.0145)	
Nettoexport(-4)					0.1061 (0.6538)
Konstant	-0.003883 (0.3475)	0.004901 (0.3581)	0.004879 (0.3574)	0.006882 (0.2024)	0.004652 (0.3694)
N	87	87	87	87	87

p-values in parentheses * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

Variablerna i tabellen ovan är identiska till de som presenteras under analysavsnittet. Skillnaden för denna tabell är att vi istället har fyra kvartals lagg och beskriver således sambandet för våra variabler med fyra kvartals fördröjning (1 år).

Tester för Vector autoregression (VAR)

Tabell 8 Normalfördelningstest

Jarque-Bera test			
Equation	chi2	df	Prob > chi2
dlogsas	0.656	2	0.72050
dlogreer	0.934	2	0.62680
dlogbnp	5.481	2	0.06453
dlogimport	0.542	2	0.76252
dlogexport	3.566	2	0.16816
ALL	11.179	10	0.34373
H0:Residualerna är normalfördelade			
Ha: Inte normalfördelning			

Tabell 8 beskriver huruvida vi har normalfördelad data för vår VAR-analys, mer specifik information kring testet och dess hypoteser kan hittas under metodavsnittet.

Tabell 9 Varsoc för optimalt antal laggar

Lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	1045.68				6.5e-18	-25.3824	-25.3235	-25.2356
1	1105.78	120.2	25	0.000	2.8e-18*	-26.2385*	-25.885*	-25.358*
2	1129.83	48.107	25	0.004	2.9e-18	-26.2154	-25.5673	-24.6011
3	1155.46	51.251	25	0.001	2.9e-18	-26.2307	-25.288	-23.8826
4	1176.13	41.345*	25	0.021	3.3e-18	-26.1251	-24.8878	-23.0433

Tabell 9 visar vilka laggar som rekommenderas att användas enligt de olika kriterierna som finns. Den lilla stjärnan som hittas vid ett specifikt laggantal för varje kriterier visar det minsta värdet för kolumnen och pekar på laggalternativet som därför bör användas.

Tabell 10 Autokorrelation VAR 1 Lag

Lag	chi2	df	Prob >chi2
1	34.8907	25	0.09020

Tabell 11 Autokorrelation VAR 4 laggar

Lag	chi2	df	Prob >chi2
1	23.7562	25	0.53349
2	32.8195	25	0.13564
3	20.6260	25	0.71327
4	21.6697	25	0.65474

Tabell 10 och 11 visar test för autokorrelation i den autoregressiva vektormodellen. Mer information om testet och dess hypoteser går att hitta i metodavsnittet.

Tabell 12 Var-Koefficienter

Arbetslöshet	Arbetslöshet	Coef.	Std.	Err.	P > z	P>z[95% Interval]	Conf.
	L1.	.4209649	.0871392	4.83	0.000	.2501752	.5917545
	reer						
	L1.	-.0325254	.127608	-0.25	0.799	-.2826326	.2175817
	BNP						
	L1.	-1.360738	.4433574	-3.07	0.002	-2.229703	-.4917739
	Import						
	L1.	-.2817896	.166273	-1.69	0.090	-.6076786	.0440994
	Export						
	L1.	.0547141	.1730977	0.32	0.752	-.2845512	.3939795
	_cons	.0086132	.0037934	2.27	0.023	.0011783	.0160482

I tabellen ovan visas koefficienterna från den Vektor-autoregressiva modellen vid en perioders lagglängd. Siffrorna ovan presenterar *Arbetslöshetens* ekvation, se specifikationen i metodavsnittet för mer information. Koefficienterna i sig är väldigt svårtolkade till skillnad från den linjära regressionen och vi har därav utfört andra tester för att få svar på huruvida den reala växelkursen samspelar med arbetslösheten, se resultatavsnittet för mer information.

Tabell 13 Granger-kausaltet, 4 laggar

Equation	Excluded	Chi2	df	Prob>chi2
Arbetslöshet(u)	reer	24.136	4	0.000
Arbetslöshet(u)	BNP	13.048	4	0.011
Arbetslöshet(u)	Import	5.1322	4	0.274
Arbetslöshet(u)	Export	11.221	4	0.024
Arbetslöshet(u)	ALL	85.781	16	0.000