



LUNDS UNIVERSITET
Ekonomihögskolan

Ger räntepolitiken upphov till skevheter i den svenska utrikeshandeln?

*En empirisk undersökning av realräntans asymmetriska effekter på Sveriges
bytesbalans*

Kandidatuppsats i nationalekonomi

Författare:

Oskar Johansson

Hannes Jägerstedt

Handledare:

Fredrik N G Andersson

Lund

27 maj 2015

Abstract

The purpose of this paper is to investigate whether the Swedish Riksbank's repo rate has any asymmetric effects on Swedish exports and imports. This question becomes especially interesting when considered within the context of today's unprecedented monetary policy measures. The relationship between real interest rates, real exchange rates and the current account has been exposed to extensive research. However, the common aggregation of export- and import flows into a current account variable has left no room for investigating whether the current account effects stem from changes to export or import flows, or both. In this paper, a vector autoregression (VAR) model framework is used to conduct a multivariate time series regression including data of Sweden's relative GDP, relative interest rate, real effective exchange rate of the Swedish Krona, oil price and Swedish export and import during the time period of 1993-2014. By decomposing the current account into its two components, we find that the effect of the real interest rate is indeed asymmetric. There is evidence on a real exchange rate effect, biased towards the import side. However, the overall result suggests that there are other more important forces in play affecting the relationship between the repo rate and trade flows. Ultimately, this leaves the Riksbank with little power to affect Sweden's imports and exports.

Keywords: Exports, imports, real interest rate, real exchange rate, VAR model, Riksbank

Nyckelord: Export, import, realränta, real växelkurs, VAR-modell, Riksbank

Innehållsförteckning

1. Introduktion	1
2. Räntans effekter på bytesbalansen	3
3. Empirisk analys.....	8
3.1. Modell.....	8
3.2. Data.....	10
3.3. Metod.....	13
3.4. Resultat och analys	15
4. Slutsats	22

Appendix A: Databeskrivning och källor

Appendix B: Impulse response-funktioner

Appendix C: Forecast error variance decompositions (RID)

1 Introduktion

I kölvattnet av den senaste globala finansiella krisen bedrivs på många håll i världen, däribland i Sverige, en expansiv penningpolitik som i flera avseenden saknar tidigare motstycke. Inflationen har varit låg och den ekonomiska återhämtningen svag trots historiskt låga räntenivåer i både Euroområdet och USA. Flera centralbanker, däribland amerikanska Federal Reserve och Europeiska Centralbanken har därför tvingats till okonventionella penningpolitiska åtgärder. De låga styrräntorna har kompletterats med stödköp av statsobligationer för att ytterligare pressa ned marknadsräntorna, något som har fått såväl svenska som utländska marknadsräntor att fluktuera kraftigt. Räntornas rörelser har bidragit till en markant ökad volatilitet i kronkursen. Efter att Riksbanken i februari i år annonserade en sänkning av reporäntan till - 0.10 procent försvagades kronan kraftigt, framför allt mot euron. När sedan ECB kort därefter påbörjade sina köp av statsobligationer vidgades åter räntedifferensen mot eurozonen och kronan förstärktes på nytt. Riksbanken svarade med att vidta ytterligare lättnader och har inlett stödköp av statsobligationer, vilket har haft en något dämpande effekt på kronkursen (Sveriges Riksbank, 2015). Den här uppsatsen kommer att begränsas till att undersöka de effekter som styrräntan medför i ekonomin, medan interventioner på valuta- och värdepappersmarknaderna inte beaktas.

I den senaste tidens ansträngningar i syfte att nå inflationsmålet om två procents ökning i KPI i årstakt, har Riksbanksdirektionens uppmärksamhet bland annat riktats mot den internationella konjunkturen och import- och exportsektorn. På importsidan har Sverige möjlighet att importera inflation om kronan kan hållas lågt värderad. På exportsidan kan en svagare krona ge konkurrensfördelar åt svenska exportföretag och därigenom stimulera produktion, investeringar och konsumtion, samt i förlängningen till stigande inflation. Eftersom Sverige är en liten, öppen ekonomi påverkas KPI i stor utsträckning av utländska prisförändringar och växelkursförändringar. Ett riktmärke är att 75 procent av förändringar i konsumentpriser förklaras av svenska prisförändringar och resterande 25 procent av förändringar i växelkursen och utländska priser. Annorlunda uttryckt påverkas en fjärdedel av den genomsnittliga svenskens konsumtion av växelkursförändringar (Hässel et al, 2001). Mot bakgrund av det svenska omvärldsberoendet och den senaste tidens historiskt låga räntenivåer blir det intressant att diskutera hur starkt sambandet egentligen är mellan Sveriges penningpolitik och handelsflöden. Den här uppsatsen undersöker vad Riksbanken har för

möjlighet att, genom justeringar av reporäntan, påverka Sveriges export och import. Mer specifikt undersöks huruvida det föreligger några asymmetriska effekter, så att en extrem penningpolitisk miljö slår skevt mot de båda komponenterna i bytesbalansen.

Den resterande delen av uppsatsen kommer att disponeras som följer. I kapitel 2 ges en översiktlig beskrivning av den teoretiska relationen mellan ränta och bytesbalans. Fokus läggs på en beskrivning av effekter via växelkurskanalen. I anslutning till detta ges även en redogörelse för tidigare empiriska resultat. Den ekonometriska modellen, resultat och analys behandlas i kapitel 3. Slutligen, i kapitel 4, presenteras de slutsatser och policyimplikationer som analysen ger upphov till.

2 Räntans effekter på bytesbalansen

Sambandet mellan ränta, växelkurs och bytesbalans är väl utforskat empiriskt, men forskning saknas som undersöker effekten av ränteförändringar på export och import för sig. I litteraturen studeras istället *nettot* av dessa som en variabel, vilket gör det omöjligt att urskilja huruvida förändringar i bytesbalansen kan tillskrivas förändringar i exporten, importen eller båda. Vårt bidrag till litteraturen är att titta närmare på om exporten och importen påverkas i olika utsträckning av en förändring i Riksbankens styrränta. Om så visar sig vara fallet, skulle dagens extrema räntemiljö kunna ge upphov till oväntade effekter på den svenska bytesbalansen. Den här uppsatsen kommer att fokusera på räntans effekt via växelkursen.

En sammanfattande och intuitiv förklaring till relationen mellan penningpolitik, växelkurs och bytesbalans är att en lägre ränta i Sverige ger lägre avkastning på räntebärande tillgångar, som är denominerade i kronor. Resultatet blir minskad efterfrågan på kronan, vilket ger ett deprecieringstryck på valutan. En svagare krona gör svenska varor billigare på världsmarknaden, vilket bör stärka exporten. Vidare torde en försvagning av kronan styra om en del av den svenska konsumtionen mot inhemskt producerade varor, varför importvolymen kan förväntas falla. Om importefterfrågan är elastisk nog spiller en del av växelkursförändringarna över i inflation via stigande priser i importsektorn. Riksbankens penningpolitiska lättnader bör således gynna Sveriges exportsektor på bekostnad av importsektorn (Hässel, Norman, & Andersson, 2001).

Mundell-Flemming-Dornbusch (MFD)-modellen förutspår att en penningpolitisk expansion leder till en depreciering av växelkursen och därigenom en förbättring av bytesbalansen. Samtidigt stimulerar det lägre ränteläget inhemsk efterfrågan och med den tenderar importen att stiga. De båda effekterna har alltså motsatta effekter på handelsbalansen och den sammantagna effekten beror på vilken av effekterna som väger tyngst (MacDonald, 1998). Prasad (1999) finner stöd för att nominella chocker har långsiktiga positiva effekter på handelsbalansen i G7-länderna. Bilden bekräftas i Kim (2001), som drar slutsatsen att växelkurskanalen får större genomslagskraft än den inhemska efterfrågeeffekten. Därmed gynnas handelsbalansen av en penningpolitisk lättnad.

Sambandet mellan realränta och den reala växelkursen kan modelleras med utgångspunkt i paritetsvillkoren. En undersökning av räntepariteterna är inte på något sätt fokus för den här

uppsatsen, men de presenteras här översiktligt i syfte att härleda sambandet mellan realränta och real växelkurs. Detta samband är viktigt, eftersom det ligger till grund för den fortsatta analysen.

$$\Delta S_{t+1}^e = i_t - i_t^* \quad (1)$$

$$\Delta S_{t+1}^e = \Delta S p_{t+1}^e + \Delta p_{t+1}^{e*} \quad (2)$$

$$r_t^e = i_t - \Delta p_{t+1}^e \quad (3)$$

$$r_t^{e*} = i_t^* - \Delta p_{t+1}^{e*} \quad (4)$$

$$r_t^e = r_t^{e*} \quad (5)$$

Ekvation (1) är det *osäkrade ränteparitetsteoremet*, som säger att den förväntade växelkursförändringen skall vara lika med differensen mellan inhemsk och utländsk nominell ränta. Ett högre ränteläge i Sverige än, till exempel, Eurozonen förväntas depreciera den svenska kronan mot euron. Ekvation (2) beskriver det *relativa köpkraftsteoremet*, vilket knyter en växelkursdepreciering till en högre inflationstakt än i omvärlden. Ekvationerna (3)-(4) är den inhemska- respektive utländska *fisherekvationen*. Sambandet relaterar realräntor till nominella räntor via inflationsförväntningar. Ekvationerna ovan beskriver i tur och ordning de paritetsvillkor som är nödvändiga för att *reala ränteparitetsvillkoret* (5) skall hålla, det vill säga för att realräntor skall utjämnas mellan länder. En viktig implikation av sambandet är att, om villkoret håller begränsas det penningpolitiska ränteverktyget kraftigt (Nusair, 2006). Detta gäller särskilt i en liten, öppen ekonomi som Sverige, som saknar möjlighet att påverka världsmarknadens ränteläge.

Ett vitt fält av forskning har ägnats åt att undersöka om villkoret håller i praktiken och resultaten har varit blandade. Sammantaget är bevisföringen till fördel för pariteten svag trots framväxten av mer kraftfulla ekonometriska tester under de senaste åren. En förklaring som anförs är volatiliteten i nominella växelkurser under rörliga växelkursregimer, något som vi återkommer till nedan (Nusair, 2006). Det reala ränteparitetsvillkoret används hur som helst ofta för att modellera realräntans utveckling i empiriska studier. MacDonald (1998) föreslår i sin översikt över reella växelkurser följande samband:

$$\sigma_t = \bar{\sigma}_t - (r_t - r_t^*) \quad (6)$$

där σ_t är real växelkurs (inhemsk/utländsk), vars avvikelser från den långsiktiga reala växelkursen $\bar{\sigma}_t$ ges av realräntedifferensen.

Om paritetsvillkoren (1) - (5) håller, skall den reala växelkursen vara oförändrad över tid. Empiriska resultat visar emellertid att den relativa köpkraftspariteten i (2) inte håller på kort sikt: Trögrörliga priser och löner anpassar sig inte snabbt nog till nominella växelkursrörelser, varför reala växelkurser kan fluktuera kraftigt i praktiken (Rogoff, 1996). På *lång sikt* antas priser vara flexibla, så att reala faktorer i ekonomin är oberoende av nominella faktorer. Den reala växelkursen borde därför på lång sikt vara i balans ($\bar{\sigma}_t$ konstant i ekvationen) och eventuella avvikelser förklaras enligt sambandet med avvikelser från realräntepariteten. En positiv realräntedifferens ger upphov till en appreciering av valutan.

Länken mellan realränta och real växelkurs som ges i (6) har testats bland annat i Campbell och Clarida (1987) och Meese och Rogoff (1988). Ingen av dessa finner signifikant stöd för sambandet i praktiken. Baxter (1994) gör ett nytt försök och når en annan slutsats: det föreligger korrelation mellan realräntor och real växelkurs, men sambandet är starkast vid längre tidshorisonter. Författaren leds att dra följande två slutsatser. För det första är förklaringen till att tidigare forskning haft svårt att upptäcka sambandet, att de har fokuserat på för korta tidsperioder, under vilka sambandet är svårt att säkerställa statistiskt. För det andra kan det faktum att sambandet är starkt på längre sikt tyda på att konjunkturcykler har en viktig roll att spela för bestämmandet av realräntor- och växelkurser. Baxter föreslår därför att framtida studier integrerar konjunkturella variabler i modellen. Till ytterligare stöd för hennes rekommendationer gav Bela Balassa och Paul Samuelsson 1964 en förklaring till långsiktiga fluktuationer i den reala växelkursen som har fått stor genomslagskraft. De argumenterade att produktivitetsskillnader mellan handelssektorn och den inhemska sektorn leder till prisskillnader som inte reflekteras i den nominella växelkursen. Länder som erfar hög produktivitetstillväxt jämfört med andra länder ser ofta sin reala växelkurs appreciera och den sammantagna effekten på bytesbalansen av ökad produktivitet relativt omvärlden förväntas vara negativ. (Rogoff, 1996).

Vid studier av handelsbalanser är det vanligt att, med hänvisning till PPP, införa restriktioner så, att nominella chocker inte tillåts påverka den reala växelkursen på lång sikt. Se bland andra (Clarida & Gali, 1994) och (Prasad, 1999). Mycket tyder emellertid på att nominella chocker har långvariga effekter på den reala växelkursen och att konvergens mot PPP i alla händelser sker mycket långsamt, se till exempel (Rogoff, 1996). Fisher och Huh (2002) estimerar en VAR-modell utan PPP som restriktion och finner att en positiv nominell chock leder till både kort- och långsiktig depreciering av växelkursen i G7-länderna, samt att

handelsbalansen påverkas positivt i samtliga fall. De visar att en penningpolitisk lättnad förklarar upp till två tredjedelar av fluktuationerna i ländernas handelsbalanser. Cavaralli (2001) undersöker hur en nominell (penningpolitisk) chock påverkar bytesbalansen på kort och lång sikt. Resultaten är blandade: I Storbritannien, Italien, Frankrike och Canada leder en plötslig räntehöjning till en förbättring av bytesbalansen på kort sikt som varar upp till 30 kvartal. I USA, Tyskland och Japan försämras bytesbalansen initialt, för att sedan långsamt återhämta sig. Vidare finner författaren att nominella chocker har stark kortsiktig effekt, de förklarar runt 90 procent av fluktuationerna i bytesbalansen. Sammantaget finner Cavaralli stöd för att bytesbalansen är en av de huvudsakliga transmissionskanalerna för monetära chocker.

Giuliodori (2004) estimerar en VAR-modell och undersöker med hjälp av kvartalsdata under åren 1979-1988 hur monetära chocker påverkar bytesbalansen i 14 OECD-länder. Resultatet visar att penningpolitiska lättnader ger temporära positiva effekter på bytesbalansen, via en depreciering av den reala växelkursen. Författaren visar också att graden av öppenhet gentemot omvärlden har betydelse för effektens storlek - ett mer öppet land erhåller större effekt på bytesbalansen. Sverige är en liten, öppen ekonomi och är starkt beroende av sin utrikeshandel: År 2014 utgjorde exporten (importen) 45 (40) procent av Sveriges BNP. Motsvarande siffror tjugo år tidigare, år 1994, var 35 respektive 30 procent. (SCB, 2015). Utrikeshandelns ökande betydelse för Sverige reflekterar en allt starkare integration i världsekonomin. Mot bakgrund av dessa förhållanden torde kronans värde, och i förlängningen reporäntan, få stor betydelse för den svenska ekonomins internationella konkurrenskraft och handelsmönster.

En undersökning av såväl det kortsiktiga som långsiktiga sambandet mellan real växelkurs och bytesbalans görs i (Trinh, 2014). Vid en fallstudie på Vietnam kommer författaren fram till att en kortsiktig depreciering tillfälligt försämrar bytesbalansen, men att bytesbalansen på lång sikt påverkas i positiv riktning av en real växelkursdepreciering. Trinh lyfter dock fram att förändringarna är mycket små - en procentenhets appreciering av växelkursen försämrar bytesbalansen med 0.2 procent. På importsidan förklaras den låga elasticiteten med ett stort beroende av utländska insatsvaror i produktionen. Att exporten reagerar svagt kan dels bero på att priserna på råvaror, som utgör en väsentlig del av Vietnams exportvaror, bestäms på världsmarknaden och påverkas i mindre utsträckning av fluktuationer i växelkursen.

Utöver räntan, växelkursen och den relativa produktivitetstillväxten har oljeprisutvecklingen en central betydelse för förändringar i bytesbalansen. Ett stigande oljepris förväntas normalt ha en negativ effekt på handelsbalansen i oljeimporterande länder, till vilka Sverige hör. Den direkta effekten är att produktionskostnaderna stiger i de sektorer som nyttjar olja i produktionen. Ett högre oljepris tenderar vidare att ge inflationstryck i oljeberoende länder. Detta kan i sin tur få centralbanker att svara med räntehöjning för att dämpa inflationstrycket vilket leder till minskad konsumtion och uteblivna investeringar. Sammantaget resulterar dessa faktorer i minskad produktion och därmed också export. Eftersom importen inte nödvändigtvis faller i motsvarande utsträckning blir effekten på handelsbalansen negativ. (Le & Chang, 2012).

Trots svårigheterna att bekräfta det teoretiska sambandet mellan realränta och real växelkurs, visar majoriteten av forskningen på att penningpolitiska lättnader får positivt genomslag på bytesbalansen i G7- och OECD-länder. Dessa länder är likartade Sverige i flera avseenden och vi förväntar oss därför liknande effekter på Sveriges bytesbalans. Mer specifikt väntar vi oss, mot bakgrund av tidigare resultat och teori, finna att ränteförändringar verkar positivt på växelkursen och att denna i sin tur verkar negativt på Sveriges export och positivt på Sveriges import. Eftersom ränte- och valutamarknaderna är effektiva och de mest likvida, torde räntans effekt på växelkursen kunna skönjas snabbt. Växelkursens genomslag på handeln kan i jämförelse ske med större eftersläpning. Detta eftersom kontrakt på större export- och importvolymerna ofta är valutakurssäkrade samt skriva på längre tidshorisonter. Dess effekter beror också i stor utsträckning på elasticiteten i efterfrågan hos såväl producenter som konsumenter. Litteraturen ger dock ingen indikation på vilken, om någon, av bytesbalansens komponenter som reagerar kraftigast på ränteförändringar. Detta ämnar vi undersöka i nästa kapitel.

3 Empirisk analys

3.1 Modell

Frågeställningen besvaras med hjälp av en Vector Autoregression-modell (VAR), en tidsseriemodell som har fått allt större betydelse för den makroekonomiska forskningen sedan den introducerades av Sims (1980). Sims erhöll 2011 Riksbankens pris till minne av Alfred Nobel för sitt arbete med VAR-modellen. Modellen fångar upp hur multipla tidsserier samverkar över tid. En fördel med modellen är att den inte kräver någon på specifikation av vilka variabler som är exogena respektive endogena, istället behandlas alla variabler som endogena. För varje variabel som inkluderas i modellen estimeras en ekvation som förklarar variabelns utveckling dels i termer av sitt eget värde i tidigare perioder, dels av simultana och laggade effekter av andra modellvariabler.

I en VAR-modell inträder samtliga variabler symmetriskt, något som inte alltid är önskvärt. I dessa fall är det möjligt att istället använda en strukturell VAR-modell (SVAR) där modellrestriktioner införs baserat på bakomliggande ekonomisk teori. Användandet av en SVAR-modell kräver alltså en mer ingående förkunskap kring sambanden mellan de variabler som inkluderas i analysen. Då vi önskar genomföra en mer förutsättningslös analys av frågeställningen, som inte tvingar modellvariablerna att verka i en viss riktning, väljer vi att använda en vanlig VAR-modell framför den strukturella modellen. Ytterligare en fördel med denna specificering är att inga långsiktiga restriktioner införs. Baserat på Enders (2010) kan en generell VAR-modell skrivas:

$$\begin{cases} y_t = b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} & (1) \\ z_t = b_{20} - b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt} & (2) \end{cases}$$

$$= Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Där

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}, \quad x_t = \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix}, \quad \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}$$

$$\Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}, \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

Genom att multiplicera båda led i den sammansatta ekvationen med den inversa matrisen B^{-1} erhålls en VAR-modell i standardform:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t$$

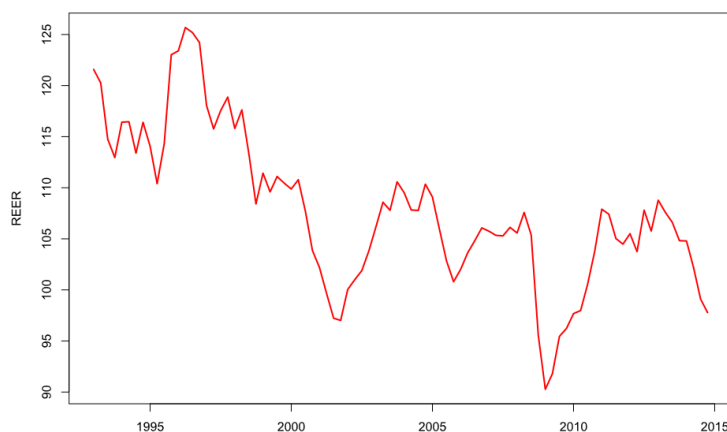
Där $A_0 = B^{-1}\Gamma_0$, $A_1 = B^{-1}\Gamma_1$ och $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$

Processen som beskrivits ovan är ett enkelt exempel med endast två olika AR(1)-processer och även om förfarandet kompliceras vid införandet av ytterligare tidsserier och fler antal laggar fungerar resonemanget analogt med det exempel som beskrivits ovan. Parameterskattningar för samtliga matriser ovan erhålls genom OLS-regressioner. Då det ekvationssystem som erhålls innehåller fler okända variabler än antal ekvationer genomförs en Cholesky-dekomponering som inför restriktioner i modellen. Dessa restriktioner införs på så sätt att de tidsserier som inkluderas i VAR-systemet ordnas hierarkiskt i termer av exogenitet. Den variabel som identifieras som mest exogen, ställs överst i uppställningen, varvid ytterligare variabler placeras, enligt samma logik, från mest exogen till minst. Uppställningen resulterar i en nedre triangulär matris och inför därmed en serie nollrestriktioner som innebär att en relativt endogen variabel inte tillåts ha någon simultan effekt på en variabel som identifierats som relativt exogen. Dessa restriktioner är nödvändiga för att VAR-systemet skall vara identifierbart, men de får också konsekvensen att vissa simultana effekter mellan variablerna inte tillåts. En mer ingående redogörelse för dessa restriktioner ges i avsnitt 3.4. En fördjupning av matematiken bakom VAR-modeller kan hittas bland annat i Enders (2010).

3.2 Data

De variabler som ingår i VAR-analysen är två reala styrräntor - den svenska reporäntan och en handelsvägd omvärldsränta - Sveriges reala effektiva växelkurs, export, import och relativa produktivitet samt oljeprisutvecklingen¹. Samtliga serier består av kvartalsvisa observationer under åren 1993-2014.

Sveriges reala effektiva växelkurs (REER) är ett logaritmerat index, vilket beräknas utifrån handelsviktad nominell växelkurs, justerad för inflation i partnerländerna. Ett högre värde på index svarar mot en real appreciering av kronan. Detta illustreras i figur 3.1, som visar att kronan var som starkast under andra halvan av 1990-talet. Under större delen av mätperioden har den svenska kronan successivt försvagats i reella termer, även om kraftiga fluktuationer har förekommit. Detta kan ses som en illustration av att såväl kortsiktiga som långsiktiga avvikelser från köpkraftspariteten förekommer i verkligheten. Sett över hela tidsperioden har kronan deprecierat med i genomsnitt 0.25 procent årligen, se tabell 3.1².



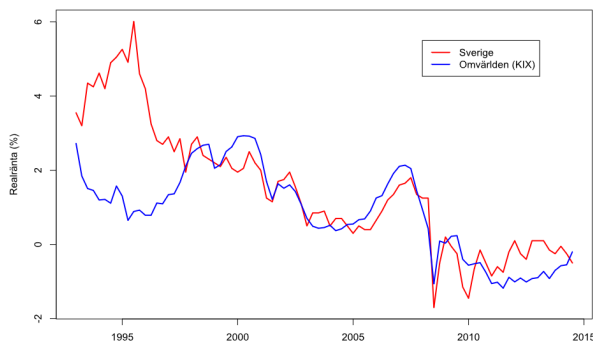
Figur 3.1 Svenska kronans utveckling 1993-2014, real effektiv växelkurs (index 2010=100).

Realräntor är beräknade enligt *fisherekvationen* som nominella styrräntor minus inflationsförväntningar. Omvärldsräntan är beräknad som ett viktat medelvärde utifrån 2010 års KIX-vikter. Räntedifferensen (RID) beräknas som differensen mellan Sveriges realränta

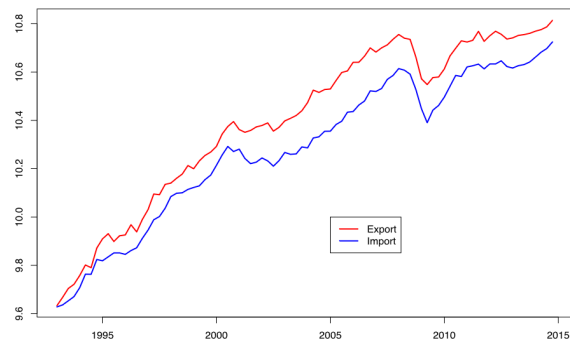
¹ Här ges en översiktlig beskrivning av de data som används. En mer detaljerad bild ges i Appendix A.

² Log-differensen -0.0025 ger en approximativ procentuell förändring med -0.25% . Formellt blir beräkningen $e^{-0.0025} - 1 = 0.9975 - 1 = -0.0025$.

(REPO) och den handelsviktade realräntan (WORLD). Figur 3.2 visar utvecklingen av de båda realräntorna över perioden 1993-2014. I kölvattnet av 1990-talets finanskris var den svenska nominella räntan högre än genomsnittet i Sveriges viktigaste handelspartners³. Samtidigt låg inflationsförväntningarna under perioden på jämförbara nivåer i dessa länder, vilket resulterade i en genomsnittlig realräntedifferens på över 4 procent under år 1995. Under större delen av 2000-talet har den svenska realräntan följt den viktade omvärldsrentan intimt. Båda realräntorna har varit negativa sedan finanskrisens utbrott, en konsekvens av expansiv penningpolitik kombinerad med förhållandevis höga inflationsförväntningar. Sveriges Riksbank bedrev, precis som Federal Reserve, en expansiv penningpolitik under krisåren. Man var emellertid snabbare än både ECB och Federal Reserve med att börja höja styrräntan igen och som en konsekvens vidgades räntedifferensen på nytt från början av 2011. Det senaste halvårets räntesänkningar har dock resulterat i att realräntorna nu har konvergerat.



Figur 3.2 Utvecklingen i den svenska och handelsviktade realräntan.



Figur 3.3 Sveriges export och import i 2010 års PPP-dollar. Logarimerade värden.

Sveriges reala export (EXP) respektive import (IMP) presenteras i naturliga logaritmer i figur 3.3. Värdet av exporten överstiger importvärdet för hela perioden. Sverige har alltså haft ett bytesbalansöverskott sedan 1993. Variablerna uppvisar en tydlig gemensam trend över tid och tabell 3.1 visar att den genomsnittliga tillväxttakten för båda variablerna har legat runt 1.3 procent årligen. Variablerna uppvisar dessutom samma konjunkturella mönster, vilket är ett tecken på att de påverkas liknande av omvärldsförändringar. Ett tydligt exempel är det stora fallet i såväl export- som importvolymerna förknippat med finanskrisen, som bröt ut 2008.

³ 1995 var den genomsnittliga nominella styrräntan 8.66 procent i Sverige, 4.33 i de blivande EMU-länderna och 5.81 procent i USA. Dessa länder har de tyngsta KIX-vikterna, 47 % för Eurozonen och 8.5 % för USA.

Måttet på relativ produktivitet (BNP) är den logaritmerade kvoten mellan Sveriges och dess handelspartners reala BNP. Omvärldens BNP har beräknats av författarna som ett handelsviktat BNP med hjälp av vikterna i KIX-index, ett växelkursindex som omfattar Sveriges 25 viktigaste handelspartners⁴. OIL är London Brent Crude Oil oljeprisindex.

Samtliga variabler utom realräntor har undersökts för stationäritet med hjälp av Augmented Dickey-Fuller-test (Dickey och Fuller, 1979). Resultatet av testerna presenteras tillsammans med andra statistiska egenskaper, i tabell 3.1 nedan. Vi kan inte förkasta nollhypotesen att serierna innehåller en enhetsrot på 5-procentsnivån. I nästa steg tas därför första differenser av serierna, varpå Dickey-Fuller-testet genomförs på nytt. I samtliga fall förkastas nollhypotesen och serierna innehåller inte längre enhetsrötter. Slutsatsen är att alla variabler utom räntorna är integrerade av ordningen ett och kan göras stationära i första differenser. Mot bakgrund av detta kommer VAR-modellen att estimeras i första differenser, men med realräntor i nivåer. Samtliga variabler i VAR-systemet är därför stationära. Detta följer specifikationen i Fisher och Huh (2002). En mer ingående beskrivning av Dickey-Fuller-test kan bland annat hittas i Enders (2010, ss. 206-227) eller Hatanaka (1996, ss. 48-50).

Variabel	Medelvärde	Standardavvikelse	ADF-test	Kritiskt värde (5 %)	Integrationsordning
$\Delta \ln OIL$	0.0191	0.1785	- 7.7077**	- 2.89	1
$\Delta \ln BNP$	-0.0002	0.0071	- 4.3417**	- 2.89	1
$\Delta \ln REER$	-0.0025	0.0258	- 5.9062**	- 2.89	1
$\Delta \ln EXP$	0.0136	0.0273	- 4.8492**	- 2.89	1
$\Delta \ln IMP$	0.0126	0.0251	- 4.9785**	- 2.89	1
WORLD	0.8837	1.1831	-	-	-
REPO	1.4741	1.7241	-	-	-
RID	0.5904	1.3363	-	-	-

Tabell 3.1 Statistiska egenskaper hos data och resultat av test för enhetsrötter.

⁴ KIX-vikterna som har använts presenteras i Appendix A.

3.3 Metod

Denna uppsats behandlar två olika men snarlika VAR-modeller. I den första modellen (RID) inkluderas räntevariabeln som en räntedifferens mellan Sveriges realränta och handelsviktad omvärldsränta. Denna modell stödjer sig på det reala ränteparitetsteoremet, men tydliggör inte om en förändring av det relativa ränteläget kan tillskrivas en förändring i den svenska räntan eller i omvärldens räntor. För att bättre kunna undersöka Riksbankens möjligheter att påverka export och import estimeras därför ytterligare en modell (SEP) där Sveriges realränta och omvärldsräntan separerats i två variabler.

Ordningen på variablerna i VAR-systemet är av central betydelse för hur modellen presterar vid användningen av Cholesky-dekomponering. Variablerna ställs upp i fallande ordning med den mest exogena variabeln överst. Oljepriset betraktas som mest exogent och tillåts inte påverkas av någon av de andra variablerna i samma tidsperiod. Då Sverige inte har någon egen produktion av, utan endast importerar råolja, vore det orimligt att tänka sig att någon av de andra variablerna, som beskriver en svensk situation, skulle ha en direkt påverkan på oljepriset. OIL är alltså den variabel som ställs överst i den Cholesky-dekomponering som här utförs. Vidare identifieras nästkommande variabel i uppställningen vara BNP-variabeln. Sveriges relativa produktivitet jämfört med omvärlden är ytterst svår för Sverige att påverka, främst eftersom att det är omöjligt för Sverige att på något sätt influera produktiviteten hos de större länder som utgör Sveriges viktigaste handelspartners. Således följer att BNP-måttet hamnar över övriga variabler i systemet. Den efterföljande placeringen av kvarvarande variabler utgår ifrån frågeställningen och de grundläggande teoretiska resonemang som förts i tidigare kapitel. Räntepolitiken förs utifrån nivån på BNP och det följer därav att realräntan ska placeras efter BNP i termer av exogenitet. Effekter av ränteförändringar förväntas, genom den effektiva växelkursen, ha en påverkan på export och import. Det är därför naturligt att placera ut resterande variabler enligt följande fallande ordning: REER, EXP, IMP. Mest endogen är importen, som i uppställningen påverkas omedelbart av samtliga variabler i systemet.

En schematisk bild över Cholesky-restriktionerna i de två modellerna ges i tabellerna 3.2 och 3.3 på nästa sida. I tabellerna visas vilka variabler som tillåts påverka varandra vid tidpunkten t , det vill säga utan någon fördröjning.. Restriktionerna påverkar inte fördröjda effekter, så alla variabler påverkar potentiellt den framtida utvecklingen hos övriga.

Variabel	Tillåts påverkas av					
	OIL	BNP	WORLD	REPO	REER	EXP
OIL	✓	✗	✗	✗	✗	✗
BNP	✓	✓	✗	✗	✗	✗
RID	✓	✓	✓	✗	✗	✗
REER	✓	✓	✓	✓	✗	✗
EXP	✓	✓	✓	✓	✓	✗
IMP	✓	✓	✓	✓	✓	✓

Tabell 3.2 Cholesky-dekomponering för modell med räntedifferens (RID)

Variabel	Tillåts påverkas av						
	OIL	BNP	WORLD	REPO	REER	EXP	IMP
OIL	✓	✗	✗	✗	✗	✗	✗
BNP	✓	✓	✗	✗	✗	✗	✗
WORLD	✓	✓	✓	✗	✗	✗	✗
REPO	✓	✓	✓	✓	✗	✗	✗
REER	✓	✓	✓	✓	✓	✗	✗
EXP	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✗
IMP	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓

Tabell 3.3 Cholesky-dekomponering för modell med separerade realräntor (SEP)

De resulterande ekvationssystemen för de båda modellerna kan skrivas på matrisform, där nollrestriktionerna, enhetsdiagonalen samt de parametrar ($b_{i,j}$) som skattas tillsammans bildar en nedre triangulär matris.

$$\begin{bmatrix} OIL \\ BNP \\ RID \\ REER \\ EXP \\ IMP \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & 1 & 0 & 0 \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & 1 & 0 \\ b_{61} & b_{62} & b_{63} & b_{64} & b_{65} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{OIL} \\ \varepsilon_{BNP} \\ \varepsilon_{RID} \\ \varepsilon_{REER} \\ \varepsilon_{EXP} \\ \varepsilon_{IMP} \end{bmatrix}$$

Matris 3.1 Uppställningen i VAR-systemet med Cholesky-dekomponering (RID)

$$\begin{bmatrix} OIL \\ BNP \\ WORLD \\ REPO \\ REER \\ EXP \\ IMP \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & 1 & 0 & 0 \\ b_{61} & b_{62} & b_{63} & b_{64} & b_{65} & 1 & 0 \\ b_{71} & b_{72} & b_{73} & b_{74} & b_{75} & b_{76} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{OIL} \\ \varepsilon_{BNP} \\ \varepsilon_{WORLD} \\ \varepsilon_{REPO} \\ \varepsilon_{REER} \\ \varepsilon_{EXP} \\ \varepsilon_{IMP} \end{bmatrix}$$

Matris 3.2 Uppställningen i VAR-systemet med Cholesky-dekomponering (SEP)

När alla parametrar i VAR-modellen har skattats så används de skattade modellerna för att se hur respektive variabler reagerar på chocker i andra variabler. Chockerna som införs är oberoende, positiva och av magnituden en standardavvikelse. De införs i varje ekvation för sig i systemet under förutsättning att övriga variabler hålls konstanta. De exogena chockerna och reaktionen på dessa representeras grafiskt av *impulse-response-funktioner*. Dessa visar på ett tydligt sätt hur varje variabel reagerar på en förändring i en av de övriga. En kompletterande bild ges av *forecast error variance decompositions (FEVD)*, vilka prognostiserar hur en serie påverkas av fluktuationer i övriga. Såväl impulse-response-funktioner som resultatet av forecast error variance decomposition presenteras i nästa kapitel.

3.4 Resultat och analys

Två VAR-modeller av laggordningen ett specificeras och används i analysen. En diskussion om modellspecifikationen inleder, varpå resultaten av regressionskattningarna, FEVD och impulse response-funktionerna presenteras. Om impulse response-funktionerna till följd av en chock i växelkursen ger upphov till reaktioner av mycket olika magnitud i export och import, ger detta stöd för asymmetriska effekter på bytesbalansen. Sådana effekter skulle också kunna visa sig i FEVD-analysen, om växelkursen tillskrivs en väsentligt större andel i någon av de båda variabelernas varianser.

Valet av laggordning i modellerna har gjorts utifrån Akkaikes Information Criteria (AIC) samt Schwartz Bayesian Information Criteria (BIC). Resultaten från testerna presenteras i tabell 3.4. I båda modellerna minimeras AIC- och BIC-funktionerna vid en lagg och därför specificeras VAR(1)-modeller för fortsatt analys. Modellernas residualer undersöks sedan för autokorrelation med hjälp av ett Portmanteau-test. Med p-värdena 0.12 respektive 0.15 accepteras nollhypotesen om okorrelerade residualer, se tabell 5.1. Detta ger stöd för att modellspecifikationen med en lagg är lämplig. (Cryer & Chan, 2008)

Modell	Informations-kriterium	Laggordning						Portmanteau p-värde
		1	2	3	4	5	6	
SEP	AIC	-4.10E+01	-4.09E+01	-4.06E+01	-4.02E+01	-4.04E+01	-4.09E+01	0.12
	BIC	-3.93E+01	-3.78E+01	-3.60E+01	-3.42E+01	-3.30E+01	-3.20E+01	
RID	AIC	-3.88E+01	-3.87E+01	-3.85E+01	-3.83E+01	-3.82E+01	-3.85E+01	0.152
	BIC	-3.75E+01	-3.64E+01	-3.51E+01	-3.39E+01	-3.27E+01	-3.20E+01	

Tabell 3.4 AIC- och BIC-värden för respektive modell. Testfunktionerna minimeras vid lagg ett i samtliga fall. P-värden från Portmanteau-test presenteras för en lagg.

Skattningarna av koefficienterna, motsvarande matrisen Γ_1 i ekvation (3), presenteras i tabell 3.5 för RID-modellen⁵. Resultaten följer i stort vad som förväntas, notera exempelvis att såväl högre oljepris som större räntedifferens verkar avkylande på relativ BNP. Tabellen visar att, då räntedifferensen är positiv så apprecierar den reala växelkursen, till stöd för realränteparitetsvillkoret. Effekten av en växelkursappreciering på export- respektive import visas i de nedersta två raderna i mittenkolumnen. Effekterna är mycket små: En appreciering av kronan om en procent ger 0.03 procents ökning av exporten⁶ och 0.06 procents ökning av importen. En växelkursappreciering får således dubbelt så stort genomslag på importen som exporten, även om effekten på båda verkar i samma riktning. Sammantaget går detta resultat i linje med tidigare forskning samt implikationerna av Mundell-Flemming-Dornbusch-modellen - en starkare krona ger en försämring av bytesbalansen. De små magnituderna kan tolkas som att växelkursen har mycket begränsad effekt på Sveriges handelsflöden. En mer rimlig förklaring kan emellertid vara att koefficienterna som skattas avser effekter med ett kvartals fördröjning, medan växelkursförändringar normalt förväntas få genomslag på handeln med längre fördröjning än så.

	OIL.11	BNP.11	RID.11	REER.11	EXP.11	IMP.11	const	R ² (adj.)
OIL	-0.063 (0.105)	2.546 (2.718)	-0.011 (0.014)	3.514 (0.741)	-0.773 (1.007)	-0.018 (1.021)	0.046 (0.021)	0.212
BNP	-0.004 (0.005)	-0.174 (0.116)	-0.001 (0.001)	0.014 (0.032)	-0.051 (0.043)	0.121 (0.044)	-0.0005 (0.001)	0.094
RID	-0.593 (0.301)	7.406 (7.784)	0.959 (0.039)	-2.838 (2.121)	-3.563 (2.883)	4.013 (2.923)	0.017 (0.061)	0.885
REER	0.005 (0.017)	0.136 (0.436)	0.002 (0.002)	0.245 (0.119)	-0.206 (0.162)	0.066 (0.164)	-0.001 (0.003)	0.024
EXP	0.022 (0.017)	1.012 (0.435)	0.002 (0.002)	0.032 (0.118)	-0.254 (0.161)	0.429 (0.163)	0.01 (0.003)	0.133
IMP	0.031 (0.015)	0.457 (0.394)	0.001 (0.002)	0.058 (0.107)	0.163 (0.146)	0.09 (0.148)	0.008 (0.003)	0.163

Tabell 3.5 Regressionskoefficienter (RID). Medelfel för skattningarna anges i parenteser.

Vid en separering av realräntorna kan effekten av respektive ränta urskönjas, se tabell 3.6. Sambandet mellan realräntorna och real växelkurs bekräftar återigen paritetsvillkoren: en högre svensk realränta resulterar i en förstärkning av kronan, medan det motsatta gäller för den handelsviktade realräntan. En procentenhets realränteökning i omvärlden får kronan att

⁵ I detta avsnitt presenteras de resultat som är centrala för besvarandet av frågeställningen. Övriga grafer och tabeller med resultat från VAR-estimeringen återfinns i appendix B och C.

⁶ $1.01^{0.032} = 1.0003$

depreciera i storleksordningen 0.3 procent⁷. Precis som i RID-modellen får en växelkursappreciering förväntad (negativ) effekt på bytesbalansen. Vi kan konstatera att den observerade bytesbalansförsmringen stammar från att importen *ökar i större utsträckning* än exporten - inte från att exporten minskar. Återigen är de skattade koefficienterna för den laggade växelkursen mycket små. De båda modellerna har i stort sett lika hög förklaringsgrad. Exportens utveckling förklaras till 13-14 procent av variablerna i de två modellerna, medan R² för importekvationen ligger mellan 15-16 procent. I båda modellerna har den laggade BNP positivt tecken i växelkursekvationen, vilket stödjer Balassas och Samuelssons teori om sambandet mellan produktivitetstillväxt och real växelkurs.

	OIL.11	BNP.11	WORLD.11	REPO.11	REER.11	EXP.11	IMP.11	const	R ² (adj.)
OIL	-0.055 (0.105)	2.092 (2.721)	0.031 (0.02)	-0.01 (0.013)	3.641 (0.742)	-0.909 (1.005)	-0.116 (1.017)	0.03 (0.024)	0.221
BNP	-0.004 (0.004)	-0.191 (0.117)	0.002 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.019 (0.032)	-0.056 (0.043)	0.117 (0.044)	-0.001 (0.001)	0.100
WORLD	-0.27 (0.228)	-5.181 (5.93)	0.947 (0.043)	-0.006 (0.029)	-1.907 (1.617)	-0.327 (2.191)	3.171 (2.219)	-0.012 (0.053)	0.913
REPO	-0.858 (0.343)	1.934 (8.927)	0.001 (0.064)	0.954 (0.044)	-4.664 (2.434)	-3.978 (3.298)	7.121 (3.336)	-0.006 (0.08)	0.909
REER	0.005 (0.017)	0.164 (0.442)	-0.003 (0.003)	0.002 (0.002)	0.237 (0.12)	-0.198 (0.163)	0.072 (0.165)	0.0001 (0.004)	0.015
EXP	0.023 (0.017)	0.952 (0.437)	0.0005 (0.003)	0.002 (0.002)	0.048 (0.119)	-0.272 (0.161)	0.415 (0.163)	0.008 (0.004)	0.136
IMP	0.032 (0.015)	0.433 (0.398)	-0.0001 (0.003)	0.001 (0.002)	0.064 (0.109)	0.156 (0.147)	0.085 (0.149)	0.007 (0.004)	0.155

Tabell 3.6 Regressionskoefficienter (SEP). Medelfel för skattningarna anges i parenteser.

Ur tabellen 3.5 framträder också att om räntedifferensen mot omvärlden ökar med en procentenhet medför detta en exportökning med 0.2 procent i kvartalet efter. Motsvarande värde för importen är 0.1 procent. Vi ser alltså att om Sveriges Riksbank för en mer kontraktiv penningpolitik än våra handelspartners, så får detta dubbelt så stor påverkan på exportvolymen som på importvolymen. Denna förbättring av bytesbalansen till följd av en räntehöjning tyder på att det finns andra faktorer, förutom växelkurskanalen, som reglerar hur en förändring av realräntan i slutändan påverkar export och import. De omvända tecknen implicerar att dessa andra faktorer är mer dominanta än växelkursen.

I nedanstående tabeller bryts varianserna ner i sina beståndsdelar⁸. Åtta olika prognoshorisonter visas i varje tabell. Observera att nollorna i tabellerna är en följd av

⁷ $1 - e^{-0.003} = 0.003$

⁸ Samtliga tabeller gäller modellen med separerade räntor. Motsvarande tabeller för den icke separerade modellen ger dock en snarlik bild, varför dessa inte presenteras här utan inkluderas i appendix b.

Cholesky-dekomponeringen och variabelordningen. Tabell 3.7 visar FEVD för den reala växelkursen. Frånsett att växelkursen huvudsakligen förklaras av sin egen historia så tydliggör tabellen sambandet mellan den reala växelkursen och de båda realräntorna. En förändring i den svenska realräntan svarar för ungefär tio procent av den omedelbara variansen i växelkursen⁹. Den handelsviktade realräntan förklarar ungefär tre procent av fluktuationerna och andelen är mer eller mindre konstant över prognoshorizonten. De olika magnituderna är intressanta, eftersom de indikerar att reporäntan driver växelkursen i större utsträckning än den handelsviktade styrräntan i vår modell. Detta kan tas som en indikation på att Riksbanken har möjlighet att påverka kronans reella värde. Notera att BNP-differensen driver cirka fem procent av variansen i växelkursen, vilket ger ytterligare stöd för att relativ produktivitetstillväxt är en viktig bestämmande variabel för den reella växelkursen på sikt.

Tidpunkt	ε_t^{OIL}	ε_t^{BNP}	ε_t^{WORLD}	ε_t^{REPO}	ε_t^{REER}	ε_t^{EXP}	ε_t^{IMP}
0	0.001	0.052	0.032	0.096	0.819	0.000	0.000
1	0.001	0.049	0.030	0.093	0.811	0.014	0.002
2	0.001	0.050	0.030	0.094	0.808	0.014	0.002
3	0.001	0.049	0.031	0.095	0.807	0.015	0.002
4	0.001	0.049	0.032	0.095	0.805	0.015	0.002
5	0.001	0.049	0.033	0.095	0.804	0.015	0.002
6	0.001	0.049	0.034	0.095	0.804	0.015	0.002
7	0.001	0.049	0.034	0.096	0.803	0.015	0.002
8	0.001	0.049	0.035	0.096	0.802	0.015	0.002

Tabell 3.7 Forecast error variance decompositions för real effektiv växelkurs (SEP).

Tabellerna 3.8 och 3.9 illustrerar vad som huvudsakligen driver export och import i SEP-modellen. Exporten drivs främst av BNP-differens och oljeprisförändringar. Dessa står tillsammans för drygt 30 procent av exportförändringarna. Effekten av växelkursförändringar sker med viss eftersläpning: Den omedelbara effekten är försumbar, men efter ett kvartal förklarar växelkursförändringen runt tre procent av exportens varians. Det är värt att notera att denna effekt endast utgör en tiondel av effekten av produktivitets- och oljeprisförändringar. Således kan växelkursen förväntas ha begränsad inverkan på exporten. Motsvarande siffror för importen ger en något annan bild: Växelkursfluktuationer står för ungefär tre gånger så stor del av variationen, nio procent. BNP och oljepris förklarar samtidigt en mindre andel, cirka 25 procent av importförändringarna. Sammantaget ger detta bilden av att transmissionsmekanismen via växelkursen verkar kraftigare på importen än på exporten.

⁹ $\varepsilon_0^{REPO} = 0.096$

Tidpunkt	ε_t^{OIL}	ε_t^{BNP}	ε_t^{WORLD}	ε_t^{REPO}	ε_t^{REER}	ε_t^{EXP}	ε_t^{IMP}
0	0.119	0.152	0.032	0.030	0.001	0.665	0.000
1	0.127	0.188	0.033	0.025	0.022	0.556	0.049
2	0.124	0.183	0.038	0.028	0.033	0.545	0.048
3	0.124	0.184	0.040	0.029	0.033	0.543	0.048
4	0.124	0.184	0.041	0.029	0.033	0.541	0.048
5	0.123	0.183	0.042	0.030	0.033	0.541	0.048
6	0.123	0.183	0.043	0.030	0.033	0.540	0.048
7	0.123	0.183	0.043	0.030	0.033	0.539	0.048
8	0.123	0.183	0.044	0.030	0.033	0.539	0.048

Tabell 3.8 Forecast error variance decompositions för export (SEP).

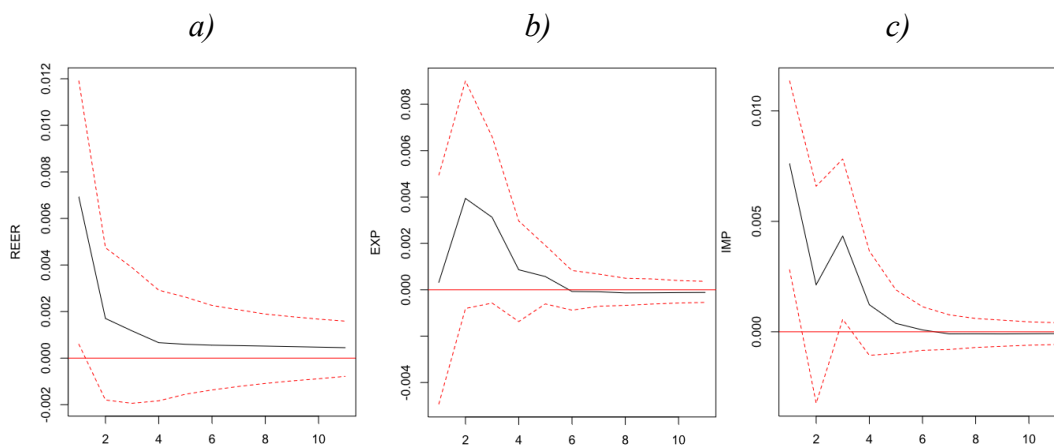
Tidpunkt	ε_t^{OIL}	ε_t^{BNP}	ε_t^{WORLD}	ε_t^{REPO}	ε_t^{REER}	ε_t^{EXP}	ε_t^{IMP}
0	0.082	0.070	0.067	0.001	0.075	0.298	0.407
1	0.149	0.105	0.061	0.006	0.067	0.275	0.339
2	0.142	0.106	0.062	0.008	0.092	0.262	0.328
3	0.141	0.106	0.063	0.009	0.093	0.261	0.327
4	0.141	0.106	0.064	0.009	0.093	0.261	0.327
5	0.141	0.106	0.064	0.009	0.093	0.261	0.326
6	0.141	0.106	0.065	0.009	0.093	0.260	0.326
7	0.141	0.106	0.065	0.009	0.093	0.260	0.326
8	0.141	0.106	0.065	0.010	0.093	0.260	0.326

Tabell 3.9 Forecast error variance decompositions för import (SEP).

Den svenska och den handelsviktade realräntan påverkar svensk export i lika stor utsträckning, mellan tre och fyra procent. I kontrast har den svenska räntan mycket liten effekt på importen, som istället påverkas i högre grad av omvärldens ränteläge. Att den utländska räntan har stor effekt på handelsflödena är naturligt: Sverige är en liten, öppen och väl integrerad ekonomi och svenska ekonomiska aktörer fattar sina beslut utifrån rådande omvärldsförhållanden, däribland världsmarknadsräntan. Sveriges export drivs av utländsk efterfrågan på svenska varor. En höjning i ränteläget i omvärlden borde verka avkylande på den globala ekonomin och således också minska efterfrågan på svenska exportvaror. Resultatet att Sveriges export ökar vid en global räntehöjning framstår därför som paradoxalt. En höjning i realräntan kan bero på två faktorer: en höjning i den nominella räntan eller en lägre inflationstakt. Om det senare är fallet så torde ett lägre prisläge råda i omvärlden. Det är i så fall naturligt att svenska konsumenter och producenter önskar köpa mer utländska varor.

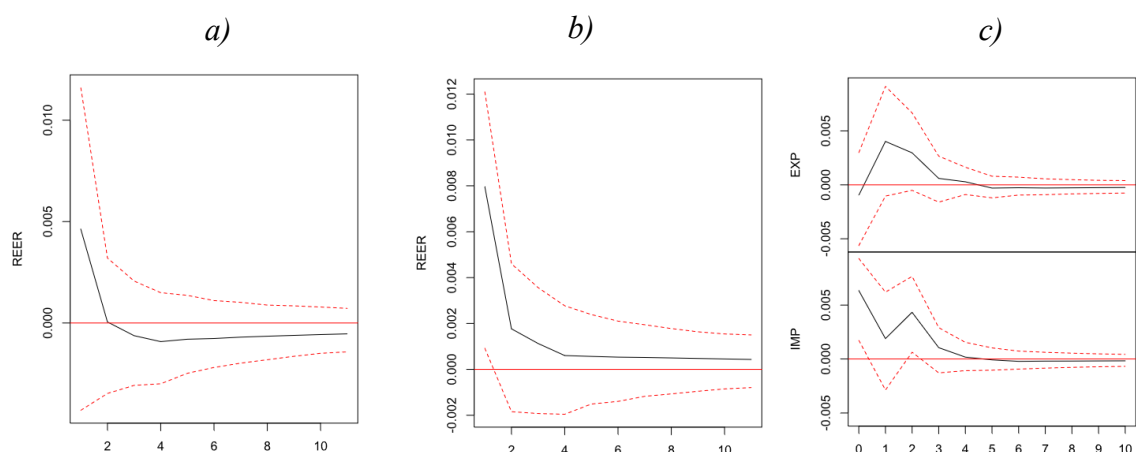
Detta kan förklara ökningen i svensk import till följd av omvärldens realräntehöjning. Sammantaget pekar resultaten på att svensk export reagerar kraftigare på en justering av reporäntan än vad importen gör, vilket återigen implicerar att växelkursen inte är den mest dominanta drivkraften bakom bytesbalansen. Notera igen att den totala effekten av realränteförändringar på handelsvolymerna är liten, eftersom absolutbeloppet av effekten i varje led är mindre än ett. Det slutliga genomslaget på handelsflödena blir därför marginellt.

Panel a) i Figur 3.4 visar i impulse response-funktioner effekten av en ökad räntedifferens gentemot Sveriges handelspartners. Den reala effektiva växelkursen apprecierar på kort sikt men återgår efter ett år till sin långsiktiga nivå. En möjlig förklaring till detta är att priser är trögrörliga: En räntehöjning får, via de finansiella marknaderna, den nominella växelkursen att appreciera och innan priser och löner hunnit justeras spiller effekten över på den reala växelkursen. Som förväntat ger en högre ränta relativt omvärlden upphov till lägre relativ BNP-tillväxt (se appendix B). Panel b) och c) i samma figur visar effekten på export och import då det sker en chock i den reala effektiva växelkursen. Såväl exporten som importen ökar initialt men effekten avtar och dör ut efter ungefär fem kvartal. Det blir tydligt i diagrammet att importen påverkas i större utsträckning än exporten, importökningen är också signifikant. Detta bekräftar resultatet i FEVD-analysen.



Figur 3.4 Impulse response-funktioner. Panel a) visar hur REER reagerar på en chock i realräntedifferensen (RID). Paneler b) och c) visar hur export respektive import reagerar på en chock i REER.

För att isolera effekterna av svensk respektive utländsk räntepolitik fortsätter analysen av modellen med separerade räntor. Först analyseras hur växelkursen påverkas av ränteförändringar och därefter hur växelkursen påverkar export och import. Effekten av den handelsviktade realräntan på växelkursen visas panel a) i figur 3.5. Initialt apprecierar växelkursen, men efter två kvartal är effekten istället negativ. Den initiala apprecieringen går visserligen emot realränteparitetsvillkoret, men då konfidensbanden är mycket breda bör resultatet tolkas försiktigt. Den deprecierande effekten, som infaller efter ett halvår, ligger däremot i linje med de skattade regressionskoefficienterna och uppvisar en lägre grad av osäkerhet i skattningen. Panel b) i figur 3.5 visar hur den reala effektiva växelkursen reagerar på en förändring i svensk realränta. En höjning av realräntan ger upphov till en kortsiktig appreciering av växelkursen. Växelkursens appreciering påverkar i sin tur Sveriges import i positiv riktning, en effekt som ebbar ut efter ungefär ett år (se panel c) i figur 3.6). Resultatet är väntat, eftersom en starkare krona ökar svenska konsumenters köpkraft i utlandet. Exporten svarar initialt negativt på apprecieringen, men redan efter ett kvartal vänder effekten och blir positiv. Exporten ökar dock i mindre utsträckning än importen. Den sammantagna effekten av den svenska realräntehöjningen på bytesbalansen blir således negativ. Detta går i linje med bland andra Giuliodori (2004) och Kim (2001). Observera att tolkningen av exportförändringen bör göras med försiktighet på grund av osäkerheten i skattningen. Sammantaget ger impulse-response-funktionerna samma bild som FEVD-analysen: Reporäntan genomslag via växelkurskanalen är större på importen än på exporten.



Figur 3.5 Impulse respons-funktioner. Panel a) och b) visar hur REER svarar på en chock i WORLD respektive REPO, Panel c) visar hur Sveriges export och import reagerar på en chock i REER.

Allmänt kan sägas att en stor del av skattningarna i modellerna lider av låg signifikans, vilket kan ha flera olika orsaker. En av dessa kan vara att volatiliteten i de undersökta variablerna är alltför låg under den undersökta tidsperioden, vilket leder till att effekterna av en chock blir svårare att förutsäga. Vidare kan det också vara så att effekterna av en ränteförändring på export och import är mer trögrörliga än att de får effekt över en tidsperiod av några kvartal. Om så är fallet så syns inte dessa effekter i de resultat som presenteras i denna undersökning. En lösning på detta hade kunnat vara att inkludera variabler på årsbasis snarare än på kvartalsbasis. Detta hade dock medfört att det redan begränsade antalet observationer (88 stycken) hade varit än mindre och antalet frihetsgrader i en sådan modell skulle göra skattningarna opålitliga. En annan aspekt av det undersökta sambandet är att Riksbankens reporäntebana är intimt länkad till omvärldens ränteläge. I slutändan innebär detta att de ränteförändringar vi ser i själva verket kan vara en konsekvens av andra centralbankers räntepolitik, vilket får implikationer för hur Riksbanken måste förhålla sig till resultaten. ECB:s ränteläge får särskilt stort inflytande i modellen, då dess viktade andel i KIX-index uppgår till närmare 50 procent.

4 Slutsats

Denna uppsats har undersökt hur en förändring i Riksbankens reporänta påverkar Sveriges export- och importflöden. Fokus har legat på effekten via real växelkurs. Vi har skattat två olika VAR(1)-modeller med kvartalsdata över export, import och realräntor samt ett antal kontrollvariabler. Skattningarna av koefficienterna i modellerna ger vid handen att en penningpolitisk kontraktion i Sverige får effekter med positivt tecken på båda komponenterna i bytesbalansen, men med större genomslagskraft på importen som på exporten. Resultatet säger alltså att en kontraktiv penningpolitik ger en negativ effekt på bytesbalansen, vilket går i linje med tidigare empiriska resultat. FEVD-visar att den svenska realräntan förklarar omkring nio procent av den reala växelkursen, som i sin tur verkar asymmetriskt på bytesbalansen. Fluktuationer i real växelkurs påverkar importen tre gånger så mycket som exporten. Detta bekräftas i impulse-response-funktionerna, vilka visar att en höjning av den svenska realräntan ger upphov till en appreciering av växelkursen, vilket i sin tur leder till en asymmetrisk ökning av import och export.

Studiet av växelkurskanalen tyder på att det finns möjlighet för Riksbanken att påverka importsidan: Räntan har en tydlig effekt på växelkursen, som i sin tur påverkar handelsflödena signifikant och i förväntad riktning. Delar av resultaten pekar emellertid på att Riksbanken har en begränsad möjlighet att påverka Sveriges export och import. Istället drivs dessa av konjunkturella variabler såsom oljepris, produktivitet och den ekonomiska politiken i vår omvärld. Bytesbalansen påverkas alltså till stor del av andra variabler än den effektiva växelkursen. Resultatet tyder på att den sammantagna effekten av dessa variabler verkar i motsatt riktning och därmed förtar den effekt som tydliggjorts i studiet av den reala växelkursen.

Vi ser att Riksbanken har möjlighet att påverka värdet på kronan genom att justera sin styrränta. Därigenom tycks det finns möjlighet att påverka främst Sveriges import. De skattade effekterna är emellertid *mycket små*, vilket visar på vikten av att penningpolitiska beslutsfattare också tittar på alternativa kanaler, genom vilka styrräntan verkar. En sådan kanal kan till exempel vara effekten på BNP genom investeringar och konsumtion. För att bilda sig en fullständig uppfattning om hur förändringar i reporäntan påverkar svensk export och import är det intressant att i framtida forskning undersöka dessa kanaler närmare. Det faktum att Sveriges ränta i hög grad följer ränteutvecklingen i omvärlden gör det också svårt att, utifrån analysen, dra slutsatsen att Riksbanken har någon reell möjlighet att påverka Sveriges handelsflöden.

Litteraturförteckning

- Baxter, M. (1994). Real Exchange Rates and Real Interest Differentials - Have we missed the business cycle relationship? *Journal of Monetary Economics* , 33, 5-37.
- Burda, M., & Wyplosz, C. (2013). *Macroeconomics - a European Text* (6:e uppl.). Oxford, Storbritannien: Oxford University Press.
- Bussière, M., Fratzscher, M., & Müller, G. J. (2010). Productivity shocks, budget deficits and the current account. *Journal of International Money and Finance*, 29, ss. 1562-1579.
- Cavaralli, L. (2001). Current Account and Exchange Rate Dynamics. *Economic Notes by Banca Monte dei Paschi di Siena SpA*, 30(1), ss. 27-51.
- Clarida, & Gali. (1994). Sources of real exchange-rate fluctuations: How important are nominal shocks? *Carnegie Rochester Series on Public Policy*, 41, ss. 1-56.
- Cryer, J. D., & Chan, K.-S. (2008). *Time Series Analysis - With Applications in R* (2 uppl.). New York: Springer Science and Business Media.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (Juni 1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, No. 366, 427-421.
- Enders, W. (2010). *Applied Econometric Time Series* (3:e uppl.). New York, New York, USA: John Wiley & Sons.
- Fisher, & Huh. (2002). Real exchange rates, trade balances and nominal shocks: evidence for the G-7. *Journal of International Money and Finance*, 21, ss. 497-518.
- Giuliodori, M. (2004). Nominal Shocks and the Current Account: A Structural VAR Analysis of 14 OECD Countries . *Review of World Economics*, 140(4), 569-591.
- Glick, R., & Rogoff, K. (1995). Global versus country-specific productivity shocks and the current account . *Journal of Monetary Economics* 35, 35, ss. 159-192.
- Gossé, J.-B., & Serranito, F. (2014). Long-run determinants of current accounts in OECD countries: Lessons for intra-European imbalances. *Economic Modelling*, 38, ss. 451-462.
- Hatanaka, M. (1996). *Time-Series-Based Econometrics: Unit Roots and Co-integrations*. Oxford: Oxford University Press.
- Hyndman, R. J., & Athanasopoulos, G. (2013). *Forecasting: principles and practice*. Avsnitt 2/6. Hämtat från <https://www.otexts.org/fpp/2/6> den 1 Maj 2015
- Hässel, L., Norman, M., & Andersson, C. (2001). *De finansiella marknaderna i ett interationellt perspektiv* (3:e uppl.). Stockholm: SNS Förlag.

- Kilian, L., Rebucci, A., & Spatafora, N. (2009). Oil shocks and external balances. *Journal of International Economics*, 181-194.
- Kim, S. (2001). Effects of monetary policy shocks on the trade balance in small open European countries. *Economics Letters*, 71, ss. 197-203.
http://www.nobelprize.org/nobel_prizes/economic-sciences/laureates/2011/presentation-speech_sv.html den 26 April 2015
- Lane. (2001). The new open economy macroeconomics: a survey. *Journal of International Economics*, 54, ss. 235-266.
- Le, T.-H., & Chang, Y. (2012). Oil price shocks and trade imbalances. *Energy Economics* 36 (2013) 78–96, 36, ss. 78-96.
- Lütkepohl, H., Krätzig, M., & Boreiko, D. (den 19 Januari 2006). *VAR Analysis in JMulti*. Hämtat från [jmulti.de](http://www.jmulti.de): <http://www.jmulti.de/download/help/var.pdf> den 1 Maj 2015
- MacDonald, R. (1998). *What Do We Really Know About Real Exchange Rates?*. Oesterreichische Nationalbank. Wien: Oesterreichische Nationalbank.
- Nusair, S. A. (2006). Real Interest Parity: Evidence from Industrialized Countries. *Annals of Economics and Finance*, 2, 425-457.
- Obstfeld, & Rogoff. (1995). Exchange Rate Dynamics Redux. *Journal of Political Economy*, 103(3), ss. 624-660.
- Prasad, E. S. (1999). International Trade and the Business Cycle. *The Economic Journal*, 109, ss. 588-696.
- Rogoff, K. (1996). The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of Economic Literature*, 34, ss. 647-668.
- SCB. (den 21 Februari 2015). www.scb.se. Hämtat från Statistiska Centralbyrån: http://www.scb.se/sv/_Hitta-statistik/Statistik-efter-amne/Nationalrakenskaper/Nationalrakenskaper/Nationalrakenskaper-kvartals--och-arsberakningar/Aktuell-Pong/22918/Diagram/219327/ den 28 April 2015
- Sims, C. (Januari 1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48, ss. 1-49.
- Sims, C., Stock, J., & Watson, M. W. (1990). Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots. *Econometrica*, 58, ss. 113-44.
- Sveriges Riksbank. (2015). *Penningpolitisk Rapport April 2015*. Stockholm.
- Trinh, P. T. (2014). The Impact of Exchange Rate Fluctuation on Trade Balance in the Short and Long Run. *Journal of Southeast Asian Economies*, 31(3), 432-52.

Appendix A: Databeskrivning och källor

Växelkursen (REER)

REER är real effektiv växelkurs, ett vägt medelvärde av kronans värde gentemot 164 olika länders valutor. Indexet beräknas utifrån handelsviktad nominell växelkurs, justerad för inflation i partnerländerna. Inflationen mäts med konsumentprisindex, där basår är 2010. Beräkningarna utförs av Internationella Valutafonden (IMF) och presenteras i "International Financial Statistics".

Relativ Produktivitet (BNP)

BNP är kvoten mellan Sveriges BNP och omvärldens BNP. Omvärldens BNP har beräknats av författarna som ett handelsviktat BNP med hjälp av vikterna i KIX-index, ett växelkursindex som omfattar Sveriges 25 viktigaste handelspartners. Samtliga data är PPP-justerade, uttryckta i 2010 års priser och anges i miljoner dollar. Data är hämtad från OECD Economic Outlook för samtliga länder utom för Kina, Ryssland, Spanien och Turkiet. Dessa är hämtade från Oxford Economics.

Oljeprisindex (OIL)

OIL är ett oljeprisindex, London Brent Crude Oil, hämtat ifrån Intercontinental Exchange (ICE). Indexet uttrycks som USD per fat råolja.

Export och Import (EXP, IMP)

Sveriges export- respektive import av varor och tjänster har hämtats från Oxford Economics, via Thomson Reuters DataStream. Serierna är PPP-justerade och uttryckta i 2010 års priser.

Räntor (WORLD, REPO, RID)

Realräntor är beräknade enligt *fisherekvationen* som nominella styrräntor minus inflationsförväntingar. Den handelsviktade omvärldsräntan är beräknad som ett viktat medelvärde utifrån 2010 års KIX-vikter. Vikterna beräknas av Konjunkturinstitutet och presenteras i tabellen på nästa sida. Samtliga nominella styrräntor är insamlade från respektive centralbank, där EMU-länderna representeras av ECB. Inflationsförväntingarna har hämtats från Institute for Economic Researchs (IFO) "World Economic Survey". Ett undantag är Island, där KPI-inflationen istället har använts. RID beräknas som

räntedifferensen mellan Sverige realränta (REPO) och den handelsviktade realräntan (WORLD).

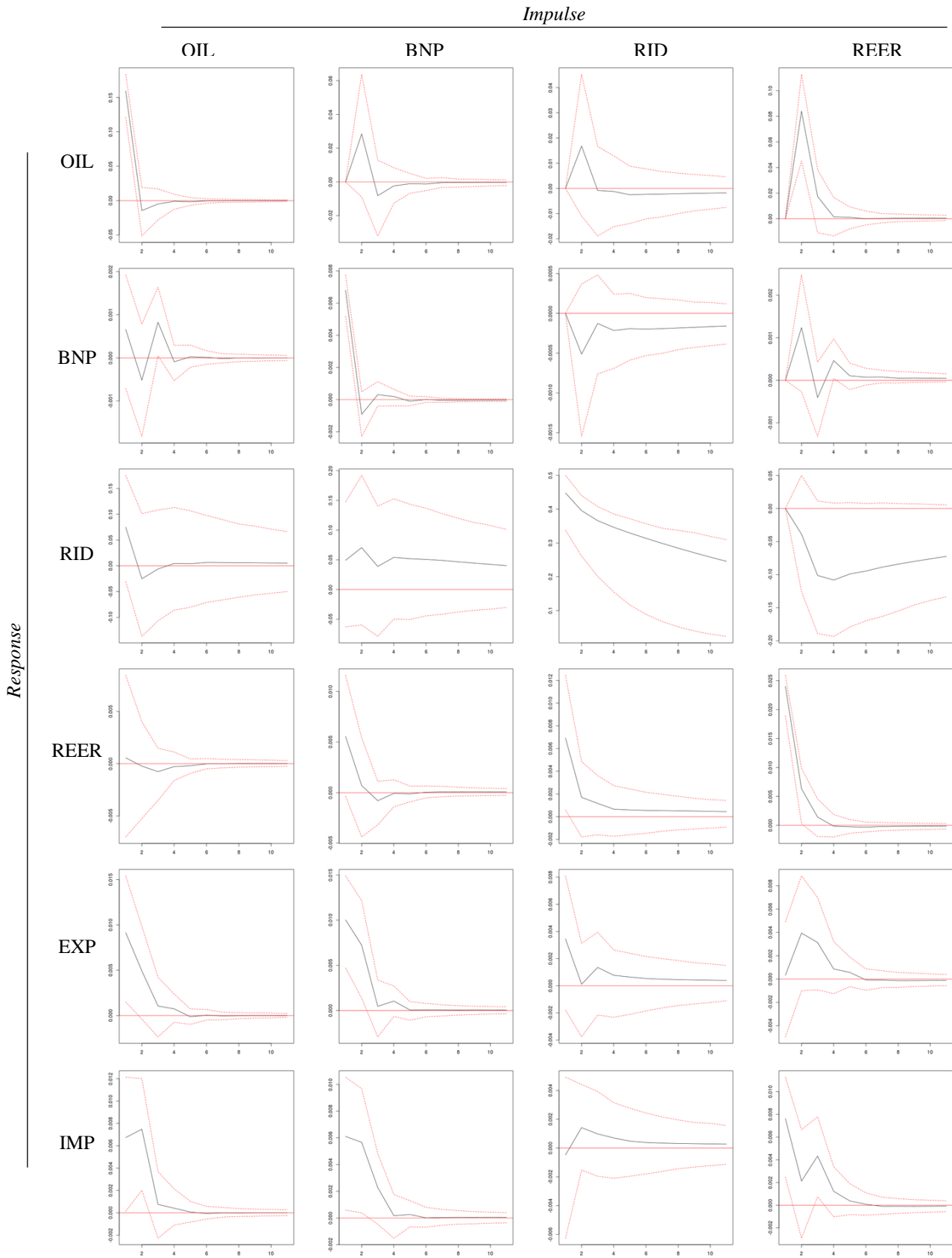
Land	Vikt (2010)
Australien	1.41
Brasilien	1.31
Danmark	4.11
Indien	1.31
Island	0.06
Japan	2.55
Kanada	1.84
Kina	7.78
Mexiko	0.99
Norge	5.21
Nya Zeeland	0.16
Polen	2.95
Ryssland	2.80
Schweiz	1.31
Storbritannien	5.93
Sydkorea	1.47
Tjeckien	1.50
Turkiet	1.09
Ungern	0.71
USA	8.52
Belgien-Luxemburg	4.75
Finland	4.47
Frankrike	5.66
Grekland	0.29
Irland	0.71
Italien	4.18
Nederländerna	5.80
Portugal	0.44
Slovakien	0.75
Spanien	2.16
Tyskland	16.52
Österrike	1.26
Euroområdet*	46.99
Summa	100.00

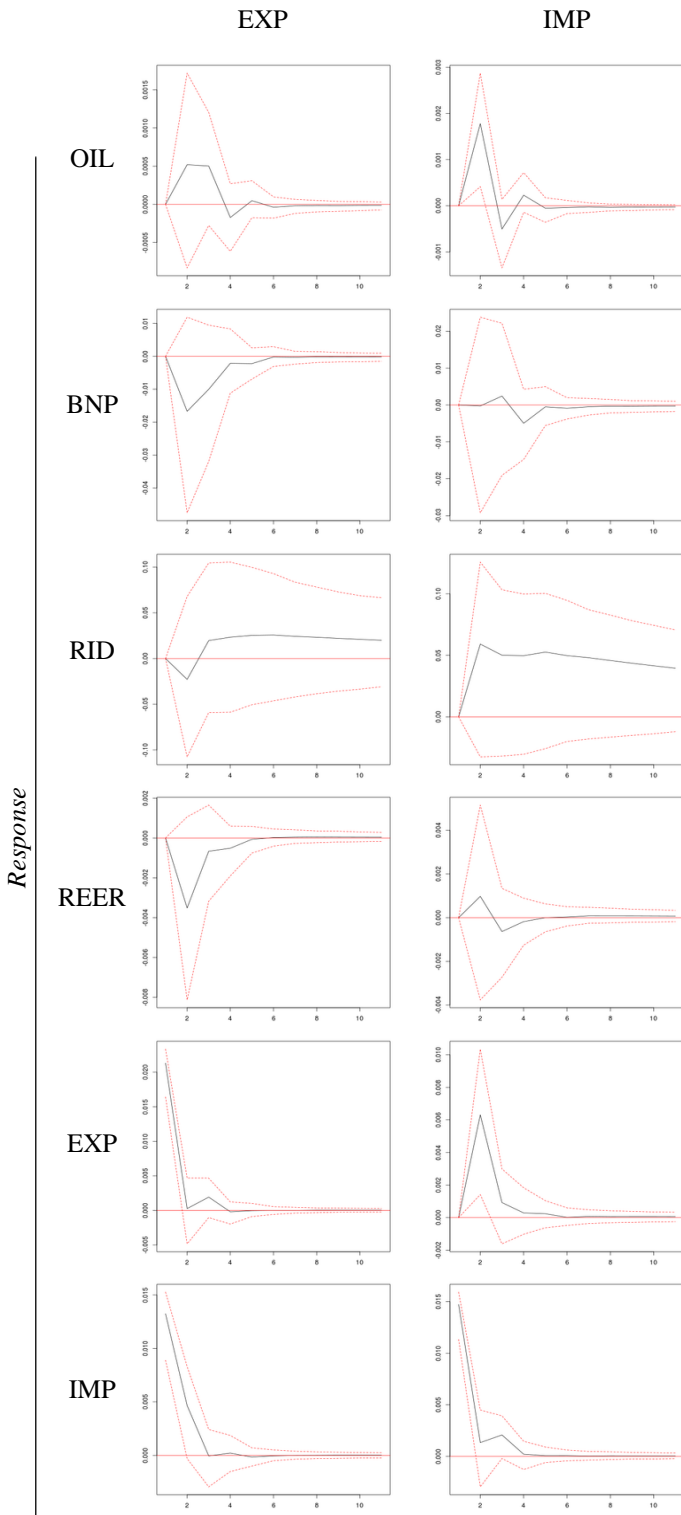
Tabell A.1 KIX-vikterna år 2010. Källa: Konjunkturinstitutet.

Appendix B: Impulse response-funktioner

95 % bootstrap-konfidensintervall, 1000 simuleringar.

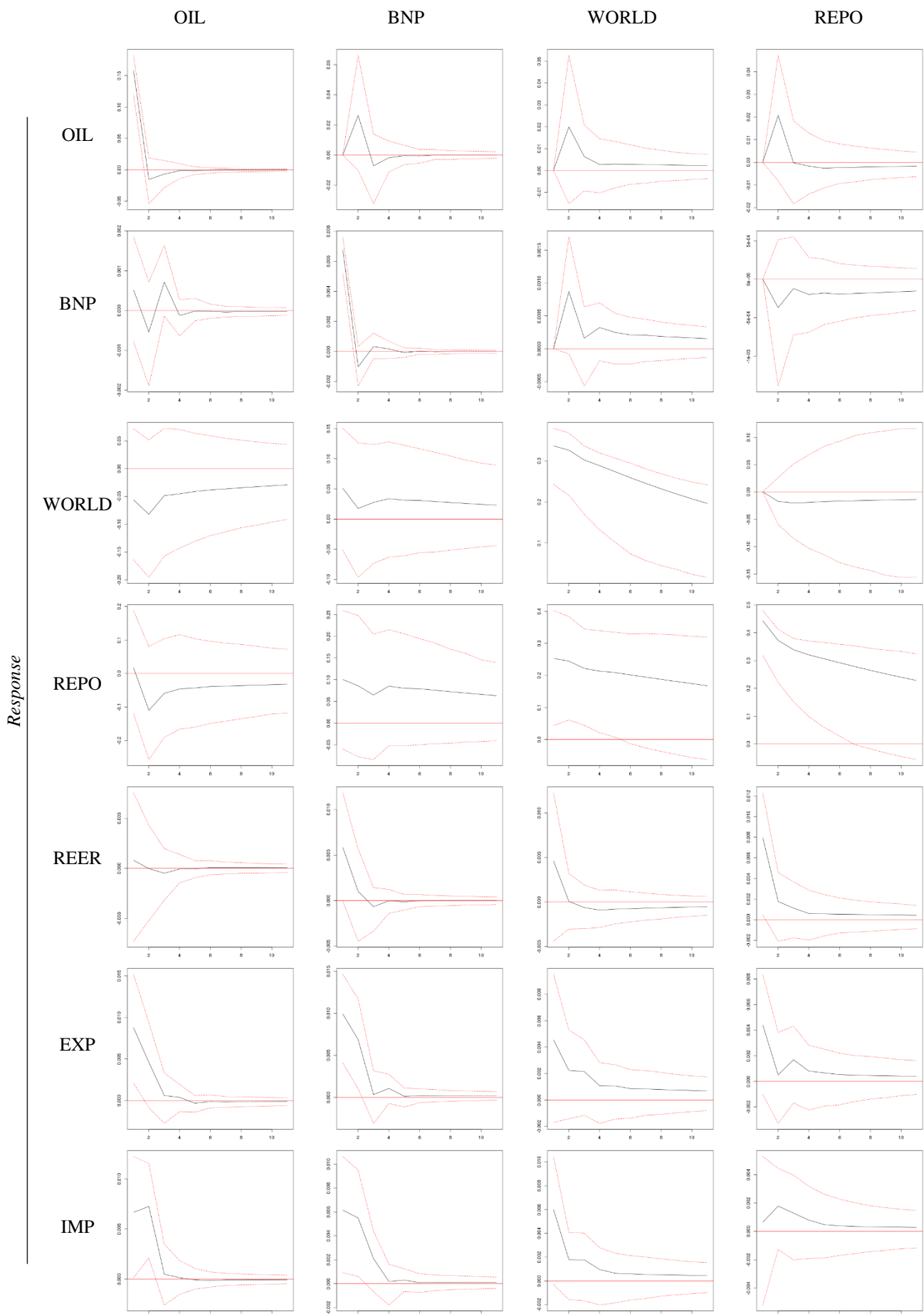
Modell med räntedifferenser (RID)

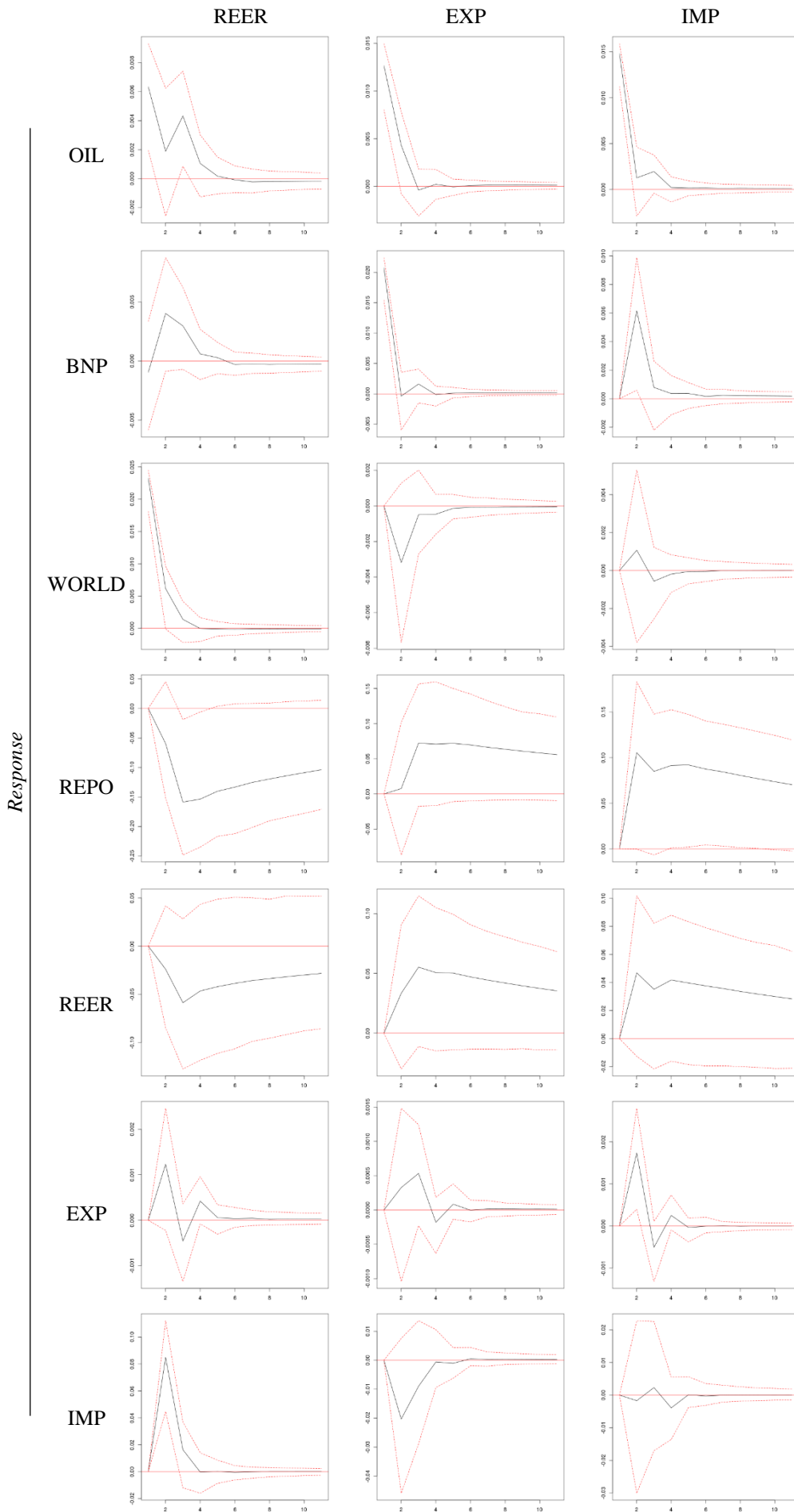




Modell med separerade räntor (SEP)

Impulse





Appendix C: Forecast error variance decompositions (RID)

Tidpunkt	$\varepsilon_t^{\text{OIL}}$	$\varepsilon_t^{\text{BNP}}$	$\varepsilon_t^{\text{RID}}$	$\varepsilon_t^{\text{REER}}$	$\varepsilon_t^{\text{EXP}}$	$\varepsilon_t^{\text{IMP}}$
0	0.000	0.138	0.012	0.850	0.000	0.000
1	0.226	0.112	0.01	0.639	0.009	0.003
2	0.226	0.117	0.01	0.627	0.011	0.008
3	0.226	0.117	0.01	0.627	0.011	0.009
4	0.227	0.117	0.01	0.626	0.011	0.009
5	0.227	0.117	0.01	0.626	0.011	0.009
6	0.227	0.117	0.01	0.626	0.011	0.009
7	0.227	0.117	0.01	0.626	0.011	0.009
8	0.227	0.117	0.01	0.626	0.011	0.009

Tabell C.1 FEVD för real effektiv växelkurs, REER.

Tidpunkt	$\varepsilon_t^{\text{OIL}}$	$\varepsilon_t^{\text{BNP}}$	$\varepsilon_t^{\text{RID}}$	$\varepsilon_t^{\text{REER}}$	$\varepsilon_t^{\text{EXP}}$	$\varepsilon_t^{\text{IMP}}$
0	0.050	0.165	0.009	0.001	0.775	0.000
1	0.052	0.162	0.01	0.007	0.757	0.011
2	0.052	0.162	0.01	0.01	0.754	0.012
3	0.052	0.162	0.01	0.01	0.754	0.012
4	0.052	0.162	0.01	0.01	0.754	0.012
5	0.052	0.162	0.01	0.01	0.753	0.012
6	0.052	0.162	0.01	0.01	0.753	0.012
7	0.052	0.162	0.01	0.01	0.753	0.012
8	0.052	0.162	0.01	0.01	0.753	0.012

Tabell C.2 FEVD för export, EXP.

Tidpunkt	$\varepsilon_t^{\text{OIL}}$	$\varepsilon_t^{\text{BNP}}$	$\varepsilon_t^{\text{RID}}$	$\varepsilon_t^{\text{REER}}$	$\varepsilon_t^{\text{EXP}}$	$\varepsilon_t^{\text{IMP}}$
0	0.082	0.042	0.072	0.019	0.000	0.785
1	0.090	0.052	0.068	0.048	0.010	0.733
2	0.106	0.051	0.066	0.047	0.013	0.716
3	0.107	0.052	0.066	0.047	0.013	0.714
4	0.107	0.052	0.066	0.047	0.013	0.714
5	0.107	0.052	0.066	0.047	0.013	0.714
6	0.107	0.052	0.066	0.047	0.013	0.714
7	0.107	0.052	0.066	0.047	0.013	0.714
8	0.107	0.052	0.066	0.047	0.013	0.714

Tabell C.3 FEVD för import, IMP.