

Nationalekonomiska institutionen



Oljeprischockers effekt på svensk ekonomi

- *en avhandling om sambandet mellan oljeprischocker och makrovariabler*

Författare: Andreas Timoudas, Mesut Korkmaz

Handledare: Michael Lundholm

EC6902 Kandidatuppsats i nationalekonomi

HT2019

Sammanfattning

Denna studie har gjorts i syfte att studera effekten av en oljeprischock på svensk ekonomi med hjälp av en vektorautoregressiv modell. Specifikt för denna avhandling har oljeprischockens effekt på svenska makrovariabler som arbetslöshet, BNP-tillväxt, inflationstakt samt 3-månadersräntan studerats, där impulsrespons-funktioner används för att illustrera effekten av en oljeprischock. För att dessa chocker ska kunna tolkas som strukturella chocker, behövs viktiga identifierade antaganden införas för att etablera riktningen i de kausala samband som råder mellan de studerade variablerna. Sammantaget har det visat sig att en oljeprischock inte har några större signifikanta effekter på svensk ekonomi. Resultaten pekar på att en höjning av oljepriset resulterar främst i en ökning av inflationstakten samt en ökning av 3-månadersräntenivån medan arbetslösheten och BNP-tillväxten inte visat sig ha en signifikant påverkan av chocken.

Nyckelord

Vektorautoregressiv, VAR, Oljeprischock, Impulsrespons funktioner, IRF

1. Inledning

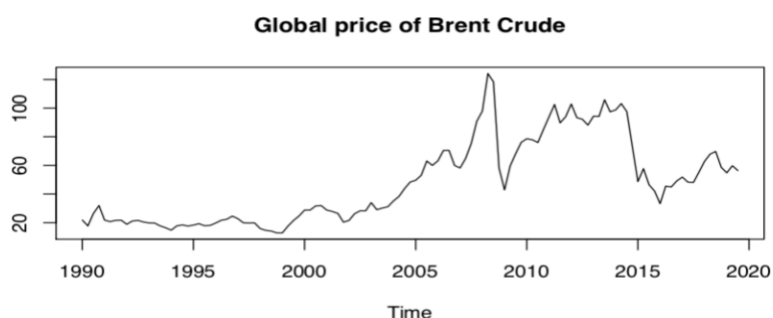
Industrialismens utveckling sedan mitten på 1800-talet har bidragit till ett ökat beroende av oljeprodukter runt om i världen. Oljan anses vara en av den mest efterfrågade råvaran i världen (SPBI, 2019). Sverige har under senare tid genomfört flera olika förändringar som gjort att vi idag använder en mindre mängd olja men på ett mer effektivt sätt. Förbrukningen av oljeprodukter i Sverige har i stort halverats sedan mitten av 1970-talet och utgör idag runt 30 procent av den totala energikonsumtionen (SPBI, 2019). Den lägre andelen förklaras av den successiva övergången till andra energikällor (Ekonomifakta, 2019). Denna omställning beror till stor del på att uppvärmning och elproduktion numera i högre utsträckning baseras på vattenkraft, kärnkraft samt olika biobränslen och vindkraft (SPBI, 2019).

Trots den energieffektivisering som fortgår är Sverige fortsatt helt beroende av omvärlden för sin import av råolja (Energimyndigheten, 2015). Svenska samhället är i sin helhet beroende av en fungerande olje- och drivmedelsförsörjning mot bakgrund av att viktiga samhällsfunktioner skulle ha svårt att fungera utan dessa (Energimyndigheten, 2015). Ran, Voon och Li (2010) har framfört att mindre och icke-oljeproducerande ekonomier är mer sårbara för oljekriser än större ekonomier. Även Ysander (1983) hävdar att en liten och öppen ekonomi som Sverige är särskilt utsatt för oljeprischocker.

Tidigt som 1980-talet menade Nordström & Ysander (1983) att stabila oljepriser inte kan tas för givet efter den stora oljekrisen 1973 då priserna hade fluktuerat mycket sedan dess. Stabila oljepriser är inget faktum på senare tid heller utan priser har fortsatt fluktuerat med stora prisförändringar efter 2000-talet, se *Figur 1* som illustrerar detta.. Den globala oron för effekten av oljeprischocker har även ökat under senare år (Ran m.fl., 2010). Störningar som minskar oljetillgången tenderar att driva upp oljepriserna och dämpa den ekonomiska utvecklingen i världen (Kungl.Ingenjörssakademien, 2002).

Frågan vi utgår ifrån inom ramen för denna studie är hur en liten och öppen ekonomi som Sverige skulle påverkas av oljeprischocker idag och vilket samband det finns mellan oljeprischocker och makrovariabler såsom BNP, arbetslöshet, inflation och ränta.

Figur 1.



Denna studie har därför sin utgångspunkt i att studera det samband som föreligger mellan dessa variabler. Detta eftersom det finns olika förhållningssätt kring hur och i vilken grad en oljeprishock påverkar en ekonomi. Vi har vidare valt att begränsa denna studie till att enbart omfatta svensk ekonomi. Detta då vi noterat att det förekommer få studier kring hur svensk ekonomi påverkas av oljeprishocker, vilket även gör ämnet mer intressant. Studien görs genom VAR-ramverket som föreslogs av Sims (1980). Bidraget i denna studie anses ligga i att redogöra för hur svensk ekonomi påverkas av en oljeprishock utifrån de studerade variablerna över tiden 2001-2018. Vi finner att svensk ekonomi påverkas av varierande grad efter inträffandet av en oljeprishock, främst att inflationstakten och 3-månadersräntan ökar signifikant i nästvarande period efter chocken, medan resterande makrovariabler inte påverkas avsevärt.

Dispositionen för uppsatsen är enligt följande: Inledningsvis presenteras tidigare forskning med fokus på undersökning av oljeprishockers påverkan med hjälp av VAR-modeller, varpå en introduktion av studiens teoretiska bakgrund där makroekonomiska samband presenteras som ligger till grund för dynamiken i modellen. Det åtföljs av data och en empirisk modell som behandlar studiens data och metod. Syftet är att ge läsaren en beskrivning av VAR-ramverket och en tidsserieanalys. Vidare beskrivs studiens resultat, följt av en analys av resultatet. Studien avslutas med en slutsats tillsammans med förslag på framtida forskning i ämnet.

2. Tidigare forskning

Vilken effekt oljeprishocker har på makroekonomin har debatterats sedan oljekrisen under 1970-talet (Lee & Ni, 2002). Det råder en resolut samsyn i att oljeprishocker påverkar ekonomin negativt (Hamilton & Herrera, 2004). Samtidigt visar Hamilton (2008) att recessioner många gånger har föregåtts av stora oljeprishocker. Dessa oljeprishocker påverkar ekonomier genom olika kanaler (Jimenez & Sanchez, 2005). Varav en utav dessa påverkade kanaler som demonstreras är den signifikant negativa relationen mellan

oljeprischock och *BNP* (Brown & Yucel, 2002; Gue & Kliesen, 2005; Baskava, Hulagu & Kucuk, 2013; Hamilton & Herrera, 2004; Ferderer, 1996). *Arbetslösheten* anses också vara en kanal som påverkas negativt vid en oljeprischock (Gue & Kliesen, 2005; Dogrul & Soytaş, 2010; Loungani, 1986). Vidare presenteras att en oljeprischock även har en signifikant påverkan på *inflationen* (Cunado & Garcia, 2005; Mork, 1989). Slutligen påvisas även att oljeprischocker leder till höjda *räntor* (Sadorsky, 1999; Hamilton & Herrera, 2004; Ferderer, 1996). Sammanfattningsvis har det alltså visat sig att oljepriser påverkar BNP, arbetslöshet, inflation och höjda räntor i negativt i olika omfattning.

Vid en oljeprischock minskar BNP-tillväxten både genom ökade produktionskostnader och via uppskjutna investeringar, där ökad osäkerhet förenad med ökad volatilitet i oljepriser anses föranleda uppskjutna investeringar (Lee, Ni & Ratti, 1995). Dogrul och Soytaş (2010) menar att en oljeprischock leder till en avtagande BNP-tillväxt i samband med ökade marginalkostnader för produktion och därigenom slutligen till minskad produktion. En annan konsekvens av oljeprischock är enligt Sadorsky (1999) att oljeberoende företag reducerar sin produktion vilket slutligen leder till uteblivna vinster. Bernanke (1983) påvisar att företag skjuter upp investeringar när de upplever ökad osäkerhet om framtida oljepriset. Ferderer (1996) menar att oljeprisökningar leder till inkomstöverföringar från länder som är nettoimportörer av olja till länder som exporterar olja. Som en följd av denna inkomstminskning nödgas konsumenter i dessa länder att reducera sin konsumtion, vilket sedan minskar den aggregerade efterfrågan. Dogrul och Soytaş (2010) framför att effekten av en initialt avtagande BNP-tillväxt som härrör ur minskad produktion är reducerade reala löner, vilket i sin tur leder till ökad arbetslöshet. En teori som lyfts av Hamilton (1998) är att när prischocker inträffar så minskar sysselsättningen till följd av att arbetare i negativt drabbade sektorer förblir arbetslösa i väntan på att arbetsförhållandena ska förbättras.

I kontrast till vedertagen forskning konstaterar Hooker (1996) att oljeprisets inverkan på makrovariabler sedan år 1973 har överskattats. Han får medhåll från Blanchard och Gali (2007) som menar att oljeprisförändringars dynamiska effekt avtagit på industrialiserade länder sedan oljekrisen under 1970-talet. Å andra sidan menar Gisser och Goodwin (1986) att det saknas stöd för att oljeprisers påverkan uppvisar avvikande tendenser i förhållande till perioden före och efter oljekrisen under 1970-talet. Samtidigt visar Barsky och Kilian (2004) att oljeprischocker har föga påverkan på makroekonomin där de hävdar att effekten av oljeprischocker inte är enhetlig utan varierar beroende på tidsepisoder samt efterfrågan på oljemarknaden.

Nordström och Ysander (1983) menar att det finns uppenbara asymmetriska förhållanden mellan oljeprisers uppgångar och nedgångar samt att svensk ekonomi präglas av en asymmetrisk effekt. Med asymmetrisk effekt menas att följden av en prisuppgång blir att kontrollera för inflation och underskottsproblem medan det inte föreligger ett sådant problem vid en eventuell oljeprisnedgång. De menar nämligen att det vid en oljeprisnedgång skulle regeringens främsta uppgift anses vara att hejda investerare från att misstolka de temporära prisnedgångarna och därmed en eventuell överkonsumtion. Vidare menar Nordström och Ysander (1983) att det vid en utebliven stabiliseringsåtgärd i samband med en oljeprishock innebär att inflationen ökar och sedan sakta att avtar efter en uppgång i arbetslösheten, samtidigt som statens utländska skuld ackumuleras på grund av det höjda oljepriset. Hur en oljeprishock påverkar en ekonomi beror således på hur troligt samt huruvida regeringen är kapabel till att klara av att hantera de stabiliseringsproblem som uppstår. Lee m.fl. (1995) menar att effekten av en oljeprishock varierar över tid och bland länder. En särskilt viktig betoning görs i att effekten av oljeprishocker beror på huruvida chocken är en oväntad eller en i förväg förväntad händelse. Vidare framför de att oljeprishocker tenderar att ha större inverkan i en miljö där oljepriser sedan tidigare har varit stabila i relation till en miljö där oljepriser har varit oregelbundna. Bernanke m.fl. (1997) hävdar att penningpolitiken kan eliminera eventuella recessionsrisker som kan uppstå i samband oljeprishock. Sadorsky (1999) framför även att förändringar i oljepriser påverkar den ekonomiska aktiviteten medan förändringar i den ekonomiska aktiviteten har en liten inverkan på oljepriser. Ysander och Nordström (1983) menar att ett litet land som Sverige inte kan påverka den internationella marknaden.

I en studie gjord av Nandakumar (1988) framkommer det hur öppna ekonomier påverkas av oljeprishocker. Det konstateras att alla öppna ekonomier ger olika uttryck vid oljeprishocker och att den strukturella sammansättningen i ett land är avgörande för vilken effekt det får på ekonomin. Burbridge & Harrison (1984) hävdar att effekten på inflation och BNP i samband med oljeprishock är landspecifik. Cunado & Garcia (2005) håller före att oljeprishocker har olika inverkan på länder beroende på om dessa är oljeimportörer eller exportörer. Vad gäller länder menar Ran & Voon (2012) att öppna och små länders ekonomier inte påverkas negativt avseende ekonomisk tillväxt i samband med oljeprishocker vilket anses stå i kontrast till tidigare forskning.

3. Teoretisk Bakgrund

I följande avsnitt ges en överblick över den teori som ligger till grund för antagandet att en oljeprischock skulle kunna påverka svensk ekonomi. Vi kommer även presentera de identifierande antaganden som modellspecifikationen bygger på.

Ysander (1983) utförde simuleringsexperiment på effekten av en oljeprischock på svensk ekonomi i termer av nödvändiga stabiliseringsåtgärder och möjligheten att försäkra sig mot prischocker genom att stegvis öka oljeskatten. Vidare utvärderade Ysander (1983) effekten av att stegvis öka oljeskatten utan att en prischock inträffade vid samma tidpunkt. Resultaten pekade på att de ökade energipriserna genom skattehöjningen fick en form av dominoeffekt. Ökade energipriser ledde till att industrier fick det svårare med produktionskostnader och att arbetslösheten därmed steg och till följd av detta minskade den privata konsumtionen. Konsekvensen av detta menade Ysander (1983) var minskad BNP-tillväxt och investeringar i framtiden och därmed även minskad inflation.

Utifrån Ysanders (1983) resultat kan man härleda fram viktiga identifierad antaganden om den dominoeffekt av en oljeprischock på svensk ekonomi. Med identifierande antaganden menar vi antaganden om hur kausala samband förhåller sig mellan variabler. Dessa antaganden ligger till grund för att kunna göra strukturella tolkningar av den senare estimerade modellen. För att härleda fram dessa kausala samband måste emellertid först ett viktigt antagande göras, vilket är *ett-litet-land-antagande*. Detta antagande innebär att svensk ekonomi inte påverkar världspriser på olja, utan att Sverige snarare agerar som pristagare. Priset på råolja är dock influerat av politik och, har sin grund i att de största exportörerna av råolja format en mellanstatlig organisation för att kunna koordinera med varandra, vilket leder till att de har stor makt över priset på råolja (CNN, 2019). Sverige är en liten och öppen ekonomi som är högst beroende av möjligheten att kunna importera olja samt exportera till omvärlden. Den totala importen av råolja motsvarade strax under 22 miljoner kubikmeter under 2014 (Energimyndigheten, 2015). Under 2018 uppgick importen av olja till 11 procent av den totala varuimporten (Ekonomifakta, 2019). Höjningar i oljepriset i form av en utbudschock har därmed negativa ekonomiska konsekvenser för nettoimportörer av olja, som Sverige. Likt Ysander (1983) hävdar även Jimenez & Sanchez (2005) att oljeprisökning resulterar i åtstramning i oljeintensiva sektorer i nästvarande period. Detta kan ses som att företagens marginalkostnader påverkas negativt men även att störningar i ekonomin leder till ökad prispåslag (Jones, 2013, s.349).

Efter att chocken inträffat är det därmed företagen som håller i taktpinnen och därför måste det införas antaganden om konkurrensen på energiintensiva marknader och deras kortsiktiga produktion. Med energiintensiva marknader avses marknader där olja utgör en grundfaktor i produktionen. Eftersom det enbart är ett fåtal aktörer på den svenska oljemarknaden är det rimligt att göra antagandet om ett oligopol mellan vinstmaximerande agenter där aktörerna som är beroende av olja i sin produktion även är vinstmaximerande. Vidare antar vi att lönerna är trögrörliga. Effekten av en negativ utbudschock blir därmed att faktorkostnader som exempelvis transportkostnader ökar. Samtidigt återspeglas detta i priset för konsumenter, på grund av det ökade prispåslaget. Detta leder till minskad privat konsumtion som i sin tur leder till minskad efterfrågan. Detta leder vidare till minskad efterfrågan och därmed till minskad efterfrågan på arbetare i samma period och därmed ökad arbetslöshet (Jones, 2013, s.180).

Enligt Ysander (1983) påverkar detta BNP-tillväxten och investeringarna negativt i kommande perioder. Samtidigt som BNP-tillväxten påverkas, reagerar även inflationen eftersom dessa bestäms tillsammans på kort sikt (Jones, 2013, s.43). I den rekursiva modellen vill vi däremot att inflation rör sig något trögare än BNP-tillväxt. Vad den rekursiva modellen innebär förklaras i avsnitt 3.3.¹ Därmed införs antagandet om trögrörliga varupriser men inte faktorpriser (Jones, 2013, s.314). Innebörden av detta antagande innebär emellertid att oljeproducenter höjer priset omedelbart medan företag som använder olja i produktionen inte höjer priser omedelbart för att inte förlora marknadsandelar. Därmed höjs inflationen till följd av de ökade produktionskostnaderna men hålls tillbaka något av att varupriser är något trögrörligare. Riksbanken som är en observatör av svensk makroekonomi vars huvudsakliga uppgift är att uppehålla ett inflationsmål på 2 procent, kan därför bli tvungen att intervensera med penningpolitik för att upprätthålla inflationsmålet vid en oljeprishock. Åtstramande penningpolitik har i sin tur effekter på den reala ekonomin. Produktionen sänks genom fallande investeringar och indirekt av appreciering i växelkursen. Däremot menar Adolfsson m.fl (2007) att penningpolitiken inte varaktigt kan påverka produktionen eller nivån på sysselsättningen på lång sikt. Således kan inte Riksbanken påverka vare sig nivån på BNP eller tillväxttakten på lång sikt genom att ändra reporäntan. Däremot kan Riksbanken påverka inflationstakten på lång sikt.

¹ Rekursiva specificeringen innebär att ordningen av variablerna är av betydelse eftersom den första variabeln kan ha en effekt på alla andra variablerna i systemet men inte tvärtom (Stock & Watson, 2001).

Sammanfattningsvis blir de identifierande antaganden att oljepriset påverkar arbetslösheten, BNP-tillväxten, inflationen och räntan, medan de inte har någon verkan på oljepriset genom antaganden om att Sverige agerar som pristagare på oljemarknaden. Arbetslösheten påverkas av oljepriset via ökade produktionskostnader, priser, samt minskad privat konsumtion men inte av resterande variabler. Med det menas att varken BNP-tillväxt eller inflation påverkar arbetslösheten i samma period som oljeprischocken inträffar. BNP-tillväxten påverkas direkt av de ökade produktionskostnaderna och den minskade konsumtionen som är till följd av de ökade priserna. Arbetslöshetens effekt på BNP-tillväxten kan framställas med Okun's lag som är det negativa samband mellan förändring i arbetslöshet och BNP-tillväxt. Gylfasson (1997) estimerade Okun's lag för Sverige och fann ett 3:1 samband mellan BNP-tillväxt och förändring i arbetslöshet för perioden 1960-1995. Därmed antas att detta samband även är sanningsenligt i den tidsperiod som omfattar denna studie. BNP-tillväxten påverkar även inflation på kort sikt men via antagandet om trögrörliga varupriser menas att inflation inte påverkar BNP-tillväxten under innevarande period. De ökade produktionskostnaderna har en positiv påverkan på inflation medan arbetslöshet har en negativ påverkan på inflation vilket följer av Phillipskurvan. Som tidigare nämnt kan Riksbanken varken påverka nivån på BNP eller tillväxttakten på lång sikt genom att ändra reporäntan, däremot inflationstakten på lång sikt. Med detta menas att räntan inte har någon påverkan under samma period som oljeprischocken inträffar.

3. Data och empirisk modell

I detta avsnitt presenteras data, enhetsrot och stationaritet, det vektorautoregressiva ramverket tillsammans med impulsresponsfunktioner samt laglängdskriteriet.

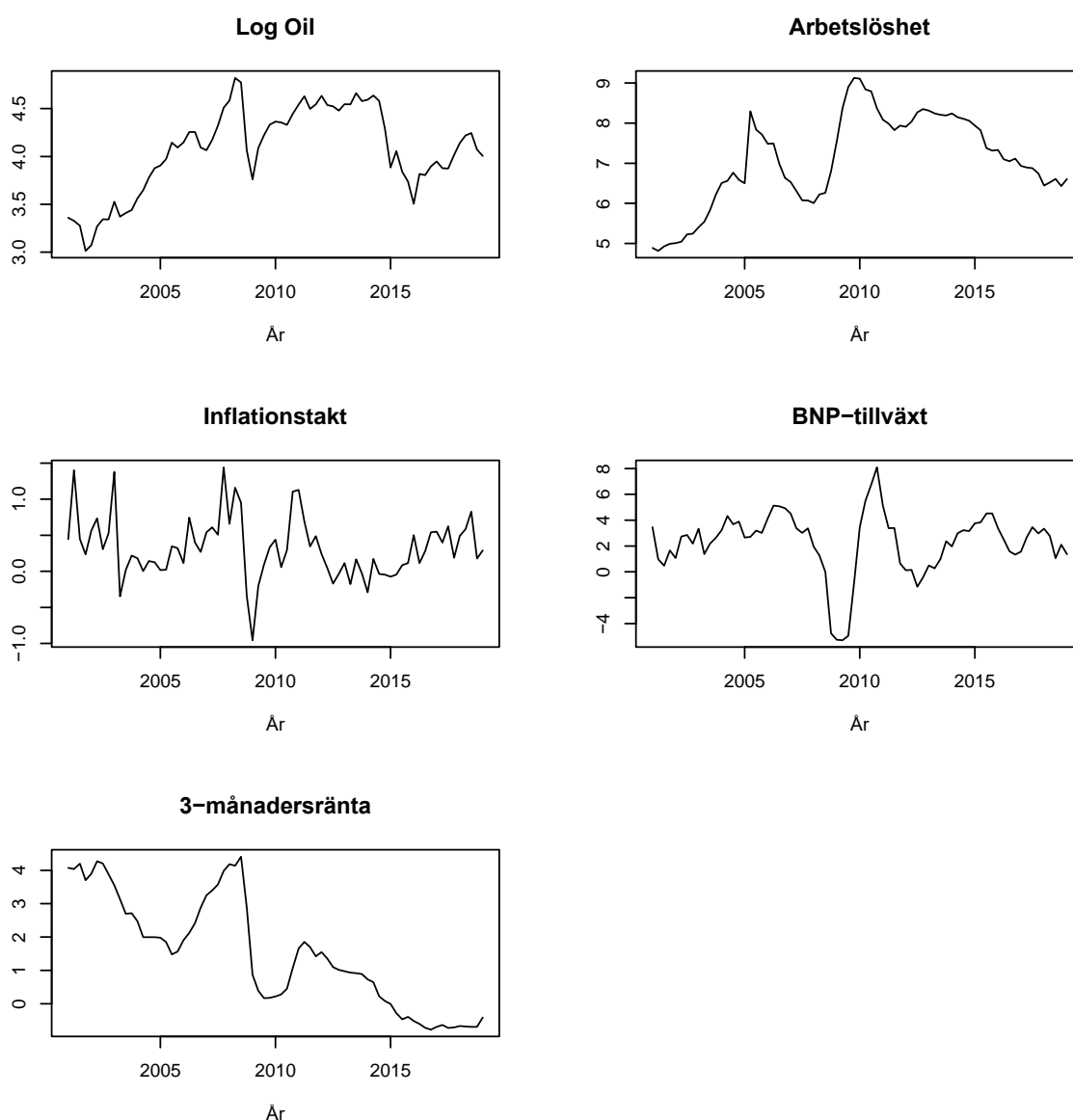
3.1. Data

För att utföra denna empiriska undersökning har vi använt oss utav kvartalsdata för fyra svenska makrovariabler samt globala Brent-Curde-oljepriset (OIL) uttryckt i dollar per fat. De svenska makrovariablerna gäller (i) real BNP-tillväxt (BNP), (ii) arbetslöshet (U), (iii) inflationstakt (CPI) och, (iv) 3-månadersräntan på svenska statsobligationer (INT). Totalt motsvarar detta 73 observationer från första kvartalet 2001 till första kvartalet 2019.

I grafen för det logaritmerade oljepriset kan man avläsa en positiv trend fram tills finanskrisen 2008. BNP-tillväxten faller kraftigt vid samma period men återhämtar sig redan 2010. Inflationstakten likt BNP-tillväxten är stadig fram till finanskrisen då den faller kraftigt och

återhämtar sig därefter. Arbetslösheten är stigande fram till 2005 och faller fram till 2008 innan det sedan vänder uppåt igen. Därefter kan en negativ trend avläsas. 3-månaders räntan uppvisar en nedgång från och med 2001 fram till 2006 då räntan ökade något fram till 2008 innan den återigen dök nedåt och återupptog en negativ trend.

Figur 2.



Tabell 1. Deskriptiv statistik

Variabler	Medelvärde	Sd	Median	Min	Max
OIL	4.06	0.45	4.09	3.01	4.82
U	7.08	1.14	7.05	4.82	9.13
BNP	2.26	2.45	2.74	-5.28	8.09
CPI	0.32	0.42	0.28	-0.95	1.44
INT	1.50	1.66	1.42	-0.78	4.44

Datan är hämtad från FRED St. Louis. *OIL* är globala priset på Brent Crude, US-dollar per fat, dock inte säsongsjusterad. *U* är arbetslöshet för alla personer i Sverige mellan 15-64 år, säsongsjusterad. *BNP* är real BNP-tillväxt räknad som $\left(\frac{Y}{Y_{t-4}} - 1\right) * 100$, säsongsjusterad. *CPI* är KPI för alla varor i Sverige räknat som $\left(\frac{Y}{Y_{t-1}} - 1\right) * 100$, säsongsjusterad. *INT* är räntan för svenska 3-månaders statsskuldsväxlar, inte säsongsjusterad.

3.2. Stationaritet och enhetsrot

Modellen som används i denna studie är en VAR-modell där Ordinary least squares (OLS) används för att estimerar VAR-modellen. Ett grundantagande i OLS är att data är kovariansstationärt. En kovariansstationär tidsserie definieras som en serie med konstant medelvärde och konstant varians över hela serien, vilket innebär att data inte beror på tiden. Om en tidsserie är stationär kommer effekten av en chock i serien gradvis att försvinna jämfört med en icke stationär tidsserie där effekten av en chock inte avtar över tid (Brooks, 2014, s.353). Det som kan hända om tidsserier inte är kovariansstationärt är att man kan stöta på problemet av *spurious regression*, som innebär att vi får artificiellt signifikanta samband på grund av att variabler har en stokastisk trend och därav hög korrelation. Därmed måste tidserier vara stationära innan de kan inkluderas i VAR-modellen (Stock & Watson, 2015, s.600).

Icke-stationära tidsserier kan antingen innehålla en stokastisk trend eller en deterministisk trend. En deterministisk trend är per definition en icke-stokastisk trend, där en stokastisk trend är slumpmässig och tidsvarierande. Stokastiska trender kan se olika ut och, ett typiskt fall på en stokastisk trend är en så kallad *random walk*, vilket kan se ut som följande,

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + u_t, \quad (1)$$

där $\phi = 1$ eller $\phi = -1$. Detta innebär att dagens värde beror på gårdagens värde plus en oförutsägbar förändring u_t . Vissa tidsserier har en tendens att öka över tid och refereras som *random walk with drift*, där $\phi_0 \neq 0$ är driftparametern (Stock & Watson, 2015, s.599).

$$Y_t = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1} + u_t, \quad (2)$$

I de fall tidsserier innehåller någon av dessa egenskaper säger man att tidsserien har en enhetsrot, vilket innebär att de har en stokastisk trend och är icke-stationära. Anledningen till att vi testar och korrigerar för enhetsrötter är för att vi behöver att tidsserien är stationär för att inte stöta på problemet med spurious regression. För att göra variabeln med en stokastisk trend stationär tar man första differensen och om problemet fortfarande finns kvar kan man ta andra differensen (Stock & Watson, 2015, s.599). Det är vanligt att man skriver om ekvation (1) genom att subtrahera Y_{t-1} från båda leden, vilket ger följande,

$$Y_t - Y_{t-1} = \phi_1 Y_{t-1} - Y_{t-1} + u_t, \quad (3)$$

$$\Delta Y_t = (1 - \phi_1) Y_{t-1} + u_t. \quad (4)$$

$$\Delta Y_t = \theta Y_{t-1} + u_t \quad (5)$$

där $(1 - \phi_1) = \theta$. Det innebär att man testar om $\theta = 0$ med den alternativa hypotesen att $\theta < 0$. För att testa om en tidsserie har en enhetsrot, använder vi oss av Augmented Dickey Fuller (ADF) (Stock & Watson, 2015, s.605) där a_0 är en okänd koefficient och β_t är en deterministisk linjär trend. För att säkerhetsställa att ingen autokorrelation förekommer mellan feltermerna lägger man till p -laggar.

$$\Delta Y_t = a_0 + \beta_t + \theta Y_{t-1} + \delta_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \delta_p \Delta Y_{t-p} + u_t. \quad (6)$$

Nollhypotesen i ett ADF test är att tidsserien har en stokastisk trend, vilket innebär att det finns en enhetsrot medan den alternativa hypotesen är att tidsserien är stationär.

$$H_0: \theta = 0 \text{ vs. } H_1: \theta < 0, \Delta Y_t = a_0 + \beta_t + \theta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + u_t. \quad (7)$$

Tidsserier som är differensstationära är integrerade av ordning $I(1)$ medan stationära serier är integrerade av ordning $I(0)$. ADF-test förkastar inte alltid nollhypotesen om tidsserien har en

enhetsrot om θ är väldigt nära 0, exempelvis om $\theta = 0.05$. I dessa fall kan Kwiatowski-Phillips-Schmidt-Shin-test (KPSS) användas för att testa om tidsserien är stationär. Nollhypotesen i ett KPSS-test är att tidsserien är stationär.

3.3. Vektorautoregressiv modell

VAR-ramverket föreslogs av Sims (1980) som en kritik mot komplexa makroekonomiska modeller med många ekvationer och variabler för att estimerar dynamiska förhållanden i den verkliga ekonomin. Sims menade att de komplexa modellerna hade orimliga restriktioner och inte alls stämde överens med verkligheten. Sims föreslog istället användandet av vektorautoregressiva modeller för att estimerar dynamiska relationer i ekonomin.

VAR används för att empiriskt undersöka relationen mellan olika ekonomiska variabler. I en VAR-modell bestäms varje variabls nuvarande värde av variablernas nuvarande värden och tidigare värden. Fördelarna med VAR är att man inte behöver specificera vilka variabler som är beroende respektive oberoende, utan alla variabler behandlas endogent i modellen och komplexa dynamiska förhållanden fångas upp av modellen (Brooks, 2014, s.328). VAR-modellen i dess strukturella form med bara en lag som ser ut på följande vis,

$$\mathbf{B}y_t = \mathbf{\Gamma}y_{t-1} + \epsilon_t. \quad (8)$$

där \mathbf{B} kallas för *the structural impact multiplier matrix* vilket svarar för interdependensen mellan variablerna i tidpunkten t , och ϵ_t är chocker som är oberoende av varandra (Lütkepohl, 2017, s.9). Den strukturella VAR-modellen kan inte estimeras med OLS eftersom den innehåller den simultana interdependensen mellan variablerna i tidpunkten t , som representeras av matrisen \mathbf{B} . Problemet med den simultana interdependensen är att man inte kan estimerar den eller avgöra i vilken riktning kausalitet går åt, och därmed måste fixera den. För att bli av med simultana interdependensen mellan variablerna och kunna estimerar modellen med OLS skrivs den strukturella VAR-modellen i dess reducerade form. För att göra detta multipliceras den inverterade matrisen \mathbf{B}^{-1} från vänster för att bli av med interdependensen mellan variablerna i modellen, detta ger,

$$\mathbf{B}^{-1}\mathbf{B}y_t = \mathbf{B}^{-1}\mathbf{\Gamma}y_{t-1} + \mathbf{B}^{-1}\epsilon_t. \quad (9)$$

Generell ekvation för en enkel reducerad VAR(p) med en lag och utan intercept kan specificeras på följande vis (Brooks, 2014, s.332):

$$y_t = \mathbf{A}y_{t-1} + u_t, \quad (10)$$

där $\mathbf{B}^{-1}\mathbf{\Gamma} = \mathbf{A}$ och $\mathbf{B}^{-1}\epsilon_t = u_t$. Den reducerade VAR-modellen kan estimeras med hjälp av OLS. Feltermerna i ekvationen förutsätts mäta vissa kriterier, nämligen varje felterm ska ha medelvärde noll, konstant varians och ingen autokorrelation.

$$E(u_t) = 0, E(u_t u_t') = \Omega, E(u_t u_{t-k}) = 0. \quad (11)$$

För att testa om det finns korrelationen mellan feltermerna använder vi oss av Portmanteau-testet, där nollhypotesen är att det inte finns autokorrelation (Brooks, 2014, s.254). Jarque-Bera-testet används för att testa om feltermerna är normalfördelade. Nollhypotesen i ett Jarque-Bera-test är att feltermerna är normalfördelade (Brooks, 2014, s. 209). En kovariansstationär VAR(p) process kan skrivas om i vector *moving average* (VMA) representation, vilket ges av följande ekvation (Lütkepohl, 2005, s.18) Där γ_i representerar effekten av enhetschocker i variablerna efter i perioder,

$$y_t = \sum_{i=0}^{\infty} \mathbf{A}^i u_{t-i} = \sum_{i=0}^{\infty} \gamma_i u_{t-i}. \quad (12)$$

Problematiken med den reducerade VAR-modellen är att variabler i systemet ofta inte är oberoende av varandra. Detta betyder att feltermerna innehåller all dynamik som inte fångas endogen i systemet och att feltermerna är korrelerade med varandra. Detta innebär i sin tur att feltermerna inte är oberoende av varandra och att en chock i en variabel antas påverkas av att resterande variabler i systemet blir chockade samtidigt. Som tidigare nämnts, utgör detta ett stort problem i modellen eftersom den simultana kausaliteten rör sig i båda riktningarna och måste på något sätt fixeras. När den reducerade VAR-modellen estimeras erhålls totalt sett inte tillräckligt många parametrar för att fullt identifiera den strukturella VAR-modellen. Därmed behövs de identifierande antaganden som tidigare gjordes i avsnitt 3 för att den strukturella modellen ska vara fullt identifierad. I en VAR-modell med n variabler behövs $\frac{n(n-1)}{2}$ antaganden. I vårt fall resulterar det i att vi behöver göra tio identifierande antaganden. Lösningen till detta identifikationsproblem är därmed att behandla modellen rekursivt, vilket

innebär att matrisen \mathbf{B} modifieras, på så sätt att triangeln över huvuddiagonalen består av nollor (Stock & Watson, 2001).

Rekursiva specificeringen innebär att ordningen av variablerna är av betydelse eftersom den första variabeln kan ha en effekt på alla andra variablerna i systemet men inte tvärtom (Stock & Watson, 2001). Genom att variabler specificeras rekursivt kan en chock tolkas som en dynamisk process, vilket ges utav att feltermen i varje ekvation i VAR-systemet inte är korrelerad med feltermen i föregående ekvation. Den rekursiva specificeringen bygger på att vissa variabler reagerar långsammare än andra på en chock i systemet. När dessa antaganden är gjorda kan vi därmed gå tillbaka till den strukturella VAR-modellen vilket ges av ekvation (8).

I och med ovan anförande kan impulsresponsfunktioner (IRF) användas för att tolka chocker som dynamiska processer. Tidigare fanns problemet att feltermen inte var oberoende av varandra och att en chock i en variabel antogs påverkas av att resterande variabler i systemet blev chockade. Härav kan effekten av en oberoende chock i den strukturella VAR-modellen tas fram, vilket ges av följande i *vector moving average* (VMA) representation,

$$y_t = \sum_{i=0}^{\infty} \gamma_i u_{t-i} = \sum_{i=0}^{\infty} \gamma_i \mathbf{B} u_{t-i} = \sum_{i=0}^{\infty} \Theta_i \epsilon_{t-i}, \quad (13)$$

Där $\Theta_i = \gamma_i \mathbf{B}$ (Lütkepohl, 2005, s.58). Impulsrespons (IRF) används för att studera dynamiken i modellen. Dessa funktioner är dynamiska simuleringar av en given chock som visar responsen hos en endogen variabel över tid (Sadorsky, 1999). Lütkepohl (2005, s.53) menar att det är insiktsfullt att undersöka hur variabler påverkas genom att använda sig av chocker i form av en standardavvikelse för att få en förståelse av dynamiken. Eftersom Θ_i nu kan tolkas som variablers respons till en chock i systemet och ϵ_t som tidigare nämnt är oberoende chocker, kan impulsrespons funktionerna tas fram, vilket ges av

$$\frac{\partial y_{i,t+h}}{\partial \epsilon_{j,t}} = \theta_{i,j}^{(h)} \quad (14)$$

där θ är responsen av variabeln i , h perioder fram i tiden för en godtycklig chock i variabeln j vid tidpunkten t .

3.4. Laglängds kriteriet

När man specificerar VAR-modeller är en av utmaningarna att bestämma hur många laggar som ska användas. Där laggar är parameterestimat av variablers tidigare värden. Detta är inte helt enkelt eftersom för många laggar, relativt antalet observationer, kan innebära att många frihetsgrader används, vilket kan leda till inkonsistenta estimat av koefficienterna. För få laggar kan å andra sidan innebära att dynamiska samband inte fångas upp i modellen (Lütkepohl, 2005, s.135). Detta kräver att man balanserar nyttan av att inkludera en ytterligare lagg med kostnaden av osäkerhet i parameterestimatet. Ett sätt att bestämma laglängd är att använda sig av Bayers informationskriterium (BIC) som innebär att man väljer den modell som har det lägsta BIC värdet.

$$BIC = -2 * \ln(\text{likelihood}) + \ln(N) * k. \quad (15)$$

Där k är antalet estimerade parametrar i modellen och N är antalet observationer (Schwarz, 1978). Kriteriet belönar hög *likelihood* vilket är sannolikheten av data-urvalet givet modellens parametervärden. Samtidigt bestraffas modellen av antalet parametrar som estimeras. Sober (2002) kom fram till att BIC mäter *goodness of fit* vilket innebär hur väl modellen beskriver observationerna i tidsserien (Shumeli, 2010).

4. Resultat

I detta avsnitt presenteras enhetsrottesten samt VAR-modellen och tillhörande IRF:s.

I tabellen nedan presenteras resultaten för enhetsrot/stationaritetstest.

Tabell 2. Enhetsrotstest

Variabler	ADF/KPSS i nivå			ADF/KPSS första differens				
	ADF Trend	ADF Drift	KPSS	ADF trend	ADF Drift	KPSS	ADF	KPSS
OIL	-2.91	-2.94	0.729**	-5.97***	5.87***	0.159	$I(1)$	$I(1)$
U	-2.48	-2.57	0.754***	-4.16***	-4.11***	0.235	$I(1)$	$I(1)$
BNP	-2.55	-2.59	0.059	-4.81***	-4.85***		$I(1)$	$I(0)$
CPI	-3.76**	-3.79***	0.155				$I(0)$	$I(0)$
INT	-4.02**	-1.52	1.494***			0.040	$I(0)$	$I(1)$

Statistisk signifikans vid 10%, 5% och 1% är markerade som *, **, ***. En variabel är stationär om den är integrerad av ordning $I(0)$ och differensstationär om den är integrerad av ordning $I(1)$.

För OIL visar ADF att tidsserien har en enhetsrot och KPSS visar att serien inte är stationär. Variabeln är då differensstationär vilket kan betecknas som $I(1)$. Variabeln U uppvisar samma egenskap och integrerad av ordning $I(1)$. Enligt ADF-testet har BNP en enhetsrot medan KPSS säger att tidsserien är stationär. Vi väljer att differentiera BNP och är därav integrerad av ordning $I(1)$. Både ADF och KPSS-testet visar att CPI är stationär och integrerad i nivå $I(0)$. INT visar konflikt mellan ADF och KPSS där ADF menar att vi kan förkasta nollhypotesen om en enhetsrot medan KPSS menar att tidsserien inte är stationär. Beechy, Hjalmarsson och Österholm (2009) undersökte om nominella räntor är stationära eller inte och förklarade att de sannolikt är stationära eftersom nominella räntor rör sig inom rimliga nivåer. Vi väljer därmed att fastställa att INT är integrerad i nivå $I(0)$.

För att bestämma laglängd användes BIC. Processen för att bestämma laglängden är inte helt enkel och BIC föreslår en VAR(1)-modell. För att testa om modellen är utan autokorrelation och normalfördelade residualer utförs ett Portmanteautest för att testa autokorrelation och Jarque-Bera-testet för att se om normalfördelade residualer är tillfredsställt. I VAR(1)-fallet förkastas inte nollhypotesen om ingen autokorrelation i feltermerna samt nollhypotesen om

normalfördelade residualer förkastas, vilket innebär att modellen inte är korrekt specificerad. Undersökning av residualerna visar att extremvärden föreligger, vilket gör att vi inte kan approximera normalfördelade residualer. Detta korrigeras genom att modellera extremvärden som dummy-variabler MIN/MAX och inkludera dessa som exogena variabler. De extremvärden som ges är kvartal 1 och 3, 2005 samt kvartal 3, 2008. Anledningen till att kvartal 1,3 för 2005 ses som extremvärden kan föreläggas av definitionsändringen av arbetslöshet som skedde 2005 (Arbetskraftundersökningarna, 2011). Kvartal 3, 2008 svarar för finanskrisen som förlöstes. BIC föreslår en VAR(1)-modell, när dessa exogena variabler inkluderas i modellen påvisas både normalfördelade residualer och även att det inte finns någon autokorrelation.

Tabell 3. Modelspecifikation och diagnostik.

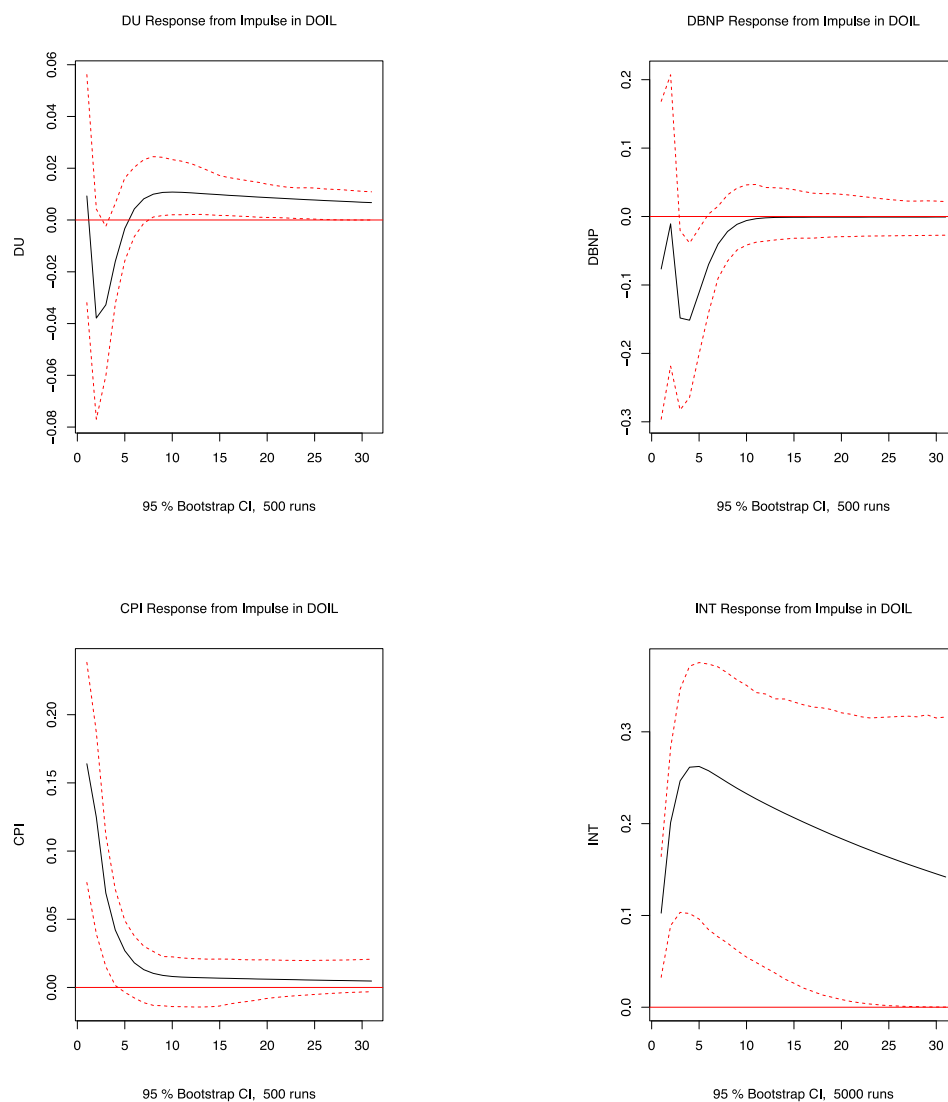
Variabler	Exogena variabler	Lag-längd	BIC	Portmanteau	Jaque-Bera
VAR(1)	0	1	312.92	0.398	2.2e-16
VAR(2)	0	2	380.23	0.242	2.2e-16
VAR(1)	3	1	228.98	0.934	0.245
VAR(2)	3	2	278.33	0.489	0.483

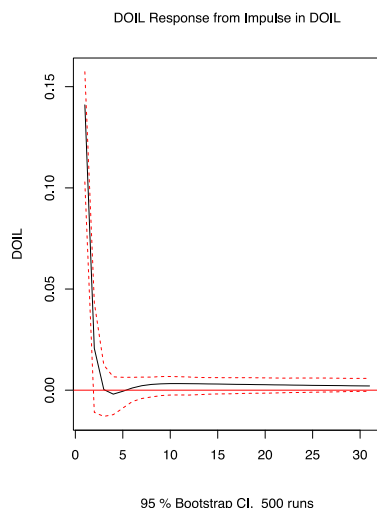
Exogena variablerna motsvarar för observationerna kvartal 3, 2008, kvartal 1, 2005 samt kvartal 2, 2005. I tabellen redovisas p-värden för Portmanteau och Jaque-bera-testen.

Därmed är den optimala modellen den med en lagg och tre exogena variabler. Fokus i resultaten ligger på hur förändringar i oljepris påverkar svenska makroekonomiska variabler. Resultaten visar att en chock på en standardavvikelse på oljepriser leder till att förändringen i BNP-tillväxt minskar det första kvartalet med 0.07 procentenheter och når sin botten i kvartal fyra med en minskning av 0.15 procentenheter, därefter avtar effekten. Det går även att avläsa att minskningen mellan kvartal tre och fem är signifikant. Förändringen i arbetslöshet minskar fram till kvartal fem, med en maximal minskning under kvartal 2 med 0.03 procentenheter. Detta följs utav en ökning på 0.01 procentenheter innan effekten långsamt börjar avta. Inflationstakten påverkas mest redan i första kvartalet med 0.16 procentenheter, därefter avtar effekten snabbt och efter kvartal åtta är effekten minimal. Ökningen i inflationstakten är signifikant i de fyra första kvartalet. 3-månadersräntan ökar med 0.10 procentenheter första kvartalet upp till 0.26 procentenheter i kvartal fyra. Nivån ligger kvar i ett kvartal innan effekten

börjar avta, ökningen i 3-månadersräntan visar sig vara signifikant över hela intervallet. Röda banden visar ett konfidensintervall på 95 procents nivå.

Figur 4.





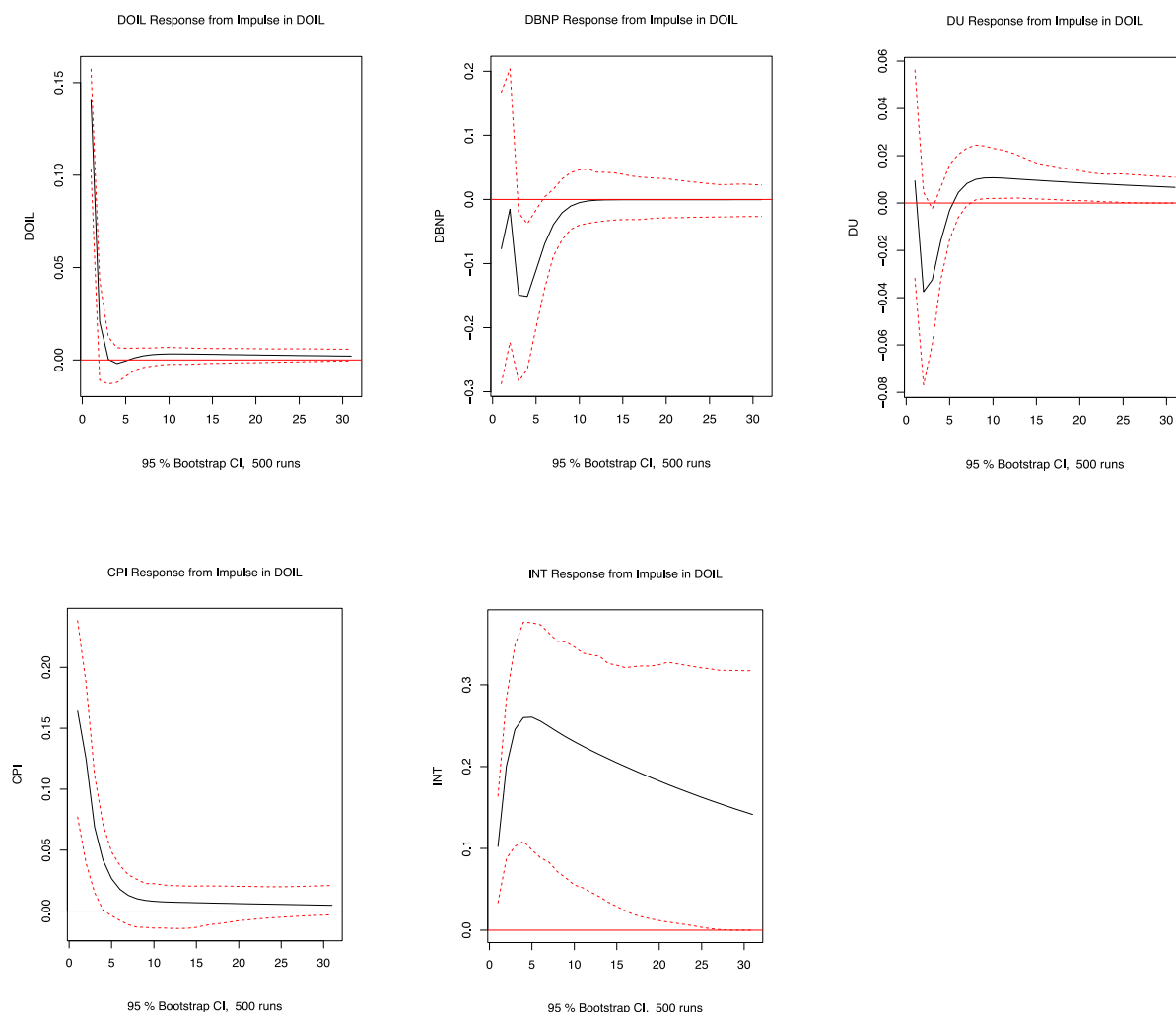
5. Analysresultat

Följande avsnitt avser att kritiskt utvärdera studiens metod och resultat. Därefter diskuteras implikationerna av resultaten och avslutningsvis kommenteras förbättringar och vidare studier.

5.1. Känslighetsanalys

I VAR-modellen är ordningen av variablerna av betydelse eftersom modellen behandlas rekursivt, vilket nämnts i avsnitt 3.3. Detta innebär att en modell med fem variabler kan specificeras på 5! sätt. Därmed ligger ekonomisk teori till grund för att bestämma ordningen av variablerna. Ett sätt att verifiera om resultatet är robust, är genom att ändra ordningen i variablerna och undersöka om resultaten skiljer sig. Vi väljer därför att testa ifall resultaten skiljer sig om BNP-tillväxt och arbetslöshet byter plats i ordning på så sätt att BNP-tillväxten har en påverkan på arbetslöshet men inte tvärtom. Sambandet mellan BNP-tillväxten och förändringen i arbetslöshet ges av Okun's lag, men åt vilket håll den kausala riktningen går är svårt att säkerhetsställa. Däremot ser vi ingen förändring i resultatet när dessa två variabler byter ordning, vilket kan ses i impulsrespons-funktionerna nedan.

Figur 5.



5.2. Validitet och resultat

Syftet med denna studie var att undersöka vilket samband som föreligger mellan oljeprischocker och svenska makrovariabler, såsom BNP-tillväxt, arbetslöshet, inflation och ränta. Vidare var meningen med denna studie att försöka kvantifiera i vilken grad oljeprischocker har påverkat svensk ekonomi under åren 2001-2018.

En initial minskning i förändringen av arbetslöshet är inte ett förväntat resultat givet de tidigare antaganden som gjorts. Vi kan emellertid inte säga att minskningen är signifikant. Den senare signifikanta ökningen i förändringen av arbetslösheten är i linje med de tidigare antaganden som gjorts kring dynamiken i den reala ekonomin, där vårt antagande om att en oljeprischock

stramar åt vissa sektors produktionsmöjligheter samt den finansiella kapaciteten, vilket påverkar efterfrågan på arbetskraft negativt givet trögrörliga löner. Blanchard och Galis (2007) resultat som visade att arbetsmarknaden blivit mer flexibel på senare tid och att löner blivit mer rörliga vilket lett till effekten av en oljeprishock minskat på senare tid. Sadorsky (1999) kom däremot fram till att arbetare i negativt drabbade sektorer förblir arbetslösa i väntan på att arbetsförhållanden ska förbättras. Med hänsyn till vårt resultat av en signifikant ökning i arbetslöshet kan detta innebära att arbetares färdigheter inte är applicerbara över andra sektorer utan förblir arbetslösa. Samtidigt medför ökad flexibilitet i arbetsmarknaden att den totala effekten blir avsevärt mindre än om tidigare stelheter funnits kvar. Vidare fördjupning krävs däremot för att kunna dra den slutsatsen.

Baserat på att resultatet av en ökning i arbetslöshet åtta kvartal efter oljeprishocken finns det belegg för att denna åtstramning på vissa sektorer är av betydande grad, exakt vilka dessa är sektorer är dock omöjligt att säga utan vidare analys. Detta belyses till liten del av Jimenez & Sanchez (2005) som framför att åtstramningen sker i oljeintensiva sektorer i nästvarande perioder i samband med oljeprishocker.

Den signifikanta minskningen i förändringen i BNP-tillväxt kan föranledas till responsen av arbetslösheten till chocken. Minskad privat konsumtion och att produktionen ligger under den potentiella kan vara till grund för minskningen i BNP. Samtidigt kan osäkerheten och förväntningarna av en ökad inflation i framtiden hämma investeringarna i innevarande period då man inväntar Riksbankens respons på inflationschocken. Lee m.fl. (1995) påpekar även att ökad osäkerhet förenad med ökad volatilitet i oljepriser anses föranleda uppskjutna investeringar. Osäkerheten är därmed inte enbart förenad med inflationsförväntningarna utan även förankrad till oljeprisförväntningarna. Nandakumar (1988) som menar att den strukturella sammansättningen av ett land är avgörande för vilken effekt en oljeprishock har på ekonomin talar för att Sverige har en relativt versatil ekonomi. Detta baseras på att en oljeprishocks inverkan är relativt kortvarig och snabbt avtagande, vilket kan betyda att Sverige har utvecklat verktyg och strategier för att bekämpa effekterna av dessa typer av händelser, till exempel genom autonoma finanspolitiska funktioner som a-kassa och liknande. Givet den antagna dynamiken mellan makrovariablerna inverkar dessa funktioner i ett tidigt stadie och därmed håller ner den totala påverkan i hela systemet. Sanningsvärdet i detta påstående att Sveriges finanspolitiska funktioner minskar den totala effekten av en oljeprishock kan däremot inte säkerhetsställas. Då BNP och inflationen bestäms tillsammans på kort sikt är det därmed

förväntat att båda variablernas respons på chocken är signifikant. Våra förväntningar om en räntehöjning i framtiden givet den ökade inflationen, för att bekämpa en överskjutning i inflationsmålet är rättfärdigade av att räntan får en signifikant ökning efter inträffandet av en chock. Detta talar för att Riksbanken håller en tydlig linje och klar kommunikation om bibehållandet av inflationsmålet.

Det är även viktigt att ta hänsyn till den finansiella krisen under 2008 som fångas upp i dataserien, avsevärt kan påverka de resultat som erhållits. Perioden som följer den finansiella krisen kan nämligen innehålla strukturella avbrott vilket inte kontrollerats i vår studie.

Användandet av VAR-ramverket är högst relevant för att svara på frågan hur oljeprischocker påverkar svensk ekonomi. I tidigare forskning finns en relativt tydlig linje att VAR bör användas för att estimerade dessa effekter. Det uppstår dock skiljaktigheter kring hur processen av VAR-modellen bör specificeras och diagnostiseras. Tidigare har nämnts att det finns skiljaktigheter om huruvida differentiering av variabler är en giltig process, givet att långsiktig dynamik försvinner i samband med att variabler differentieras för att uppträda stationärt. För vårt syfte är det högst relevant att variabler är stationära för att vi ska kunna använda oss av normalfördelningen för statistisk inferens.

Därutöver finns det praktiska problemet med att göra ett lämpligt val av VAR(p)-modell. Ett enkelt sätt att göra detta på är att använda sig av BIC och välja den modell som utifrån kriterierna är lämpligast. Ett annat sätt att göra ett lämpligt val av modell är att sätta upp restriktioner mellan ekvationerna och välja den modell som tillfredsställer alla restriktioner. Restriktionerna som sätts upp är att det inte finns autokorrelation mellan feltermerna och att feltermerna är normalfördelade. Vi finner att en kombination av minimering av BIC tillsammans med restriktionerna bidrar till att modellen med bäst fit används samtidigt som modellen diagnostiskt visar sig vara lämplig.

Problematiken med VAR-modeller ligger inte på det teoretiska ramverket utan vid tolkningen av modellen. Vid estimering av VAR-modeller integreras få variabler endogent i modellen, vilket leder till en så kallad *omitted variable bias* och effekten av dessa fångas i feltermerna. Detta kan leda till att resultaten i impulsresponsfunktionerna blir snedvridna om dessa faktorer korrelerar med de endogena variablerna i modellen, liksom nationalekonomen Ronald Coase har sagt "*If you torture the data long enough it will confess to anything*".

Specifikationen av VAR-modeller kräver noggrann empirisk analys där ekonomisk teori ligger till grund för dynamiken mellan de olika variablerna. Felspecifikation leder till att viktig information hamnar i feltermerna och fångas felaktigt upp i modellen som chocker (Björnland, 2000). Ett vidare problem är om alla variabler i VAR-systemet ska vara stationära. Det är essentiellt att alla variabler uppvisar stationaritet för att det ska vara möjligt att utföra statistisk inferens av parametervärden. Däremot nämner Brooks (2014, s.330) att förespråkare för VAR-ramverket menar att differentiering av variabler för att uppnå stationaritet inte ska utföras. Förespråkarna menar att differentiering leder till att information om dynamiken kastas bort på lång sikt och därmed inte svarar på syftet att undersöka relationen mellan variabler.

Generellt finner tidigare studier ett negativt samband mellan oljeprischock och BNP-tillväxt. Vi kan i vår studie inte med säkerhet redovisa vilken effekt oljeprischocker får på svensk ekonomi då vi inte får signifikanta resultat. En möjlig förklaring till detta ges av Blanchard och Gali (2007) som menar att industrialiserade länder inte påverkas av oljeprischocker som man hittills gjort under tidigare decennier. Vidare lyfter man fram att orsaker till denna förändring anses ligga i att användningen samt andelen av olja minskat samtidigt som centralbanker har som mål att ha låg och stabil inflation vilket kan påverka utfallet vid en eventuell oljeprischock. Detta genom att åtstramande penningpolitik kyler av ekonomin. Jimenez & Sanchez (2009) menar att en oljeprischock tenderar att reducera BNP i ett oljeimporterande land vilket inte påvisas i vår studie. Vidare visar våra resultat under de initiala kvartalen att en oljeprischock leder till ökad inflation vilket Jimenez och Sanchez (2009) lyfter fram att oljeprischocker har som följd. Större delen av våra resultat visar att oljeprischocker inte har någon signifikant effekt på svensk ekonomi. Anledningen till detta kan ligga i den ekonomiska utvecklingen som skett under de senaste decennierna samt den gradvisa övergången från fossila bränslen till förnyelsebar energi. Vidare finner vi enbart signifikant respons av BNP, arbetslösheten, inflationstakten samt 3-månadarsräntan i enstaka kvartal. Dessa samband bör tolkas med försiktighet med hänsyn till de faktorer som diskuterats i det tidigare avsnittet.

6. Slutsats

I denna studie har vi använt oss av en VAR-modell med fem variabler, nämligen oljepris, arbetslöshet, BNP-tillväxt, inflationstakt samt 3-månadersräntan för statsobligationer för att studera om det finns ett samband mellan förändringar i oljepris och dessa variabler genom att studera impulsresponsfunktioner begränsat till den svenska ekonomin. Vi finner att det inte föreligger någon signifikant respons av BNP-tillväxt när oljepriser chockas.

Implikationen av dessa resultat är att en oljeprishock främst har effekten av en inflationschock på svensk ekonomi. I detta fall är det viktigt för främst Riksbanken att analysera oljeprishocker och dess komponenter mer noggrant för det fall penningpolitisk åtstramning skulle krävas för att bevara inflationsmålet vid en inflationschock. En allt för kraftig åtstramning kan leda till reducerad ekonomisk tillväxt vilket kanske annars inte hade skett ifall Riksbanken hållit sig neutrala. Begränsningarna i vår studie gör det däremot inte möjligt att spekulera kring optimal penningpolitik vid inträffandet av en oljeprishock då penningpolitiska operationer är tidskänsliga och kräver precision som faller utanför studiens omfattning.

För vidare studier i ämnet kan det ligga i intresse att studera huruvida Sveriges finanspolitiska autonoma funktioner påverkar graden av konsekvenserna av en utbudschock på svensk ekonomi. Detta skulle till exempel kunna göras genom att studera effekten på budgetunderskottet vid en utbudschock. Vidare kan det vara av intresse att använda sig utav en *vector error correction model* (VECM), vilket möjligtvis är en mer lämplig modell att använda när variablerna är differensstationära.

Referenser

Artiklar

- Adolfsson, M., Laséen, S., Lindé, J., Villani, M. (2007). RAMSES – en ny allmän jämviktsmodell för penningpolitisk analys. Riksbanken.
- Barsky, R. B., & Kilian, L. (2004). Oil and the Macroeconomy since the 1970s. *Journal of Economic Perspectives*, 18(4), 115-134.
- Başkaya, Y. S., Hülagü, T., & Küçük, H. (2013). Oil price uncertainty in a small open economy. *IMF Economic Review*, 61(1), 168-198.
- Beechey, M., Hjalmarsson, E., & Österholm, P. (2009). Testing the expectations hypothesis when interest rates are near integrated. *Journal of Banking & Finance*, 33(5), 934-943.
- Bernanke, B. S. (1983). Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. *The Quarterly Journal of Economics*, 98(1), 85-106.
- Bernanke, B., Gertler, M., Watson, M., Sims, C., & Friedman, B. (1997). Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks. *Brookings Papers On Economic Activity*, 1997(1), 91. doi: 10.2307/2534702
- Bjørnland, H. (2000). VAR Models in Macroeconomic Research. Hämtad 2019-11-16 från https://www.ssb.no/a/histstat/doc/doc_200014.pdf
- Blanchard, O., & Galí, J. (2007). The Macroeconomic Effects of Oil Price Shocks: Why are the 2000s so Different from the 1970s?. *SSRN Electronic Journal*.
- Brown, S. P., & Yücel, M. K. (2002). Energy prices and aggregate economic activity: an interpretative survey. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 42(2), 193-208.
- Burbidge, J., & Harrison, A. (1984). Testing for the Effects of Oil-Price Rises using Vector Autoregressions. *International Economic Review*, 25(2), 459-484.
- Cunado, J., & De Gracia, F. P. (2005). Oil prices, economic activity and inflation: evidence for some Asian countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 45(1), 65-83.
- Doğrul, H., & Soytaş, U. (2010). Relationship between oil prices, interest rate, and unemployment: Evidence from an emerging market. *Energy Economics*, 32(6), 1523-1528.
- Ferderer, J. P. (1996). Oil price volatility and the macroeconomy. *Journal of macroeconomics*, 18(1), 1-26.
- Gisser, M., & Goodwin, T. (1986). Crude Oil and the Macroeconomy: Tests of Some Popular Notions: Note. *Journal Of Money, Credit And Banking*, 18(1), 95-103.
- Guo, H., & Kliesen, K. (2005). Oil Price Volatility and U.S. Macroeconomic Activity. *Review*, 87(6).

- Gylfason, T. (1997). Okun's Law and Labor-market Rigidity: The Case of Sweden. SNS.
- Hamilton, J. D. (1988). A neoclassical model of unemployment and the business cycle. *Journal of political Economy*, 96(3), 593-617.
- Hamilton, J. D. (2008). Oil and the Macroeconomy. *The new Palgrave dictionary of economics*, 2.
- Hamilton, J., & Herrera, A. (2004). Oil Shocks and Aggregate Macroeconomic Behavior: The Role of Monetary Policy: A Comment. *Journal Of Money, Credit, And Banking*, 36(2), 265-286.
- Hooker, M. A. (1996). What happened to the oil price-macroeconomy relationship?. *Journal of monetary Economics*, 38(2), 195-213.
- Jiménez-Rodríguez *, R., & Sánchez, M. (2005). Oil price shocks and real GDP growth: empirical evidence for some OECD countries. *Applied Economics*, 37(2), 201-228.
- Jimenez-Rodriguez, R., & Sanchez, M. (2009). Oil shocks and the macro-economy: a comparison across high oil price periods. *Applied Economics Letters*, 16(16), 1633-1638.
- Lee, K., & Ni, S. (2002). On the dynamic effects of oil price shocks: a study using industry level data. *Journal of Monetary economics*, 49(4), 823-852.
- Lee, K., Ni, S., & Ratti, R. (1995). Oil Shocks and the Macroeconomy: The Role of Price Variability. *The Energy Journal*, 16(4).
- Loungani, P. (1986). Oil price shocks and the dispersion hypothesis, 1900-1980. *Rochester Center for Economic Research Working Paper*, 33.
- Mork, K. A. (1989). Oil and the macroeconomy when prices go up and down: an extension of Hamilton's results. *Journal of political Economy*, 97(3), 740-744.
- Nandakumar, P. (1988). Oil price increases and the structure of small open economies. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 124(4), 653-666.
- Nordström, T., & Ysander, B. C. (1983). Oil Prices and Economic Stability Simulation Experiments with a Macroeconomic Model (No. 82). IUI Working Paper.
- Ran, J., & Voon, J. P. (2012). Does oil price shock affect small open economies? Evidence from Hong Kong, Singapore, South Korea and Taiwan. *Applied Economics Letters*, 19(16), 1599-1602.
- Ran, J., Voon, J. P., & Li, G. (2010). How do oil price shocks affect a small non-oil producing economy? Evidence from Hong Kong. *Pacific Economic Review*, 15(2), 263-280.
- Sadorsky, P. (1999). Oil price shocks and stock market activity. *Energy Economics*, 21(5), 449-469.

Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1-48.

Shmueli, G. (2010). To Explain or to Predict?. *Statistical Science*, 25(3), 289-310.

Sober, E. (2002). Instrumentalism, parsimony, and the Akaike framework. *Philosophy of Science*, 69(S3), S112-S123.

Stock, J., & Watson, M. (2001). Vector Autoregressions. *Journal Of Economic Perspectives*, 15(4), 101-115.

Schwarz, Gideon E. (1978). Estimating the dimension of a model, *Annals of Statistics*, 6 (2): 461–464

Ysander, B. C. (1983). Oil prices and economic stability: The macro-economic impact of oil price shocks on the Swedish economy. *Energy*, 8(5), 389-397.

Litteratur

Brooks, C. (2014). Introductory econometrics for finance. *Cambridge*. Cambridge University Press.

Jones, C. I. (2014). Macroeconomics. W. W. Norton & Company.

Lütkepohl, H. (2005). New introduction to multiple time series analysis. *Springer Science & Business Media*.

Lütkepohl, H. (2017). Structural Vector Autoregressive Analysis. *Cambridge*. Cambridge University Press.

Stock, J., & Watson, M. (2015) Introduction to Econometrics. *Person Education Limited*.

Webbsidor

Arbetsmarknads- och utbildningsstatistik (2011). . *Arbetskraftsundersökningarna (AKU). 50 år Fyra forskarperspektiv på arbetsmarknaden*. . Hämtad 2019-12-10 från http://www.sverigeisiffror.scb.se/contentassets/8b736d5e24da440d807ab8b3fd19c49b/am0401_2011a01_br_am76br1103.pdf

CNN (2019). *OPEC Fast Facts*. Hämtad 2019-12-10 från <https://edition.cnn.com/2013/07/30/world/opec-fast-facts/index.html>

Ekonomifakta (2019). *Energianvändning och produktivitet*. Hämtad 2019-12-09 från <https://www.ekonomifakta.se/Fakta/Energi/Energieffektivisering/Energianvandning-och-produktivitet/>

Ekonomifakta (2019). *Sveriges export- och importprodukter*. Hämtad 2019-12-10 från <https://www.ekonomifakta.se/Fakta/Ekonomi/Utrikeshandel/Sveriges-export--och>

importprodukter/

Energimyndigheten (2015). *Sveriges import av råolja och drivmedel*. Hämtad 2019-12-09 från <https://www.energimyndigheten.se/nyhetsarkiv/2015/sveriges-import-av-raolja-och-drivmedel/>

Energimyndigheten (2015). *Olja och drivmedel*. Hämtad 2019-12-09 från <https://www.energimyndigheten.se/trygg-energiforsorjning/olje--och-drivmedelsberedskap/>

Kungl. Ingenjörsvetenskapsakademien (2002). *Olja tillgång och prisutveckling*. Hämtad 2019-12-09 från <https://energimyndigheten.a-w2m.se/FolderContents.mvc/Download?ResourceId=103802>

Svenska Petroleum & Biodrivmedel Institutet (2019). *Miljöutveckling*. Hämtad 2019-12-09 från <https://spbi.se/miljoarbete/miljoutveckling/>

Svenska Petroleum & Biodrivmedel Institutet (2019). *Miljöförutsättningar*. Hämtad 2019-12-09 från <https://spbi.se/miljoarbete/miljobakgrund-andras/>