

NORGES HANDELSHØYSKOLE

Bergen, høst 2005

Utredning i fordypningsområdet: Økonomisk Analyse

Veiledere:

Førsteamanuensis Jonas Andersson

Førsteamanuensis Karl Rolf Pedersen

Bør Norge bli med i EMU?

- En empirisk analyse av effektene av asymmetriske sjokk



av

Asle I. Kolseth

Dette selvstendige arbeidet er gjennomført som ledd i masterstudiet i økonomisk-administrative fag ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjennelsen innebærer ikke at Høyskolen inntår for de metoder som er anvendt, de resultater som er fremkommet eller de konklusjoner som er fremkommet i arbeidet.

Sammendrag

I denne utredningen analyseres det i hvilken grad tilbuds- og etterspørselssjokk skaper asymmetrier i norsk kontra tysk og fransk økonomi. Dette gjøres for å undersøke hvorvidt norsk økonomi reagerer for ulikt økonomien i sentrale land i eurosonen til at Norge vil være tjent med å melde seg inn i Economic and Monetary Union (EMU). Sjokkene identifiseres og kvantifiseres ved hjelp av en såkalt Structural Vector Autoregression (SVAR)- modell.

Ved å undersøke 4 endogene variable; norsk og utenlandsk inflasjon og industriproduksjon, konkluderes det med at asymmetrier eksisterer. Dette er spesielt tilfellet for industriproduksjon. For inflasjon er utslagene mindre. Det observeres også tegn på prisrigiditeter.

Selv om det påvises asymmetrier, sluttet det at disse ikke nødvendigvis ikke er kraftige nok til isolert sett å kunne fraråde et eventuelt norsk EMU- medlemskap. Årsaken er dels at utslagene på inflasjon er relativt beskjedne, og dels at industriproduksjon sannsynligvis ikke gir det mest korrekte bildet av det totale økonomiske aktivitetsnivået.

Forord

Denne masterutredningen er en videreføring av siviløkonomutredningen ”Bør Norge bli med i EMU – En økonomisk analyse”, skrevet av Asle Kolseth og Janicke Løken i 2004. Mens Kolseth & Løken (2004) er en bred analyse av de mest sentrale fordeler og ulemper knyttet til et eventuelt norsk medlemskap i Economic and Monetary Union (EMU), fokuserer denne utredningen kun på ett tema, nemlig betydningen av asymmetriske sjokk i en monetær union. Effektene av asymmetriske sjokk i økonomien ble i Kolseth & Løken (2004) identifisert som helt avgjørende for hvorvidt Norge ville være tjent med å melde seg inn i EMU. Dersom tilbuds- og/ eller etterspørselssjokk typisk påvirker Norge ulikt fra snittet av land i eurosonen, vil dette kunne være problematisk. I denne utredningen vil jeg derfor søke å identifisere sjokk i økonomien, for deretter å kvantifisere i hvilken grad disse påvirker norsk, tysk og fransk økonomi asymmetrisk.

Det har vært en stor utfordring å gjennomføre dette empiriske arbeidet, og jeg ville neppe klart det uten kyndig veiledning. I første rekke vil jeg derfor takke mine to veiledere, Jonas Andersson og Karl Rolf Pedersen, for hjelp med henholdsvis den statistiske og den økonomiske analysen. Videre vil jeg takke Michael Bergman ved Universitetet i København og Michael Hutchinson ved University of California, Santa Cruz for nyttige innspill. Til slutt vil jeg rette en spesiell takk til Anders Warne ved European Central Bank (ECB). Warnes program, ”Structural VAR”, har vært til uvurderlig hjelp i arbeidet med denne utredningen.

Moss, januar 2006

Asle Kolseth

Innhold

| | | |
|-------|--|----|
| 1 | Innledning..... | 5 |
| 2 | Kort teoretisk innføring i asymmetriske sjokk..... | 6 |
| 3 | Modellen..... | 10 |
| 3.1 | Permanente kontra midlertidige sjokk..... | 14 |
| 3.2 | Data..... | 18 |
| 4 | Analyse av virkninger av sjokk på tysk og norsk økonomi..... | 19 |
| 4.1 | Forutsetninger..... | 19 |
| 4.2 | Resultater..... | 22 |
| 4.2.1 | Impuls- respons..... | 23 |
| 4.2.2 | Industriproduksjon..... | 24 |
| 4.2.3 | Inflasjon..... | 27 |
| 5 | Analyse av virkninger av sjokk på fransk og norsk økonomi..... | 29 |
| 5.1 | Resultater..... | 29 |
| 5.1.1 | Industriproduksjon..... | 30 |
| 5.1.2 | Inflasjon..... | 32 |
| 6 | Modellens begrensinger..... | 34 |
| 6.1 | En enkel korrelasjonsanalyse..... | 36 |
| 7 | Mulige årsaker til asymmetriske virkninger av sjokk..... | 38 |
| 7.1 | Struktur og mekanismer i norsk og europeisk økonomi..... | 39 |
| 7.2 | Nærmere betraktninger rundt de observerte sjokks asymmetriske effekter..... | 41 |
| 7.2.1 | Tilbudssiden..... | 41 |
| 7.2.2 | Etterspørselssiden..... | 45 |
| 8 | Implikasjoner av sjokkenes asymmetriske effekter..... | 47 |
| 8.1 | Virker pengepolitikk som middel for å motvirke effektene av asym. sjokk?..... | 47 |
| 8.2 | Nærmere betraktninger om implikasjoner av asymmetriske sjokk..... | 49 |
| 8.2.1 | Tidsperspektiv..... | 50 |
| 8.2.2 | Nærmere vurderinger av effektene av sentrale sjokk..... | 51 |
| 9 | Konklusjon – Bør Norge bli med i EMU, sett i lys av effektene av asym. sjokk?..... | 54 |
| 10 | Kilder..... | 56 |
| | Appendiks A: Impuls- respons Norge kontra Tyskland..... | 59 |
| | Appendiks B: Impuls- respons Norge kontra Frankrike..... | 62 |

1 Innledning

Formålet med denne utredningen er å undersøke effektene av asymmetriske sjokk i norsk og europeisk økonomi. Dette relateres så til den overordnede problemstillingen, som er hvorvidt Norge bør bli med i EMU. Det er viktig å understreke at jeg i denne utredningen kun ser på virkningene av asymmetriske sjokk for å vurdere om Norge er tjent med medlemskap i EMU. En mer omfattende sammenstilling av et bredere spekter av ulike fordeler og ulemper med hensyn til et norsk EMU- medlemskap kan leses i Kolseth & Løken (2004).

For å undersøke graden av asymmetri av sjokk benyttes en såkalt Structural Vector Autoregression (SVAR)- modell. Mer presist analyserer jeg hvordan enkeltsjokk påvirker norsk økonomi i forhold til tysk og fransk økonomi. Dersom sterke asymmetrier eksisterer mellom Norge og de to viktigste økonomiene i eurosonen, er dette en indikasjon på at Norge vil kunne få problemer ved et eventuelt medlemskap i EMU. Årsaken er at Norge vil måtte oppgi sin selvstendige pengepolitikk, noe som reduserer muligheten til effektiv stabiliseringspolitikk.

Utredningen er strukturert på følgende måte. Første del gir en nærmere innføring i teorien rundt asymmetriske sjokk. Andre del presenterer SVAR- modellen jeg benytter i analysen. I tredje og fjerde del presenteres de empiriske resultatene av effektene av asymmetriske sjokk i Norge sammenlignet med henholdsvis Tyskland og Frankrike. Del nummer fem omhandler modellens begrensninger. I sjette del diskuteres mulige årsaker til de observerte effektene fra del nummer tre og fire. Sjuende del tar for seg hvilke implikasjoner de observerte effektene kan ha for hvorvidt Norge bør bli med i EMU. Avslutningsvis trekkes konklusjoner.

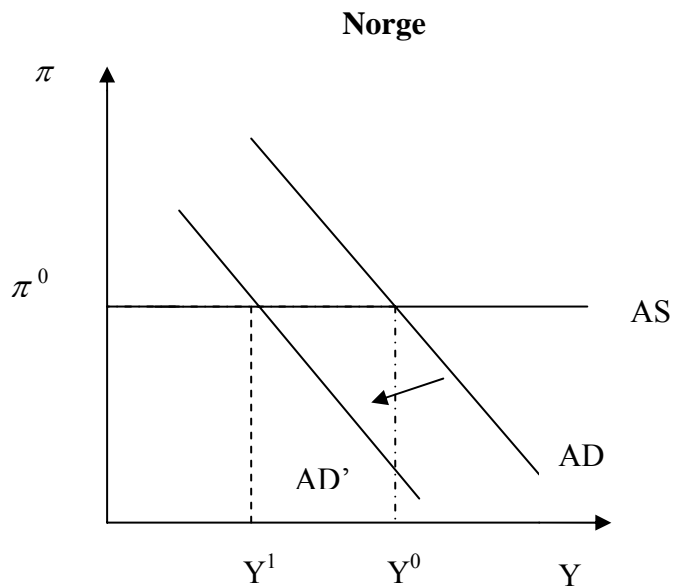
2 Kort teoretisk innføring i asymmetriske sjokk

Betydningen av asymmetriske sjokk står som kjent helt sentralt i denne oppgaven. Det er derfor viktig å ha en god grunnleggende forståelse av hva et slikt sjokk egentlig innebærer. På de nærmeste par sidene velger jeg derfor kort å gjengi en noe modifisert utgave av deler av diskusjonen av asymmetriske sjokk i Kolseth & Løken (2004):

”Et asymmetrisk sjokk er enkelt forklart en uventet (vesentlig) endring i tilbud eller etterspørsel som rammer ulike regioner på forskjellig måte. Jo kraftigere de asymmetriske sjokkene rammer de ulike regionene, desto større er kostnadene ved å gi opp selvstendig pengepolitikk som styringsinstrument. Denne problemstillingen ble introdusert i 1961 av R. A. Mundell, i den klassiske artikkelen ”A Theory of Optimum Currency Areas”. I denne artikkelen bruker Mundell et asymmetrisk etterspørselsjokk som eksempel.

Anta en modell med 2 land (Norge og Sverige) som vurderer en valutaunion. Det produseres 2 produkter i disse landene (norske og svenske). Vi antar at et asymmetrisk etterspørselsjokk inntreffer, og at konsumentene endrer sine preferanser fra norske til svenske produkter, slik at likevekten forskyves. I det følgende benytter vi AD (”Aggregate Demand”) og AS (”Aggregate Supply”), som er uttrykk for henholdsvis total etterspørsel og totalt tilbud i økonomien. Sammen gir disse forholdet mellom inflasjon (π) og bruttonasjonalprodukt (Y). AD- kurven er avledet fra IS-LM (likevekt i henholdsvis vare- og pengemarked). AS- kurven gis ved: $\pi = \bar{\pi} + a(Y - \bar{Y}) + s$, der π er inflasjon, $\bar{\pi}$ kjerneinflasjon (forventet inflasjon), a ($Y - \bar{Y}$) er forskjellen mellom faktisk og trend- BNP, justert for parameteren a , og s er et tilbudssjokk. Vi har nå beskrevet den *generelle* AD-AS- modellen (se for eksempel Burda & Wyplosz, 2001). I det følgende skal vi tilpasse modellen noe for å understreke vårt poeng om effektene av et sjokk som rammer medlemmer av en valutaunion asymmetrisk, og det påfølgende behovet for valutakursendringer. Vi forutsetter i det følgende at AS- kurven er horisontal, dvs. at det er *ingen fleksibilitet* i lønninger og priser. I det minste på kort sikt er dette ingen urimelig antagelse, da både priser, for eksempel på grunn av menykostnader og lønninger, i det minste nedover, er rigide, jfr. Fisher (1977) og Mankiw (1990). Vi tar disse forutsetningene fordi en tradisjonell, stigende AS- kurve innebærer større grad av fleksibilitet i priser og lønninger, noe som ville ført til en enklere stabilisering tilbake til likevekt, for

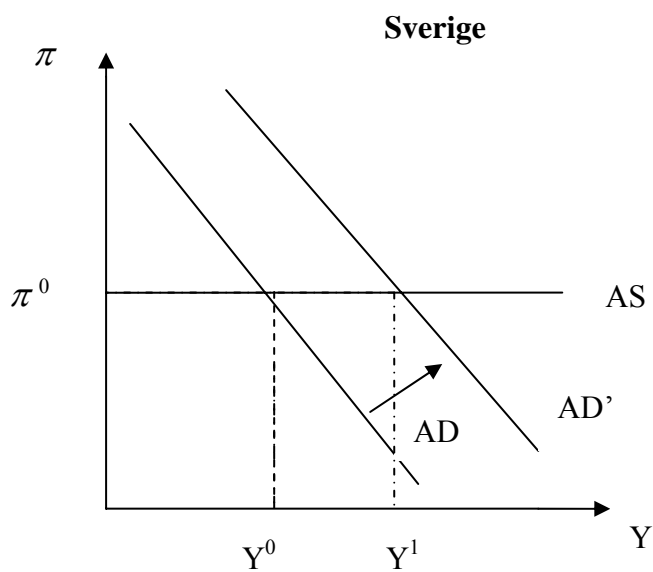
eksempel via en appresiering (verdiøkning i forhold til andre valutaer), i dette eksemplet svenske kroner.



Figur 2.1: Negativt etterspørselssjokk

Vi ser av figur 2.1 at redusert etterspørsel (etterspørselskurven skifter fra AD til AD') etter norske produkter fører til redusert aktivitet i økonomien (BNP reduseres fra Y^0 til Y^1), og dermed typisk økt arbeidsledighet. På grunn av lønns- og prisrigiditetene er π uendret.

For Sverige blir effektene motsatt:



Figur 2.2: Positivt etterspørselssjokk

Vi ser av figur 2.2 at økt etterspørsel (etterspørselskurven skifter fra AD til AD') etter svenske produkter fører til økt aktivitet i økonomien (BNP øker fra Y^0 til Y^1). Prisenivået endres heller ikke her.

Begge landene vil ha et justeringsproblem. Norge sliter med for lavt aktivitetsnivå og dermed arbeidsledighet, mens Sverige opplever økt aktivitet i økonomien, som på *lengre sikt* kan føre til lønns- og prispress, og dermed redusert konkurranseevne. Vi antar først at Norge og Sverige har fast valutakurs. Ved å endre vekslingsraten mellom landene, kunne man ha løst de nevnte problemene. Gitt at den norske kronen devalueres i forhold til den svenske kronen, vil norske produkter bli relativt sett billigere og etterspørselen etter disse vil dermed øke. Produksjon og sysselsetting øker i Norge. I Sverige vil det motsatte skje, og økonomien kommer tilbake til likevekt (Eijffinger & de Haan, 2000).

Alternativt, med flytende valutakurs mellom Norge og Sverige, kunne landene også endret rentene for å rette opp likevekten. En rentenedsetting i Norge stimulerer økonomien, i tillegg til at den nasjonale valutaen depresierer (verdifall i forhold til andre valutaer). I Sverige vil en renteøkning bremse økonomien, og den svenske kronen vil appresiere. ”

En sentralbank bør fokusere på den aggregerte økonomien, og ta lite hensyn til de enkelte regionale forhold (Røisland, 2005). Dette impliserer at ved et perfekt asymmetrisk sjokk, det vil si at negative effekter i en region nøyaktig motsvares av positive effekter i en annen region, bør sentralbanken i prinsippet ikke foreta seg noe (DeGrauwe, 2000). Årsaken er at *aggregert* verdiskapning er uendret. Selv om dette vil kunne være uheldig for begge de impliserte regioner, på grunn av henholdsvis for kontraktiv og for ekspansiv pengepolitikk, vil det være det beste alternativet for den samlede økonomien.

I denne utredningen legger jeg stor vekt på pengepolitikk, og diskuterer i liten grad finanspolitikk. Selv om Norge skulle velge å bli med i EMU, vil man fremdeles kunne disponere over den nasjonale finanspolitikken. Dette gjør at det, om ønskelig, vil være noe rom for å motvirke eventuelle asymmetrier som måtte oppstå som følge av sjokk. Imidlertid er det visse restriksjoner også når det gjelder finanspolitikken. En i overkant ekspansiv finanspolitikk vil kunne gi underskudd på statsbudsjettet. Dersom underskuddet overskrider 3 % av BNP vil det medføre et brudd på Maastricht- kriteriene. Se for eksempel Kolseth & Løken (2004) eller www.norges-bank.no for fullstendige Maastricht- kriterier.

Medlemslandene kan, i det minste i teorien, altså ikke benytte finanspolitikken fritt. Jeg sier ”i teorien” fordi denne regelen ikke synes å gjelde for alle. Eksempelvis har både Tyskland og Frankrike hatt underskudd på statsbudsjett i perioden 2002- 2004 som overskrider 3 % av BNP (www.europa.eu.int/comm/eurostat). En ekspansiv finanspolitikk vil forøvrig også kunne svekke den reelle konkurransevnen gjennom økt innenlandsk inflasjon. Poenget er at selv om man i prinsippet har fri finanspolitikk også innen EMU, er ikke denne friheten *ubegrenset*. Pengepolitikken vil sannsynligvis måtte være et viktig virkemiddel, sammen med finanspolitikken, for å unngå eventuelle sterkt uønskede økonomiske utviklingstrekk. Det er derfor viktig at pengepolitikken passer best mulig for alle landene i en valutaunion.

Siden en felles valuta vanskeliggjør tilpasning til sjokk som rammer medlemslandene asymmetrisk ved hjelp av regulering av styringsrenten, er det viktig at alternative absorberingsmekanismer som lønns- og prisleksibilitet og arbeidskraftmobilitet fungerer. I Kolseth & Løken (2004) konkluderes det med at ingen av disse mekanismene fungerer særlig effektivt i Europa generelt, og i Norge spesielt. Denne manglende evnen til å absorbere asymmetriske sjokk understreker betydningen av å ha god kjennskap til i hvilken grad sjokk i økonomien i EMU- området påvirker Norge. Hvis man vanskelig kan tilpasse seg slike sjokk, bør man prøve å finne ut hvor ofte de inntreffer og hvilke effekter de har på de forskjellige lands økonomi. Man kan for eksempel tenke seg at en teknologisk nyvinning fører til en kraftig, uventet økning på tilbudssiden i tysk økonomi. Dersom norsk produksjon på langt nær stimuleres på tilsvarende måte, vil dette kunne ses på som en indikasjon på at Norge og Tyskland er for ulike til å inngå i en felles valutaunion.

Man kan altså konkludere med at hyppigheten og effektene av asymmetriske sjokk er et helt avgjørende argument for hvorvidt Norge vil være tjent med et medlemskap i EMU. Et sjokk vil per definisjon være asymmetrisk dersom det ikke har lik effekt på forskjellige regioner. En måte å undersøke dette empirisk er å identifisere sjokk i økonomien i forskjellige land ved hjelp av en strukturell analyse. Deretter kan man sammenligne effektene sjokkene har på viktige makroøkonomiske variable i de aktuelle landene. I denne utredningen vil jeg analysere hvordan tilbuds- og etterspørselssjokk påvirker tysk, fransk og norsk økonomi. Tyskland og Frankrike er valgt fordi de er de største økonomiene i eurosonen, og vil derfor representere en betydelig del av EMUs aggregerte BNP (www.oecd.org). Dette er viktig siden ECB typisk tar hensyn til EMU som *helhet* når pengepolitiske beslutninger tas, jfr. diskusjonen ovenfor.

Neste kapittel omhandler den teoretiske modellen som ligger til grunn for analysen. I tillegg vil jeg diskutere hvordan man kan skille mellom tilbuds- og etterspørselssjokk.

3 Modellen

Modellen jeg benytter er en noe modifisert utgave av modellen presentert i Bergman et al. (1997). Min utredning skiller seg likevel ut på to sentrale punkter i forhold til den nevnte artikkelen.

For det første tar Bergman et al. (1997) utgangspunkt i hvordan sjokk som oppstår i et såkalt ankerland, nemlig Tyskland, påvirker økonomien i de nordiske landene (unntatt Island), samt i Belgia og Nederland. Jeg undersøker derimot hvordan sjokkimpulser påvirker viktige makroindikatorer i EMUs to største økonomier, Tyskland og Frankrike, *i forhold til* i Norge. Med andre ord undersøker jeg altså ikke effektene av tyske sjokk på norsk økonomi, men graden av asymmetri mellom tysk og norsk, samt mellom fransk og norsk økonomi.

For det andre velger Bergman et al. (1997) å ta med en eksogen variabel, oljepris, i sin modell. Dette gjøres for å justere for at Norge er en stor nettoeksportør av olje, noe verken Sverige, Finland, Danmark, Nederland eller Belgia er. Mitt formål er som nevnt ikke å analysere hvordan Norge skiller seg ut fra en gruppe av små, åpne økonomier som rammes av sjokk med opprinnelse i et stort ankerland. Siden jeg ønsker å finne ut hvordan norsk økonomi responderer på sjokk i forhold til den tyske og franske økonomien, er det ikke naturlig å korrigere for oljepris. Dersom det viser seg at norsk økonomi reagerer klart annerledes enn den tyske og den franske på sjokkimpulser, er det naturlig å tenke at Norges posisjon som oljeeksportør kan være en del av forklaringen.

Bortsett fra disse to sentrale punktene følger den teoretiske utledningen av min modell i det aller vesentligste tilsvarende fremgangsmåte som artikkelen til Bergman et al. (1997).

Det ville i prinsippet vært interessant å se på en modell der man sammenlignet effektene av sjokk både på norsk, tysk og fransk økonomi *samtidig*, i stedet for å se på to og to land hver for seg, slik jeg gjør. En slik modell ville imidlertid vært meget komplisert å håndtere, og jeg velger derfor ikke å utforske denne muligheten nærmere.

I likhet med Bergman et al. (1997) benytter jeg en såkalt Structural Vector Autoregression (SVAR)-modell. For å få klarhet i hva en slik SVAR-modell egentlig er, tar jeg utgangspunkt i en Vector Autoregression (VAR)-modell. Dersom man har tidsserier for flere variable, kan man ved hjelp av en VAR-modell finne hvordan disse variablene påvirker hverandre, enten umiddelbart eller med en forsinkelse/ ”lag”. VAR-modellen vil i likhet med en vanlig regresjon estimere en tilnærming til de faktiske dataene. Forskjellen er at det ikke trengs avhengige og uavhengige variable i en VAR-modell, siden alle variable påvirker hverandre gjensidig. Dette gjør det mulig å undersøke hvordan for eksempel et sjokk som treffer én av variablene influerer både denne ene variabelen og de andre variablene i modellen. Det er imidlertid et problem med denne fremgangsmåten. Hvis man skulle prøve å finne alle gjensidige effekter et antall variable har på hverandre, ville man være nødt til å estimere et meget stort antall parametere, ofte for stort i forhold til det de opprinnelige tidsseriene gir datagrunnlag for. En estimering basert på et datagrunnlag som relativt sett er for lite, vil generelt gi usikre resultater (Sasaki, 2004).

Løsningen er å innføre noen restriksjoner på relasjonene mellom variablene i modellen. Dette vil gi færre parametere å estimere, og dermed høyere grad av sikkerhet for at de estimerte parametere faktisk er korrekte. Forutsetningen er selvfølgelig at de innførte restriksjonene også er korrekte. Man kan for eksempel tenke seg en restriksjon som går på at midlertidige sjokk ikke har langsiktige effekter på noen av variablene. Slike restriksjoner har den fordelene de kan innføres på en slik måte at det tas hensyn til velkjente økonomiske sammenhenger. Hvordan dette kan gjøres, både teoretisk og i mitt konkrete tilfelle, kommer jeg tilbake til henholdsvis i avsnitt 3.1 og 4.1. En VAR-modell som begrenses på denne måten, sier man er på strukturell form, altså en Structural VAR (SVAR) (Sasaki, 2004).

Min modell består av fire elementer, nemlig utenlandsk inflasjon, π_t^u , og industriproduksjon, y_t^u , samt norsk inflasjon, π_t^n , og industriproduksjon y_t^n . Dette kan karakteriseres som en multivariat prosess x_t , siden den bestemmes av mer enn én variabel (Binmore & Davies, 2001). Formelt kan dette skrives:

$$(1) \quad x_t = \mu + \sum_{k=1}^n D^{(k)} x_{t-k} + \varepsilon_t,$$

hvor vektoren μ er en konstant, D er en 4×4 matrise og ε_t er et firedimensjonalt feilledd. D og ε_t er firedimensjonale siden vi opererer med 4 variable i modellen (utenlandsk og norsk inflasjon og industriproduksjon). Siden dette er en VAR- prosess, er alle variablene *endogent* bestemt, det vil si at de kun er avhengige av de andre variablene i ligningen (Brooks, 2004).

Det er viktig å merke seg at x_t er en ikke- stasjonær prosess. Dersom en prosess i motsetning er stasjonær, forutsettes det at gjennomsnitt, varians og autokovarians er uavhengige av tid (Enders, 2004). Å forutsette at disse variablene er stasjonære er en hyppig benyttet forenkende forutsetning i statistikk. Ved empirisk testing av et datasett kan man for eksempel legge til grunn stasjonæritet, for så å bruke tidsserien til å estimere gjennomsnitt, varians og autokovarians. Analogt med Bergman et al. (1997) velger jeg derimot altså å forutsette at prosessen er ikke- stasjonær. Ved å skrive modellen i (1) på Vector Moving Average- form (VMA), blir det mulig å identifisere og kategorisere ulike typer sjokk, noe jeg kommer nærmere tilbake til i avsnitt 3.1.

Selv om selve prosessen x_t ikke forutsettes stasjonær, er to av variablene, nemlig inflasjonen i Norge og utlandet, stasjonære. Industriproduksjonen i Norge og utlandet er ikke- stasjonær, men ikke kointegrert. Dette er et grep for å kunne anta at tilbudssjokk er permanente og at etterspørselssjokk er midlertidige, jfr. Bayoumi & Eichengreen (1993a, 1993b).

Kointegrasjon er forøvrig et sentralt begrep i denne sammenhengen. Selv om et sett av variabler ikke er stasjonære, kan en lineær kombinasjon av disse variablene være stasjonære. Dersom dette er tilfellet, sier man at variablene er kointegrerte (Brooks, 2004).

Ved å følge gangen i artikkelen til Bergman et al. (1997) og Bergman & Hutchison (2000) kan (1) skrives på VMA- form ved hjelp av Grangers representasjonsteorem:

$$(2) \quad \Delta x_t = C(1) \mu + C(L) \varepsilon_t ,$$

der $C(L)$ er et polynom og L er en såkalt "lag- operator" som gjør at man skrive for eksempel x_{t-j} som $L^j x_t$ (jfr. for eksempel Mills, 2004). "Lag- operators" flytter altså tidsperioden t ett hakk, eller "lag", tilbake, og brukes for å gjøre uttrykk lettere å manipulere. Et polynom er forøvrig et algebraisk uttrykk bestående av en sum av enkeltuttrykk (Sydsæter, 2000).

Hvis man ser bort fra deterministiske termer kan den strukturelle VMA- modellen som kobler de strukturelle forstyrrelsene vi ønsker å identifisere, altså sjokkene, til de observerte variablene skrives som:

$$(3) \quad \Delta x_t = R(L)v_t,$$

hvor v_t er en vektor av strukturelle sjokk, $E[v_t v_t'] = I$, hvor I er en identitetsmatrise og $R(L)$ er en polynomisk matrise. En identitetsmatrise er en matrise med verdi = 1 på hele den nordvestre- sørøstre diagonalen, og verdi = 0 alle andre steder. En vanlig matrise multiplisert med identitetsmatrisen vil alltid være lik seg selv (Binmore & Davies, 2001).

v_t gis ved følgende sammenheng:

$$R(L)E(v_t) = C(1)\mu$$

$$E(v_t) = R(1)^{-1}C(1)\mu$$

$$(4) \quad v_t = R(1)^{-1}C(1)\mu + \Gamma \varepsilon_t$$

Ved å anvende (3) og (4) får man koblingen mellom $C(L)$ og $R(L)$:

$$\Delta x_t = R(1)[R(1)^{-1}C(1)\mu + \Gamma \varepsilon_t]$$

$$\Delta x_t = C(1)\mu + R(1)\Gamma \varepsilon_t$$

⇓

$$C(L) = R(L)\Gamma$$

⇓

$$(5) \quad R(L) = C(L)\Gamma^{-1}$$

(5) gjør det mulig å skille mellom strukturelle sjokk i (3) og konvensjonelle estimater for VAR i (1), jfr. Bergman et al. (1997).

Man må multiplisere feilleddet ε_t med Γ -matrisen for å få en vektor av stokastiske variable der elementene er ukorrelerte med hverandre. Eller, sagt på en annen måte, 4 sjokk som er ukorrelerte med hverandre. Altså: $v_t = \Gamma \varepsilon_t + R(1)^{-1} C(1)\mu$

Jeg benytter meg forøvrig av $R(L)$, og ikke $C(L)$, for å konstruere impuls- respons-funksjonene. Bruken av $R(L)$ innebærer at sjokkene defineres av modellen, som en lineær kombinasjon av ε_t . Hvert av de fire sjokkene, $s_1 - s_4$ påvirker hver av de fire endogene variablene, utenlandsk og norsk inflasjon og industriproduksjon. En impuls- respons-funksjon sier noe om hvordan en variabel påvirkes av en impuls. Et eksempel kan være effektene på BNP av et eksogent sjokk (Enders, 2004). Jeg kommer nærmere tilbake til impuls- respons funksjoner i avsnitt 4.2.1.

(5) kan videre skrives ut som:

$$(6) \quad R(L) = \gamma^{-1} + \gamma^{-1} C_1 L + \gamma^{-1} C_2 L + \dots + \gamma^{-1} C_T L$$

Dette gjør at man kan analysere effektene av sjokk på impuls- respons funksjonene fra og med periode 0, målt ved den første parameteren, γ^{-1} . Jeg kommer nærmere tilbake til den praktiske gjennomføringen i kapittel 4.

I neste avsnitt diskuterer jeg hvordan man kan konstruere Γ -matrisen, samt hvordan man kan skille mellom permanente og midlertidige sjokk.

3.1 Permanente kontra midlertidige sjokk

Som diskutert i forrige avsnitt er det nødvendig å innføre visse begrensninger på VAR-modellen, slik at det blir lettere å identifisere og kategorisere sjokkene i datamaterialet. Vi husker at en VAR-modell med slike restriksjoner blir kalt en Structural VAR-modell.

I litteraturen antas det ofte at tilbudssjokk har en langvarig eller permanent effekt på økonomien, mens etterspørselssjokk kun har en kortsiktig eller midlertidig virkning (se for eksempel Blanchard & Quah, 1989, King et al., 1991 eller Warne, 1993).

For å skille mellom permanente og midlertidige sjokk, benyttes en såkalt felles trend- modell, jfr. for eksempel Warne (1993). En modell med felles trend består av en vektor av trender, samt en vektor av ikke- stasjonære variable, hvor ingen av komponentene kan observeres som en individuell faktor (Warne, 1993). Siden det her skal identifiseres to ulike typer sjokk, nemlig permanente og midlertidige, trengs to kointegrasjonsvektorer, og da altså to felles trender (Bergman et al., 1997).

Jeg skal i det følgende kort vise hvordan man, analogt med fremgangsmåten i Bergman et al. (1997), kan presisere kointegrasjonsvektorene nærmere.

Modellen i (1) kan skrives som:

$$(7) \quad D(L)x_t = \mu + \varepsilon_t ,$$

hvor den polynomiske 4x4- matrisen $D(z) = I_4 - \sum_{j=1}^p D_j z^j$. z er et komplekst tall, I_4 er en 4x4

identitetsmatrise og L er "lag operator". ε_t er hvit støy med forventning $E[\varepsilon_t] = 0$ og ikke-singulær kovarians- matrise $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = \Sigma$. Dersom man videre antar at x_t er integrert av første grad, det vil si at $[D(z)] = 0$ iff $|z| > 1$ eller $z = 1$, kan man skrive (7) som en såkalt Vector Error Correction Modell (VECM):

$$(8) \quad D^*(L) = \mu + \alpha\beta' x_{t-p} + \varepsilon_t ,$$

hvor $D^*(L) = I_4 - \sum_{i=1}^{p-1} D_i^* L_i$, og $D_k^* = - \sum_{l=k+1}^p D_l$

Rangen på matrisen $\alpha\beta'$ avgjør antallet kointegrasjonsvektorer i systemet. I vårt tilfelle husker vi at vi har *to* slike vektorer.

Ved hjelp av disse to kointegrasjonsvektorene og de to felles trendene kan man nå skille mellom de to hovedkategoriene av sjokk, midlertidige og permanente, eller etterspørsels- og tilbudssjokk, om man vil. For å være i stand til å skille mellom etterspørselssjokk nummer 1 og 2, samt mellom tilbudssjokk nummer 1 og 2 er det nødvendig med ytterligere to restriksjoner.

Den første restriksjonen er at etterspørselssjokk kun fører til *midlertidige* effekter på variablene, altså i samsvar med teoriene til Blanchard & Quah (1989), King et al. (1991), Warne (1993) og Bergman et al. (1997). Et etterspørselssjokk i periode t har altså kun virkning på modellen i periode t, ikke i periode t+1, t+2 og så videre.

For det andre antas det at norske tilbudssjokk ikke kan influere utenlandsk industriproduksjon på lang sikt. Dette er en plausibel forutsetning, i og med at den norske økonomien har en beskjeden størrelse i forhold til den tyske og den franske. I økonomisk teori er det forøvrig en standard forutsetning at en liten, åpen økonomi som den norske må ta verdensmarkedets betingelser for gitt, og i svært liten grad kan påvirke disse.

Kombinert med de to felles trendene og de to kointegrasjonsvektorene gjør disse to restriksjonene i følge Bergman et al. (1997) oss i stand til å sette opp Γ -matrisen som identifiserer de to tilbudssidesjokkene:

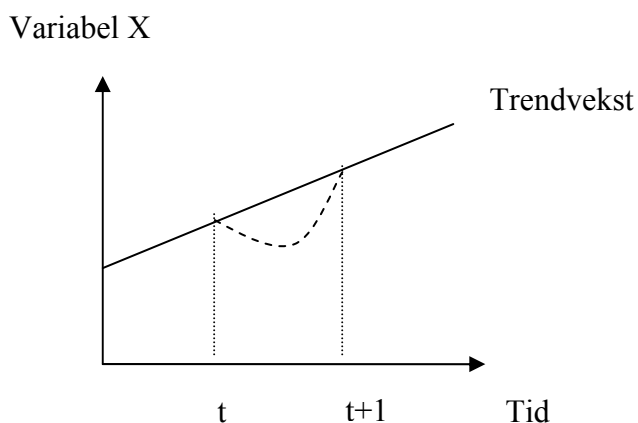
$$\begin{bmatrix} y_t^u \\ y_t^n \\ \pi_t^u \\ \pi_t^n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ \gamma_{21} & 1 \\ 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \tau_t^u \\ \tau_t^n \end{bmatrix} ,$$

hvor γ_{21} måler den langsiktige effekten av utenlandske tilbudssjokk på norsk økonomi, og τ_t^u og τ_t^n er henholdsvis de utenlandske og norske trendene. y_t^u , y_t^n , π_t^u og π_t^n er som før henholdsvis utenlandsk og norsk industriproduksjon og inflasjon. En 0 i matrisen betyr at det ikke er noen effekt, jfr. Sasaki (2004).

For en detaljert matematisk utledning av identifikasjonen av de to etterspørselssjokkene henvises det til Bergman et al. (1997). Hovedpoenget er likevel at man kun trenger de to felles trendene, de to kointegrasjonsvektorene, samt de to restriksjonene diskutert ovenfor for å identifisere de midlertidige sjokkene.

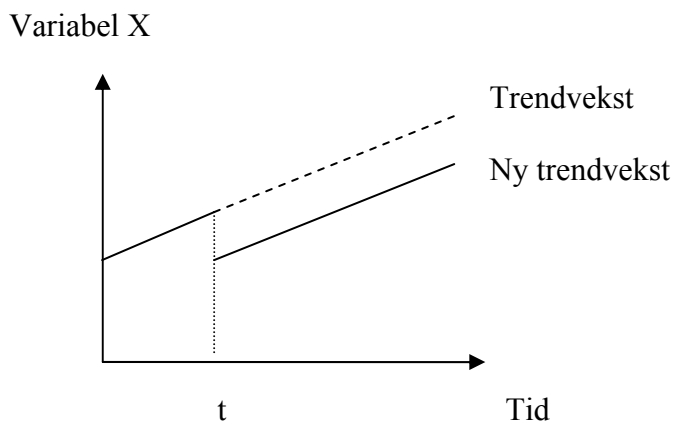
I avsnitt 4.2 og 5.1 presenterer jeg resultatene fra modellberegningene for Norge sammenlignet med henholdsvis Tyskland og Frankrike i to matriser, kalt A og B. A- og B-matrisene representerer henholdsvis de permanente og midlertidige effektene av sjokkene. Et sjokk som har permanente effekter, altså et som har verdi $\neq 0$ i A- matrisen, vil per definisjon være et tilbudssjokk, og vil følgelig være identifisert av Γ - matrisen over. Analogt vil et sjokk som har verdi $= 0$ i A- matrisen være et midlertidig sjokk, altså et etterspørselssjokk. Dette vil dermed *ikke* kunne identifiseres av Γ - matrisen over. Jeg kommer nærmere tilbake til tolkningen av A- og B- matrisene i de to nevnte avsnittene.

Den økonomiske fortolkningen av et etterspørselssjokk gitt de diskuterte modellspesifikasjoner kan være å betrakte det som en syklisk fluktusjon fra langsiktig trend, jfr. figur 3.1. Et tenkt negativt etterspørselssjokk på tidspunkt t vil føre til at den observerte variabel x *midlertidig* avviker fra trend. Etter noe tid, på tidspunkt t+1, vil derimot effektene av sjokket forsvinne, og man vil vende tilbake til trendvekst.



Figur 3.1: Syklisk fluktusjon fra trend

Et negativt tilbudssjokk på tidspunkt t vil på grunn av sin i denne sammenheng langvarige karakter, derimot føre til at variabelen får et *permanent* avvik fra trend. Resultatet blir et skift i trend, til et lavere nivå enn opprinnelig, jfr. figur 3.2. I figuren er den nye *vekstraten* i trend antatt å være lik, men altså på et lavere nivå.



Figur 3.2: Permanent avvik fra trend

3.2 Data

Jeg har valgt å bruke data for inflasjon og industriproduksjon for min analyse. Disse størrelsene gir et forholdsvis godt bilde av aktiviteten og temperaturen i økonomien. Bruttonasjonalprodukt (BNP) vil gi et mer helhetlig bilde av økonomiens tilstand enn industriproduksjon, men har den ulempen i forhold til sistnevnte at det ikke publiseres like hyppig. Mine data består derfor av månedlige observasjoner av inflasjon, gitt ved konsumprisindeks, og industriproduksjon, gitt ved en prisbasert indeks. Alle data er hentet fra Thomson Datastream.

Først analyserer jeg forholdet mellom tysk og norsk økonomi. Til dette formålet benytter jeg sesongjusterte indekser for tysk og norsk inflasjon og industriproduksjon. I det følgende vil jeg forkorte disse fire endogene variablene som TINF (tysk inflasjon), NINF (norsk inflasjon), TIND (tysk industriproduksjon) og NIND (norsk industriproduksjon).

Deretter tar jeg for meg fransk og norsk økonomi. En forskjell fra den første analysen er at tallene for konsumprisindeks ikke er sesongjusterte, da dette ikke var tilgjengelig for franske data. Følgelig er heller ikke norsk inflasjon sesongjustert. Industriproduksjonen for begge land er sesongjustert. De fire endogene variable er nå altså FINF (fransk inflasjon), FIND (fransk industriproduksjon), samt de før nevnte NINF og NIND.

Tidsperioden jeg analyserer er 1979:01 – 2005:01. 1979 er valgt som starttidspunkt fordi initiativet til European Monetary System (EMS), en første forgjenger til EMU, ble tatt nettopp dette året (Kolseth & Løken, 2004). Det vil derfor være interessant å se hvordan forekomsten av asymmetriske sjokk har vært i løpet av denne perioden med europeisk monetært samarbeid. For noen av tidsseriene fantes det ikke nyere data enn januar 2005 på det tidspunkt informasjonen ble innhentet (juni 2005), så tidsperioden avsluttes altså her. I alt er det 313 (12 obs./år x 26 år + 1 måned) observasjoner for den enkelte tidsserie.

4 Analyse av virkninger av sjokk på tysk og norsk økonomi

Den praktiske identifiseringen av de permanente og midlertidige sjokkene representerte en stor utfordring. Jeg forsøkte meg med flere typer programvare, i første rekke S-Plus, men også blant annet RATS. Etter noe tid kunne jeg imidlertid konstatere at det ville bli særdeles vanskelig å gjøre noen klare funn ved hjelp av disse programmene, da ingen av dem var spesialdesignet for mitt formål.

Etter en del leting kom jeg over programmet ”Structural VAR”, utviklet av Anders Warne ved ECB (<http://texlips.hypermart.net/warne/index.html>). Structural VAR er utviklet spesielt for å kunne estimere ulike typer VAR- modeller, med andre ord et meget passende verktøy for denne utredningen. Ved hjelp av Structural VAR er det mulig å finne sjokkeffektene de endogene variable skaper, samt skille mellom permanente og midlertidige sjokk.

4.1 Forutsetninger

I empirisk tidsrekkeanalyse er det viktig å velge en modell som på beste mulige måte beskriver datamaterialet. Et sentralt kriterium er å teste for autokorrelasjon i residualene. Dersom det er autokorrelasjon i et datasett er en observasjon i periode $t+1$ ikke uavhengig av forrige observasjon, altså i periode t (Brooks, 2004). En modell med autokorrelasjon i residualene vil typisk ikke være godt nok tilpasset datasettet, og vil dermed ikke gi et tilfredsstillende bilde av virkeligheten.

Det finnes flere forskjellige metoder å undersøke for autokorrelasjon, for eksempel ved hjelp av Ljung Box- testen (Enders, 2004). Ved å variere antall lags i modellen kan man se hvilken tilpasning som ikke gir autokorrelasjon. For tilfellet med tyske og norske data kom jeg frem til at 6 lags var det optimale for min modell. I tabell 4.1 vises resultatene for test av autokorrelasjon ved 6 lags. Som man kan se kan nullhypotesen om ingen autokorrelasjon ikke forkastes. Det er lite poeng å legge til ytterligere lags, da p- verdiene for 6 er sterkt signifikante. Flere lags bidrar kun til å gjøre modellen unødig stor og komplisert.

```

SERIAL CORRELATION TESTS (for rank=2)
=====

  LM-type test statistic
  ~~~~~

Null hypothesis:      residuals are serially uncorrelated
Alternative hypothesis: residuals follow VAR(1)

LM(16) = 12.7736
p-value = 0.6892

Null hypothesis:      residuals are serially uncorrelated
Alternative hypothesis: residuals follow VAR at lag 12

LM(16) = 17.9736
p-value = 0.3254

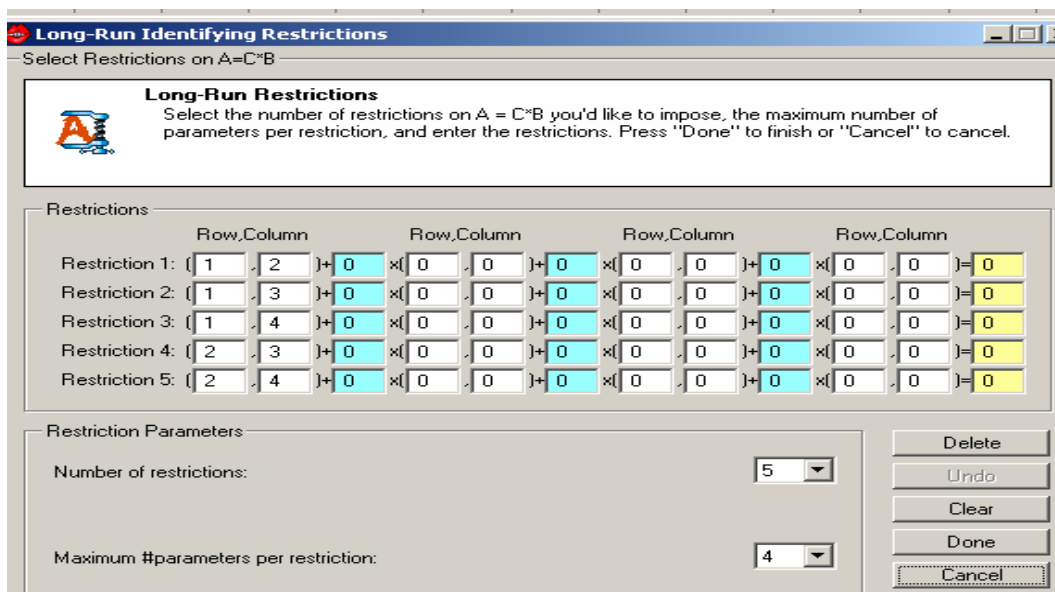
```

Tabell 4.1: Autokorrelasjon

”Rank = 2” i tabellen over betyr at jeg har forutsatt to kointegrasjonsrelasjoner. Dette er samme antall som Bergman et al. (1997) bruker, noe som er naturlig i og med at jeg også ønsker å identifisere to ulike typer sjokk (se også diskusjonen i avsnitt 3.1). Det ville vært mulig å teste mer nøyaktig hvorvidt to kointegrasjonsrelasjoner er det mest passende også i mitt tilfelle. Jeg har imidlertid valgt å ikke undersøke dette nærmere, og i stedet forutsette at rang = 2 gir den beste tilnærmingen, altså analogt med Bergman et al. (1997).

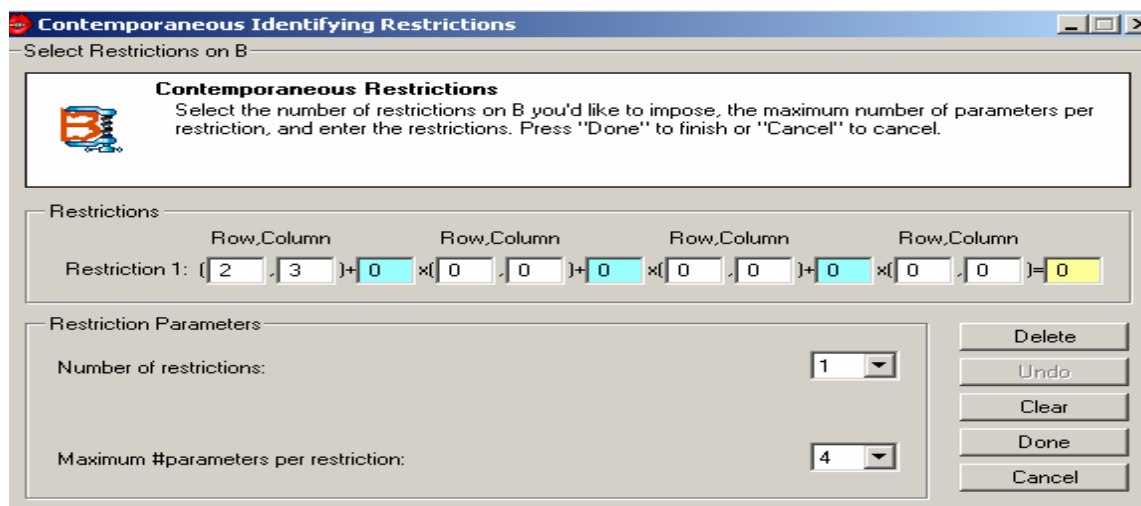
For å kunne identifisere de to ulike typene sjokk, må man som diskutert i avsnitt 3.1 innføre restriksjoner på variablene. I følge Warne (1993) må man innføre $[p \times (p-1)]/2$ restriksjoner for eksakt å kunne identifisere sjokkene, der p er antall endogene variable. Siden jeg har 4 endogene variable, må jeg følgelig innføre $[4 \times (4-3)]/2 = 6$ restriksjoner. Resten av restriksjonene, $[p \times (p+1)]/2$, innføres automatisk av Structural VAR, siden sjokkenes kovariansmatrise er identisk med identitetsmatrisen, jfr. Structural VARs hjelp- funksjon.

5 av disse restriksjonene er på den langsiktige matrisen, kalt A, og én restriksjon er på den kortsiktige matrisen, kalt B. Dette kan man gjøre dersom man antar at de to trend- eller permanente sjokkene kommer først, og at de to midlertidige sjokkene kommer sist i sjokkvektoren. Videre antar jeg at *det andre* trendsjokket ikke har noen effekt på den første variabelen, samt at de to midlertidige sjokkene ikke har noen langsiktig effekt på noen av de endogene variablene. Alt dette gjør at man innføre 5 langtidsrestriksjoner, ved å sette 0 i de aktuelle rader og kolonner, se figur 4.1.



Figur: 4.1: Langsiktige restriksjoner

Disse 5 langtidsrestriksjonene gjør at man kan identifisere de to trendsjokkene. For å bestemme de to midlertidige sjokkene, er det altså kun nødvendig med ytterligere én restriksjon. Poenget med denne er å skille mellom de to midlertidige sjokkene. Praktisk gjøres dette ved å la *det ene* midlertidige sjokket ha en annen effekt på en av de endogene variablene enn *det andre*. Man kan for eksempel definere at *det første* midlertidige sjokket ikke har noen effekt på variabel nummer 2 (mens *det andre* har det). Dette gir korttidsrestriksjonen i figur 4.2.



Figur 4.2: Kortsiktige restriksjoner

4.2 Resultater

Disse 6 restriksjonene gjør en, i følge Warnes program, i stand til å identifisere sjokkene i dataene, noe som gir følgende B- og A- matriser:

```

Estimated B matrix for structural VAR model:
      s_1      s_2      s_3      s_4
TINF  0.14670939  -0.05147148  -0.05676032  0.08857821
NINF  -0.05433333  0.08741113  0.00000000  0.19609259
TIND  0.61937785  0.84107180  0.49187213  -0.25024534
NIND  0.01251075  -1.05935470  2.10005660  0.24579210

with asymptotic standard errors:
TINF  0.02995822  0.04187241  0.04590816  0.02372466
NINF  0.02882029  0.03479802  0.00000000  0.01764688
TIND  0.26948470  0.20469232  0.26086221  0.16758981
NIND  0.56449958  0.50327019  0.28972834  0.36093888

Number of iterations for algorithm: 13
Value of convergence criterion (max|dlnL/dgamma|): 5.2539e-013

Estimated A=C*B matrix:
      s_1      s_2      s_3      s_4
TINF  2.99899780  0.00000000  -0.00000000  -0.00000000
NINF  11.23707483  0.49637420  0.00000000  0.00000000
TIND  2.81060665  0.40583844  -0.00000000  -0.00000000
NIND  16.52258849  -0.40002083  0.00000000  0.00000000

with asymptotic standard errors:
TINF  24.92763903  0.00000000  0.00000000  0.00000000
NINF  93.57732437  0.12082301  0.00000000  0.00000000
TIND  23.67197142  0.09878559  0.00000000  0.00000000
NIND  137.30830803  0.09736952  0.00000000  0.00000000

```

Tabell 4.2: A- og B- matriser, Tyskland og Norge

Siden det er 4 endogene variable, vil Structural VAR identifisere like mange sjokk, kalt s_1 – s_4 . Tabell 4.2 viser estimerte effekter, med tilhørende standardfeil, på hver av de fire endogene variablene for hvert av de fire sjokkene. B- matrisen viser de kortsiktige, eller midlertidige effektene, mens A- matrisen viser de langsiktige, eller permanente effektene. Med langsiktig menes at man vurderer virkningen av et sjokk i tidspunkt $t + h$, når horisonten h går mot uendelig.

Ved å studere tabell 4.2, ser man verdiene i de to siste kolonnene i A- matrisen alle er lik null. Dette kan tolkes som om s_3 og s_4 ikke har noen langsiktige effekter. I følge Bergman et al. (1997) innebærer dette at man kan betrakte disse to sjokkene som etterspørselssjokk. Derimot ser man at s_1 og s_2 har *både* kort- og langsiktige virkninger, noe som analogt medfører at de kan kategoriseres som tilbudssjokk.

4.2.1 Impuls- respons

Formålet med denne utredningen er å forsøke å si noe om i hvilken grad sjokk påvirker den norske økonomien asymmetrisk i forhold til sentrale økonomier i eurosone. En måte å tolke resultatene i tabell 4.2 er ved å studere variablenes impuls- respons- funksjoner nærmere. Slike funksjoner sier noe om hvordan de avhengige variablene responderer på sjokk, eller impulser om man vil, som treffer de enkelte variablene i systemet. Et sjokk på én enhet rammer altså feillemmet i alle ligningene i systemet, og man kan deretter observere hvordan de ulike variablene påvirkes over tid. Dersom et system består av p variable, kan p^2 impuls- respons- funksjoner genereres (Brooks, 2004). I mitt tilfelle med 4 variable, kan altså $4^2 = 16$ slike funksjoner lages. Fullstendige impuls- respons funksjoner for Tyskland og Norge med tilhørende 95 % konfidensintervall finnes i appendiks A.

I det følgende vil jeg praktisk bruke disse funksjonene til å analysere effektene av sjokk etter 0, 5 og 40 perioder. De umiddelbare virkningene, med tilhørende standardfeil, finnes i B- matrisen i tabell 4.2, mens effektene etter 5 og 40 perioder er basert på avlesning av de aktuelle impuls- respons funksjonene.

I de neste to avsnittene vil jeg analysere nærmere hvorvidt sjokk påvirker de aktuelle variable, altså industriproduksjon og inflasjon, forskjellig i Norge og Tyskland. Hvis vi rekapitulerer

diskusjonen fra kapittel 2, er det klart ønskelig at disse variablene influeres så likt som mulig dersom Norge ønsker å inngå i en monetær union med Tyskland. Årsaken er som kjent at dette vil føre til mindre tilpasningsproblemer som følge av ulik økonomisk utvikling.

Tolkningen av resultatene bygger selvfølgelig på at man antar at modellen og dens underliggende restriksjoner og forutsetninger er korrekte. Et par viktige poeng må understrekes i denne sammenheng. Jeg har ikke undersøkt formelt hvorvidt de observerte verdiene er signifikante, men jeg antar i det resten av denne utredningen at de faktisk er det. I tillegg er det viktig å huske på at den asymptotiske standardfeilen ikke er konstant, noe som for eksempel fremgår av tabell 4.2, eller ved å studere impuls- respons funksjonene i appendiks A. Ved å studere impuls- respons funksjonene ser vi at det 95 % konfidensintervallet typisk er størst kort tid etter sjokket. Dette gjør at man ikke uten videre kan sammenligne effektene i ulike perioder med hverandre, noe jeg også prøver å ta høyde for i den videre analysen.

4.2.2 Industriproduksjon

Som diskutert ovenfor, identifiseres fire sjokk, $s_1 - s_4$, i datamaterialet. Felles for sjokkene er at de alle medfører at tysk og norsk industriproduksjon, heretter kalt henholdsvis TIND og NIND, på noe lengre sikt beveger seg i *samme retning*, jfr. appendiks A. Initial reaksjon og styrken på bevegelsen er derimot til dels svært forskjellig, og kan være interessant å se nærmere på. Ved å måle sjokkenes effekt på TIND og NIND, samt differansen mellom disse etter 0, 5 og 40 perioder, kan man få et inntrykk av sjokkenes effekt på de to økonomiene. Dette er vist i tabell 4.3

TIND - NIND

| Sjokk nr. | Periode 0 | | | Periode 5 | | | Periode 40 | | |
|-----------|---------------|-------|-------------|---------------|------|-------------|---------------|------|-------------|
| | Effekt i per. | | Diff.i per. | Effekt i per. | | Diff.i per. | Effekt i per. | | Diff.i per. |
| | TIND | NIND | | TIND | NIND | | TIND | NIND | |
| 1 | 0,62 | 0,01 | 0,61 | 0,4 | 0,2 | 0,2 | 0,1 | -0,2 | 0,3 |
| 2 | 0,84 | -1,06 | 1,9 | 0,5 | -0,6 | 1,1 | 0,4 | -0,7 | 1,1 |
| 3 | 0,49 | 2,1 | -1,61 | 0,45 | 0,8 | -0,35 | 0,1 | 0,3 | -0,2 |
| 4 | -0,25 | 0,25 | -0,5 | -0,12 | -0,3 | 0,18 | 0 | 0,2 | -0,2 |

Tabell 4.3: Industriproduksjon, Tyskland og Norge. Tall i prosent.

Man kan se at differansen mellom TIND og NIND er betydelig, spesielt initialt. Sjokk 1 og 2, altså de to tilbudssidesjokkene, har en klar positiv effekt på den tyske industriproduksjonen.

Norges industriproduksjon får i beste fall tilnærmet null effekt, i verste fall en reduksjon på 1,06 %. For tilfelle s_2 blir som vi ser resultatet av dette en differanse på hele 1,9 prosentpoeng. Dette vitner om at det inntrufne sjokket har sterke asymmetriske effekter.

De umiddelbare virkningene av s_3 er også dramatisk forskjellige. Her er det imidlertid NIND som får størst vekst, hele 2,1 % mot 0,49 % i Tyskland. Differansen blir altså nesten like stor som ved s_2 , omlag 1,6 prosentpoeng, nå bare med motsatt fortegn. Det andre etterspørselssjokket, s_4 , forsterker inntrykket av at ulikhetene er relativt store.

Sett isolert i denne sammenhengen spiller det mindre rolle hvilken økonomi som påvirkes positivt eller negativt. Det sentrale elementet er hvordan disse viktige indikatorene påvirkes i *forhold* til hverandre. Desto større forskjellen er, desto vanskeligere vil det være å drive en fornuftig felles pengepolitikk. Differansene kan derfor gjerne ses på i absoluttermer, $|x|$, der x er differansen.

Dersom man kun ser på effekten i den initiale perioden hersker det liten tvil om at norsk og tysk industriproduksjon virker å respondere meget ulikt både i styrke og i retning på en sjokkimpuls i økonomien. En forskjell i industriproduksjonens utvikling på nærmere 2 % er utvilsomt relativt mye. Aktiviteten i økonomien i Norge og Tyskland ville kunne influeres i forskjellig grad. Ved sjokk nummer 2 vil for eksempel norsk økonomi muligens trenge stimulans gjennom en mer ekspansiv finans- og/ eller pengepolitikk. Den samme stimulansen ville kanskje føre til unødig press i den tyske økonomien.

Analyser av aktivitetsnivået i en økonomi bør imidlertid ikke gjøres statisk basert på kun én måneds observasjon. Utviklingen over noe tid er selvfølgelig også sentral. Jeg har valgt å ta med effektene etter både 5 og 40 måneder. Pengepolitikk har generelt relativt kort tidshorisont, for eksempel regner Norges Bank 2 år som ”mellomlang sikt”. Forskjeller som vedvarer over noen ganske få måneder, eksempelvis fem, kan derfor få konsekvenser for utformingen av pengepolitikken. På grunn av dette ser jeg det som relevant å vurdere situasjonen også etter fem måneder. 40 måneder kan i denne sammenhengen sannsynligvis betegnes som relativt lang sikt. De mer langsiktige effektene bør naturligvis også studeres. For fullstendige impuls- respons funksjoner henvises det til appendiks A.

Fem måneder etter sjokkenes umiddelbare effekter ser vi i tabell 4.3 at virkningene nå er betraktelig mer beskjedne. Dette er ikke uventet, da (de største) effektene av sjokk etter en stund vil bli mer eller mindre absorbert. Det ligger i sjokkets natur at det virker overraskende, og at det av den grunn tar en viss tid før økonomien er i stand til å adaptere den nye situasjonen slik at virkningene av sjokket reduseres. Man ser i tabell 4.3 at effektene av de to tilbudssidesjokkene, s_1 og s_2 , er redusert forholdsvis mye. Differansen skapt av det første sjokket er godt over halvert, til rundt 0,2 prosentpoeng. s_2 har derimot fortsatt betydelige negative effekter på NIND, noe som gjør at differansen fremdeles ligger over 1 prosentpoeng.

Etter 40 måneder, altså i overkant av 3 år, endres TIND og NIND i liten grad i forhold til situasjonen etter 5 måneder. Dette er en interessant observasjon, som kan tyde på at sjokkene stort sett endrer variablene betraktelig kun de første månedene. Etter noen få måneder kan det synes som at variablene finner et mer ”naturlig nivå” som ikke endres på langt nær like dramatisk.

Ved å studere A- matrisen i tabell 4.2 ser man at s_2 har en *varig* effekt på omlag 0,4 % på TIND og - 0,4 % på NIND, altså en differanse på 0,8 prosentpoeng. Den asymptotiske standardfeilen, SE, for begge estimater er rundt 0,1, noe som gir et 95 % konfidensintervall på $0,4 \pm 0,1 \times 1,96 = [0,204, 0,596]$ for TIND og $[- 0,204, - 0,596]$ for NIND.

Konfidensintervall er forøvrig formelt gitt ved $\theta \pm k \times SE$, der θ er estimatet og k er kritisk verdi (Lillestøl, 1997).

I tabell 4.3 ser vi at s_1 skaper en differanse mellom TIND og NIND på omtrent 0,3 etter 40 måneder. Dersom man ser på A- matrisen i tabell 4.2 ser man at de estimerte verdiene for TIND og NIND er særdeles høye. Imidlertid er også de tilhørende standardfeilene på samme nivå, noe som gjør disse estimatene meget usikre. Det er derfor naturlig å legge til grunn at TIND og NIND vil ligge omtrent på nivået i min avvikstabell også utover 40 måneder.

Effektene av de to etterspørselssjokkene s_3 og s_4 etter 40 måneder avtar betydelig i forhold til den initiale situasjonen. Spesielt virkningen av s_3 på NIND er kraftig redusert, fra 2,1% til 0,3 %. Dette er en interessant observasjon, som med tydelighet viser at selv om etterspørselssjokk kan ha sterke umiddelbare effekter vil disse reduseres markant over tid. I tråd med modellspesifikasjonene viser da også A- matrisen i tabell 4.2 at virkningene etter hvert vil dø helt ut.

4.2.3 Inflasjon

TINF - NINF

| Sjokk nr. | Periode 0 | | | Periode 5 | | | Periode 40 | | |
|-----------|---------------|-------|-------------|---------------|-------|-------------|---------------|-------|-------------|
| | Effekt i per. | | Diff.i per. | Effekt i per. | | Diff.i per. | Effekt i per. | | Diff.i per. |
| | TINF | NINF | | TINF | NINF | | TINF | NINF | |
| 1 | 0,15 | -0,05 | 0,2 | 0,2 | -0,12 | 0,32 | 0,33 | -0,25 | 0,58 |
| 2 | -0,05 | 0,09 | -0,14 | -0,1 | 0,18 | -0,28 | -0,07 | 0,2 | -0,27 |
| 3 | -0,06 | 0 | -0,06 | -0,075 | 0,025 | -0,1 | 0 | 0,08 | -0,08 |
| 4 | 0,09 | 0,2 | -0,11 | 0,08 | 0,15 | -0,07 | 0,05 | 0,14 | -0,09 |

Tabell 4.4: Inflasjon, Tyskland og Norge. Tall i prosent.

Fremgangsmåten for å komme frem til resultatene for inflasjon i tabell 4.4 er helt analog som for industriproduksjon. Dersom man studerer tabell 4.4, ser man at effektene, og følgelig avvikene, er langt mer beskjedne enn hva tilfellet var for industriproduksjonen. Det kan dermed virke som om de fire sjokkene i mindre grad påvirker den norske og tyske inflasjonen asymmetrisk. Initialt ser vi at effektene i samtlige tilfeller er maksimalt 0,2 %. Man kan merke seg at i forhold til industriproduksjonen synes TINF og NINF i noe større grad å påvirkes i forskjellig retning, altså at en variabel endres positivt og den andre negativt av samme sjokk. Som sagt er imidlertid styrken på disse forandringene beskjedne.

Det kanskje mest oppsiktsvekkende resultatet man kan lese ut av disse tallene er at differansen mellom TINF og NINF synes å *øke* over tid. Etter 5 måneder er faktisk forskjellene større i tre av fire tilfeller. For tilbudssjokkene s_1 og s_2 er differansene faktisk økt med omlag henholdsvis 50 % og 100 %, mens endringene er mer marginale for s_3 og s_4 . Etter 40 måneder dobles effektene av s_1 . De andre sjokkenes virkninger er nå omtrent uendret. Man kan naturligvis argumentere med at det ikke skal så mye til før i utgangspunktet små størrelser endres kraftig relativt sett, men etter min mening er dette likevel en interessant observasjon. Endringen i differansene er stikk i strid i forhold til tilfellet med industriproduksjon, som for samtlige sjokk reduseres markant over perioden.

Det kan derfor virke som om det tar lengre tid før sjokkene virker på inflasjon enn på industriproduksjon. Dette er et meget interessant resultat, som tyder på at pris- og lønnsrigiditeter er inne i bildet. Empirien gir altså her støtte til den teoretiske diskusjonen i kapittel 2. Faktorer som menykostnader og rigide lønninger nedover er sannsynlige bidragsyttere til at det tar lengre tid før inflasjonen justeres enn tilfellet er for

industriproduksjonen. På kort sikt synes altså sjokk heller å påvirke produsert kvantum enn prisnivå.

Ved å studere A- matrisen i tabell 4.2. Ser man at s_1 og s_2 fremdeles vil influere TINF og NINF relativt mye også på ennå lengre sikt enn 40 perioder. Verdiene for s_1 er isolert sett ”for høye” til å være plausible, nemlig 2,99 og 11,24 for TINF og NINF. Standardfeilen for s_1 er også særdeles høy, henholdsvis 24,93 og 93,58 for de to variablene. For TINF ville for eksempel det 95 % konfidensintervallet bli $2,99 \pm 1,96 \times 24,93 = [-45,87, 51,85]$. Dette estimatet er heftet med så stor usikkerhet at det gir liten mening. Sannsynligvis er det rimeligere å anta at effektene av s_1 etter mer enn 40 måneder ikke vil avvike altfor mye fra verdiene i tabell 4.4.

Virkningene av det andre tilbudssjokket, s_2, på NIND øker i følge A- matrisen i tabell 4.2 ytterligere. Etter 40 perioder var verdien rundt 0,2 %, mens den øker til nesten 0,5% når tiden går mot uendelig. Standardfeilen er 0,12, noe som gir et 95 % konfidensintervall på [0,27 , 0,74]. Ut i fra disse beregningene kan man altså fastslå at s_2 gir en *varig* økning i NINF, som med 95 % sikkerhet dekkes av intervallet [0,27 , 0,74]. Med tanke på at effektene på TINF forsvinner helt, jfr. A- matrisen, er denne differansen egentlig ganske betydelig. Man kan altså tenke seg at den norske inflasjonen i ytterste konsekvens permanent kan komme til å ligge $\frac{3}{4}$ prosent over den tyske, utelukkende som følge av ett enkelt sjokk.

Effektene av de to etterspørselssjokkene s_3 og s_4 forsvinner som ventet helt utover 40 måneder, jfr. A- matrisen i tabell 4.2.

5 Analyse av virkninger av sjokk på fransk og norsk økonomi

5.1 Resultater

Frengangsmåten for å finne resultatene i tabell 5.1 er analog som i kapittel 4. De endogene variabler kalles nå FINF (fransk inflasjon) og FIND (fransk industriproduksjon), i tillegg til de fra før kjente NINF og NIND. I likhet med den tidligere analysen for forholdet mellom Tyskland og Norge, identifiseres også nå fire sjokk. s_1 og s_2 er permanente, eller tilbudssjokk, mens s_3 og s_4 er midlertidige, eller etterspørselssjokk, jfr. diskusjonen i kapittel 4. Ved testing for autokorrelasjon fant jeg forøvrig at 5 lags var beste tilpasning i dette tilfellet. Alle tidligere diskuterte forutsetninger, jfr. kapittel 4, gjelder fortsatt.

```

Estimated B matrix for structural VAR model:
      s_1      s_2      s_3      s_4
FINF   0.05826776  -0.04995374  0.11965451  -0.10787967
NINF  -0.15966132   0.09842739  0.00000000  -0.25700043
FIND  -0.77692175  -0.05530319  0.70970077   0.47401659
NIND   0.61670784   2.25234075  0.62441232   0.35795655

with asymptotic standard errors:
FINF   0.02410715   0.02285964   0.03011017   0.02745489
NINF   0.04559350   0.04872138   0.00000000   0.03366680
FIND   0.20074138   0.21113808   0.20882331   0.13370095
NIND   0.30411616   0.19798852   0.46503718   0.39687323

Number of iterations for algorithm:      12
Value of convergence criterion (max|dlnL/dgamma|): 3.9544e-009

Estimated A=C*B matrix:
      s_1      s_2      s_3      s_4
FINF  -0.25058126   0.00000000   0.00000000  -0.00000000
NINF  -0.42941769   0.18572456   0.00000000  -0.00000000
FIND  -0.53872983  -0.05881724  -0.00000000  -0.00000000
NIND   0.25913496   0.71504377   0.00000000   0.00000000

with asymptotic standard errors:
FINF   0.04909793   0.00000000   0.00000000   0.00000000
NINF   0.10055579   0.01869361   0.00000000   0.00000000
FIND   0.10378019   0.00592009   0.00000000   0.00000000
NIND   0.15566119   0.07197083   0.00000000   0.00000000

```

Tabell 5.1: A- og B- matriser, Frankrike og Norge

5.1.1 Industriproduksjon

Tabell 5.2 er som tidligere basert på impuls- respons funksjoner, se appendiks B for fullstendig grafisk fremstilling av disse funksjonene.

| FIND - NIND | | | | | | | | | |
|-------------|---------------|------|-------------|---------------|------|-------------|---------------|-------|-------------|
| Sjokk nr. | Periode 0 | | | Periode 5 | | | Periode 40 | | |
| | Effekt i per. | | Diff.i per. | Effekt i per. | | Diff.i per. | Effekt i per. | | Diff.i per. |
| | FIND | NIND | | FIND | NIND | | FIND | NIND | |
| 1 | -0,78 | 0,62 | -1,4 | -0,65 | 0,35 | -1 | -0,65 | 0,35 | -1 |
| 2 | -0,06 | 2,25 | -2,31 | -0,1 | 0,8 | -0,9 | -0,05 | 0,7 | -0,75 |
| 3 | 0,71 | 0,62 | 0,09 | 0,3 | 0,3 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 4 | 0,47 | 0,36 | 0,11 | 0,35 | 0,18 | 0,17 | 0,05 | -0,05 | 0,1 |

Tabell 5.2: Industriproduksjon, Frankrike og Norge. Tall i prosent.

Tabellen viser effektene de fire sjokkene har på fransk og norsk industriproduksjon etter 0, 5 og 40 måneder. I tillegg vises differansen mellom FIND og NIND.

s₁ og s₂, altså de to tilbudssjokkene, har klart størst asymmetrisk effekt på FIND og NIND. Sjokk nummer 1 har en relativt kraftig negativ virkning på fransk industriproduksjon. NIND påvirkes nesten like mye, dog med motsatt fortegn. Resultatet blir altså en initial forskjell på nærmere 1, 5 prosentpoeng, noe som utvilsomt vitner om relativt sterke asymmetriske effekter.

For det andre tilbudssjokket, s₂, er differansen mellom FIND og NIND enda større. Dette skyldes først og fremst at sjokk nummer 2 har en meget positiv virkning på den norske industriproduksjonen. FIND ligger omtrent uendret, mens NIND stiger hele 2,25 % over normalsituasjonen uten sjokk. Resultatet blir en differanse på over 2,3 prosentpoeng, den klart største i hele mitt datamateriale. De initiale asymmetriske effektene av s₁ og s₂, spesielt, må nok karakteriseres som forholdsvis dramatiske. Man ser altså at én enkelt impuls i økonomien kan påvirke norsk og fransk industriproduksjon på en svært ulik måte. Det er interessant å observere den forholdsvis lave standardfeilen (ca. 0,20) for NIND i tilfellet s₂, til tross for at NIND påvirkes så vidt kraftig. FIND har i B- matrisen faktisk høyere standardfeil enn NIND, selv om førstnevnte kun påvirkes i meget liten grad av s₂. Estimatet for NIND kan følgelig tillegges en ganske høy grad av sikkerhet.

De initiale virkningene av de to etterspørselssjokkene, s_3 og s_4, er også relativt merkbare, med effekter på FIND og NIND på mellom 0,36 % og 0,71 %. Det ”gledelige”, sett i fra perspektivet til en eventuell monetær union med både Frankrike og Norge som medlemmer, er at s_3 og s_4 i stor grad påvirker FIND og NIND likt. Begge disse to sjokkene har en initial differanse på omlag 0,1 prosentpoeng. En slik situasjon burde derfor ikke by på koordineringsproblemer for ECBs pengepolitikk. Standardfeilen for spesielt NIND i sjokksituasjon 3 og 4 er imidlertid ganske stor, omlag 0,40. Resultatene bør derfor tolkes med en viss forsiktighet.

Hva skjer så etter noe tid? Etter 5 måneder ser vi at de initiale effektene av s_1 og s_2 blir redusert ganske mye. I perioden mellom 5 og 40 måneder virker tilbudssjokkene å ha relativt konstant innvirkning på variablene. Dette er i tråd med resultatene vi fant for Tyskland og Norge, altså at hovedbevegelsene skjer i løpet av de første få månedene.

Etter 40 perioder observerer vi fremdeles et forholdsvis markant avvik på rundt 1 prosentpoeng mellom FIND og NIND skapt av s_1. Dersom man studerer A- matrisen i tabell 5.1, ser man at effektene av sjokk nummer 1 på FIND og NIND ytterligere avtar noe etter hvert som tiden går mot uendelig. Differansen ligger da på omtrent 0,8 prosentpoeng, med en tilhørende standardfeil på de to variablene på mellom 0,1 – 0,16. Tror man på dette kan man slutte at det første tilbudssjokket påfører FIND en mer eller mindre varig negativ effekt, mens NIND får en positiv virkning som også ser ut til å holde seg over tid.

For sjokk nummer 2 kan vi i tabell 5.2 etter 40 måneder observere en differanse på omlag 0,75 prosentpoeng, altså noe ned fra tilfellet etter fem måneder. Ved å studere A- matrisen i tabell 5.1 ser vi at denne differansen synes å være opprettholdbar over lang tid. Standardfeilene for NIND (0,006) og FIND (0,072) i A- matrisen er også relativt beskjedne, noe som innebærer at det ikke kan knyttes altfor mye usikkerhet til estimerte effektene av s_2.

Disse observasjonene gjør at man kan fastslå at de to tilbudssidesjokkene har en langvarig forskjellig effekt på norsk og fransk industriproduksjon. I begge tilfeller synes NIND å komme best ut, mens FIND opplever negative virkninger av de analyserte tilbudssjokkene. Som tidligere diskutert er det i denne sammenheng imidlertid mindre viktig hvilket land som kommer ”best ut”, det sentrale er utviklingen i forhold til det andre landet. Man kan altså

konstatere at forskjellene virker å vedvare, med de implikasjoner det kan ha for økonomisk utvikling, og dertil egnet pengepolitisk styring.

Ifølge teorien til blant annet Bergman et al. (1997) og min modellspesifikasjon skal etterspørselssjokk ha mer kortsiktige effekter. 40 måneder i denne sammenheng vil nok av de fleste betegnes som relativt lang sikt, og man kan da også se i tabell 5.2 at effektene av sjokk nummer 3 har dødd helt ut. Denne observasjonen bekreftes av A- matrisen i tabell 5.1.

Effektene av det fjerde sjokket har også avtatt kraftig i styrke etter 40 måneder. Ved avlesning av impuls- respons funksjonen i appendiks B kan man interessant nok observere at s_4 over tid går fra å påvirke NIND positivt til negativt. Denne negative virkningen er likevel meget beskjeden, omtrent – 0,05 %, og bør derfor neppe tillegges særlig vekt. I A- matrisen i tabell 5.1 ser vi som ventet at effektene av også dette etterspørselssjokket forsvinner helt ettersom tidshorisonten strekkes mot uendelig.

5.1.2 Inflasjon

Tabell 5.3 viser analogt med tidligere fremgangsmåte sjokkenes effekt på fransk (FINF) og norsk (NINF) inflasjon, samt differansene mellom FINF og NINF.

| FINF - NINF | | | | | | | | | |
|-------------|---------------|-------------|-------|---------------|-------------|-------|---------------|-------------|-------|
| Sjokk nr. | Periode 0 | | | Periode 5 | | | Periode 40 | | |
| | Effekt i per. | Diff.i per. | | Effekt i per. | Diff.i per. | | Effekt i per. | Diff.i per. | |
| | FINF | NINF | | FINF | NINF | | FINF | NINF | |
| 1 | 0,06 | -0,16 | 0,22 | 0,07 | -0,2 | 0,27 | -0,02 | -0,3 | 0,28 |
| 2 | -0,05 | 0,1 | -0,15 | -0,06 | 0,15 | -0,21 | -0,05 | 0,15 | -0,2 |
| 3 | 0,12 | 0 | 0,12 | 0,075 | -0,075 | 0,15 | 0,03 | 0,02 | 0,01 |
| 4 | -0,11 | -0,26 | 0,15 | -0,13 | -0,16 | 0,03 | -0,13 | -0,09 | -0,04 |

Tabell 5.3: Inflasjon, Frankrike og Norge. Tall i prosent.

I likhet med tilfellet med den tyske inflasjonen diskutert i avsnitt 4.2.3, ser vi at de fire sjokkene synes å påvirke inflasjonen mindre enn industriproduksjonen. De umiddelbare effektene overstiger ikke +/- 0,26 %, noe som på ingen måte er dramatisk mye.

De to tilbudssidesjokkene, s_1 og s_2, påvirker FINF og NINF noe forskjellig initialt. s_1 har en svak positiv effekt på FINF og en relativt beskjeden negativ effekt på NINF. For s_2 er

virkningene reversert. Vi ser differansen mellom FINF og NINF skapt av s_1 og s_2 ligger på rundt +/- 0,20 prosentpoeng, altså ikke spesielt betydelig.

De umiddelbare virkningene av etterspørselssjokkene s_3 og s_4 ligger omtrent i samme størrelsesorden som for de to første sjokkene. Sjokk nummer 3 har tilsynelatende ingen effekt på NINF, mens det fører til en økning i FINF på 0,12 %. s_4 påvirker både FINF og NINF negativt, med henholdsvis -0,11 % og -0,26 %. Differansene i periode 0 for effektene av s_3 og s_4 ligger begge på rundt 0,15 prosentpoeng. Videre kan man observere i B- matrisen i tabell 5.1 at standardfeilene for effektene på FINF og NINF alle er ganske beskjedne, i underkant av 0,05.

I avsnitt 4.2.3 kunne man se at tilbudssjokkenes effekt på inflasjonen syntes å bli forsterket over tid. Det samme fenomenet gjentar seg her, dog på langt nær like sterkt som i avsnitt 4.2.3, der man kunne observere opptil en tredobling av differansen mellom TINF og NINF etter 40 perioder. Bildet om tilbudssjokkenes økende effekt på inflasjon forsterkes ved A- matrisen i tabell 5.1. Her kan man se at både FINF og NINF påvirkes ytterligere i forhold til situasjonen etter 40 måneder i tabell 5.3. Unntaket er virkningen av sjokk nummer 2 på FINF, som elimineres utover 40 perioder. Selv om styrken av tilbudssidesjokkene på inflasjonen i 3 av 4 tilfeller tiltar over tid, skjer det en konvergens med tanke på *retningen* på sjokkene. Resultatet er at differansen blir mindre, og det er som kjent denne størrelsen som er det sentrale målet i denne sammenheng. Dersom man tar differansen mellom FINF og NINF for s_1 og s_2 i A- matrisen i tabell 5.1, ligger denne på rundt 0,18. Dette er mindre enn tilfellet var etter 40 måneder i tabell 5.3, og vitner sånn sett om at sjokkenes asymmetriske effekter minker noe over lang tid.

Virkningene av det første etterspørselssjokket, s_3 , er omtrent uendret etter 5 perioder. s_4 s effekter er derimot nesten helt eliminert i løpet av den samme tidsperioden. Dersom man ser på differansene, ser vi at disse nærmer seg null etter 40 perioder. Når tidsperspektivet økes ytterligere, dør virkningene helt ut, jfr. A- matrisen i tabell 5.1.

6 Modellens begrensinger

Modellen gir en rekke interessante resultater, jfr. kapittel 4 og 5. Det er imidlertid viktig å tolke disse med en viss forsiktighet. I tabell 4.4 kan man for eksempel se at norsk inflasjon etter 40 måneder er 0,27 prosentpoeng høyere enn tysk inflasjon. Man kan likevel ikke være sikker på at det kun er s_2 som forårsaker denne langvarige forskjellen. Andre faktorer, som for eksempel myndighetenes preferanser i forholdet mellom inflasjon og arbeidsledighet, kan meget vel tenkes å spille inn. Myndigheter med såkalt ”myke” preferanser vil typisk verdsette lav arbeidsledighet høyere enn lav inflasjon. Myndighetenes politikk vil da gjøres ekspansiv slik at økonomien stimuleres, og arbeidsledigheten senkes. Kostnaden ved denne fremgangsmåten er at det økte aktivitetsnivået fører med seg inflasjonspress. Dersom myndighetene har ”harde” preferanser vil man være villig til å godta høyere arbeidsledighet bare inflasjonen holdes lav. For en nærmere diskusjon av dette fenomenet henvises det til for eksempel Kolseth & Løken (2004).

Tyskland er ofte sett på som prototypen på et land med harde preferanser (DeGrauwe, 2000), og det er nok rimelig å anta at i Norge har fokuset på arbeidsledighet vært større enn i Tyskland. Norges Bank var for eksempel relativt sen med å gå over til inflasjonsstyring i sin pengepolitikk, nemlig i 2001 (www.norges-bank.no). Det er derfor ikke urimelig å tenke seg at en mulig medvirkende årsak til at den norske inflasjonen i tilfellet med s_2 er høyere enn den tyske er at norske myndigheter har ført en politikk med det for øyet å redusere arbeidsledigheten.

En annen faktor som kan tenkes å influere dataene er at det i perioden benyttes både faste og flytende valutakurser. Både Norge, Tyskland og Frankrike har hatt mer eller mindre faste kurser, for eksempel gjennom EMS eller tilknytning opp mot ECU. Landene har imidlertid ikke hele tiden hatt samme kurssystem. Norge oppløste for eksempel sin tilknytning til ECU i desember 1992 (Stortingets Finanskomiteé, 1994-95), mens det samme ikke var tilfellet for Tyskland og Frankrike (www.ecb.int). Valg av kurssystem vil kunne påvirke rentenivå og inflasjon. Dersom inflasjonen er stigende og man styrer etter et fastkursprinsipp, vil man kanskje være nødt til å devaluere for at konkurranseevnen ikke skal svekkes. I Norge har det blitt foretatt forholdsvis mange devalueringer, og effekten av disse er vanskelig å isolere i min modell. Man kan for eksempel tenke seg at siden norske myndigheter tillater høyere inflasjon

for å holde arbeidsledigheten nede, er en devaluering nødvendig. Dersom lavinflasjonslandet Tyskland ikke devaluerer, vil Norge kunne få et konkurransefortrinn (eventuelt gjenopprettelse av tidligere tapt konkurranseevne). Dette kan igjen gjenspeile seg i økt norsk industriproduksjon, uten at det dermed kan hevdes at dette er en asymmetrisk effekt av et tidligere sjokk i økonomien.

Perioden jeg undersøker har videre vært preget av kraftige omveltninger i norsk og internasjonal økonomi. Et eksempel er dereguleringen av kredittmarkedene på 1980- tallet. I Norge førte dette til en massiv vekst i lånefinansierte prosjekter og kraftig inflasjon. Det er vanskelig å skille en slik faktors påvirkning på norsk inflasjon og industriproduksjon fra det tilsvarende tilfellet i Tyskland og Frankrike.

Rene konjunkturrelle forskjeller kan selvfølgelig også forklare ulike effekter på variablene. Dersom Norge i utgangspunktet er i en høykonjunktur, kan et positivt sjokk forsterke effektene på NIND og NINF. Det er dermed ikke sagt at det *kun* er sjokket som bidrar til økningen i NIND og NINF.

Avslutningsvis bør et siste moment understrekes, nemlig den lave og fallende andelen som industriproduksjonen utgjør av BNP. Som kjent bruker jeg månedlige observasjoner av industriproduksjon som en tilnærming til den totale aktiviteten i økonomien, målt ved BNP. I løpet av den undersøkte perioden 1979- 2005 har industriens andel av verdiskapningen blitt stadig mindre i hele Vest- Europa. For Norges del har for eksempel industriens andel av BNP gått ned fra 23,4 % i 1950 til 12,9 % i 2000 (www.ssb.no). Dette innebærer at selv om industriproduksjonen går permanent ned etter et negativt tilbudssjokk, er det ikke sikkert at totalt BNP følger samme mønster. Det kan meget vel tenkes at ressurser flyttes over til skjermet sektor, spesielt tjenesteytende næringer. BNP vil påvirkes positivt av dette, men det samme vil ikke være tilfellet for industriproduksjonen. For Norges del har det i perioden, spesielt i de senere år, vært en betydelig innfasing av inntekter fra petroleumssektoren i økonomien. Dette har typisk ført til økt tilbud av tjenesteytende næringer. Det *kan* altså være inflasjon og press i økonomien selv om industriproduksjonen faller. Dette kan være med på å forklare eventuelle paradokser i mine resultater.

Poenget med denne diskusjonen er å gjøre oppmerksom på en begrensning med min modell, nemlig at den ikke fanger opp alle slike faktorer. *Man kan derfor ikke si at vedvarende forskjeller i variablene utelukkende skyldes et spesifikt sjokks direkte virkninger.*

6.1 En enkel korrelasjonsanalyse

For å få en indikasjon på hvordan industriproduksjonen og inflasjonen i det analyserte datasettet henger sammen, har jeg foretatt noen enkle korrelasjonsanalyser disse to variablene i mellom.

Intuitivt er det naturlig å tenke seg at inflasjon og industriproduksjon beveger seg i samme retning etter et sjokk. Et positivt etterspørselssjokk som øker industriproduksjonen vil for eksempel typisk også øke det totale aktivitetsnivået i økonomien, og derigjennom også inflasjonen. Når man studerer de empiriske resultatene fra Structural VAR- modellen benyttet tidligere i denne utredningen, er sammenhengen mellom endring i inflasjon og industriproduksjon ikke like klar som man intuitivt kanskje skulle tro. I mange tilfeller påvirkes disse to størrelsene i samme retning av ett og samme sjokk, se for eksempel effektene av s_2 og s_3 i B- matrisen i tabell 5.1. Effektene av sjokk nummer 1 og 4 i samme matrise påvirker derimot variablene i ulik retning. Utslagene i verdiene er imidlertid ofte små, for eksempel observeres en endring i inflasjon på beskjedne 0,05 % i samme tabell. Med i utgangspunktet så små endringer skal det lite til før andre faktorer også gjør sitt til at inflasjon og industriproduksjon ikke nødvendigvis beveger seg i samme retning etter et sjokk. Eksempler på slike faktorer kan være lønns- og prisrigiditeter, eller at industriproduksjon ikke automatisk gir et korrekt bilde av den totale økonomien. Sistnevnte årsak diskuterer jeg noe nærmere i avsnitt 7.1.

Motivasjonen bak disse enkle korrelasjonsanalysene er altså å undersøke hvorvidt inflasjon og industriproduksjon samvarierer i samsvar med den nevnte intuisjonen. Fra kapittel 3 husker vi imidlertid at en av variablene, inflasjon, forutsettes stasjonær, mens den andre variabelen, industriproduksjon, forutsettes ikke- stasjonær. Det er ikke rett frem å beregne korrelasjon mellom to variable som ikke begge antas stasjonære, da dette er en vanlig forutsetning for korrelasjonsberegninger (Stuart & Ord, 1991). Dette gjør at resultatene må tolkes med forsiktighet. For å få et mer helhetlig bilde av korrelasjonen beregner jeg denne både for nivå

(standard korrelasjonsberegning) og for differanser. Med differanser menes differansen mellom dataverdiene i tidsserien, altså mellom x_t og x_{t-1} , mellom x_{t+1} og x_t , og så videre. Korrelasjonen mellom differansene beregnes for lettere å avdekke underliggende mønstre i korrelasjonsstrukturen (Bowerman & O'Connel, 1993). Ved hjelp av Minitab kommer jeg frem til følgende korrelasjoner for nivå, jfr. tabell 6.1, og for differanser, jfr. tabell 6.2.

Correlations: NINF; NIND

Pearson correlation of NINF and NIND = 0,959
P-Value = 0,000

Correlations: TINF; TIND

Pearson correlation of TINF and TIND = 0,889
P-Value = 0,000

Correlations: FINF; FIND

Pearson correlation of FINF and FIND = 0,707
P-Value = 0,000

Tabell 6.1: Korrelasjon, nivå**Correlations: DIFF_NINF; DIFF_NIND**

Pearson correlation of DIFF_NINF and DIFF_NIND = -0,070
P-Value = 0,215

Correlations: DIFF_TINF; DIFF_TIND

Pearson correlation of DIFF_TINF and DIFF_TIND = 0,014
P-Value = 0,800

Correlations: DIFF_FINF; DIFF_FIND

Pearson correlation of DIFF_FINF and DIFF_FIND = 0,874
P-Value = 0,000

Tabell 6.2: Korrelasjon, differanse

Man kan se at korrelasjonskoeffisiente for nivå er høye, jfr. tabell 6.1. Samvariasjonen mellom industriproduksjon og inflasjon i alle tre land ligger mellom 0,707 og 0,959. På grunnlag av disse resultatene kan det virke som om industriproduksjon og inflasjon i stor grad beveger seg på samme måte. I det norske tilfellet er det nesten ikke forskjell på

bevegelsesmønsteret, da korrelasjonen er på nærmere 96 %. Alle p- verdier er forøvrig signifikante (= 0).

Dersom man ser på differanser er imidlertid bildet et ganske annet, jfr. tabell 6.2. For Norges og Tysklands del ser vi at korrelasjonen ligger rundt null. I tillegg gjør de høye p- verdiene at resultatene *ikke* er signifikante. Fransk inflasjon og industriproduksjon virker å bli enda høyere korrelert dersom man benytter differanse i stedet for nivå. P- verdiene er også her signifikante.

Forøvrig gjennomførte jeg denne analysen også ved å benytte logaritmen til variablene. Dette ga bare helt marginale utslag i forhold til det som er vist her, så derfor velger jeg å ikke ta dette med.

De sprikende resultatene mellom korrelasjoner basert på nivå og differanser, i hvert fall for Tysklands og Norges del, gjør at man bør ta graden av samvariasjon med en stor klype salt. Årsaken kan godt tenkes å være at en av variablene antas stasjonær, mens den andre antas ikke- stasjonær. For tilfellene med Tyskland og Norge er det på grunn av de sterkt divergerende resultatene ikke mulig å konkludere noe om i hvilken grad inflasjon og industriproduksjon samvarierer. For Frankrikes del *kan* det tyde på høy grad av samvariasjon, men dette bør tolkes med *meget* stor grad av forsiktighet på grunn av tidligere nevnte problemer med ikke- stasjonærhet.

7 Mulige årsaker til asymmetriske virkninger av sjokk

I de foregående kapitlene har vi sett at de identifiserte sjokkene i datamaterialet medfører til dels betydelige asymmetriske effekter. Jeg skal i det følgende diskutere hva slags mekanismer som kan føre til at virkningene på norsk økonomi til dels er så vidt forskjellige fra de på tysk og fransk økonomi. I tillegg vil jeg komme med noen synspunkter for hvordan noen av de konkrete sjokkene i mine data kan ha oppstått.

I Kolseth & Løken (2004) drøftes mange faktorer som kan føre til at sjokk får asymmetriske virkninger i Norge kontra eurosonen relativt inngående. Det vil føre for langt å gjenta hele

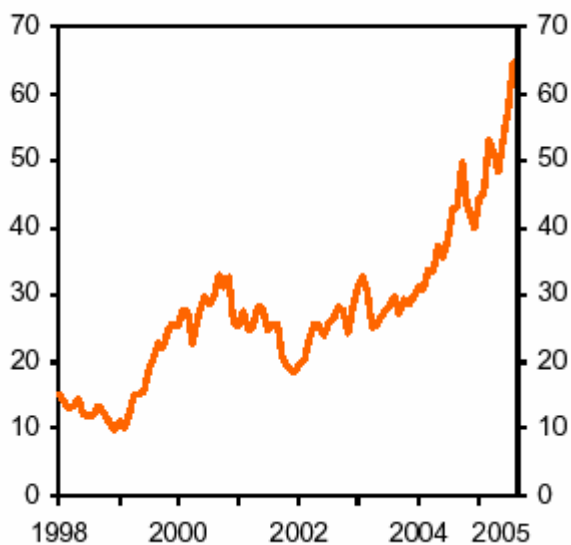
denne diskusjonen her, men jeg vil i avsnitt 7.1 nevne noen av hovedpoengene, for i avsnitt 7.2 deretter å prøve å koble dette til mine faktiske funn.

7.1 Struktur og mekanismer i norsk og europeisk økonomi

Det er en mengde elementer som kan tenkes å influere sjokkimpulsers virkninger i økonomien. I følge Kolseth & Løken (2004) spiller faktorer som myndighetenes preferanser, arbeidsmarkedsinstitusjoner, vekstrater i BNP, grad av åpenhet i økonomien, finansmarkeder, næringsstruktur, arbeidskraftmobilitet og lønns- og prisfleksibilitet en større eller mindre rolle. Det konkluderes med at de tre sistnevnte faktorene, altså næringsstruktur, arbeidskraftmobilitet og lønns- og prisfleksibilitet, er de mest problematiske for Norges del i forhold til et snitt av EMU- landene.

Den særegne norske næringsstrukturen med stor avhengighet av råvareeksport, spesielt da olje og gass, kan lettere føre til at Norge kommer i konjunkturell utakt med eurosonen. Dersom næringsstrukturen er svært forskjellig i to land, eller grupper av land, vil for eksempel en kraftig, uventet endring i etterspørselen, altså et etterspørselssjokk, kunne føre til betydelig asymmetri (DeGrauwe, 2000). Det er ikke vanskelig å tenke seg at norsk økonomi ville utvikle seg markant forskjellig fra tysk eller fransk dersom etterspørselen etter olje plutselig steg dramatisk. Effektene for norsk økonomi, i det minste på kort sikt, ville sannsynligvis være positive. Økt etterspørsel etter olje, og dermed økt oljepris, ville føre til at tidligere ulønnsomme prosjekter plutselig ble gjennomførbare. Som følge av dette ville oljeinvesteringene tilta og eksportinntektene blomstre, altså generelt sett meget gode tider for Norge. I Tyskland eller Frankrike ville økte produksjonskostnader på grunn av høyere oljepris føre til temmelig nøyaktig de motsatte effektene. Å føre en pengepolitikk som er til gangs for både Norge og eurosonen ville i en slik situasjon være mildt sagt utfordrende for ECB.

Det skal ikke mye fantasi til for å se at dette tenkte eksempelet stemmer godt overens med dagens faktiske situasjon. Som følge av blant annet kraftig etterspørselsøkning fra Kina og usikkerhet rundt tilgangen på olje, er dagens oljepris rekordhøy, jfr. figur 7.1. Man ser at norsk økonomi går meget godt (www.oecd.org), mens for eksempel Tyskland sliter med en rekke problemer (www.imf.org).



Figur 7.1: Oljepris USD/ fat

Kilde: EcoWin/ Finansdepartementet

Næringsstrukturen kan altså føre til at sjokk i økonomien gir *kraftige* asymmetriske effekter. Problemene forsterkes ved at alternative reguleringsmekanismer, som arbeidskraftmobilitet og lønns- og prisfleksibilitet, langt fra fungerer optimalt (Kolseth & Løken, 2004). I en eventuell valutaunion ville tilpasning til asymmetrier i økonomien som oppstår som en konsekvens av for eksempel forskjellig næringsstruktur være problematisk. Pengepolitikken ville som kjent være eksogent bestemt av ECB, og finanspolitikken ville måtte brukes forsiktig for å unngå en styrking av den reelle valutakursen, og brudd på Maastricht- kriteriene. Den reelle valutakursen er forøvrig den nominelle kursen justert for prisnivået hjemme og ute, eller kostnaden ved utenlandske varer i forhold til innenlandske (Burda & Wyplosz, 2001). I en valutaunion vil en særlig høy innenlandsk inflasjon som følge av for eksempel ekspansiv finanspolitikk føre til sterkere reell valutakurs, og dermed en svekkelse av konkurransevnen i forhold til medlemsland med lavere inflasjon.

I for eksempel DeGrauwe (2000) og Kolseth & Løken (2004) beskrives viktigheten av velfungerende alternative justeringsmekanismer i en valutaunion. De tidligere nevnte arbeidskraftmobilitet og lønn- og prisfleksibilitet er de klart mest sentrale. Kort forklart fungerer disse mekanismene på den måten at markedene selv regulerer seg i forhold til endringer i tilbud og etterspørsel, først og fremst når det gjelder arbeidskraft. Dersom et asymmetrisk sjokk fører til høykonjunktur i Norge og lavkonjunktur i Tyskland, vil det kunne

oppstå en overskuddsetterspørsel etter arbeidskraft i Norge. Dette ville igjen kunne føre til press i norsk økonomi, samtidig som det er ledig kapasitet i Tyskland. Justeringsproblemet kan løses ved arbeidskraftmobilitet, altså at tyske arbeidere flytter til Norge, slik at arbeidstilbudet øker, og lønns- og prispresset avtar. Alternativt kan problemet med ledig kapasitet i Tyskland løses ved at lønningene er fleksible nedover. Dette gjør at flere kan komme i arbeid, men til en lavere lønn enn før.

I likhet med flere andre undersøkelser, for eksempel Eichengreen (1993) og Schöne (2002), konkluderer Kolseth & Løken (2004) med at både arbeidskraftmobilitet og lønns- og prisfleksibilitet er relativt dårlig utviklet i Europa generelt, og i Norge spesielt.

Implikasjonene av diskusjonen i dette avsnittet er at ikke bare kan blant annet divergerende næringsstruktur føre til at sjokk faktisk *får* asymmetriske virkninger på norsk og eurosonens økonomi, manglende justeringsmekanismer kan også føre til at sjokkenes asymmetriske effekter *vedvarer* betraktelig lengre enn i en optimal situasjon.

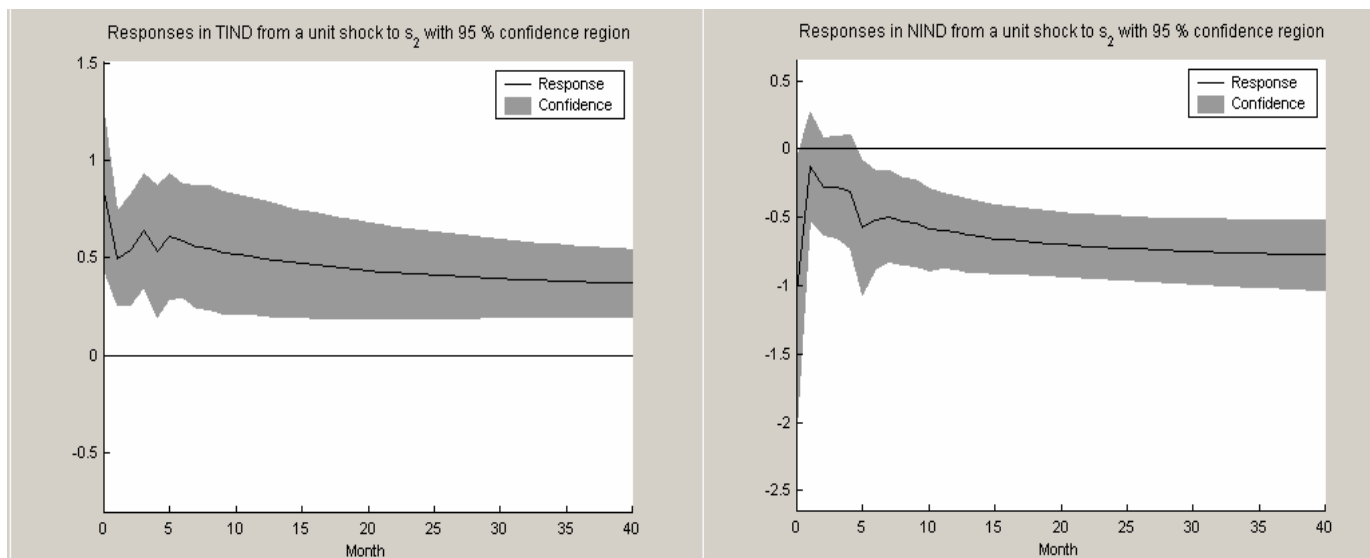
7.2 Nærmere betraktninger rundt de observerte sjokks asymmetriske effekter

I dette avsnittet skal jeg prøve å si noe om *hvorfor* de observerte variablene i datasettet mitt responderer på sjokk på den måten de faktisk gjør. Jeg vil først og fremst ta for meg de sjokkene som skaper de største differansene mellom norske og utenlandske variable.

7.2.1 Tilbudssiden

Det første jeg ser nærmere på er effekten av tilbudssjokket s_2 i det tysk- norske datasettet. s_2 er det sjokket som gir opphav til den største og den nest største differansen på henholdsvis lang ($t \geq 40$ måneder) og kort ($t \leq 5$ måneder) sikt. De initiale effektene av dette sjokket blir kun slått av effektene av sjokk nummer 2 i det fransk- norske datasettet, jfr. tabell 4.3 og 5.2. Som diskutert i avsnitt 4.2.2 påvirker s_2 både TIND og NIND forholdsvis kraftig, jfr. figur 7.2. Retningen er derimot helt forskjellig, mens TIND umiddelbart *øker* med 0,84 %, *avtar* NIND med 1,06 %. Dette gir altså en initial differanse på 1,9 prosentpoeng. Forskjellen krymper noe, men kun til 1,1 prosentpoeng etter 40 perioder, og til rundt 0,8 prosentpoeng når

horisonten går mot uendelig, jfr. A- matrisen i tabell 4.2. Hvordan kan så dette forklares ut i fra økonomisk teori? Er det mulig å koble dette til diskusjonen om struktur og mekanismer i økonomien i foregående avsnitt?



Figur 7.2: Effekter av s_2 på TIND og NIND, med tilhørende 95% konfidensintervall

Man kan tenke seg at en eller annen teknologisk nyvinning i Tyskland fører til et positivt tilbudssidesjokk i landet, målt ved at industriproduksjonen stiger med 0,84 %. Spørsmålet som trenger seg på er hvorfor Norge opplever en reduksjon på 1,06 %. Etter min mening kan det være to hovedårsaker.

Den første er at norske konkurrenter rett og slett ikke er i stand til raskt nok å utligne det teknologiske forspranget tyskerne har tilegnet seg. De norske produsentene vil derfor ikke klare å produsere effektivt nok, med tapte markedsandeler og lavere aggregert industriproduksjon som resultat.

Den andre årsaken er koblet mer til problemstillingene om næringsstruktur diskutert i forrige avsnitt; det kan være at det få eller ingen norske konkurrenter i den aktuelle næringen.

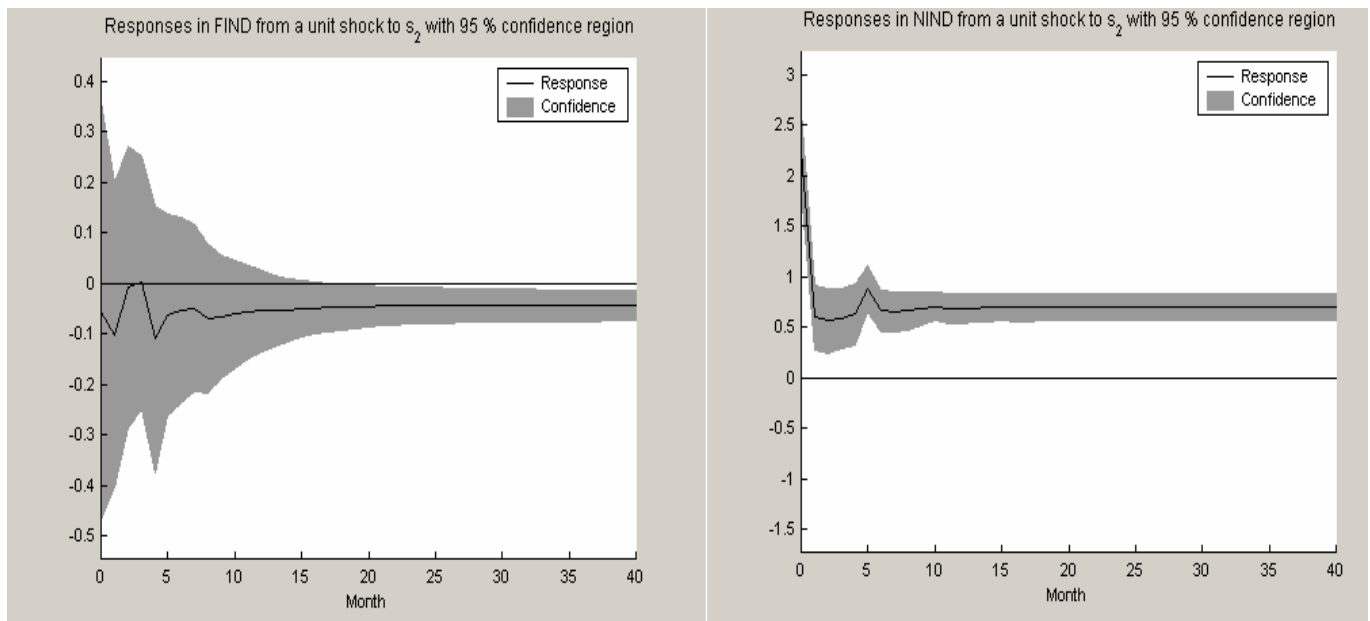
Dersom man tenker seg at oppfinnelsen gjør tysk bilindustri mindre avhengig av (norsk) aluminium, vil dette kunne føre til økt TIND og redusert NIND. Gitt at nyvinningen muliggjør billigere bilproduksjon i Tyskland uten norsk aluminium, vil TIND øke samtidig som NIND reduseres på grunn av lavere eksport. Siden det ikke er bilproduksjon i Norge vil

den tyske oppfinnelsen ha overveiende negative effekter for NIND, i hvert fall på kort sikt. Hvis man antar at dette tenkte eksemplet har noen rot i virkeligheten, kan man praktisk se hvorfor forskjeller i næringsstruktur kan være problematisk.

At forskjellene selv etter lang tid på langt nær utlignes helt, kan vitne om at problemet er av strukturell art, samt at justeringsmekanismene er mangelfulle. Eksempelvis kan evnen/ viljen til næringsomstilling være lav på grunn av lav arbeidskraftsmobilitet og/ eller lønns- og prisrigiditeter. Dersom det hadde vært norske konkurrenter i næringen burde de etter hvert klare å kopiere og utjevne det tyske forspranget. Dette er ikke tilfellet her, selv med en uendelig tidshorisont.

For ordens skyld må det presiseres at det er knyttet en del antakelser til dette resonnementet, blant annet at én (eller et fåtall) næring(er) kan påvirke den aggregerte industriproduksjonen såpass mye. Det er selvfølgelig mulig dersom næringen er stor nok, uten at jeg her skal komme med noen bastante konklusjoner for hva tysk bilindustri og norsk aluminiumsproduksjon betyr for henholdsvis TIND og NIND. Videre kan det selvfølgelig tenkes at det er mer sammensatte årsaker enn én enkelt teknologisk nyvinning som fører til endringene i TIND og NIND, men jeg har valgt dette for lettere å illustrere mitt eksempel. Til slutt vil jeg understreke poenget om at industriproduksjonen på langt nær gir et fullverdig bilde av den totale økonomiske utviklingen, jfr. diskusjonen om modellens begrensninger i kapittel 6.

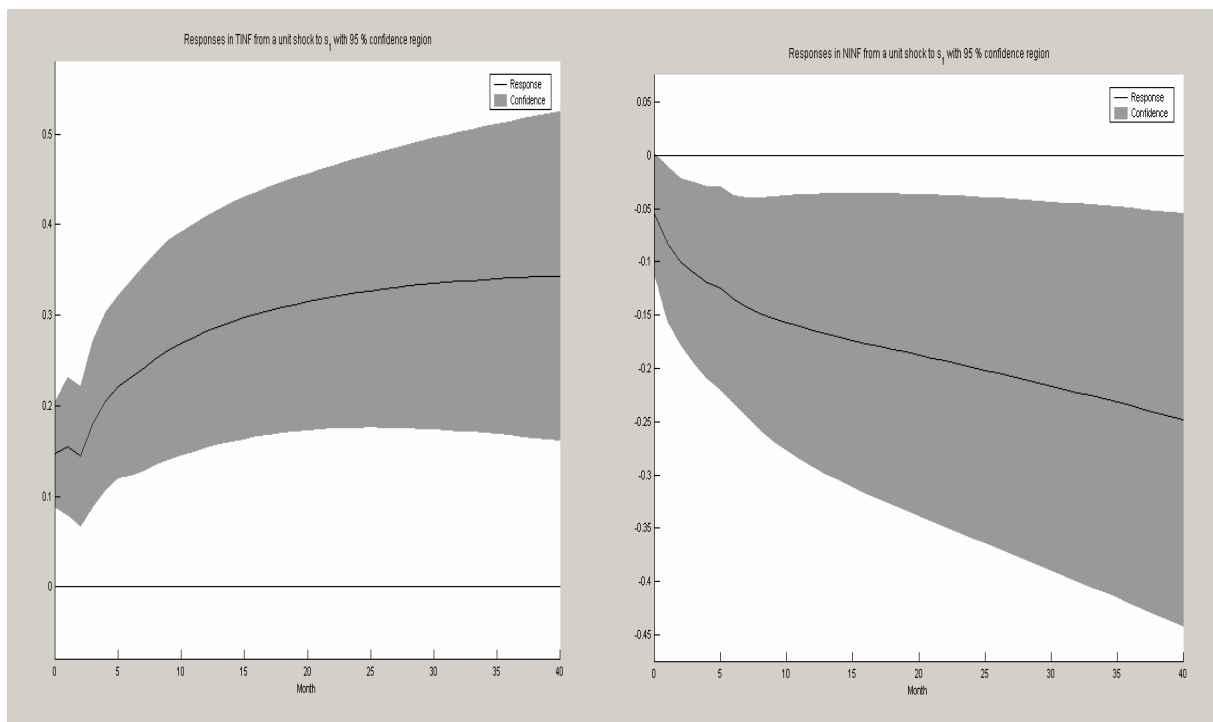
Man kan også finne tilbudssidesjokk med relativt sett mest positive effekter for norsk industriproduksjon. s_2 i det fransk- norske datasettet er det klareste eksempelet, med spesielt sterke umiddelbare virkninger på NIND, jfr. figur 7.3.



Figur 7.3: Effekter av s_2 på FIND og NIND, med tilhørende 95% konfidensintervall

Selv om differansen mellom NIND og FIND blir klart mindre forholdsvis raskt, opprettholdes denne på et stabilt nivå over lang tid. Årsaken til at differansen vedvarer kan muligens kobles til diskusjonen om den noe særegne norske næringsstrukturen ovenfor. Frankrike klarer ikke å tilpasse seg sjokket like effektivt som Norge, målt ved industriproduksjonen. Grunnen til dette kan rett og slett være at det ikke finnes tilstrekkelig fransk produksjon i den eller de næringene som kan dra nytte av for eksempel ny teknologi. Årsakene kan altså tenkes å være analoge med sjokket diskutert ovenfor, bare med et mer positivt fortegn for Norges del.

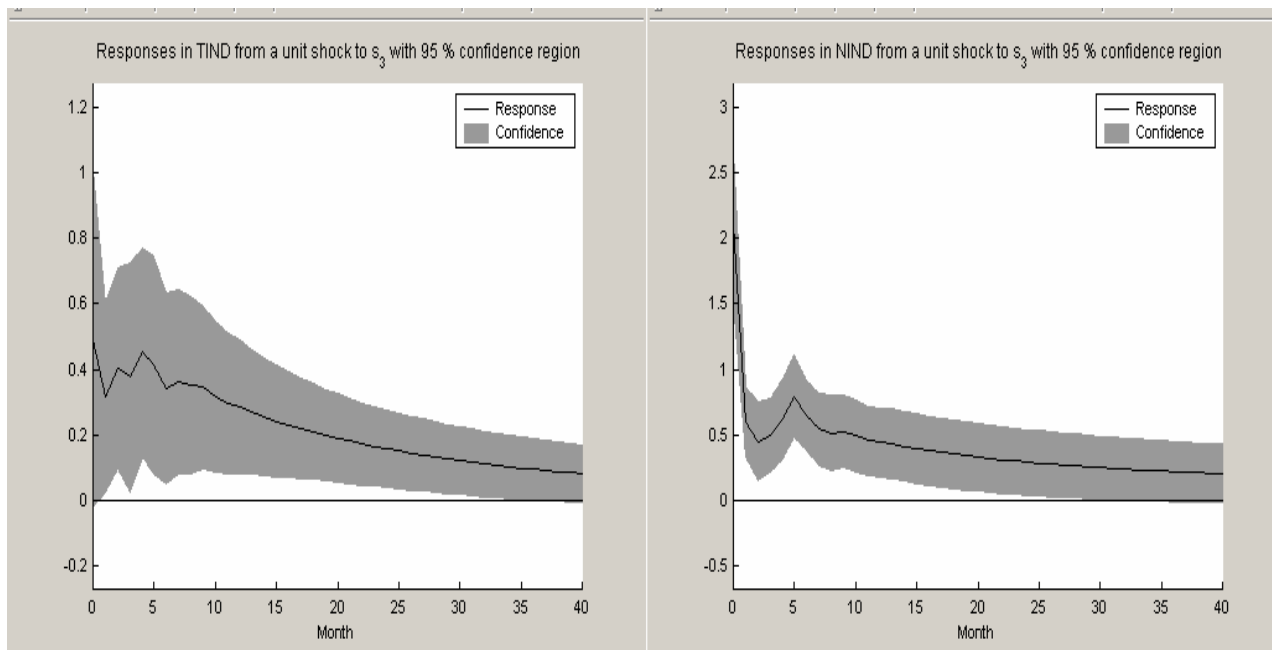
Et siste tilbudssjokk jeg kort vil nevne i denne sammenheng er effekten på inflasjonen av s_1 i det tysk- norske datasettet. Dette sjokket gir relativt små effekter til å begynne med, men disse øker etter hvert. Årsaken er, som tidligere diskutert, sannsynligvis lønns- og prisrigiditeter. Se figur 7.4 for impuls- respons funksjon.



Figur 7.4: Effekter av s_1 på TINF og NINF, med tilhørende 95% konfidensintervall

7.2.2 Etterspørselssiden

Det er interessant å se litt nærmere på det etterspørselssjokket med de kraftigste asymmetriske effektene på industriproduksjonen, nemlig s_3 i det tysk- norsk datasettet. s_3 er særegent på den måten at det gir en meget kraftig økning i NIND, 2,1 %. Dette er den i særklasse sterkeste effekten et etterspørselssjokk har på noen variabel. TIND tiltar også, men ikke like kraftig som NIND, jfr. figur 7.5. Et etterspørselssjokk har i modellen per definisjon ingen effekter på lang sikt, og man kan naturlig nok observere en kraftig nedgang i sjokkets virkninger etter 40 perioder. Utover dette går sjokkets effekter mot null.



Figur 7.5: Effekter av s_3 på TIND og NIND, med tilhørende 95% konfidensintervall

I dette tilfellet synes et relativt kraftig etterspørselssjokk å øke den samlede etterspørselen i både Tyskland og Norge, målt ved den aggregerte industriproduksjonen. Initialt dreies mesteparten av den økte etterspørselen mot Norge, illustrert ved den markante økningen i NIND, både i absolutte termer og relativt sett i forhold til TIND. Man kan se at de kraftige, umiddelbare effektene på norsk industriproduksjon reduseres betydelig allerede etter et par måneder. Veksten i NIND i forhold til en situasjon uten sjokk etter cirka 10 måneder ligger fremdeles en del over veksten i TIND, men ikke på langt nær like mye som initialt. Et slikt forløp kan tolkes som om Norge har hatt en stor fordel med en gang etter sjokket, for eksempel ledig kapasitet til å produsere mer av det aktuelle godet. Denne fordelten i forhold til Tyskland har imidlertid raskt blitt mindre relativt sett, slik at veksten i industriproduksjon konvergerer over noe tid. Alternativt kan man se det som om etterspørselen er meget kraftig en kort periode, men at dette "akutte" behovet dekkes raskt. Den gjenstående overskuddsetterspørselen i forhold til normalen er ikke like stor, og møtes ved en ganske moderat økning i TIND og NIND.

En kobling mellom dette sjokket og diskusjonen om næringsstruktur, arbeidskraftmobilitet og lønns- og prisfleksibilitet i avsnitt 7.1 er ikke helt rett frem. Det kan imidlertid argumenteres for at siden både Tyskland og Norge synes å være i stand til å nyttiggjøre seg av den økte etterspørselen, er dette neppe et sjokk som rammer kun én snever særnorsk eller særtysk bransje. Man kan tenke seg at sjokket er positivt for flere hele økonomien, eventuelt for

viktige bransjer både i Norge og i Tyskland. Siden NIND tross alt kommer på et høyere nivå enn TIND, kan det være en indikasjon på at noen faktorer favoriserer Norge. Disse kan selvfølgelig være strukturelle, altså knyttet til næringsstruktur. Effektene over noe tid er dog langt mindre enn for eksempel for det første tilbudssjokket diskutert i dette avsnittet, s_2, noe som tyder på at eventuelle strukturelle ulikheter neppe er altfor store i dette tilfellet.

Så lenge det er snakk om et *positivt* sjokk er også en mekanisme som lønnsfleksibilitet langt mer velfungerende enn dersom et negativt sjokk rammer økonomien. Det er sjelden noe problem å tiltrekke seg arbeidskraft dersom man er villig til å tilby høye nok lønninger, altså fleksibilitet *oppover*. Dette kan forklare at man er i stand til å øke produksjonen så vidt raskt.

8 Implikasjoner av sjokkenes asymmetriske effekter

Vi har i det foregående sett at de observerte sjokkene har til dels sterke asymmetriske effekter. Det sentrale spørsmålet i denne oppgaven er i hvilken grad dette har betydning for Norge dersom man skulle ønske medlemskap i EMU. Hvor farlig er det for eksempel at s_3 gir en umiddelbar differanse mellom TIND og NIND på 1,61 prosentpoeng, jfr. tabell 4.3? Før man går nærmere inn på slike problemstillinger, kan det være på sin plass å kort diskutere ulike syn på hvor godt pengepolitikk faktisk virker. Dersom man skulle legge til grunn at pengepolitikk ikke i noen grad er i stand til å virke motsyklisk, ville problemstillingen jeg tar for meg i denne utredningen i det store og hele være irrelevant. Årsaken er naturligvis at siden pengepolitikken i en slik situasjon ikke antas å ha noen effekt, ville ikke Norge miste et fungerende virkemiddel ved å melde seg inn i EMU. Kostnaden ved å gi slipp på en autonom pengepolitikk ville i så tilfelle være lik null.

8.1 Virker pengepolitikk som middel for å motvirke effektene av asymmetriske sjokk?

Buiter (2000) mener at på grunn av høy internasjonal kapitalmobilitet vil det ikke være mulig å motvirke effektene av sjokk ved hjelp av pengepolitikk. Årsaken er at den høye kapitalmobiliteten gjør at det ikke kan være særlig store internasjonale rentedifferanser, man har nærmest "ett" internasjonalt rentenivå, r^* . Buiter hevder at markedsbestemte valutakurser

skaper sjokk og ustabilitet, heller enn å være en mekanisme for å hindre at slike sjokk får asymmetriske virkninger. Legger man dette synet til grunn, kan man si at en selvstendig pengepolitikk uansett ikke har noen effekt til å motvirke eventuelle asymmetrier økonomiske sjokk måtte skape. Skal man tro Buitter, vil det være vel så sannsynlig at sjokk oppstår i et system med flytende valutakurser, og at man vil oppnå mer stabilitet i en monetær union. Det vil derfor ikke være noe argument mot norsk medlemskap i EMU at sjokk faktisk får asymmetriske effekter, slik jeg observerer i mine data, nettopp fordi man uansett ikke har noen mulighet til å motvirke disse ved hjelp av pengepolitikk.

Økonomisk teori tilsier at dersom et land opererer med fastkurs vil det i praksis ha liten autonomi over pengepolitikken, da denne kun er et middel for å holde valutakursen fast. Selv om devalueringer og revalueringer er mulig, vil hyppige endringer i vekslingsforholdet bli innbakt i markedets forventninger, slik at de ønskede effektene blir mindre. Dersom markedet anser sannsynligheten for devaluering som stor, vil aktørene ta hensyn til dette i sine disposisjoner. Dette påpekes blant annet av Pauer (1996). For et slikt land vil medlemskap i en monetær union derfor i liten grad innebære et tap av tilpasningsmuligheter.

I et system med flytende kurser vil derimot pengepolitikk i større grad kunne brukes motsyklisk (Pauer, 1996). For et land med flytende valutakurs, for eksempel Norge, vil det derfor innebære reduserte muligheter til å tilpasse seg asymmetriske sjokk. Selv om det kan være vanskelig å isolere og måle effektene av pengepolitikk (Bernake & Mihov, 1998), konkluderer blant annet Romer & Romer (1989) med at pengepolitikk faktisk har hatt klare virkninger på reelle makroøkonomiske størrelser i etterkrigstidens USA.

Selv om det finnes flere unntak, vil nok de fleste makroøkonomer være enig i at pengepolitikken faktisk har en effekt, i hvert fall på ikke altfor lang sikt. Det er derfor rimelig å anta at pengepolitikk sannsynligvis gir økt realøkonomisk spillerom, i det minste i et system med flytende valutakurser. Med stor grad av sannsynlighet vil det derfor innebære et reelt tap for Norge å måtte oppgi sin selvstendige pengepolitikk ved et eventuelt medlemskap i EMU.

Imidlertid bør man skille noe mellom pengepolitikkens effekt på tilbuds- og etterspørselssjokk. Stabiliseringspolitikk generelt, og pengepolitikk spesielt, er mest hensiktsmessig for å motvirke *midlertidige* fluktuasjoner langs trend, altså typisk etterspørselssjokk. Det er langt vanskeligere å prøve å motvirke *permanente* endringer/ skift i

trend, altså typisk tilbudssjokk. Pengepolitikken i Norge har blant annet som mål å ” bidra til å stabilisere utviklingen i produksjon og sysselsetting.” (www.norges-bank.no). I Statsbudsjettet for 2002-03 heter det ”(...)innebærer at det i første omgang er pengepolitikken som bør reagere dersom utsiktene for økonomien endres.” (www.dep.no.fin). Siden pengepolitikken har en langt raskere beslutningsprosess enn finanspolitikken, bør altså førstnevnte brukes først dersom utsiktene for økonomien endres. Imidlertid presiserte visesentralbanksjef Jarle Bergo følgende i 2001: ”Ved store og varige skift i økonomien må finanspolitikken og lønnsdannelsen bidra til å gjenvinne balansen i økonomien.” (Bergo, 2001). Dette viser at pengepolitikken alene neppe vil være tilstrekkelig som stabiliseringsmekanisme, i hvert fall ikke ved kraftige tilbudssidesjokk.

I tillegg til at det er vanskelig å motvirke effektene av tilbudssjokk, er det heller langt fra sikkert at det er ønskelig. Dersom man tenker seg at en teknologisk nyvinning i utlandet fører til et negativt tilbudssjokk for norske produsenter ved at de taper konkurransekraft, er det ikke nødvendigvis optimalt å prøve å støtte de norske produsentene gjennom stabiliseringspolitikk. Tilbudssjokket kan være med å presse frem en nødvendig strukturomstilling. En slik omstilling kan naturligvis være ubehaglig for de involverte, men for økonomien som helhet vil det kanalisere ressursene dit avkastningen er høyest og behovet er størst. Dette vil typisk gi bedre vekstmuligheter på noe sikt. Poenget er altså at sjokk ikke nødvendigvis er et onde som må motvirkes, i hvert fall ikke hvis det er snakk om et strukturelt tilbudssidesjokk. Tapet av en selvstendig pengepolitikk trenger derfor ikke være så alvorlig.

8.2 Nærmere betraktninger om implikasjoner av asymmetriske sjokk

Vi ser altså at Norge, gjennom et tap av selvstendig pengepolitikk, etter all sannsynlighet vil få redusert sine muligheter for tilpasning til effektene av asymmetriske sjokk ved medlemskap i EMU. Videre husker vi at det tidligere i denne utredningen faktisk har blitt påvist at slike asymmetrier eksisterer. Det sentrale spørsmålet blir derfor hvor *stor* kostnaden blir ved ikke lenger å kunne tilpasse seg disse asymmetriene ved hjelp av selvstendig pengepolitikk. Er denne større enn fordelene ved et medlemskap, for eksempel gjennom reduksjon av transaksjonskostnader og eliminering av nominell valutakursusikkerhet? Se forøvrig Kolseth & Løken (2004) for flere detaljer rundt fordeler og ulemper vedrørende et norsk medlemskap

i EMU. Problemet er at alle disse størrelsene er meget vanskelig kvantifiserbare, men i det følgende skal jeg uansett prøve å komme med noen nærmere vurderinger av *hvor* problematiske effektene av asymmetriske sjokk er.

8.2.1 Tidsperspektiv

Pengepolitikk har en relativt kort tidshorisont. Dette innebærer at det ikke nødvendigvis trengs en spesielt lang periode med observert inflasjon ulik inflasjonsmål (gitt at sentralbanken styrer etter et inflasjonsmål) for å danne grunnlag for en endring i styringsrenten fra sentralbankens side. Norges Bank har for eksempel en tidshorisont på 1-3 år for å stabilisere inflasjonen på et nivå lik inflasjonsmålet (www.norges-bank.no). I min analyse opererer jeg som kjent med 4 tidsperioder for å undersøke effektene av de enkelte sjokk. Disse periodene er etter 0, 5 og 40 måneder, jfr. for eksempel tabell 4.3, samt når tiden går mot uendelig, jfr. for eksempel A- matrisen i tabell 4.2. Som tidligere diskutert fluktuierer de observerte variablene til dels relativt mye i løpet av perioden. Et illustrerende eksempel kan være effektene av etterspørselssjokket s_3 i tabell 4.3, hvor kraftige initiale effekter avtar betydelig allerede etter fem måneder. Tilbudssjokket s_2 i tabell 4.4 er et eksempel på det motsatte. Her *øker* effektene av sjokket markant etter 5 og 40 perioder sammenlignet med situasjonen i periode 0. Som tidligere diskutert kan dette være en indikasjon på lønns- og prisrigiditeter. Disse to eksemplene viser at det vil være helt avgjørende hvilken periode en sentralbank legger til grunn hvis den ønsker å sette en rente for best mulig å kompensere for de asymmetriske effektene av sjokk. Hvis vi ser på etterspørselssjokket s_3 i tabell 4.3, ser vi at en renteøkning basert på de umiddelbare effektene sannsynligvis ville ha vært uønsket kontraktiv i forhold til effektene som oppstår på noe lengre sikt. Dette er naturligvis kun et tenkt eksempel, da en rekke andre faktorer enn effektene av sjokk vil påvirke en sentralbanks pengepolitikk. Uansett illustrerer eksempelet viktigheten av nøye å vurdere hvilket tidsperspektiv man skal ha.

I denne sammenheng mener jeg det er mest hensiktsmessig å legge effektene etter 5 og 40 måneder til grunn for vurderingene. Årsaken er at effektene etter 0 måneder typisk vil være noe for "sjokkpregede" til å feste altfor mye lit til. Bildet blir klarere etter 5 måneder, når de initiale utslagene ofte blir kommet på et mer "korrekt" nivå. Dette nivået kan enten være noe lavere (typisk for endringer i industriproduksjon) eller noe høyere (typisk for endringer i

inflasjon). Etter drøye 3 år, altså 40 måneder, får man et mer langsiktig perspektiv, når virkningene av sjokkene nærmer seg et mer konstant nivå. Dette vil typisk være rundt 0 for etterspørselssjokk, mens tilbudssjokk som regel vil ha noe kraftigere effekter. Når tiden går mot uendelig, altså A- matrisen, vil effektene av etterspørselssjokk ut fra modellspesifikasjonene per definisjon være lik null, mens tilbudssjokkene vil ligge på sitt langsiktige trendnivå. Et slikt tidsperspektiv vil etter min mening være for langt for å vurdere effektene av asymmetriske sjokk, i hvert fall for etterspørselssjokk. Oppsummert anser jeg det altså som mest hensiktsmessig å legge til grunn en kombinasjon av virkningene etter 5 og 40 måneder når jeg i det følgende skal vurdere graden av asymmetri de observerte sjokkene har på industriproduksjon og inflasjon.

8.2.2 Nærmere vurderinger av effektene av sentrale sjokk

Enkelte av de observerte sjokkene gir til dels store differanser etter både 5 og 40 måneder, for eksempel s_2 og s_3 i tabell 4.3, s_1 i tabell 4.4 eller s_2 i tabell 5.2. Mulige årsaker til dette er diskutert i avsnitt 7.2. Hvis man legger til grunn at resultatene gir et korrekt bilde av virkeligheten, hva vil dette ha å si for et eventuelt norsk medlemskap i EMU? Etter min mening er det klart uheldig dersom man havner i en situasjon der sjokk i økonomien skaper betydelige asymmetriske effekter både på kort og lang sikt, uten å være i stand til å korrigere med selvstendig pengepolitikk. I følge disse resultatene kan dette meget vel tenkes å bli tilfellet.

Det andre tilbudssjokket, s_2 , er det enkeltsjokket som gir den største differansen mellom tysk og norsk industriproduksjon etter 5 og 40 måneder, jfr. tabell 4.3. Vi ser av tabellen at forskjellen mellom TIND og NIND ligger på 1,1 prosentpoeng i begge perioder. Dersom man antar at industriproduksjon gir et godt bilde av det helhetlige aktivitetsnivået i økonomien, noe det forøvrig kan argumenteres for at *ikke* er tilfellet, jfr. kapittel 6 om modellens begrensninger, får man en relativt markant differanse mellom utviklingen i tysk og norsk økonomi. NIND blir negativt påvirket etter både 5 og 40 perioder (henholdsvis -0,6% og -0,7%), mens de tilsvarende tallene for Tyskland er +0,5% og +0,4%. Dette kan tenkes å innebære at man ville ønske å stimulere norsk økonomi, for eksempel ved hjelp av ekspansiv pengepolitikk, for å få opp veksten. Alt annet likt, vil dette neppe være nødvendig i Tyskland. Siden Tyskland ville utgjøre en langt større andel av EMU- landenes samlede BNP enn

Norge, ville ECB, gitt et mål om å kun ta hensyn til den *aggregerte økonomien*, med stor sannsynlighet ikke ønske å føre en mer ekspansiv politikk på grunn av denne asymmetriske sjokkeffekten. I en slik situasjon kan altså resultatet bli dårligere enn optimalt for Norges del.

Et annet mulig scenario er følgende. Dersom man antar at utviklingen sjokk nummer 1 har på TINF og NINF er plausibel, vil det oppstå en forskjell i inflasjonen mellom Tyskland og Norge på 0,32 prosentpoeng etter 5 måneder og 0,58 prosentpoeng etter 40 måneder, jfr. tabell 4.4. ECB har som mål at inflasjonen skal være ”under 2 % på mellomlang sikt” (www.ecb.int). Man kan tenke seg en situasjon der den tyske og norske inflasjonen påvirkes slik som for s_1 , altså med TINF om lag 0,6 prosentpoeng over NINF, eksempelvis 2,6 % mot 2 %. Videre kan man forutsette at den tyske utviklingen er representativ for andre sentrale land i eurosonen, slik at den aggregerte økonomien påvirkes stort sett tilsvarende. Dersom ECB strengt følger sitt inflasjonsmål, vil en renteøkning lett kunne bli resultatet. Effekten for Norge vil sannsynligvis bli uønsket kontraktiv, og dermed hemme den norske økonomiske utviklingen noe. Nå må det understrekes at en inflasjonsforskjell på 0,6 prosentpoeng på ingen måte er dramatisk mye, men dersom en slik tilstand vedvarer over tid kan resultatet for Norges del fort bli en del dårligere enn det optimale tilfellet med full autonomi over pengepolitikken.

Disse to eksemplene basert på funnene fra modellen illustrerer at konsekvensene av asymmetriene kan være uheldige for Norges del. Det er naturlig å sammenligne med en ”optimal” situasjon der man har full styring over egen pengepolitikk, slik tilfellet er i Norge i dag. Etter min mening vil man i forhold til en slik ”optimal” situasjon komme dårligere ut ved et eventuelt medlemskap i EMU. Det er imidlertid særdeles vanskelig å kvantifisere *hvor mye* dårligere ut man vil komme. De observerte asymmetriske effektene av sjokkene er i mange tilfeller små, i det minste på noe sikt. Realøkonomisk kan følgene av å ikke fritt kunne tilpasse seg disse asymmetriene i så måte være særdeles beskjedne, i mange tilfeller sannsynligvis helt neglisjerbare.

Videre er det usikkert hvor stor en forskjell i inflasjon eller industriproduksjon skal være før den kan karakteriseres som kraftig nok til å utgjøre et reelt problem. Når det gjelder inflasjon er de observerte differansene stort sett små, typisk i underkant av 0,2 prosentpoeng. Dette er etter min mening for lite til å være problematisk. Imidlertid kan inflasjonsforskjeller i størrelsesorden 0,3 – 0,6 prosentpoeng også observeres. Her blir konklusjonene noe mer

usikre. Det er neppe gunstig dersom Norge opplever en inflasjon som over lang tid ligger 0,6 prosentpoeng høyere enn viktige EMU-land. På den annen side er en så stor inflasjonsdifferanse resultatet kun etter ett av totalt åtte sjokk (altså samlet for både de tysk-norske og fransk-norske datasettene). Tilbudssjokkene gir jevnt over noe større utslag enn etterspørselssjokkene. På lang sikt er dette en konsekvens av modellspesifikasjonen om at etterspørselssjokk antas å være midlertidige.

Utslagene på industriproduksjonen er stort sett kraftigere enn på inflasjonen. Dersom man antar at industriproduksjonen gir et godt bilde av den samlede økonomien, kan dette være problematisk. Differansen mellom utviklingen i tysk og norsk BNP kunne for eksempel tenkes å bli liggende på rundt 1 prosentpoeng over tid. I EMU ville Norge ikke ha mulighet til å senke renten for å øke for eksempel investeringene dersom norsk BNP, og dermed inflasjon, lå under det ønskede nivå. For tilbudssjokk ser vi at differansen i industriproduksjon 3 av 4 ganger er på minimum 0,75 prosentpoeng etter 40 perioder. Dette er etter min mening såpass mye at konsekvensene kan bli uheldige for Norges del. Etterspørselssjokkene gir, ut fra modellspesifikasjonene, små utslag på lang sikt. På kort sikt er det imidlertid også her flere sterke asymmetrier på industriproduksjonen.

Dersom man skal prøve å oppsummere denne diskusjonen, virker det som sjokkenes effekt på inflasjonen i Norge i forhold til Tyskland og Frankrike i flertallet av tilfellene ikke er altfor asymmetrisk. Som nevnt finnes dog unntak, men hvis man isolert ser på asymmetrier i inflasjonen er dette etter min mening ikke disse kraftige nok til å fraråde et eventuelt norsk medlemskap i EMU. De asymmetriske effektene på industriproduksjonen er vesentlig sterkere, og kan etter min mening være et potensielt problem dersom Norge skulle ønske medlemskap i EMU. I denne sammenheng er det imidlertid viktig å huske to poeng fra den tidligere diskusjonen. Det første er at industriproduksjon ikke nødvendigvis gir et korrekt bilde for utviklingen i den totale økonomien, fordi denne utgjør en såpass beskjeden del av BNP. Det andre poenget er at sjokk, i det minste strukturelle tilbudssidesjokk, ikke nødvendigvis er negativt. Årsaken er som tidligere diskutert at slike sjokk kan presse frem nødvendig strukturomstilling. Det er derfor ingen automatikk i at sjokk bør møtes med stabiliseringspolitikk. Likevel mener jeg at de observerte asymmetriene er betydelige nok til at man bør tenke seg meget godt om før et eventuelt medlemskap finner sted.

9 Konklusjon – Bør Norge bli med i EMU, sett i lys av effektene av asymmetriske sjokk?

I denne utredningen har jeg undersøkt i hvilken grad sjokk i økonomien virker asymmetrisk i Norge kontra i Tyskland og Frankrike. Ved hjelp av en Structural VAR – modell fant jeg at effektene på de undersøkte variable, nemlig norsk og utenlandsk industriproduksjon og inflasjon, i flere tilfeller var relativt betydelige. Dette ble fulgt opp av en diskusjon rundt mulige årsaker til disse funnene, samt hvilke implikasjoner dette kan tenkes å ha for et eventuelt norsk medlemskap i EMU. Jeg har også tatt for meg modellens begrensninger, og dette er særlig viktig å ha i bakhodet når konklusjoner skal trekkes.

Jeg skal nå kort prøve å besvare den overordnede problemstillingen, altså hvorvidt de observerte asymmetriske effektene er sterke nok til at det isolert sett ikke er tilrådelig for Norge å bli med i EMU på det nåværende tidspunkt. Som diskutert i foregående avsnitt er de asymmetriske virkningene på inflasjon i de fleste tilfeller forholdsvis beskjedne. For industriproduksjonen er effektene til dels langt sterkere. Vi husker imidlertid fra diskusjonen i kapittel 6 om modellens begrensninger at industriproduksjon ikke nødvendigvis gir det mest korrekte bildet på den totale økonomiens tilstand. En varig, relativt kraftig forskjell i industriproduksjon mellom Norge og Tyskland/ Frankrike trenger derfor ikke være et problem, det kan kun bety at nødvendig sektoromstilling har funnet sted. BNP kan meget vel tenkes å være uendret, eller til og med høyere, selv om industriproduksjonen har gått ned. Dette kan være særlig aktuelt med tanke på Norges særstilling i Vest- Europa som stor nettoeksportør av petroleum. En valutagave som petroleumsformuen kan ofte føre til økt aktivitet i skjermet sektor, altså typisk økt tjenesteproduksjon. Dette vil redusere industriproduksjonen, men ikke nødvendigvis BNP. Muligens kan dette være en plausibel forklaring på hvorfor for eksempel det andre tilbudssjokket i det tysk- norske datasettet gir varig lavere norsk industriproduksjon. Det er imidlertid meget vanskelig å komme med noen bastante utsagn i denne sammenheng, da usikkerhetsmomentene rundt de enkelte sjokk ofte er store.

Oppsummert kan man si at effektene på inflasjon ikke er sterke nok til isolert sett å fraråde norsk EMU- medlemskap. Virkningene på industriproduksjon er generelt såpass sterke at man i utgangspunktet vil kunne karakterisere dem som problematiske. Industriproduksjon gir

imidlertid ikke et altfor godt bilde av den totale økonomien. Et emne for fremtidig forskning kunne være å gjøre en tilsvarende analyse med kvartalsdata for BNP og inflasjon. Selv om observasjonene ville bli færre, ville resultatene sannsynligvis bli mer korrekte.

De relativt beskjedne asymmetriske effektene på inflasjon, samt manglene ved industriproduksjon som indikator for den totale økonomien, gjør at jeg konkluderer med at ved utelukkende å studere effektene av asymmetriske sjokk, er sannsynligvis *ikke* disse sterke nok til å fraråde norsk medlemskap i EMU. Denne konklusjonen er imidlertid ikke særlig bastant.

10 Kilder

- Bayoumi, T. & Eichengreen, B. (1993a), "Shocking Aspects of European Monetary Unification" i Torres, F. & Giavazzi, F. (editors) "Adjustment and Growth in the European Monetary Union." *Cambridge University Press*
- Bayoumi, T. & Eichengreen, B. (1993b), "Is there a Conflict Between EC Enlargement and European Monetary Unification?" *Greek Economic Review No. 15*
- Bergman, M., Cheung, Y-W. & Hutchison, M. (1997), "Should the Nordic Countries Join A European Monetary Union?" *University of Copenhagen, Economic Policy Research Unit Working Paper No. 97-21*
- Bergman, M. & Hutchison, M. (2000), "Northern Light: Does Optimal Currency Area Criteria Explain Northern Reluctance to Join EMU?" *UCSC Dept. of Economics Working Paper No. 487*
- Bergo, J. (2001), "Pengepolitikk i en oljeøkonomi." Foredrag Næringslivsdagen Molde mars 2001. Tilgjengelig fra www.norges-bank.no
- Bernake, B. S. & Mihov, I. (1998), "Measuring Monetary Policy." *The Quarterly Journal of Economics, August 1998*
- Binmore, K. & Davies, J. (2001), "Calculus – Concepts and Methods." *Cambridge University Press*
- Blanchard, O.J. & Quah, D. (1989), "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances." *American Economic Review, No. 79*
- Bowerman, B.L. & O'Connell, R.T. (1993), "Forecasting and Time Series: An Applied Approach." 3rd Edition, *Duxbury Press*
- Brooks, C. (2004), "Introductory Econometrics for Finance", *Cambridge University Press*
- Buiter, W.H. (2000), "Optimal Currency Areas: Why Does the Exchange Rate Regime Matter? With an Application to UK Membership in EMU." *Centre for Economic Performance, London School of Economics and Political Science, CEP Discussion Papers, number 0642*
- Burda, M. & Wyplosz, C. (2001), "Macroeconomics. A European text", *Oxford University Press*
- De Grauwe, P. (2000), "Economics of a Monetary Union", *Oxford University Press*
- Eichengreen, B. (1993), "Labour Markets and European Monetary Unification" i P.R. Masson & M.P. Taylor (Red.), "Policy Issues in the Operation of Currency Unions", *Cambridge University Press*

- Eijffinger, S. & de Haan, J. (2000), "European Monetary and Fiscal Policy", *Oxford University Press*
- Enders, W. (2004), "Applied Econometric Time Series", *John Wiley & Sons, Inc.*
- Fisher, S. (1977), "Long- term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule", i Mankiw, N.G. (1990), "A Quick Refresher Course in Macroeconomics", *Journal of Economic Literature*, XXVII
- King, R.G., Plosser, C.I., Stock, J.H. & Watson, M.W. (1991), "Stochastic Trends and Economic Fluctuations." *American Economic Review* No. 81
- Kolseth, A. & Løken, J. (2004), "Bør Norge bli med i EMU? En økonomisk analyse." *Norges Handelshøyskole, Siviløkonomutredning Nr. 13326*
- Lillestøl, J. (1997), "Sannsynlighetsregning og statistikk med anvendelser." *Cappelen Akademisk Forlag*
- Mankiw, N.G. (1990), "A Quick Refresher Course in Macroeconomics", *Journal of Economic Literature*, XXVII
- Mills, T.C. (2004), "The Econometric Modelling of Financial Time Series", *Cambridge University Press*
- Mundell, R. (1961), "A Theory of Optimal Currency Areas", i DeGrauwe, P., (2000), "Economics of a Monetary Union", *Oxford University Press*
- Pauer, F. (1996), "Will Asymmetric Shocks Pose a Serious Problem in EMU?", *Oesterreichische Nationalbank, Working Paper No. 23*
- Romer, C. & Romer, D. (1989), "Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz." *National Bureau of Economic Research Working Paper No. 2966*
- Røisland, Ø. (2005), "Should Central Banks Care About Regional Imbalances?", *Scottish Journal of Political Economy*, Volume 52, Issue 2
- Sasaki, H. (2004), "Why are Exports to East Asia Growing So Rapidly? – A Structural VAR Approach in Search of Non- China Factors", *Bank of Japan Review Edition 1, 2004*
- Schøne, P. (2002), "Arbeidskraftmobilitet i arbeidsmarkeder med imperfekt konkurranse", *Økonomisk Forum Nr. 3, 2002*
- Stortingets Finanskomiteé (1994-95), "Innstilling fra finanskomiteén om internasjonale valutaforhold og virksomheten i Det internasjonale valutafondet (IMF)", *Innst.S.nr. 155*
- Stuart, A. & Ord, J.K. (1991), "Kendall's Advanced Theory of Statistics, Vol. 2: Classical Inference and Relationship." 5th Edition, *Edward Arnold*
- Sydsæter, K. (2000), "Matematisk Analyse, Bind 1." *Gyldendal Akademisk Forlag*

Warne, A. (1993), "A Common Trends Modell: Identification, Estimation and Inference."
Institute for International Economic Studies, University of Stockholm, Seminar Paper No. 555

Internettressuser:

European Central Bank: www.ecb.int

Eurostat: www.europa.eu.int/comm/eurostat

Finansdepartementet: www.dep.no.fin

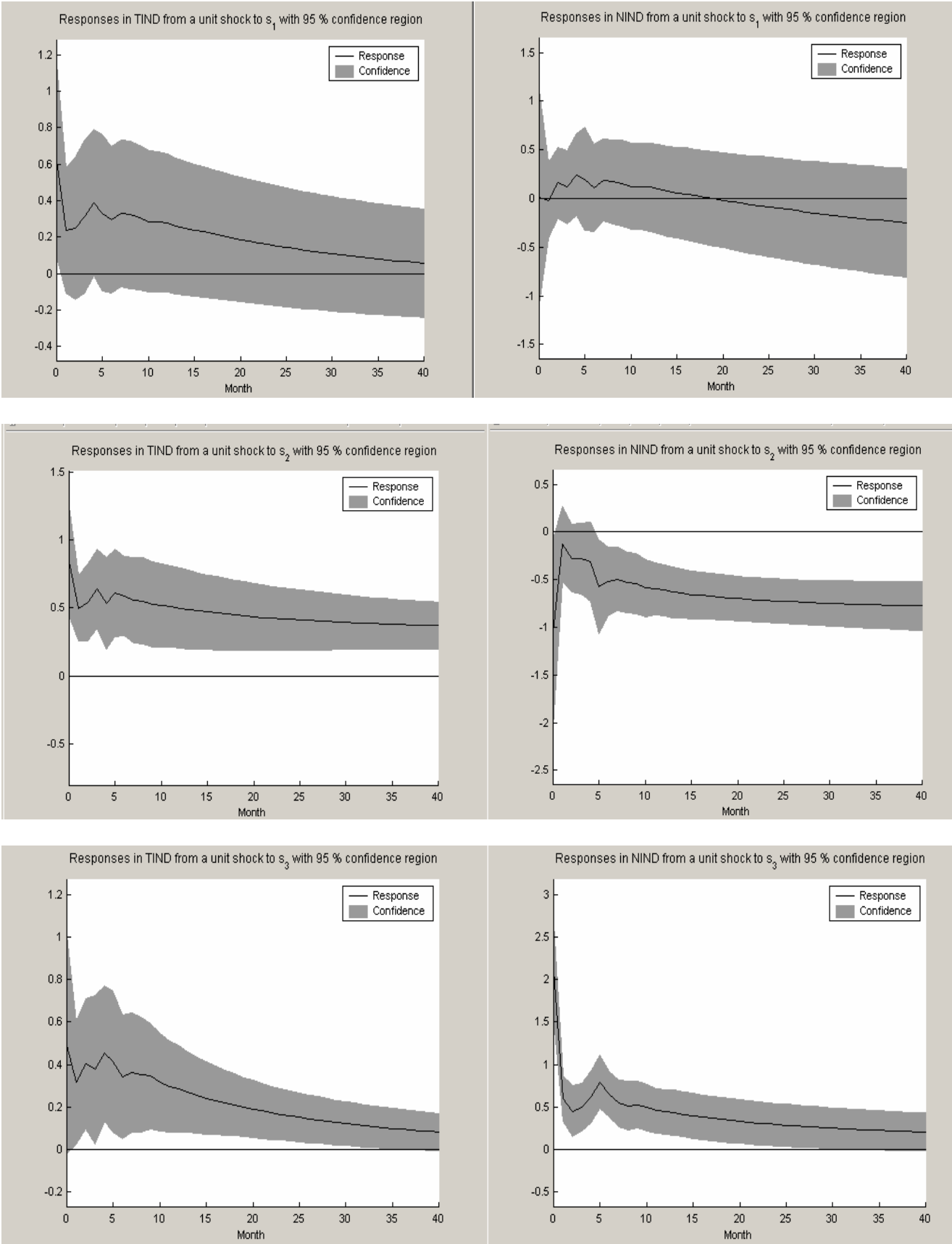
International Monetary Fund: www.imf.org, spesielt "World Economic Outlook 2005"

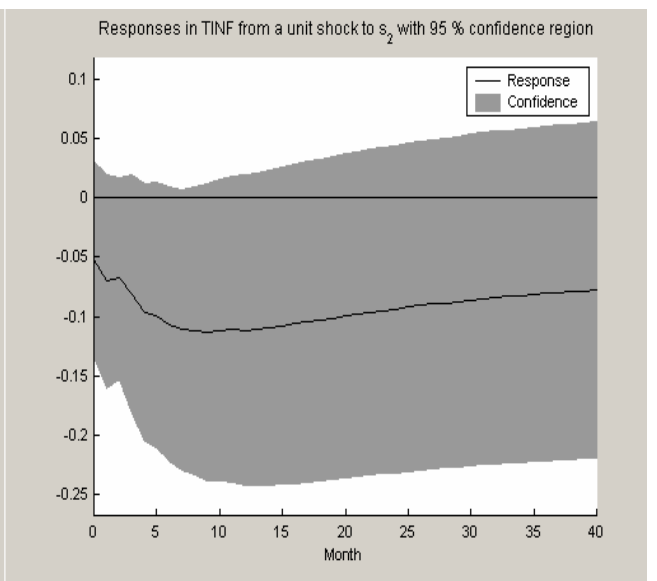
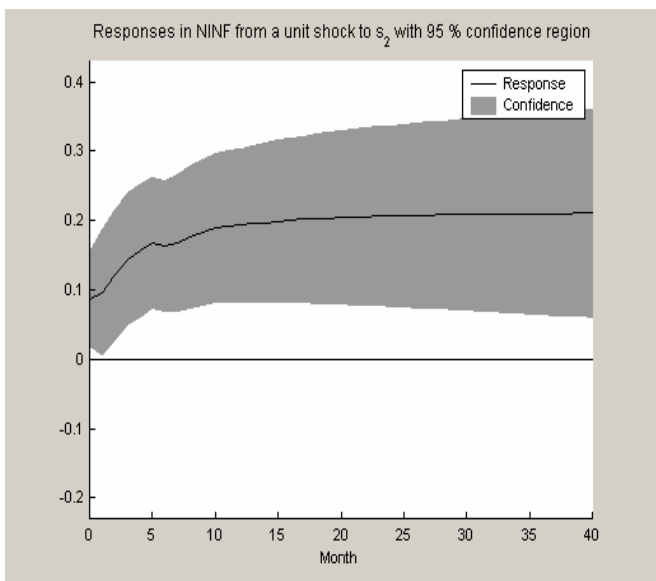
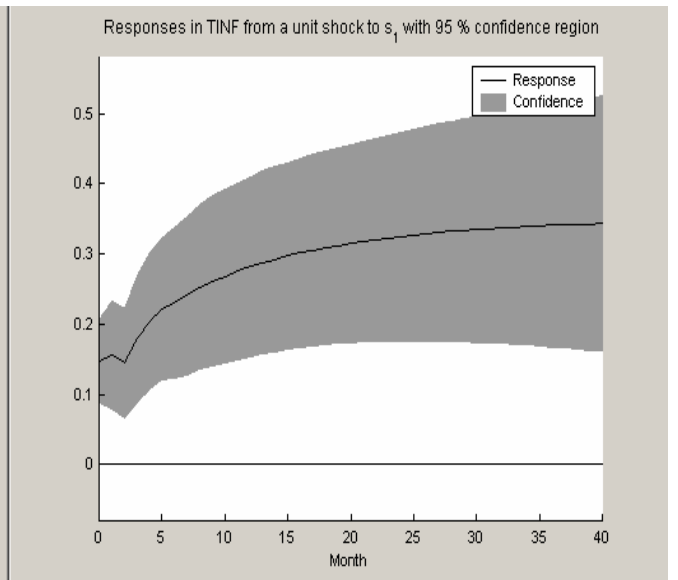
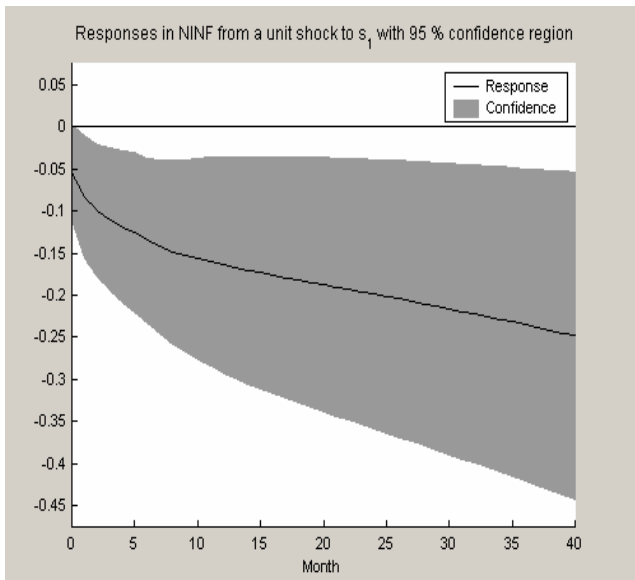
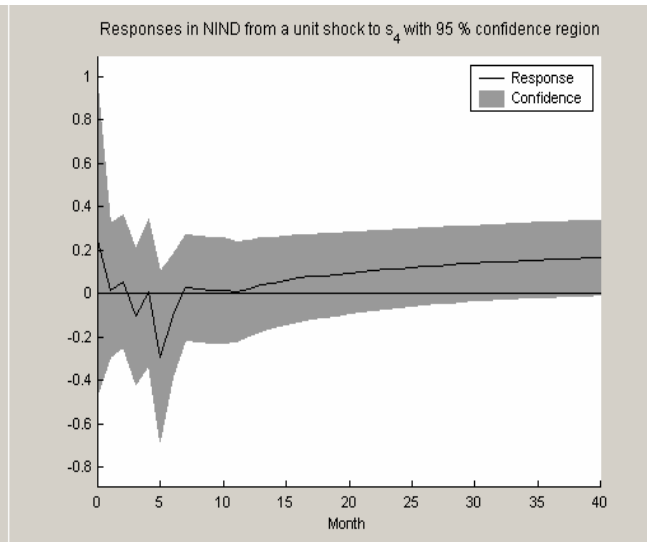
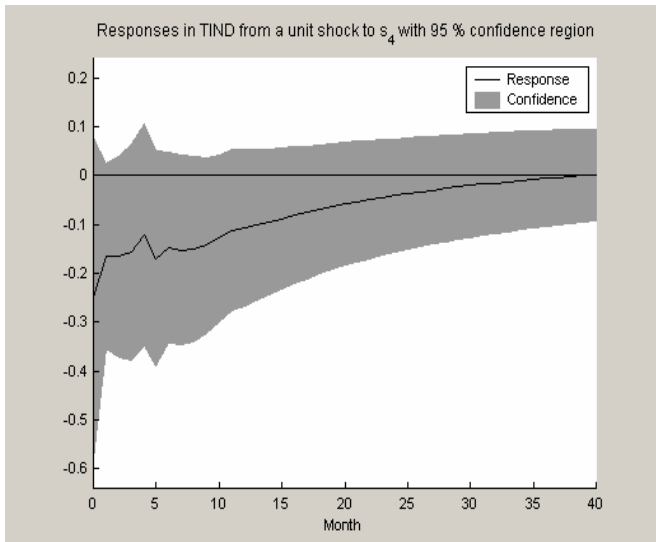
Norges Bank: www.norges-bank.no

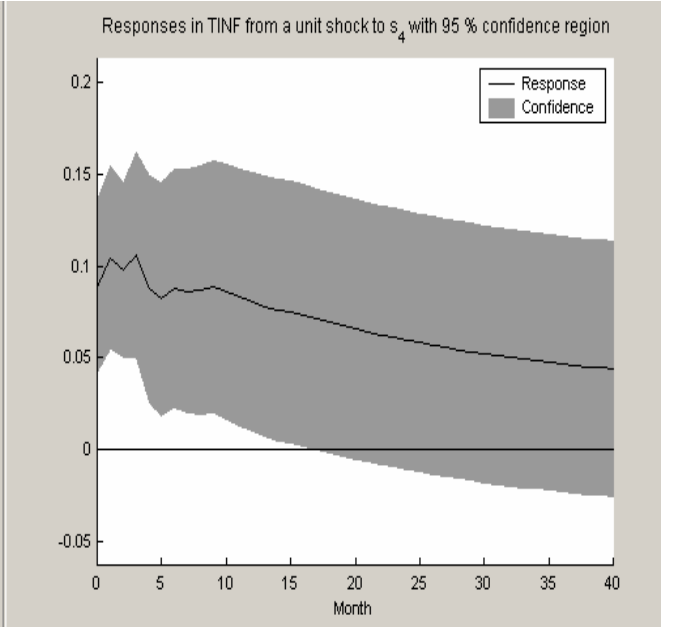
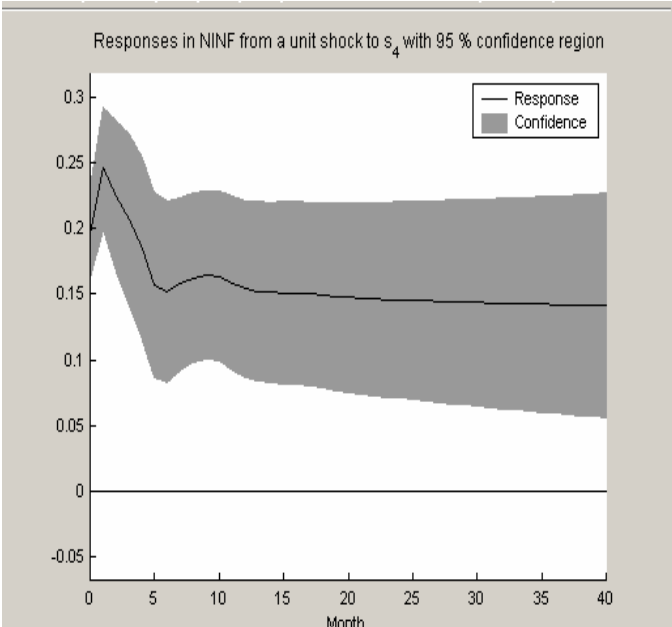
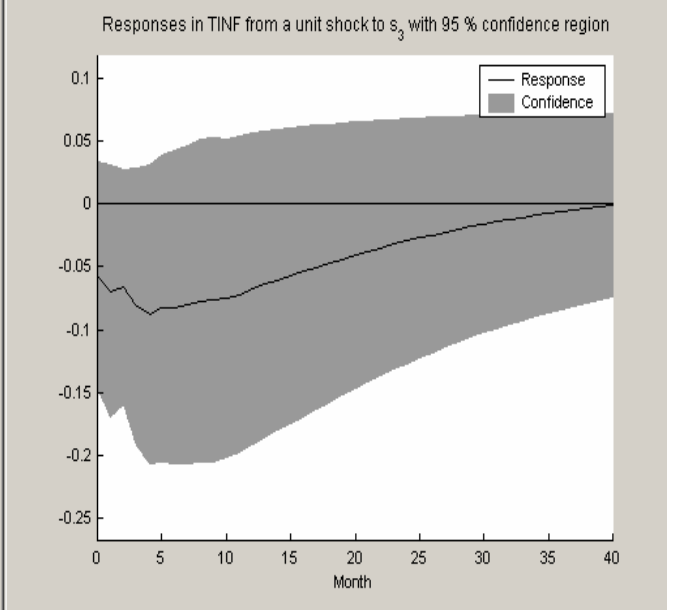
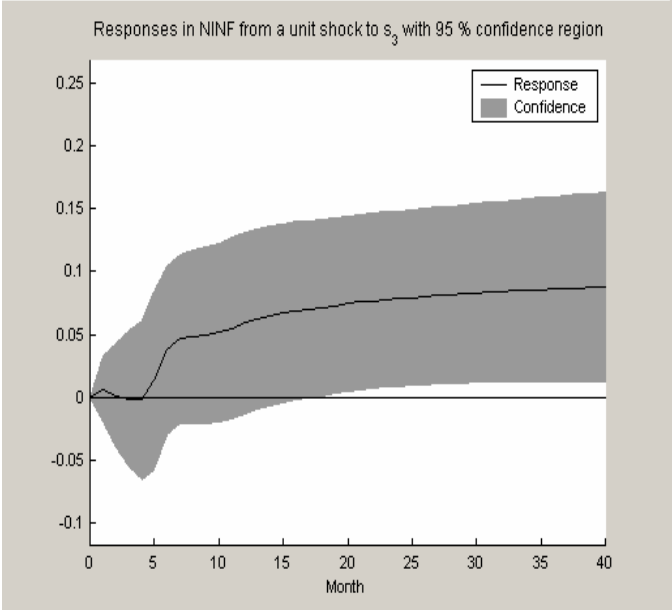
Organization for Economic Cooperation and Development: www.oecd.org, spesielt "Economic Survey of Norway, 2005"

Warne, Anders: <http://texlips.hypermart.net/warne/index.html>

Appendiks A: Impuls- respons Norge kontra Tyskland







Appendiks B: Impuls- respons Norge kontra Frankrike

