



Ledende indikatorer i norsk økonomi før og etter finanskrisen

En empirisk undersøkelse av perioden 2000-2016

Eirik Vågenes

Veileder: Jan Tore Klovland

Selvstendig arbeid innen master i økonomi og administrasjon,
hovedprofil i finansiell økonomi (FIE)

NORGES HANDELSHØYSKOLE

Dette selvstendige arbeidet er gjennomført som ledd i masterstudiet i økonomi- og administrasjon ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at Høyskolen eller sensorer innestår for de metoder som er anvendt, resultater som er fremkommet eller konklusjoner som er trukket i arbeidet.

Sammendrag

Denne masterutredningen undersøker hvorvidt det finnes tidsserier med ledende egenskaper for norsk økonomi i perioden 2000-2016. Utredningen kartlegger også hvorvidt disse egenskapene varierer over tid, særlig i perioden under og etter finanskrisen.

Innledningsvis konstrueres det en referanseserie for norsk økonomi. Denne regnes for å være sammenfallende med den økonomiske utviklingen i landet, og danner sammenligningsgrunnlaget for de ulike testene. De empiriske undersøkelsene av tidsseriens ledende egenskaper er basert på bivariat Grangerkausalitet. I tillegg utføres det en korrelasjonsanalyse mellom de ulike økonomiske tidsseriene, deres laggede verdier og referanseserien.

Fremstillingen påviser at flertallet av tidsseriene som var ledende i perioden 2000-2007 har svært svekkede ledende egenskaper i flere år etter finanskrisens utbrudd. Flere av disse har fortsatt ikke returnert til tidligere nivå, noe som kan antyde strukturelle endringer. Imidlertid gjør liten utvalgsstørrelse og svakheter ved bivariat analyse det utfordrende å konkludere hvorvidt endringene er permanente eller midlertidige.

Analysen konkluderer med at tidsserier som vekst i innenlandsk kreditt til bedrifter, aksjeindeksen for industrien, oljeprisen og konkursindeksen viser ledende tendenser. Utviklingen i amerikansk og europeisk økonomi, representert ved Tyskland, har også klare ledende egenskaper. Disse egenskapene utnyttes i siste del av utredningen, hvor to sammensatte ledende indikatorer konstrueres.

Avslutningsvis testes de ledende indikatorene med ulike heuristikker for å avgjøre hvor tidlig de eventuelt kan varsle endringer i økonomien. Dette sammenlignes med signaler fra OECDs ledende indikator for Norge. Resultatene viser at indikatoren som inkluderer utenlandske tidsserier har best ledeegenskaper, spesielt i perioder med stor markedsuro. Utredningens indikatorer har imidlertid et klart forbedringspotensiale sammenlignet med OECDs indikator.

Analysene i utredningen er basert på beregninger utført i STATA, JDemetra+ og Excel.

Forord

Dette arbeidet representerer siste del av masterstudiet i økonomi og administrasjon ved Norges Handelshøyskole.

Motivasjonen bak utredningen har vært en sterk personlig interesse for makroøkonomi og finansmarkeder. Denne interessen har blitt ytterligere styrket gjennom min tid ved Norges Handelshøyskole, mye takket være faglig dyktige og inspirerende forelesere.

Jeg vil takke min familie for støtte gjennom et langt utdanningsløp, og min veileder Jan Tore Klovland for effektive og konstruktive tilbakemeldinger gjennom skriveprosessen.

Bergen, mai 2017

Eirik Vågenes

Innholdsfortegnelse

1.	INNLEDNING	1
1.1	PROBLEMSTILLING	1
1.2	UTREDNINGENS STRUKTUR	1
2.	ØKONOMISK TEORI	2
2.1	INTRODUKSJON TIL KONJUNKTURANALYSE.....	2
2.2	MAKROØKONOMISKE INDIKATORER.....	5
2.3	HVORDAN KONSTRUERE SAMMENSATTE INDIKATORER?	7
3.	TIDSSERIER OG DERES EGENSKAPER	12
3.1	INTRODUKSJON TIL TIDSSERIER	12
3.2	RAMMEVERK FOR ANALYSEN.....	21
3.3	VALG, ANALYSE OG BEARBEIDING AV AKTUELLE TIDSSERIER.....	24
4.	BEARBEIDING AV TIDSSERIENE	30
4.1	KOMPONENTER I REFERANSEINDIKATOREN.....	30
4.2	KONSTRUKSJON AV REFERANSEINDIKATOREN	33
4.3	REFLEKTERER DEN SAMMENSATTE INDIKATOREN ØKONOMIEN?.....	34
4.4	TIDSSERIER SOM LEDENDE KANDIDATER.....	36
5.	ANALYSE AV LEDENDE EGENSKAPER.....	54
5.1	LEDENDE EGENSKAPER HOS TIDSSERIENE	54
5.2	KONSTRUKSJON AV EN SAMMENSATT LEDENDE INDIKATOR.....	61
6.	OPPSUMMERING.....	72
7.	VEDLEGG	73
8.	LITTERATURLISTE	84

Figurer

Konjunkturfaser	3
Forskjellen mellom trend-stasjonær og differens-stasjonær tidsserie	14
Trendrenset produksjonsindeks for norsk industri	31
Trendrenset detaljomsetning for Norge, unntatt motorvogner	32
Trendrenset serie, igangsatte bygg i Norge	33
3M MA Referanseindikator og BNP Fastland	35
Nivået til K2 for ikke-finansielle bedrifter	37
Nivået til K3 Fastlands-Norge	37
Nivået til K2 for husholdninger, trendrenset	38
Sysselsatte i perioden.	40
Invertert konkursindeks for perioden.	41
Import og eksport, i millioner 2010-kroner	42
Trendrenset import.	42
Trendrenset eksport.	42
Indeksert industriproduksjon for USA.	43
Trendrenset industriproduksjon for Tyskland	44
Trendrenset OSEBX-serie	45
Aksjeindeks for industrien.	46
Oljepris, brent blend	47
Utviklingen i norske korte (3M NIBOR) og lange renter (10-årig stat).	48
Norsk rentedifferanse i perioden, i prosent.	49
Realvalutakursutvikling for Norge	50
TED-differanse for perioden, i prosent.	52
Amerikansk high yield-differanse. Prosent.	53
Månedlig endring i 4M-veksten til K2 og K3	56
Forskjellen i sykliske komponenter, Tyskland og USA	58
Sammensatt ledende indikator nummer 1	63
Sammensatt ledende indikator nummer 2	64

Tabeller

Tabell 2.1	Vendepunkter fra OECDs referanse-kronologi	10
Tabell 3.1	Detaljomsætningsindeks før og etter sesongjustering	26
Tabell 4.1	Vendepunkter i referanseserie og BNP	35
Tabell 5.1	Ledetid for sammensatt indikator nummer 1, grafisk analyse	63
Tabell 5.2	Ledetid for sammensatt indikator nummer 2, grafisk analyse	65
Tabell 5.3	Ledetid for signaler fra ledende indikator 1, fire måneders endring	67
Tabell 5.4	Ledetid for signaler fra ledende indikator 1, basert på relativ endring	68
Tabell 5.5	Ledetid for signaler fra ledende indikator 2, fire måneders lengde	68
Tabell 5.6	Ledetid for signaler fra ledende indikator 2, basert på relativ endring	69
Tabell 5.7	Ledetid for signaler fra OECDs indikator, basert på relativ endring	70
Tabell 7.1	Korrelasjonstabell med referanseindeks for hele perioden, 2000-2016	78
Tabell 7.2	Korrelasjonstabell med referanseindeks for 2000-2007	79
Tabell 7.3	Korrelasjonstabell med referanseindeks for 2008 - 2011	80
Tabell 7.4	Korrelasjonstabell med referanseindeks for 2012 - 2016	81
Tabell 7.5	Korrelasjoner mellom de ulike tidsseriene for hele perioden	81
Tabell 7.6	Komponenter i referanseindikatoren	83
Tabell 7.7	Oversikt over egenskapene til tidsseriene	83

1. Innledning

Få makroøkonomiske publikasjoner får så mye oppmerksomhet som ledende indikatorer. Et større utslag eller en uventet endring i en ledende indikator kan drastisk påvirke publikums og markedets forventninger til den fremtidige utviklingen i økonomien. Blant medier, politikere og investorer er det derfor knyttet stor spenning til publikasjonene av ulike nøkkeltall hver måned.

Det eksisterer mye forskning på ulike økonomiske variabelers ledende egenskaper, også for Norge. Som en liten, åpen økonomi med betydelig petroleumsvirksomhet har imidlertid disse ledende egenskapene variert mye over tid. I en turbulent tid for norsk og internasjonal økonomi etter finanskrisen er det derfor av interesse å undersøke om tidligere påviste ledende egenskaper fortsatt holder, og eventuelt om nye har oppstått.

Denne fremstillingen vil videre benytte resultatene til å konstruere ulike sammensatte ledende indikatorer for perioden. Indikatorene vil kombinere de tidsseriene som gjennomgående har de beste ledende egenskapene, og som best mulig representerer bredden av norsk økonomi. Indikatorene er imidlertid ikke altomfattende, og bærer preg av å være tilpasset til data ex post. Formålet er i så måte ikke å lage en indikator for fremtiden, men heller å validere eksisterende sammenhenger og potensielt foreslå nye i etterkant av finanskrisen.

1.1 Problemstilling

Finnes det tidsserier av økonomiske variabler som har ledende egenskaper for utviklingen i norsk realøkonomi i perioden 2000-2016? Har finanskrisen forandret noen tidligere etablerte sammenhenger, og har det eventuelt oppstått nye ledende kandidater i senere tid?

1.2 Utredningens struktur

Innledningsvis vil utredningen presentere et teoretisk bakteppe bestående av konjunkturanalyse og økonomiske indikatorer. Videre følger en gjennomgang av det økonometriske fundamentet oppgaven bygger på, før de ulike tidsseriene som skal testes for ledende egenskaper presenteres. Drøftelsen avsluttes ved å presentere resultatene i form av sammensatte, ledende indikatorer for norsk økonomi i perioden 2000-2016.

2. Økonomisk teori

2.1 Introduksjon til konjunkturanalyse

Over tid vil et land oppleve at økonomien ikke utvikler seg i konstant takt. Slike svingninger omtales i økonomisk litteratur som konjunktursvingninger, der *konjunktur* er en betegnelse på den nåværende økonomiske situasjonen. Ulike konjunktursvingninger kan ha svært ulik styrke, og en god forståelse av hvorfor svingningene oppstår er viktig for å forstå den langsiktige utviklingen i landets økonomi.

Det er i hovedsak tre hovedretninger innen moderne konjunkturteori.¹ Disse retningene er basert på hvor en tror sjokkene som skaper konjunktursvingningene stammer fra. Monetaristisk teori og ny-Keynesiansk teori tilskriver sjokkene til etterspørselssiden av økonomien, men er dypt uenige i hvorvidt sentralbanker kan benytte aktiv stabiliseringspolitikk for å redusere svingningene. Realkonjunkturteori ser på sin side mot tilbudssiden av økonomien som kilden til sjokkene. I nyere tid har ny-Keynesiansk teori blitt dominerende i blant annet utøvelsen av pengepolitikken, og brukes som begrunnelse for å utøve aktiv stabiliseringspolitikk fra sentralbankens side.

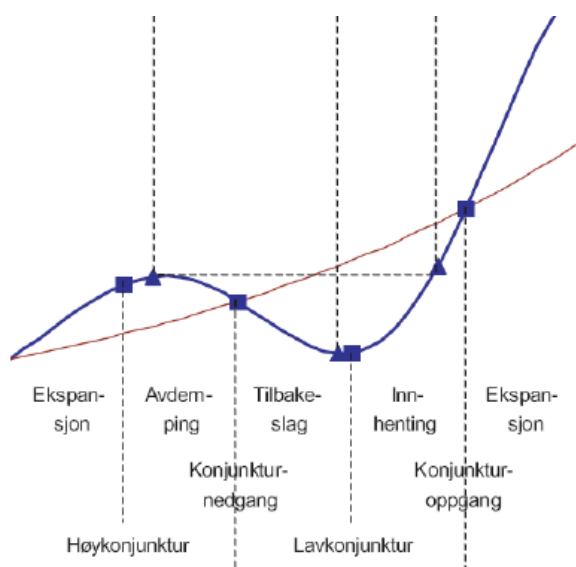
Den klassiske definisjonen av en konjunktursyklus stammer fra Burns og Mitchell (1946, egen oversettelse). Her beskrives konjunktursykluser som «en type svingninger i den aggregerte økonomiske aktiviteten til land hvis arbeid er organisert i foretak. En syklus starter med ekspansjoner på samme tid i ulike økonomiske aktiviteter. Dette er fulgt av resesjoner, sammentrekninger og tilbakeslag i de samme økonomiske aktivitetene, som til slutt leder til en ny syklus.»

Videre poengterer Burns og Mitchell at svingningene er «gjentakende, men ikke periodiske». Ulike sykluser kan med andre ord ha svært ulik lengde. Felles for samtlige er imidlertid at de ikke kan deles opp i kortere sykluser. Lucas (1977) definerte de statistiske egenskapene ved konjunktursykluser som *avvik fra trend*, en definisjon som fortsatt benyttes i dag. Svingningene i makroøkonomien kan i en slik verden tilskrives stokastiske sjokk som påvirker ulike deler av økonomien på forskjellige måter. Disse sjokkene bidrar til at den faktiske

¹ Se Holden (2007) for mer om de ulike hovedretningene.

utviklingen i realøkonomien kan svinge markant forskjellig fra den langsiktige trenden på kort sikt.

Gjennom en konjunktursyklus vil en befinne seg enten over, på eller under den underliggende veksten. En definerer høykonjunktur som når faktisk utvikling ligger over den langsiktige trenden, og det såkalte produksjonsgapet² er positivt. Lavkonjunktur er det motsatte av dette. En benytter uttrykket konjunkturoppgang når en er på vei fra en konjunkturbunn til ny konjunkturtopp, mens det motsatte tilfellet naturlig nok er omtalt som konjunkturedgang. De ulike fasene illustreres i figur 2.1. Den røde streken viser langsiktig trend, mens den blå viser de kortsiktige svingningene.



Figur 2.1 Konjunkturfaser³

Ikke alle svingninger i økonomiens utvikling kan imidlertid klassifiseres som konjunktursvingninger. Mange små bevegelser vil ikke være omfattende nok, eller dype nok til å innregnes. I noen tilfeller vil nedturer forekomme der årsaken ikke har noe å gjøre med utviklingen i aggregert økonomi å gjøre. Hva skal da til for å kvalifisere som en konjunktursvingning? I USA fastsetter en komité hos the National Bureau of Economic Research, NBER, når en resesjon har inntruffet ved å analysere flere ulike nøkkelindikatorer. Media henviser ofte til heuristikker, da gjerne i form av «to-kvartalsregelen», som sier at en resesjon har inntruffet etter to etterfølgende kvartaler med nedgang i brutto nasjonalprodukt.

² Produksjonsgapet er definert som avvik fra normalutnyttelse av kapasitet, enten i positiv eller negativ retning. Se for eksempel Sørensen og Whitta-Jacobsen (2013).

³ Figuren er hentet fra Benedictow og Johansen (2005).

Leamer (2008) har imidlertid påpekt at dette kriteriet er for simplistisk og til tider meget upålitelig.

Et utbredt rammeverk for å klassifisere når svingningene er signifikante nok er Mitchells «tre D»-krav: durasjon, dybde og diffusjon. Disse vurderingskriteriene er beskrevet i Conference Board (2001), og er med andre ord basert ikke bare på hvor lenge nedturen varer, men også hvor dyp og hvor utbredt den er. I praksis betyr dette at eksempelvis en konjunkturedgang må kjennetegnes av en viss horisontal og vertikal avstand mellom topp- og bunnpunkt, samt at endringen må være å finne i flere viktige tidsserier som sier noe om realøkonomien i sin helhet.

Siden Burns og Mitchell (1946) først lanserte sin teori om konjunktursykluser har fremgangsmåten gjentatt blitt anklaget for å være mer en kunst enn en vitenskap. Allerede det samme året metoden ble publisert karakteriserte T.C. Koopmans (1946) fremgangsmåten som «measurement without theory». De siste tiårenes fremskritt i tidsserieanalyse og statistikk, med utgangspunkt i Lucas' definisjon av konjunktursykluser som avvik fra trend, har gitt økonometrikere flere formelle analysemetoder. Det faktum at de endelige vendepunktene i USA fortsatt fastsettes av komiteer som utøver skjønn er imidlertid ikke til å unngå.

Ulike algoritmer har blitt utviklet for å gi en mer mekanisk tilnærming til vendepunktsidentifikasjon, men uten særlig hell (Klovland, 2016). Dette begrunnes blant annet med at tidsseriene i stor grad revideres etter at de har blitt publisert for første gang. Dette medfører at en ofte kun kan datere en resesjon først over ett år etter at den har inntruffet. Videre kreves det skjønn for å kontinuerlig vurdere hvilke tidsserier som er representative for realøkonomien i helhet, og hvilke som ikke lenger er like aktuelle på grunn av eksempelvis strukturelle endringer.

Til tross for disse svakhetene har konjunkturanalyse etablert seg som et viktig fagområde innen makroøkonomi. Utviklingen i realøkonomien, samt hvordan den responderer til ulike sjokk og eventuelle pengepolitiske tiltak, følges nøye av mange aktører. Et sentralt verktøy i denne analysen er anvendelsen av makroøkonomiske indikatorer, og de neste delkapitlene vil introdusere nytteverdien av disse.

2.2 Makroøkonomiske indikatorer

2.2.1 Indikatorer som økonomisk verktøy

Som nevnt innledningsvis er noen av hovedutfordringene i konjunkturanalyse at tallmaterialet enten er forsinket, dekker for store intervaller eller er for unøyaktig generert. Spesielt gjelder dette tall for det mest utbredte målet på samlet verdiskaping i et land: brutto nasjonalprodukt. Bernhardsen m.fl. (2006) fremhever at endelige BNP-tall kan foreligge med en forsinkelse på to til tre år. Det sier seg selv at de foreløpige anslagene dermed kan variere betydelig.

På bakgrunn av kritikken mot BNP-tallene har konjunkturanalytikere i større grad fokusert på å overvåke ulike tidsserier som sammen kan danne et pålitelig estimat for utviklingen i realøkonomien på månedsbasis. Felles for disse tidsseriene er at de oppdateres oftere og revideres mindre enn brutto nasjonalprodukt, som kun er tilgjengelig på kvartalsbasis.

Ulike indikatorer vil ha forskjellige nytteområder. Felles for samtlige er imidlertid at de skal *indikere* hvordan den underliggende økonomien gjør det – enten i forkant, nåtid eller i etterkant av ulike hendelser. Forskjellige enkeltindikatorer vil imidlertid ofte avvike både i retning og styrke under konjunkturbevegelsene, og en er derfor avhengig av å konstruere sammensatte indikatorer for å dekke bredden i den underliggende økonomien.

2.2.2 Ledende, sammenfallende og etterslepene indikatorer

Blant de mest utbredte indikatorene i dag finner en finansielle tidsserier som aksjeindekser, rentekurver og råvarepriser. En finner også omfattende tallmateriale for privat konsum og gjeldsvekst, samt ulike produksjons- og ordretall for bedrifter. Arbeidsledighet, produktivitet og ulike sentimentindikatorer (som SSBs “Konjunkturbarometer”) er også sentrale. Ulike serier har imidlertid ulike vendepunkter, og kan vende enten før, sammen med eller etter utviklingen i realøkonomien.

Når vendepunktet inntreffer er avgjørende for hvorvidt den aktuelle tidsserien regnes som ledende, sammenfallende eller etterslepene. I de fleste sammenhenger må en indikator lede eller etterslepe med minst tre måneder for å bli klassifisert som henholdsvis ledende eller etterslepene. Naturlig nok er det rettet mest oppmerksomhet mot de ledende tidsseriene, da markedets aktører prøver å få informasjon om den fremtidige utviklingen i økonomien. De sammenfallende tidsseriene benyttes som referansepunkt for hvor økonomien er i dag, mens

de etterslepene for eksempel benyttes for å verifisere tidligere resultater og eventuelt kalibrere modeller.

I USA utgir Conference Board (2001) en ledende, en sammenfallende og en etterslepene sammensatt indeks på månedlig basis. Metoden for å bearbeide og kombinere ulike tidsserier til en sammensatt indikator diskuteres mer i kapittel 2.3.

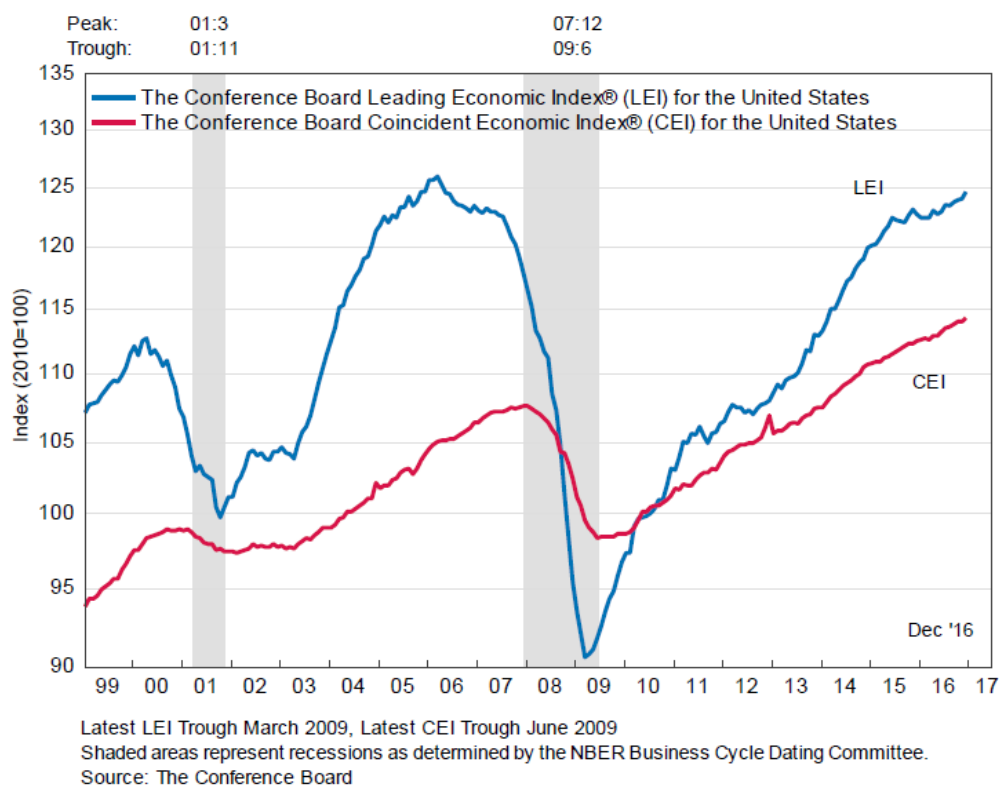
Den ledende amerikanske indikatorindeksen LEI publiseres av The Conference Board den 20. hver måned, og inkluderer følgende tidsserier:

- Gjennomsnittlig ukentlige arbeidstimer, produksjon
- Gjennomsnittlig nye krav på arbeidsledighetstrygd per uke (invertert)
- Nye ordre, konsumvarer og materialer
- Hurtighet for levering av nytt utstyr til industriforetak
- Nye ordre for produksjon, ikke-forsvarsrelaterte kapitalvarer
- Byggetillatelse til private boliger
- Aksjeindeks, 500 vanlige aksjer (S&P 500)
- Ledende kredittindeks, LCITM
- Rentedifferanse i prosent mellom lange og korte renter på statspapirer.
- Indeks over forbrukerforventninger

Til sammenligning inneholder deres sammenfallende økonomiske indikator CEI følgende fire komponenter:

- Ansatte utenfor landbruksnæringen (nonfarm payrolls)
- Personlig inntekt fratrukket statsoverføringer (eksempelvis trygd)
- Industriproduksjonsindeks
- Salgsindeks for produksjon, grossister og direktesalg

Utviklingen i disse er presentert i figur 2.2 på neste side.



Figur 2.2 Ledende og sammenfallende indeks i USA 1999-2016 ⁴

Figur 2.2 viser utviklingen i både den sammenfallende indeksen CEI og den ledende indeksen LEI de siste årene. Hvorvidt LEI faktisk er, og har vært, en god ledende indikator er imidlertid et omstridt diskusjonstema. Denne diskusjonen utdypes ytterligere i kapittel 2.4.2 og 4.4.3.

2.3 Hvordan konstruere sammensatte indikatorer?

Ulike tidsserier kan i svært ulik grad forutsi utviklingen i forskjellige deler av realøkonomien. For å fange opp et bredt spekter av den underliggende økonomien er det derfor ønskelig å kombinere individuelle tidsserier til sammensatte indikatorer, og fremgangsmåten for dette diskuteres i det kommende delkapittelet.

⁴ Graf fra Conference Board (2017)

2.3.1 OECDs metode

En metode som ofte brukes for å lage sammensatte indikatorer stammer fra OECD (2008), som også publiserer en ledende indikator for Norge. Deres håndbok for konstruksjon av sammensatte indikatorer er svært omfattende, men kan oppsummeres på følgende måte:

1. Indikatoren må være sammensatt av tidsserier som er ledende basert på beviste økonomiske sammenhenger, og ikke tilfeldigheter.
2. De ulike komponentene må vurderes for relevans, tilgjengelighet og pålitelighet for å avgjøre hvorvidt de kan inngå i en sammensatt indikator.
3. Manglende observasjoner må håndteres og eventuelt estimeres på korrekt måte for å sikre komplette datasett.
4. Selve analysen av tidsseriene og deres ledende egenskaper må baseres på aksepterte økonometriske metoder.
5. Normalisering og standardiseringsstandarder må sikre at variabler med ulike egenskaper kan sammenlignes på tvers.
6. Vekting og aggregering av de ulike tidsseriene til en sammensatt indikator må skje med spesifikke metoder.
7. Etter at indikatoren er konstruert må den utsettes for usikkerhets- og sensitivitetsanalyse for å kartlegge hvor robust den er.
8. Videre må de viktigste komponentene i indikatoren kartlegges og dokumenteres, samt hvorvidt indikatoren har tilknytning til andre sammensatte indikatorer som publiseres.
9. Visualisering og presentasjon av resultatene må skje på en klar og nøyaktig måte.

Selve konstruksjonen av sammensatte indikatorer baseres på at de ulike enkeltseriene er bearbeidet på forhånd. Dørum og Lund (1986) nevner i denne sammenhengen flere viktige punkter som må vurderes under bearbeidelsen. Eksempelvis vil svært mange serier måtte justeres for sesongvariasjoner før analysen. Noen serier, som for eksempel arbeidsledighet, må inverteres for å få «rett» fortegn. Dette fordi en økning i arbeidsledigheten naturlig nok er negativt for økonomien i sin helhet.

Etter å ha justert serien slik at den har verdi rundt 100 må den også «standardiseres». Ulike tidsserier har svært ulike utslag fra gjennomsnittet, og dette avviket standardiseres ved å dele på det inverse standardavviket til hver tidsserie. Dette omtales ofte som standardiseringsfaktoren. Avslutningsvis kan de ulike seriene legges sammen til en samlet indikator.

2.3.2 Conference Boards Composite Indicator Approach

Conference Boards (2001) metode for konstruksjonen av sammensatte indikatorer er svært lik OECDs metode, og vil benyttes i utredningen. Den tar utgangspunkt i å kalkulere måned-til-måned endringer for ulike tidsserier som allerede er sesong- og inflasjonsjusterte. Hvis disse er å finne på prosentform, kan en regne endringen for en tidsserie for en måned som

$$r_{i,t} = X_{i,t} - X_{i,t-1} \quad (2.1)$$

Hvis serien ikke allerede er på prosentform benyttes en symmetrisk prosentvis endring-formel:

$$r_{i,t} = 200 * \frac{X_{i,t} - X_{i,t-1}}{X_{i,t} + X_{i,t-1}} \quad (2.2)$$

Videre vektet hver månendsendring fra de ulike seriene basert på det inverse av standardavviket til enkelte serien, tilsvarende standardiseringen nevnt på forrige side. Dette gjøres for å nøytralisere volatiliteten mellom til tider svært ulike serier, slik at enkeltserier hindres fra å dominere svingningene helt. Standardiseringsfaktoren til en enkelt tidsserie er da

$$w_i = \frac{1}{\sigma_i} \quad (2.3)$$

I den sammensatte indikatoren vil hver komponent bidra med

$$c_{i,t} = w_i * r_{i,t} \quad (2.4)$$

Totalt vil den sammensatte indikatorens måned-til-måned endring være gitt som

$$S_t = \sum_{i=1}^n c_{i,t} \quad (2.5)$$

En kan da regne ut foreløpige indeksverdier ved å sette utgangsverdien, $I_1 = 100$. Videre regner en neste måneds indeksverdi som

$$I_2 = I_1 * \frac{200 + s_2}{200 - s_2} \quad (2.6)$$

Avslutningsvis omregnes serien til å ha gjennomsnitt 100 i beregningsbasisåret, noe som gjennomgående vil være 2010 i denne fremstillingen.

2.3.3 OECDs ledende indikator for Norge

OECD (2017) står i dag bak den eneste publiserte ledende indikatoren for Norge. Indikatoren CLI er basert på vekstsykluser⁵ og består av følgende månedlige komponenter:

- I. Eksport til Storbritannia i USD
- II. Eksportordre i produksjon, bergverk og gruvedrift
- III. Industriproduksjon
- IV. Økonomiske utsikter for bedriften i neste kvartal (spørreundersøkelse blant produksjon, bergverk og gruvedrift)
- V. Konsumprisindeksen, KPI
- VI. Aksjeindeks for industrien, OSE20GI

OECD benyttet tidligere industriproduksjon som referanseindikator, men har endret dette til BNP fra 2012. Vendepunktsidentifiseringen er basert på en forenklet Bry-Boschan algoritme.⁶ Denne har produsert følgende vendepunkter:

Tabell 2.1 Vendepunkter fra OECDs referanse-kronologi

Tidspunkt	Type vendepunkt
Mars 1999	Bunnpunkt
Oktober 2001	Toppunkt
Juni 2003	Bunnpunkt
Oktober 2007	Toppunkt
August 2010	Bunnpunkt
Mars 2012	Toppunkt
Desember 2012	Bunnpunkt
Juli 2015	Toppunkt

⁵ Se definisjon i kapittel 3.3.1

⁶ Se 3.3.2 for omtale av Bry-Boschans algoritme for vendepunktsidentifisering

2.3.4 Kritikk, avveininger og falske signaler

Bruken av ledende indikatorer til å forutsi endringer i økonomien er ikke uproblematisk. Koenig og Emery (1991) har pekt på flere åpenbare svakheter, da særlig forsinkelsen i når tallmaterialet blir tilgjengelig og at tidsseriene kan være gjenstand for store revisjoner i etterkant. For sammensatte indikatorer er det i tillegg et problem at underliggende enkeltserier sjelden oppdateres samtidig. Videre er det svært vanskelig å skille mellom “støy” og faktiske vendepunkter på kort sikt. Sistnevnte problem bidrar til at praktikere som ønsker å benytte ledende indikatorer står ovenfor en avveining: jo tidligere en ønsker å få signal om at vendepunkt er nådd, jo flere falske signaler må en også godta.

Koenig og Emery undersøker flere tommelfingerregler i sin artikkel. For å forutsi resesjoner finner de at *avstanden* fra et nylig toppunkt (innen 12 måneder) og til dagens nivå på den ledende indikatoren er bedre enn å se på *antall* måneder med nedgang. For å forutsi oppgangstider finner de ingen tommelfingerregler som utmerker seg, men anbefaler heller bruk av Neftci-metoden for å regne sannsynlighet for resesjon eller ekspansjon.

Falske signaler kan øke om en følger en streng, regelbasert tolkning av utviklingen i enten en enkeltserie eller i en sammensatt indikator. Zarnowitz og Boschan (1975) peker på at en skjønnsbasert tolkning fortsatt er nødvendig:

There is no single proven and accepted cause of cyclical fluctuations nor a single invariable chain of symptoms (...) Some leading indicators, then, would prove most useful in one set of conditions, other in a different set. To increase the chances of getting true signals and reduce those of getting false ones, it is advisable to rely on all such potentially useful indicators as a group.

OECD (2008) fremhever også viktigheten av å ikke tolke ledende indikatorer på en simplistisk måte. En sammensatt indikator viser sjelden hele bildet, og kan i enkelte tilfeller skjule underliggende problemer. Valget av metode for utvelgelse og vektning påvirker naturlig nok også utfallet. Dette diskuteres ytterligere i analysedelen av utredningen.

3. Tidsserier og deres egenskaper

3.1 Introduksjon til tidsserier

Dette kapitlet vil introdusere sentrale begreper innen moderne tidsserieanalyse. Dette danner det teoretiske fundamentet for fremstillingen og dens metode. Videre vil fremgangsmåten som benyttes for å bearbeide tidsseriene, som for eksempel inflasjons- og sesongjustering, diskuteres. Kapitlet avsluttes med å illustrere hvordan teorien kan beskrive en enkel, makroøkonomisk modell for utviklingen i realøkonomien med ulike typer trend.

3.1.1 Stasjonærhet

En samling tilfeldige variabler ordnet i rekkefølge etter tid kan kalles for en stokastisk prosess. I denne sammenhengen betyr «tilfeldig» at variablene er gitt av en sannsynlighetsfordeling, og at deres verdi på et fremtidig tidspunkt er usikker. Det motsatte vil være en deterministisk prosess, hvor verdien er gitt uten usikkerhet også i fremtiden.

En sentral egenskap ved tidsserier er hvorvidt de er stasjonære eller ikke. Dette har avgjørende betydning for hvilke metoder som kan anvendes i analysen av tidsserien. En kovarians-stasjonær prosess (også kalt andreordens stasjonær) er gitt ved at den oppfyller følgende krav:

$$E(X_t) = \mu \quad (3.1)$$

$$E(X_t^2) = \sigma^2 \quad (3.2)$$

$$\text{cov}(X_{t_1}, X_{t_2}) = \gamma_{t_1, t_2} = \gamma_\tau \quad (3.3)$$

Proessen har konstant forventning og varians, i tillegg til at kovariansen kun avhenger av *intervallet* τ ($t_1 - t_2 = \tau$) og ikke av tidspunktene t_1 eller t_2 .

3.1.2 Autoregressive prosesser

Mange økonomiske sammenhenger kan modelleres som en autoregressiv prosess (AR):

$$X_t = \alpha_1 X_{t-1} + \alpha_2 X_{t-2} + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

der ε_t er en ren tilfeldig prosess med $E(\varepsilon_t) = 0$ og $E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$. Ligning 3.4 er et eksempel på en AR(2) prosess. Prosessen er en regresjon av X_t på sine tidligere verdier, to steg tilbake i tid.

En populær prosess i økonomisk sammenheng er AR(1), som representerer en *random walk*.

$$\tau_t = \mu t + \tau_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.5)$$

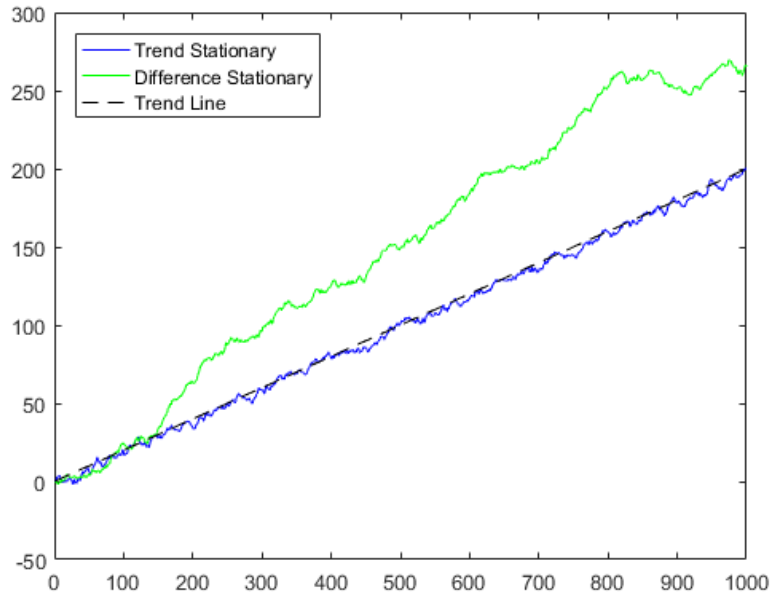
Gjentatt substitusjon fører til

$$\tau_t = \mu t + \tau_0 + \sum_{i=1}^{t-1} \varepsilon_{t-i} \quad (3.6)$$

Siden variansen til en ikke-stasjonær tidsserie ikke er konstant, er det ønskelig i analyseøyemed å transformere denne til en stasjonær serie. Dette kan i noen tilfeller gjøres ved å *differensiere* serien:

$$\Delta\tau_t = \tau_t - \tau_{t-1} = \varepsilon_t \quad (3.7)$$

Hvis feilleddet ε_t er i.i.d. (uavhengig og likt fordelt) er førstedifferansen til τ_t stasjonær. Variansen er også konstant. Denne serien er da sagt å være I(1) – integrert av første orden. På generell form er en prosess I(K) integrert av orden K, og må differensieres K ganger for å bli stasjonær. En slik prosess omtales også som en differens-stasjonær prosess (DSP). En kan da ikke forutsi variasjonen hundre prosent, i motsetning til de prosessene som har deterministisk (og dermed helt forutsigbar) trend. Sistnevnte kalles for TSP, som er en forkortelse for trend-stasjonær-prosess (Maddala og Kim, 1998). Dette illustreres i figur 3.1 på neste side



Figur 3.1 Forskjellen mellom trend-stasjonær og differens-stasjonær tidsserie⁷

En viktig egenskap ved $I(1)$ -serier er at det kan finnes lineære kombinasjoner av disse som er $I(0)$. I dette tilfellet er de to tidsseriene ifølge Granger (1981) sagt å være *kointegrert*.

3.1.3 Et makroøkonomisk eksempel

For å illustrere stasjonærhet i makroøkonomisk sammenheng vil utredningen kort presentere en makroøkonomisk modell hvor disse egenskapene er tilstede. Modellen bygger på Balke (1991) og illustrerer hvordan de ulike typene trend kan inngå i en forenklet makroøkonomisk modell for et lands økonomi.

Vi definerer følgende modell for utviklingen i realøkonomien y_t :

$$y_t = \tau + c_t + SES + U \quad (3.8)$$

Hvor τ = langsiktig trend

c_t = sykluskomponent

⁷ Figur fra MathWorks (2017)

SES = sesongkomponent

U = tilfeldig komponent

Videre analyseres syklus og trend hver for seg. Trenden er i det første tilfellet trendstasjonær:

$$\tau_t = \tau_t + \mu t \quad (3.9)$$

Dette er en enkel modell hvor trenden følger en konstant vekstrate over tid t : μ . I en verden med deterministisk trend vil sjokk hovedsakelig være etterspørselsbasert med en forutsigbar og stabil trend. Sentralbanken kan i dette tilfellet drive aktiv og vellykket stabiliseringspolitikk (Thøgersen, 2016a).

Hvis trenden imidlertid følger AR(1)-prosessen illustrert over er den stokastisk:

$$\tau_t = \mu t + \tau_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.10)$$

Stokastisk trend baseres på at sjokk hovedsakelig kommer fra tilbudssiden i økonomien. En stokastisk trend vil av natur være uforutsigbar, og sentralbanken vil bare delvis kunne føre vellykket stabiliseringspolitikk.

Balke nevner også et tredje tilfelle, der trenden er deterministisk men truffet av stokastiske sjokk til ulike tider:

$$\tau_t = \mu t + \tau_0 + \alpha D t \quad (3.11)$$

Sjokket inntreffer etter tid K : $D=0$ for $t=1,2,\dots,K$ og $D=1$ for $t = K+1, K+2$

Svært mange makroøkonomiske tidsserier inneholder en stokastisk trend som i ligning 3.10. Andre vil være kointegrert med hverandre. Slike sammenhenger kompliserer virkeligheten, og krever at en benytter korrekte teknikker og teststatistikker for å sikre robuste resultater. Denne fremgangsmåten diskuteres i de kommende avsnittene.

3.1.4 Klassiske sykluser og vekstsykluser

Hittil har oppgaven presentert syklus og trend hver for seg. For å analysere den sykliske komponenten er det vanlig å skille mellom to ulike hovedtyper (Klovland, 2016):

Vekstsykluser

Topp- og bunnpunkt i syklusen inntreffer når dens helning tilsvarer helningen til den gjennomgående trenden: $\frac{dy}{dt} = a$. Dette betyr at syklusen måles relativ til en eksisterende trend, som må estimeres før analysen.

Klassiske sykluser

Måles i absolutte termer, der topp- og bunnpunkt tilsvarer lokale maks- og minimumspunkter der har null i helning, $\frac{dy}{dt} = 0$, altså med trend.

I en klassisk syklus vil med andre ord bunnpunkt komme tidligere og toppunkt senere, noe som medfører at ekspansjonsfasen varer lengre og at tilbakeslagene er kortere. Praksis på dette området er delt, og det er derfor viktig å presisere hvilke sykluser en eventuelt studerer. Denne fremstillingen vil fokusere på vekstsykluser, som krever at en først har rensert seriene for trend.

Hittil har utredningen drøftet enkelttidserier, samt trend- og syklusegenskaper hos disse. De kommende avsnittene vil utvide modellene til å omfatte to eller flere tidsserier samtidig.

3.1.5 Vektor-autoregressiv modell

En samling AR(p)-tidsserier kan benyttes til å konstruere en såkalt vektor-autoregressiv (VAR)-modell. Dette er utgangspunktet for kointegrasjons-regresjon, og åpner for å kunne modellere ulike variabler over en viss tidsperiode som en lineær funksjon av sine egne og de andre variablenes tidligere verdier. Enders (2004) illustrerer dette med å vise hvordan to tidsserier Y og Z kan skrives på matriseform:

$$Y_t = \alpha_{10} + \alpha_{11}Y_{t-1} + \alpha_{12}Z_{t-1} + e_{1t} \quad (3.12)$$

$$Z_t = \alpha_{20} + \alpha_{21}Y_{t-1} + \alpha_{22}Z_{t-1} + e_{2t} \quad (3.13)$$

$$\begin{pmatrix} Y_t \\ Z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ Z_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{pmatrix} \quad (3.14)$$

Dette kan videre uttrykkes på standard VAR-form, der A og ε_t er matriser:

$$X_t = A_0 + A_1X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.15)$$

Ligning 3.15 er et eksempel på en førsteordens vektor-autoregresjon, der både Y og Z påvirker hverandre gjennom tidligere verdier (lags). Dette er svært nyttig når en skal teste for ledende

egenskaper hos en tidsserie ovenfor en annen. Hvis dette er tilfellet vil de ulike koeffisientene for lags α_{XX} være forskjellig fra null.

Valg av antall lags er en svært viktig del av modellutformingen. For få lags kan føre til at en ikke fjerner autokorrelasjon⁸ i feilleddene (noe som gir forventningsskjevheter), og for mange lags øker sjansen for spuriøse resultater. Denne besvarelsen vil fokusere på formelle informasjonskriterier og eventuelt legge til ekstra lags om modellen fortsatt inneholder korrelerte feilledd.⁹ Nye diagnostester utføres hver gang antall lag endres.

Kritikere av VAR-metoden har fokusert på flere potensielle svakheter ved å benytte slike modeller. Bernanke m.fl. (2005) fokuserer sin kritikk på at VAR-modellene er svært lite omfattende, og sjelden omfatter mer enn en håndfull variabler for å bevare antall frihetsgrader. Modellen er med andre ord nødt til å forutsette at de inkluderte tidsseriene noenlunde nøyaktig representerer omfattende, generelle økonomiske termer som realøkonomisk aktivitet. Dette er selvsagt en forenkling av virkeligheten.

3.1.6 Dickey-Fuller-testen

For å teste hvorvidt en tidsserie er stasjonær eller ikke kan benyttes blant annet enhetsrottesten presentert av Dickey og Fuller (1979). Tilstedeværelsen av en enhetsrot medfører at serien må differensieres for å bli stasjonær. For en enkel AR(1) prosess vil testen være følgende:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.16)$$

En enhetsrot er tilstede hvis korrelasjonskoeffisienten $\rho = 1$, noe som medfører at serien ikke er stasjonær. Testen blir utført ved å først omskrive modellen til følgende form:

$$\Delta Y_t = \varphi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.17)$$

$$\varphi = (\rho - 1) \quad (3.18)$$

Igjen er ε_t i.i.d. (uavhengig og identisk fordelt) med konstant varians og forventning lik null.

Nullhypotesen i DF-testen er at $\varphi = 0$, noe som tilsvarer $\rho = 1$ og at serien må differensieres for å bli stasjonær. Alternativhypotesen er på sin side at serien er trendstasjonær, og må

⁸ Se 3.1.9 for en beskrivelse av autokorrelasjon.

⁹ Se kapittel 3.1.6 for ytterligere diskusjon rundt antall lags.

analyseres med for eksempel å trekke fra tidstrend μt i regresjonsmodellen, og ikke ved differensiering. Fordelingen av kritiske verdier er noe ulik klassiske t-verdier, da utvalget ikke er normalfordelt. Testen kan utvides med komponenter for drift, tidstrend og sesongvariasjoner. Hvilken versjon, og dermed hvilke kritiske verdier som legges til grunn, kommer an på den generelle formen til modellen:

$$I. \quad \Delta Y_t = \varphi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.19)$$

$$II. \quad \Delta Y_t = \alpha_0 + \varphi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.20)$$

$$III. \quad \Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \varphi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.21)$$

3.1.7 Augmented Dickey-Fuller Test

Den originale Dickey Fuller-testen kan kun benyttes om det ikke er autokorrelasjon i feilleddet. Dette er en lite realistisk egenskap å forvente for mange tidsserier. Testen kan imidlertid utvides ved at en legger til flere tidslaggede verdier på formen ΔY_{t-i} :

$$\Delta Y_t = \alpha + \varphi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^P \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.22)$$

De tidslaggede verdiene fanger i dette tilfellet opp eventuell autokorrelasjon. De kritiske verdiene, og testprosedyren, er imidlertid den samme som for en vanlig DF-test. For å identifisere optimalt antall lags trenger en et formelt informasjonskriterie.

3.1.8 Informasjonskriterier

For å identifisere optimalt antall lags benyttes gjerne formaliserte seleksjonskriterier. Akaike Information Criterion (AIC) er ofte benyttet i denne sammenhengen, og da spesielt på månedsdata. Hvis p er totalt antall parametere estimert, kan vi benytte følgende sammenheng fra Maddala og Kim (1998):

$$AIC(p) = n * \log(\hat{\sigma}^2) + 2p \quad (3.23)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{RSS}{(n-p)} = \frac{\sum \hat{\varepsilon}_t^2}{(n-p)} \quad (3.24)$$

Basert på resultatene vil en velge den modellen med lavest AIC. Som nevnt tidligere må en imidlertid fortsatt teste modellen for autokorrelasjon i feilleddene, og ved behov legge til flere lags.

Det eksisterer flere formelle informasjonskriterier. Blant de mest brukte er Schwarz' Bayesian Information Criterion (SBIC) og Hannan og Quinns informasjonskriterie (HQIC). For hver konstruerte VAR-modell inspiseres derfor alle tre informasjonskriterier, og i de aller fleste tilfellene anbefaler de samme antall lags.

I de tilfeller hvor de ulike informasjonskriteriene avviker anbefaler Ivanov og Killian (2001) å benytte AIC, da dette gir mer nøyaktige resultater for månedlige observasjoner. HQIC og SBIC er å foretrekke om en benytter kvartalsvise data. Denne utredningen baserer seg utelukkende på månedlige data, og AIC vil derfor bli benyttet. I de tilfeller hvor informasjonskriteriene avviker sterkt fra hverandre vil dette informeres om.

3.1.9 Lagrange Multiplier Test

En benytter betegnelsen «autokorrelasjon» om tilfellet når en variabel samvarierer med en tidligere verdi av seg selv. I denne sammenhengen vil autokorrelasjon i residualene bety at modellen ikke tilstrekkelig fanger opp all informasjon, og at denne «utelatte» informasjonen påvirker residualene. For å teste om det forekommer autokorrelasjon i residualene til VAR-modellen kan en benytte den såkalte Lagrange multiplier (LM)-testen. Nullhypotesen i denne testen er at det ikke forekommer autokorrelasjon (Johansen, 1995). En tilstrekkelig lav p-verdi medfører at en forkaster nullhypotesen og aksepterer alternativhypotesen om autokorrelasjon.

Hvis autokorrelasjon er et problem økes antall lags utover det antallet anbefalt av informasjonskriteriet, og modellen undersøkes igjen til en ikke lenger kan forkaste nullhypotesen for noen lags.

3.1.10 Johansens Test

For å teste om to eller flere tidsserier er kointegrert benytter Johansens test to metoder: enten sportesten ("trace test") eller en test basert på egenverdier.

For sportesten utleder Johansen (1991) følgende teststatistikk:

$$LR(r_0, n) = -T \sum_{i=r+1}^K \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3.25)$$

Der T er antall observasjoner og $\hat{\lambda}_i$ de estimerte egenverdiene. Nullhypotesen er at det ikke er flere enn r kointegrerende sammenhenger. En beregner så LR for ulike r og sammenligner med en kritisk verdi. Hvis LR er tilstrekkelig stor forkaster en H_0 om ingen kointegrerende

sammenhenger på det nivået, og beveger seg til neste. Ender en for eksempel på $r = 2$ før en ikke kan forkaste nullhypotesen betyr dette at det eksisterer to kointegrerende ligninger.

For egenverditesten benytter en følgende teststatistikk:

$$LR(r_0, r_0 + 1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_r) \quad (3.26)$$

En følger tilsvarende nullhypotese for egenverdiene som for trace-testen. Her testes det hvorvidt den største egenverdien er signifikant forskjellig fra null, noe som indikerer at det er minst en kointegrerende vektor. Er den nest største egenverdien ikke signifikant forskjellig fra null, betyr dette at det kun er én kointegrerende vektor. En fortsetter å teste egenverdier (fra størst mot minst) til en ikke lenger finner en som er signifikant forskjellig fra null. De kritiske verdiene avviker fra vanlig kjikvadratfordeling, noe som må hensyntas i testene (Johansen og Juselius, 1990).

3.1.11 Hodrick-Prescott filter

Hodrick-Prescott (HP)-filteret er svært utbredt i makroøkonomisk analyse for å isolere trend i tidsserier. Etter å ha justert serien for inflasjon, sesongvariasjoner og eventuelt transformert den til logaritmer, kalkulerer HP-filteret vekstkomponentene g_1, g_2, \dots, g_T , som minimierer følgende uttrykk for en gitt verdi av λ :

$$\sum_{t=1}^T (y_t - g_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(g_{t+1} - g_t) - (g_t - g_{t-1})]^2 \quad (3.27)$$

Mens det første leddet viser forskjellen mellom faktisk og potensiell produksjon (trend), er andre ledd viet til endringen i *veksten* til potensiell produksjon. Vektingen mellom de to leddene – altså hvilken man fokuserer mest på å minimere – er satt av parameteren lambda. En lambda-verdi på uendelig betyr simpelthen at trenden (altså veksten) er lineær. I motsatt tilfelle vil en lambda-verdi på null kun minimere det første leddet, noe som medfører at vekst vil være lik faktisk produksjon for hvert tidsintervall. Basert på dette er det realistisk å velge en avveining: en lambdaverdi over null, men som heller ikke er uendelig stor.

Ifølge Sørensen og Whitta-Jacobsen (2010) velges ofte $\lambda = 1600$ for kvartalsdata. I Norge har en imidlertid langt større suksess med å bruke $\lambda = 40\,000$, altså en betydelig større glatting for tilsvarende kvartalsdata (Thøgersen, 2016b). En verdi på 129 600 benyttes på månedsnivå. HP-filteret brukes utbredt gjennom oppgaven for å rense trend fra ulike tidsserier, slik at de kan presenteres som vekstsykluser.

Bruk av HP-filteeret er imidlertid ikke uproblematisk. Aursland (2016) fremhever at filteeret er kritisert for å mangle et teoretisk fundament, samt at lambda-verdien er et arbitrært valg. Tosidigheten gjør at en er avhengig av foregående og etterfølgende periode for å estimere trenden, noe som gjør at endepunktene er mer usikre. Fremstillingen hensyntar endepunksproblematikk ved å inkludere en måned før og etter analyseperioden (desember 1999-januar 2017), som senere fjernes. I tillegg forutsetter filteeret at fasene er av samme lengde, noe som er problematisk i en verden der ekspansjoner ofte varer mye lengre enn resesjoner.

I iveren etter å fremheve og isolere det sykliske mønsteret kan det også skapes falske sykluser. Bjørnland (1998) viser eksempelvis at anvendelse av HP-filteer på en stokastisk trend-serie vil kunne produsere periodiske sykluser som ikke eksisterer i det underliggende datamaterialet.

Filteeret regnes likevel for å være en god tilnærming. Fordi det er univariat og dermed kun avhengig av én tidsserie er det i tillegg veldig enkelt å bruke. Dette er mye av årsaken til at filteeret har blitt svært utbredt i økonomisk litteratur. Siden denne drøftelsen ser på vekstsykluser og dermed er avhengig av å kunne fjerne trend, benyttes HP-filteeret på tidsserier for å analysere de sykliske komponentene. Imidlertid vil tidsserier som er utpreget ikke-stasjonære kontrolleres med Toda og Yamamotos metode for å undersøke hvorvidt de ledende egenskapene er forskjellige. Dette utdypes i neste delkapittel, hvor selve fremgangsmåten til utredningen presenteres.

3.2 Rammeverk for analysen

Hittil har fremstillingen fokusert på det teoretiske grunnlaget for analyse av tidsserier. I dette delkapittelet presenteres analyserammeverket som benyttes for å teste de ledende egenskapene, nemlig Grangerkausalitetsanalyse med Toda og Yamamotos metode.

3.2.1 Grangerkausalitet

Granger (1969) introduserte en form for kausalitet basert på premisset om at årsak ikke kan komme etter effekt. Dette betyr at hvis eksempelvis oljeprisen (*Olje*) påvirker referanseserien (*Ref*) for et gitt antall tidligere verdier («lags») bør oljeprisen også kunne brukes til å forutsi referanseserien. Dette medfører at oljeprisen “Granger-forårsaker” referanseindeksen. Metoden ble fort populær, og “Granger-forårsaker” som metode og uttrykk ble for alvor popularisert i en forskningsartikkel fra Christopher Sims (1972).

Dette kan testes formelt ved å estimere følgende VAR-modell:

$$Ref_t = a_0 + a_1 Ref_{t-1} + \dots + a_p Ref_{t-p} + b_1 Olje_{t-1} + \dots + b_p Olje_{t-p} + u_t \quad (3.28)$$

$$Olje_t = c_0 + c_1 Olje_{t-1} + \dots + c_p Olje_{t-p} + d_1 Ref_{t-1} + \dots + d_p Ref_{t-p} + v_t \quad (3.29)$$

Nullhypotesen i dette tilfellet er at oljeprisen ikke Granger-forårsaker referanseserien:

$$H_0^{Olje \rightarrow Ref}: b_1 = b_2 = \dots = b_p = 0 \quad (3.30)$$

$$H_A^{Olje \rightarrow Ref}: \text{Minst en } b_p \neq 0 \quad (3.31)$$

Tilsvarende testes Granger-kausalteten den andre veien:

$$H_0^{Ref \rightarrow Olje}: d_1 = d_2 = \dots = d_p = 0 \quad (3.32)$$

$$H_A^{Ref \rightarrow Olje}: \text{Minst en } d_p \neq 0 \quad (3.33)$$

Hvis nullhypotesen kan forkastes er det et tegn på at en variabel Granger-forårsaker den andre. For denne utredningen er man interessert i den første delen, nemlig hvorvidt oljeprisen Granger-forårsaker referanseserien for minst en av de inkluderte laggede verdiene.

3.2.2 Toda og Yamamotos metode

En utbredt metode for å teste kausalitet på ikke-stasjonære tidsserier er ført i pennen av Toda og Yamamoto (1995). En av de større svakhetene med ordinær Granger-kausaltetsanalyse er at den ikke er gyldig i de tilfellene hvor seriene er ikke-stasjonære og muligens kointegrerte (Giles, 2011). Toda og Yamamoto løser dette problemet ved å introdusere en modifisert Wald-teststatistikk som tar høyde for nettopp slike egenskaper ved tidsserier.

Dette har to viktige implikasjoner for utredningens metode. Som diskutert i forrige delkapittel kan anvendelsen av HP-filter på ikke-stasjonære tidsserier skape falske sykluser. Dette betyr at Toda og Yamamotos metode vil bli anvendt på tidsseriene *med trend* for å kontrollere resultatene. Denne drøftelsen vil benytte Giles (2011) sin tolkning av Toda-Yamamotos metode. Metoden kan beskrives på følgende måte:

- I. Kartlegging av hver tidsseries integrasjonsorden $I(x)$. Dette gjøres med å teste for enhetsrøtter med ADF-testen. Den tidsserien med høyest orden av integrasjon være defineres som $I(m)$. Hvis to tidsserier er henholdsvis $I(1)$ og $I(2)$, er $m = 2$.
- II. VAR-modellen utformes så basert på de originale (ikke-stasjonære eller ikke) seriene. Antall lags velges ut fra AIC.

-
- III. VAR-modellen diagnostiseres for hvorvidt den er akseptabel med hensyn på en AR enhetsrot-graf, samt en normalitetstest av VAR residualene og en test hvorvidt det er seriekorrelasjon i residualene. Sistnevnte testes med en LM-test, og antall lags p økes eventuelt til autokorrelasjon ikke lenger er et problem.
 - IV. Granger-kausaltet testes så med en Wald-test, der kun de første p laggene testes hvorvidt de er null. De ekstra laggene m er inkludert som eksogene variabler, og korrigerer de asymptotiske problemene som ville oppstått ved vanlig Wald-test på ikke-stasjonære data.

Giles (2011) poengterer at hvis to eller flere tidsserier er kointegrerte, *må* det være minst enveis Grangerkausaltet mellom de to. Hvis testen ikke påviser dette, er det enten fordi modellen er feilspesifisert eller fordi utvalget er for lite. De ulike tidsseriene vil derfor også testes for hvorvidt de er kointegrerte med referanseserien.

3.2.3 Kritikk av Grangerkausaltet

Grangerkausaltet har helt siden sin introduksjon blitt kritisert for å ikke være ekte kausalitet. Kritikere av metoden mener at *presedens* er et bedre ord, og at det ikke nødvendigvis er en kausal sammenheng. Til tross for dette har mye litteratur benyttet ordet *kausaltet* når en egentlig mener presedens. Et utmerket eksempel som setter Grangerkausaltet på spissen kommer fra Maddala og Kim (1998, s. 210): «The weatherman's prediction about rain (Granger) causes the rain.»

Testresultatene må med andre ord anvendes med stor forsiktighet. Feiltolkninger av testresultatene, og dermed feilslåtte kausale konklusjoner, har ifølge Pagan (1989, s. 78) «(...) probably generated more nonsense results than anything else during that time.»

Som diskutert i kapittel 3.1.5 vil også mengden lags p ha en avgjørende betydning for hvorvidt nullhypotesen om ikke-Grangerkausaltet kan forkastes. Det finnes som tidligere nevnt ikke en fast regel for hvor mange lags som skal benyttes, spesielt når ulike informasjonskriterier foreslår forskjellige antall. Vurderingen av hvor mange lags som må inkluderes for å fjerne autokorrelasjon er med andre ord avgjørende. Den funksjonelle formen til tidsseriene vil også ha innvirkning på resultatet.

Grangerkausaltetsanalyse har på tross av kritikken etablert seg som en utbredt måte å analysere forholdet mellom to eller flere variabler på. Den sier imidlertid ikke noe om styrken til de eventuelle ledende egenskapene. Den videre drøftelsen vil derfor benytte

Grangerkausaltet, men også korrelasjonsanalyse av laggede verdier fra de ulike tidsseriene opp mot referanseserien. Sistnevnte vil være en kontroll av resultatene, og hvis disse produserer svært avvikende konklusjoner vil tidsserien forkastes fra videre analyse. I tillegg vil korrelasjonsanalysen kunne gi en pekepinn på hvor sterke de ledende egenskapene er.

3.3 Valg, analyse og bearbeiding av aktuelle tidsserier

I dette delkapittelet presenteres kriteriene som legges til grunn i utvelgelsen av potensielt ledende tidsserier. Delkapittelet beskriver også hvordan hver enkelt tidsserie behandles før selve analysen.

3.3.1 Utvelgelse av tidsserier

Utredningen baserer utvalget av tidsserier på Conference Boards kriterier for seleksjon av tidsserier.¹⁰ Hver enkelt tidsserie er undersøkt for hvorvidt den svinger i takt med konjunktorene, er konsistent (dette vil testes for ulike tidsperioder, som for eksempel før og etter finanskrisen), samt at den svinger på grunn av økonomiske hendelser og ikke tilfeldigheter. Videre vurderes det om tidsserien er tilfredsstillende med tanke på datainnsamling og nøyaktighet, samt hvor ofte den publiseres og eventuelt revideres.

Med utgangspunkt i et behov for månedsdata tilbake til januar år 2000 er det flere kvartalsvise tidsserier av interesse som ikke får innpass. Dette ekskluderer dessverre flere interessante tidsserier, som for eksempel utviklingen i boligpriser. Videre vurderes datakildene nøye, og disse er utelukkende basert på velrennomerte kilder som Statistisk Sentralbyrå og OECD (via Macrobond). Finansielle data som aksjekurser og renter oppdateres svært ofte og har i tillegg den fordel at de ikke revideres i etterkant.

For å finne aktuelle kandidater er det også hensiktsmessig å sammenligne vendepunktene deres med referanseserien. Her vil en kunne identifisere potensielle ledende egenskaper på et tidlig stadie, før de formelle testene. De neste avsnittene vil derfor kort drøfte metodikken bak vendepunktsidentifisering, både i enkeltserier og for de sammensatte indikatorene.

¹⁰ Kriteriene ble introdusert i kapittel 2.2.2.

3.3.2 Identifisering av vendepunkter

Det eksisterer flere formaliserte metoder for å identifisere vendepunkter i tidsserier. Denne utredningen vil benytte Bry og Boschan (1971) sin flerstegsmetode:

- I. Innledningsvis analyseres originalserien ved å identifisere og bytte ut ekstremverdier ($\pm 3,5\sigma$) med verdier fra Spencerkurven.¹¹
- II. Videre identifiseres sykluser i en 12 måneders glidende gjennomsnitt-kurve hvor ekstremverdiene er byttet ut. En identifiserer punkter høyere eller lavere enn 5 måneder på hver side. Utvelgelse av høyeste/laveste punkt skjer slik at disse kommer annenhver gang – et toppunkt må etterfølges av et bunnpunkt og vice versa.
- III. Neste steg analyserer vendepunkter i en Spencer-kurve med ekstremverdier byttet ut. En identifiserer høyeste og laveste punkter innen ± 5 måneder fra vendepunkt i 12-månederskurven fra punkt II. Minstekravet for perioden (en hel syklus) er 15 måneder, og sykluser kortere enn dette forkastes.
- IV. En identifiserer så vendepunkter i en 3 til 6-måneders (lengden avhenger av måneder med syklisk dominans, «MSD») glidende gjennomsnitt-kurve. Identifiser høyeste og laveste verdi innenfor 5 måneder av vendepunkt i Spencerkurven fra punkt III.
- V. Finn avslutningsvis vendepunkt i ubehandlet tidsserie ved å identifisere høyeste eller laveste verdi innen ± 4 måneder, eller MSD, målt fra vendepunkt i punkt IV. Eliminer vendepunkt innen ± 6 måneder fra begynnelsen eller slutten på tidsserien, samt topp- og bunnpunkt som er høyere eller lavere enn endeverdier. Avslutningsvis fjernes sykluser som har periode under 15 måneder, og faser som varer mindre enn 5 måneder.
- VI. Gjenstående topp- og bunnpunkt er de endelige vendepunktene.

Bry-Boschan-metoden benytter med andre ord gradvis mindre glattede serier for å skille ut klare vendepunkter. Den tar utgangspunkt i en klar mekanisk fremgangsmetode, men åpner også for skjønn. Mönch og Uhlig (2005) påpeker imidlertid at metoden er ikke-

¹¹ Spencerkurven defineres som et 15 enheters glidende gjennomsnitt med følgende vekter:

$$\frac{-3, -6, +3, +21, +46, +67, +46, +21, +3, -6, -3}{320}$$

diskriminerende mellom høy- og lavkonjunktur: begge behandles symmetrisk og uten hensyn til trend og lengde. Videre er en også avhengig av å utvise skjønn i fastsettelsen av de ulike vendepunktene. Dette føyer seg til den generelle diskusjonen innen konjunkturanalyse om bruken av skjønn i stedet for mekaniske regler. Som diskutert tidligere er det imidlertid en nødvendighet å åpne for en viss grad av skjønn, gitt variabiliteten i økonomiens utvikling over tid.

Litteraturen på området er delt. Christoffersen (2000) finner at Bry-Boschans metode fungerer godt for å estimere klassiske vendepunkter for nordiske konjunktursykluser. Imidlertid finner andre studier, som Aastveit m.fl. (2015) at Markov-switching modeller fungerer bedre enn Bry-Boschans metode for å datere (igjen, klassiske) konjunktursykluser i Norge. For å begrense omfanget har denne drøftelsen kun benyttet Bry-Boschans metode. Dette begrunnes med at metoden er univariat samt enkel å anvende på en større mengde tidsserier. Ulike vendepunkter kan identifiseres ved å bruke gradvis mindre glatting, samtidig som en kan benytte skjønn for å fastsette de endelige vendepunktene. Dette tjener denne fremstillingens formål på en tilfredsstillende måte.

3.3.3 Sesongjustering

Over tid vil enkelte tidsserier ha betydelige svingninger som følge av sesongvariasjoner. Pham (2001) viser til et klassisk eksempel på dette i utarbeidelsen av detaljomsetningsindeksen, som inngår i referanseserien til utredningen. En analytiker som ønsker å sammenligne utviklingen i indeksen på månedsbasis vil observere en stor økning hvert år fra november til desember. Men, som Pham påpeker, «Høye verdier i desember betyr ikke at aktiviteten er høyere enn de andre månedene, men julehandelen i desember øker det totale omsetningsvolumet kraftig.» Dette kan illustreres med følgende tabell, som er basert på oppdaterte tall fra Statistisk Sentralbyrå:

Tabell 3.1 Detaljomsetningsindeks før og etter sesongjustering

Måned	Volumindeks, ujustert	Volumindeks, sesongjustert
Oktober 2016	106,2	109,1
November 2016	112,0	109,1
Desember 2016	133,1	106,8

Tabellen viser at til tross for at volumindeksen hoppet fra 112 til 133 i årets siste måned, var omsetningsvolumet ned 2,1 % etter sesongjusteringen. Pham nevner flere ulike grunner til sesongvariasjoner: kalendereffekter (for eksempel helligdager), faste perioder (økt arbeidsledighet i juni-august blant ungdom på grunn av ferie), været (eksempelvis er landbruk svært avhengig av sesonger) og forventninger til sesongvariasjoner (som påvirker planlegging og investering, for eksempel gjennom lavere forventede strømkostnader).

Moderne sesongjusteringsmodeller er resultatet av en utvikling som pågått over et halvt århundre. SSB benytter i dag den såkalte X-12-ARIMA-modellen for måneds- og kvartalstall.¹² Prosedyren går ut på å modellere tidsserien som en autoregressiv integrert glidende gjennomsnitt-prosess («ARIMA»-modell). I den første delen av prosedyren benytter en RegARIMA (regresjon med ARIMA tidsserie-feilledd) til å rense modellen for ikke-lineære sammenhenger.

Videre dekomponerer Pham (2007) serien i følgende komponenter:

$$O_t = TD_t + H_t + S_t + T_t + I_t \quad (3.34)$$

Ligning 3.34 er et eksempel på en additiv modell. TD_t er ukedagseffekter (“trading day” på engelsk), H_t er bevegelige helligdagseffekter, S_t sesongkomponent, T_t er den underliggende trenden og I_t er en irregulær komponent. Moderne programmer som det amerikanske X-12-ARIMA kan selv korrigere for kalendereffekter og ekstremverdier hvis ønskelig. Dette medfører imidlertid problemer for norske helligdager, som varierer noe fra amerikanske. Spesielt gjør dette seg gjeldende rundt påske, der den norske kalenderen har langt flere helligdager enn den amerikanske. I tillegg faller påsken ofte til svært ulike tidspunkter, fra mars til sent i april.

Statistisk Sentralbyrå har utviklet en egen metode for å korrigere for norske, bevegelige helligdager i de tilfellene hvor X-12-ARIMA alene ikke er tilfredsstillende. Denne benyttes til enkelte særlig sesongutsatte tidsserier, som detaljhandelsvolum-indeksen. Prosedyren er

¹² Statistisk sentralbyrå (u.d.)

utførlig dokumentert i Pham (2007), hvor det utformes ulike regressorer for påske, Kristi himmelfartsdag og pinse.

En annen populær sesongjusteringsmetode er TRAMO/SEATS. Metoden består av to deler, der den første forhåndsjusterer og fjerner deterministiske effekter fra tidsserien med en regresjonsmodell med ARIMA-støy, tilsvarende RegARIMA i X-12-ARIMA-metoden. I SEATS-delen dekomponeres tidsserien i ulike komponenter med en ARIMA-modell.¹³ Metoden har vært anbefalt brukt sammen med X-12-ARIMA av Eurostat, noe avhengig av tidshorisonten.

Denne drøftelsen vil benytte seg av mange ulike tidsserier som må testes for sesongvariasjoner. Enkelte serier - som for eksempel detaljhandelsindeksen - er forhåndsjustert for sesongvariasjoner av Statistisk Sentralbyrå. Andre har ikke sesongavhengige variasjoner over tid. For de som likevel må justeres benyttes X-13ARIMA-SEATS, som kombinerer X-ARIMA med SEATS-metoden. Metoden er et resultat av et samarbeid mellom US Census Bureau og Spanias sentralbank, og første utgave ble presentert i 2010.¹⁴

JDemetra+-programvaren benyttes gjennomgående i utredningen for å teste hvorvidt sesongvariasjoner er tilstede i tidsserien. Programvaren er utviklet av sentralbanken i Belgia i samarbeid med Eurostat, og tilbyr et enkelt grafisk brukergrensesnitt for å teste og implementere sesongjusteringsmetodene nevnt i avsnittene over. I tillegg kan en også legge inn norske helligdager, eksempelvis ved å gjøre en manuell kalenderjustering i forbindelse med påske.¹⁵

3.3.4 Ytterligere justeringer av tidsseriene

Tidsserier som er oppgitt i nominelle størrelser har blitt korrigert for inflasjon før analysen. Over tid vil et lands priser normalt stige, og for å sikre sammenligningsgrunnlag på tvers av år må en dermed korrigere for prisendringer. Denne omregningen kan illustreres på følgende måte:

¹³ Eurostat (u.d.)

¹⁴ U.S. Census Bureau (2016)

¹⁵ Se Europakommisjonen (u.d.) for ytterligere beskrivelse av JDemetra+- programvaren

$$Realbeløp_{2006} = \frac{Prisindeks_{2010}}{Prisindeks_{2006}} * Nominelt beløp_{2006} \quad (3.35)$$

I Norge rapporterer Statistisk Sentralbyrå konsumprisindeksen KPI på månedlig basis.¹⁶ Denne viser prisutvikling for varer og tjenester etterspurt av private husholdninger. Som et overordnet mål på inflasjonen benyttes ofte kjerneinflasjonen KPI-JAE, definert som endring i konsumprisindeksen justert for avgiftsendringer og energivarer. KPI-JAE eksisterer imidlertid ikke på månedsbasis fra 2000, og utredningen vil derfor benytte KPI for å deflatere ulike tidsserier ved behov.

For samtlige indekser vil 2010 gjennomgående benyttes som beregningsbaseår. Dette medfører at alle indekser er regnet om til å ha et gjennomsnitt på 100 for de tolv månedene i 2010. Dette sikrer et konstant sammenligningsgrunnlag.

¹⁶ Se Statistisk Sentralbyrå (2017a) for ytterligere informasjon om konsumprisindeksen og inflasjon.

4. Bearbeiding av tidsseriene

Dette kapitlet er viet til å beskrive hvordan de ulike tidsseriene har blitt valgt, bearbeidet og veiet. Innledningsvis diskuteres ulike seleksjonskriterier for tidsserier og utformingen av selve referanseserien, før de ulike potensielle ledende tidsseriene presenteres. Felles for samtlige tidsserier er at de som er basert på prisindekser er konvertert til logaritmer, mens serier som oppgis i prosent (for eksempel spread) ikke er ytterligere behandlet.

4.1 Komponenter i referanseindikatoren

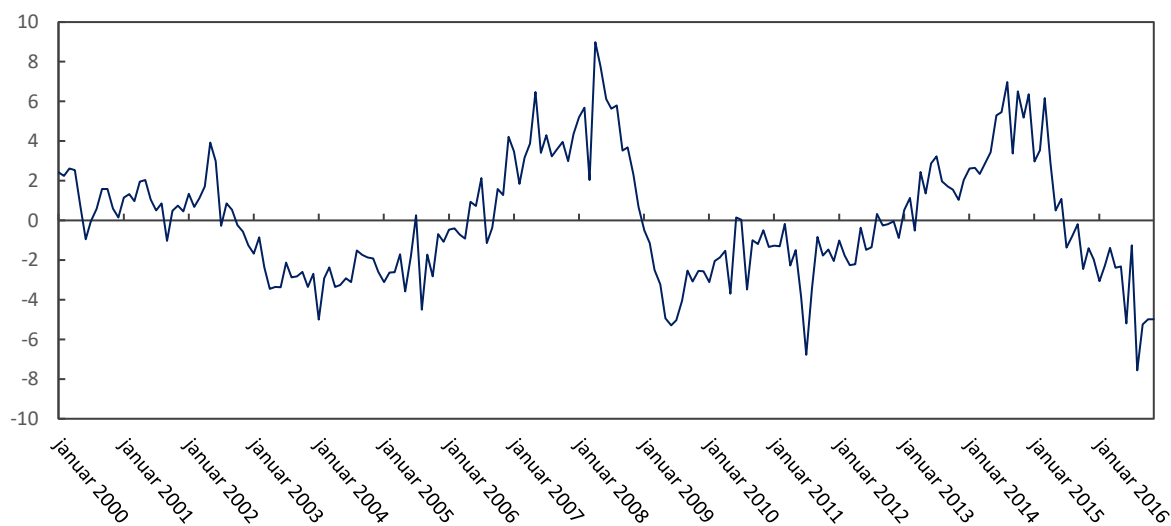
Utredningen har tidligere diskutert viktigheten av å ha en bred referanseindikator som sammenligningsgrunnlag for ulike ledende kandidater. I denne forbindelsen er det viktig at referanseindikatoren er representativ for og sammenfallende med utviklingen i norsk fastlandsøkonomi. Samtidig må en slik indikator og dens komponenter selv oppfylle kravene i kapittel 2.3.1. Norges Bank konstruerte i 1981 en referanseindikator i forbindelse med sine undersøkelser rundt ledende indikatorer for Norges økonomi. Deres undersøkelser ledet til tre komponenter: detaljomsetningsvolum, industriproduksjon og bygg under arbeid (Hagelund, 1982). Disse tidsseriene vil også være utgangspunktet for denne fremstillingens referanseindikator.

En kan imidlertid argumentere for at norsk økonomi har forandret seg mye siden undersøkelsene i 1981. På tross av dette vil industriproduksjon, detaljomsetning og byggetillatelse være en viktig, om ikke nødvendigvis like omfattende, representasjon av kjernen i norsk økonomi. Til sammenligning er komponentene ikke ulike de som inngår i den amerikanske sammenfallende indeksen CEI diskutert i 2.2.2. Den største forskjellen er at CEI også inneholder utviklingen i «nonagricultural payrolls», altså sysselsatte utenfor landbruksindustrien. Dette er sett på som en svært viktig sammenfallende indikator i USA. Hvorvidt noe tilsvarende er egnet som sammenfallende indikator for Norge overlates til andre studier. Det er også viktig å understreke at OECD har endret praksis og ikke lenger benytter industriproduksjon som en sammenfallende serie, men heller har gitt denne innpass i den sammensatte ledende indikatoren. Dette kan tyde på at industriproduksjon i mindre grad enn tidligere sammenfaller med den økonomiske utviklingen, noe som er en potensiell svakhet ved utredningens referanseindikator.

Samtlige tre tidsserier er hentet fra statistikkbanken til Statistisk Sentralbyrå, omregnet til basisår 2010 og renset for trend ved å benytte HP-filter med $\lambda = 129\,600$. Svingningene som er produsert av HP-filteret virker gjennomgående å være rimelige, gitt den underliggende økonomiske utviklingen.

4.1.1 Industriproduksjon

Industriproduksjon har tidligere blant annet blitt benyttet av OECD som referanseserie for aggregert økonomi i mange ulike land. For norsk økonomi fant Wettergreen (1990) at industriproduksjon egnet seg som referanseindikator, da den beveget seg i takt med de generelle konjunktursvingningene.



Figur 4.1 Trendrenset produksjonsindeks for norsk industri

I Norge utarbeider Statistisk Sentralbyrå en månedlig produksjonsindeks som måler utviklingen i verdiskapningen innen olje- og gassutvinning, industri, bergverksdrift og kraftforsyning.¹⁷ I denne oppgaven vil de mer volatile komponentene skilles ut, og kun industridelen av indeksen inkluderes derfor. Indeksen er ferdig sesongjustert av SSB.

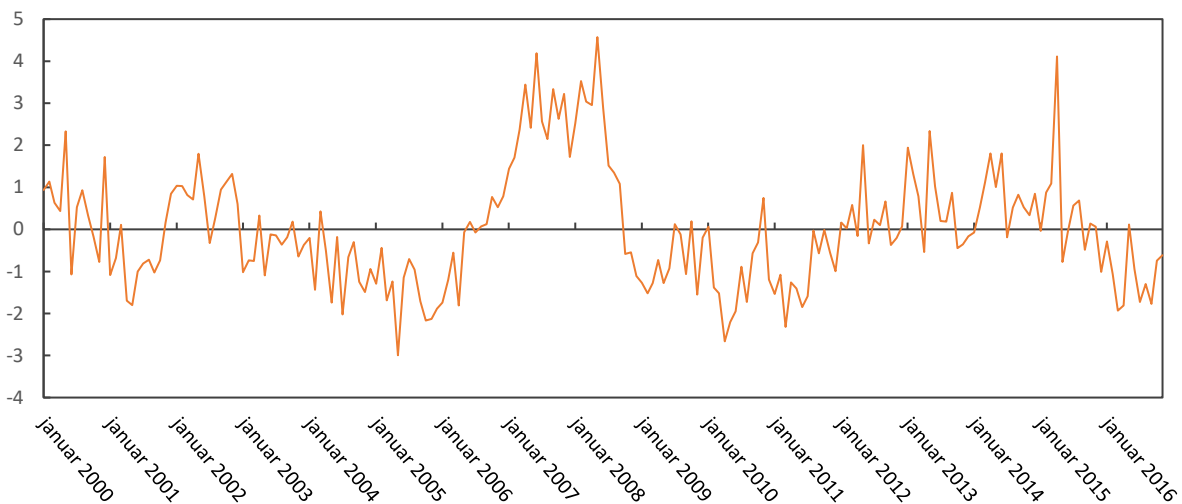
4.1.2 Detaljomsetning

Et annet populært mål på utviklingen i nasjonal økonomi er detaljomsetning. Detaljhandel defineres som salg av nye og brukte varer fra virksomheter til private husholdninger.

¹⁷ Statistisk Sentralbyrå (2016a).

Tidsserien er med andre ord en god indikasjon på konsumet til husholdninger, noe som er en vesentlig del av økonomien.¹⁸ Tidligere har Husebø og Wilhelmsen (2005) funnet at konsum er prosyklisk og sammenfallende med konjunktursyklusen.

Detaljomsætningsindeksen til Statistisk Sentralbyrå beskriver verdi- og volumutvikling i detaljhandel, eksklusiv salg av motorvogner.¹⁹ Sistnevnte ekskluderes da denne svinger basert på for eksempel endringer i avgiftspolitik, og dermed ikke nødvendigvis den underliggende økonomien. Volumindeksen som benyttes i denne utredningen er ferdig sesongjustert fra SSB, da denne er svært utsatt for de ulike sesongeffektene diskutert i kapittel 3.3.3.



Figur 4.2 Trendenset detaljomsætning for Norge, unntatt motorvogner

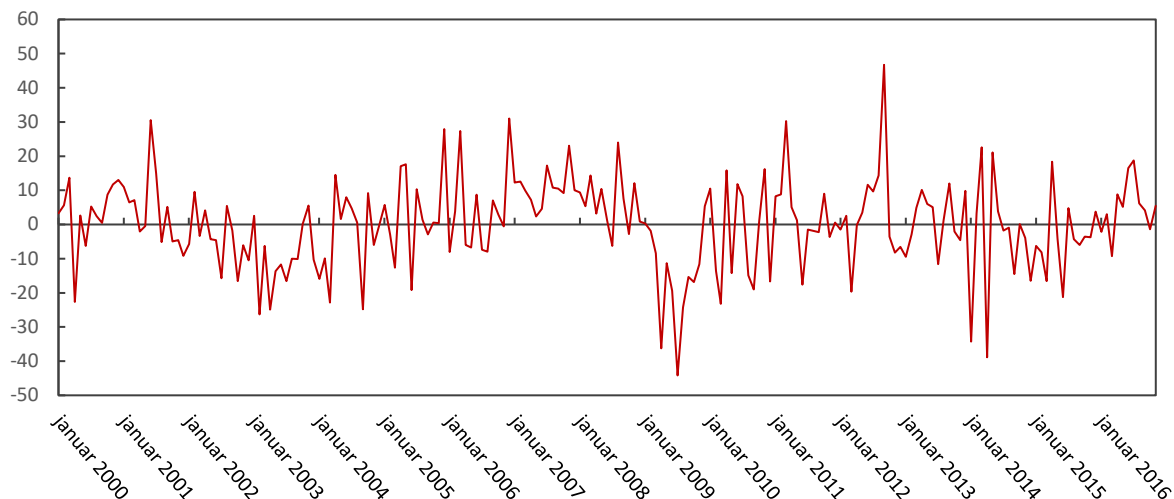
4.1.3 Nye byggetillatelser

Statistisk Sentralbyrå overvåker også utviklingen i norsk byggevirkosomhet for alle typer bygg, både til industri og boligformål. En økning i innvilgede byggetillatelser vil kunne gjenspeile økt vekst i økonomien, da eksempelvis bedrifter i utvikling etterspør større bygg. På samme måte vil husholdninger kunne etterspørre større boliger i gode tider.

Månedlige tall for registrerte igangsettingstillatelser i tusen kvadratmeter er sesongjustert av SSB. I tråd med Conference Boards metode er så prosentvis endring måned-til-måned regnet ut, før serien er indeksert og satt til beregningsbaseår 2010.

¹⁸ Se ligning 4.1 på side 41 for et eksempel på hvordan dette kan inngå i BNP.

¹⁹ Statistisk Sentralbyrå (2016b)



Figur 4.3 Trendrenset serie, igangsatte bygg i Norge

Indeksen er markant mer volatil enn de andre, noe som fører til at den får lav vektning i forbindelse med standardiseringen og sammensettingen til én referanseserie. Dette diskuteres i de kommende delkapitlene.

4.2 Konstruksjon av referanseindikatoren

4.2.1 Vekting, standardisering og sammensetting

For å konstruere en sammensatt indikator benyttes metoden til Conference Board, omtalt i kapittel 2. De tre ulike tidsseriene er hver for seg sesongjustert samt trend- og støyrenset, før de justeres til å ha verdier rundt 100 og korrigeres for ulike amplituder. Viktigheten av sistnevnte fremheves av Dørum og Lund (1986), som påpeker at sammenveining av serier med svært ulike amplituder (regnet som svingninger fra sitt gjennomsnitt) vil gi uønskede resultater der seriene med mest svingning bestemmer hovedutslagene i den sammensatte indikatorens amplitude. For å korrigere for dette multipliseres hver verdi i tidsseriene med det inverse av seriens standardavvik. Sistnevnte kan i henhold til Dørum og Lund betegnes som en “spesiell form for veiing av seriene”.

Denne veiingen er imidlertid kun en av flere måter å kombinere tidsseriene på. Dørum og Lund nevner blant annet potensielle vektingsmetoder som å basere vektene på økonomisk signifikans og/eller stabilitet i ledetid. Amplitudestandardisering er imidlertid en enkel og regelbasert metode som ikke avhenger av skjønn, og vil derfor fungere tilfredsstillende for denne oppgavens formål.

For å beholde bredden i indikatoren er alle tre tidsseriene inkludert. Dette sikrer at indikatoren på bredest mulig måte representerer den underliggende økonomien, og demper volatiliteten en ville opplevd med kun én referanseserie. Det endelige resultatet vises i figur 4.4 på neste side. Referanseindikatoren er trendrenset med HP-filter og glattet med et tremåneders glidende gjennomsnitt. Vektene og standardiseringsfaktorene finnes i vedlegg 7.3.

4.3 Reflekterer den sammensatte indikatoren økonomien?

4.3.1 Utviklingen i norsk økonomi 2000-2016

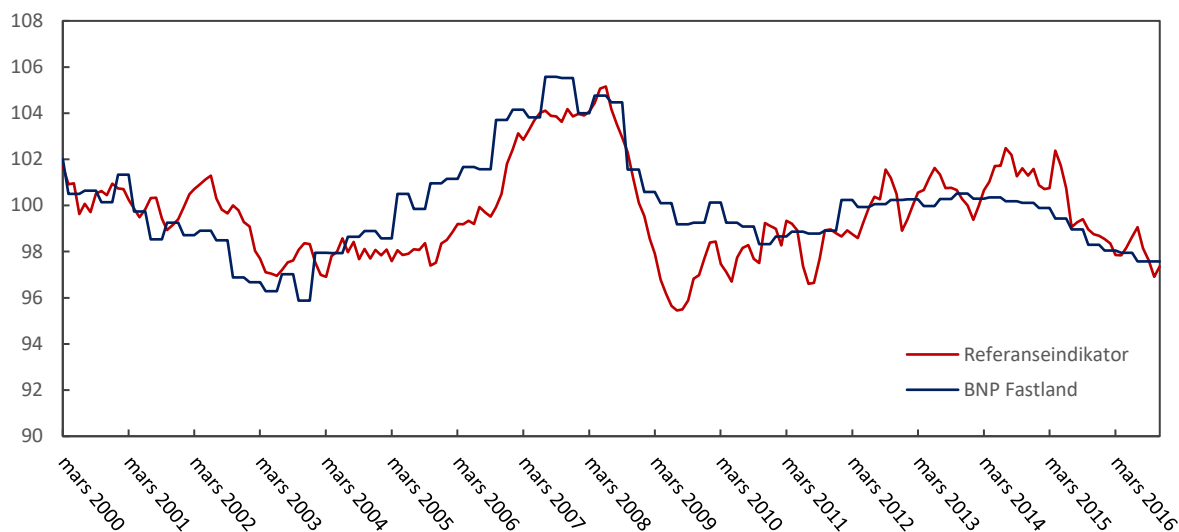
Utviklingen i norsk økonomi har vært preget av flere store sjokk siden starten av det 21. århundre. Innledningsvis var økonomien preget av nedgangen som fulgte dotcom-boblen, noe som ble avløst av en kraftig oppgang fra 2003 til slutten av 2007. Den globale finanskrisen og den etterfølgende «great recession» satte sitt preg i årene etterpå, selv om Norge i noe grad var skjermet som følge av stigende oljepriser. Videre har den europeiske gjeldskrisen og nylig fallet i oljeprisen satt sine preg på norsk økonomi. Helt mot slutten av perioden økte usikkerheten, med vedtak om Brexit og det amerikanske presidentvalget. Samlet sett taler utviklingen i perioden for at en kan forvente flere vendepunkter, inkludert en større nedtur i finanskriseårene.

4.3.2 Kartlegging av vendepunkter

I tillegg til å analysere referanseserien ved å sammenligne svingningene med de økonomiske hendelsene nevnt i forrige avsnitt, er det også aktuelt å sammenligne serien med utviklingen i fastlands-BNP. Sistnevnte er et populært, om en noe omdiskutert mål på samlet verdiskaping i et land.²⁰ I Norge skiller en mellom samlet BNP og BNP for fastlandet, da volatil olje- og sjøfartsvirksomhet regnes for å være forstyrrende i konjunkturanalysesammenheng. Siden BNP for fastlandet ikke publiseres på månedlig basis, er kvartalstallene i figuren på neste side fordelt over enkeltmåned. Dette er selvsagt en forenkling av virkeligheten, men tjener sin hensikt for å skape et visuelt sammenligningsgrunnlag.

²⁰ Se for eksempel Holden (2015a) for en ytterligere diskusjon rundt nasjonalregnskap, BNP og nøyaktigheten til dette.

I figur 4.4 sammenlignes referanseindikatoren med BNP-tall for fastlandet. Sistnevnte tidsserie er levert av Statistisk Sentralbyrå og trendrenset med $\lambda = 40\ 000$.



Figur 4.4 3M MA Referanseindikator og BNP Fastland

En visuell inspeksjon fastslår at referanseserien er markant mer volatil enn BNP-tallene. I tillegg er veksten og toppunktet noe senere i forbindelse med tiden før og under finanskrisen, samt at nedturen som følger er større for referanseserien. Forskjellen i denne tidsperioden er såpass stor at en indikator kan være ledende for referanseserien og ikke nødvendigvis fastlands-BNP i perioden. Siden drøftelsen kun fokuserer på å teste de ledende egenskapene i forhold til referanseserien, er det med andre ord viktig å understreke at disse egenskapene kan variere fra for eksempel fastlands-BNP.

Tabellen inkluderer kun de endelige resultatene. Den inkluderer med andre ord ikke de uklare punktene, eller punkter som tydelig ble forkastet fordi de ikke oppfylte Bry-Boschans krav. Dette gjelder blant annet en potensielt svært kort syklus i 2012.

Tabell 4.1 Vendepunkter i referanseserie og BNP

	Topp #1	Bunn #1	Topp #2	Bunn #2	Topp #3
12MA	2002, nov.	2004, jan.	2008, aug.	2010, feb.	2014, apr.
Spencer	2002, jun.	2003, sep.	2008, aug.	2009, jul.	2014, mai
4MA	2002, jun.	2003, des.	2008, jun.	2009, jul.	2014, mai
Endelig	2002, jun.	2004, mar.	2008, jun.	2009, aug.	2014, aug.
BNP Fastland		2003, 4K	2007, 4K	2010, 3K	2013, 4K

Samlet sett virker den konstruerte referanseserien å representere utviklingen i økonomien og fastlands-BNP på en fornuftig måte. Referanseserien er imidlertid langt mer volatil, og viser også en større vekst i de senere årene. På samme tid varierer de ulike topp- og bunnpunktene med cirka et halvt år. Ikke overraskende utmerker finanskriseåret 2009 seg negativt, med en forskjell mellom bunnpunktene på nesten ett år.

4.4 Tidsserier som ledende kandidater

I de følgende avsnittene vil tidsseriene som testes for ledende egenskaper introduseres. Det vil også kort argumenteres for hvorfor de i henhold til økonomisk teori og empirisk forskning kan forventes å være ledende for utviklingen i norsk økonomi. Som nevnt tidligere vises tidsseriene som trendrenset (med HP-filter eller lineær trend) for å studere vekstsykluser. I de tilfellene hvor tidsserien er utpreget differens-stasjonær er imidlertid testene også utført med Toda-Yamamotos metode for å kontrollere resultatene, jfr. kapittel 3.

4.4.1 Kredittindikatorer

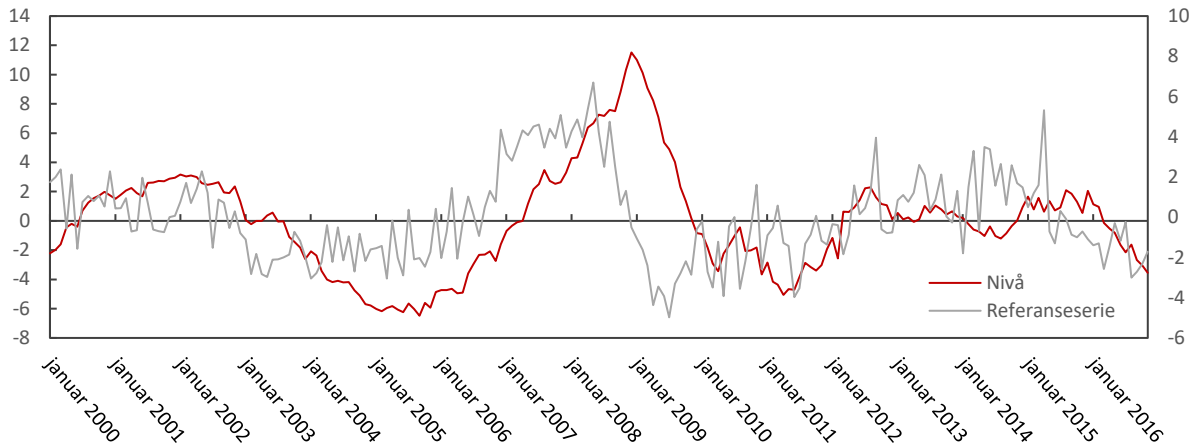
Bedrifter som investerer i ny realkapital henter gjerne deler av kjøpesummen i kredittmarkedene. Basert på disse finansieringskildene kan analytikere overvåke utviklingen i kreditt og dermed indirekte danne seg et bilde av nye investeringer på et tidlig tidspunkt. For norske bedrifter er det aktuelt å studere to månedlige kredittstatistikker: K2 og K3 for fastlands-Norge.

K2 har som hensikt å overvåke utviklingen i innenlandsk bruttogjeld blant publikum. Statistisk Sentralbyrå publiserer K2 som en månedlig kredittindikator fordelt på husholdninger, ikke-finansielle foretak og kommuneforvaltningens gjeld.²¹ Denne supplementeres av K3, som inkluderer disse enhetenes samlede bruttogjeld i norske kroner og utenlandsk valuta. De foretakene som låner i internasjonale kredittmarkeder, spesielt foretak innen olje og shipping, vil følgelig kun fanges opp av K3.

K3 for fastlands-Norge ser bort fra den volatile olje- og shippingdelen, men inkluderer også tall for husholdningene og kommuneforvaltningens gjeld. Husholdninger finansierer seg imidlertid stort sett innenlands, noe som vil gjenspeiles i K2 for husholdninger. K3

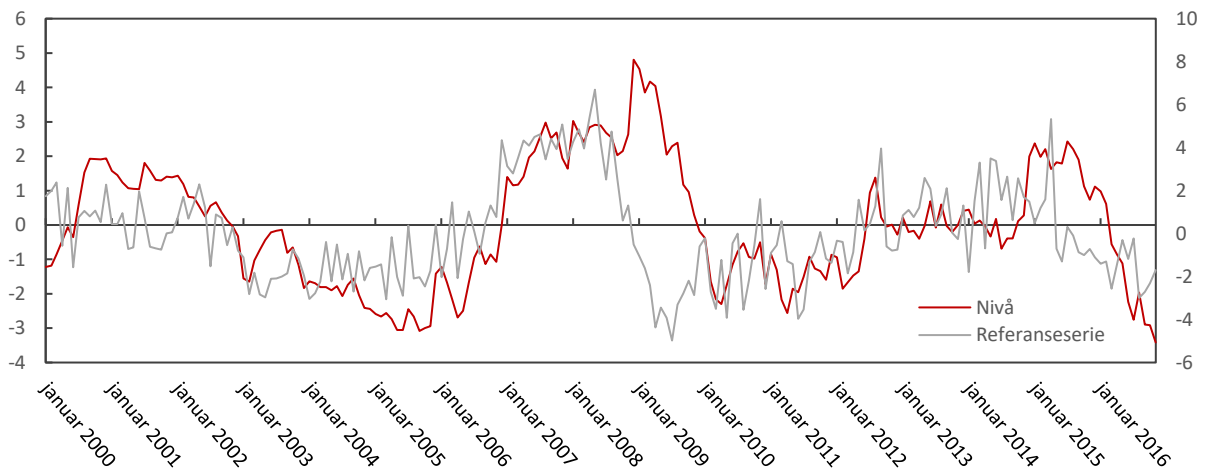
²¹ Statistisk Sentralbyrå (2017b)

representerer i så måte i større grad bedriftenes utenlandske opplåning. K2 har i mindre grad vært preget av større revisjoner i etterkant enn K3, basert på historiske data fra 90- og 00-tallet.²²



Figur 4.5 Nivået til K2 for ikke-finansielle bedrifter. Referanseserie på høyre akse.

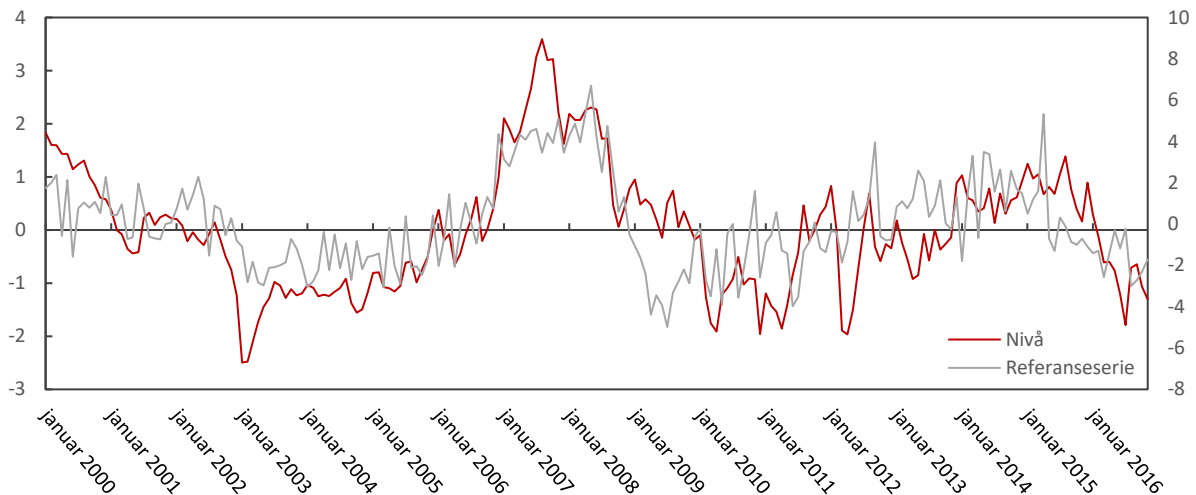
Lån for å dekke inn dårlige resultater og for å gjennomføre oppkjøp av andre foretak er imidlertid to eksempler på at kreditt ikke alltid brukes til nye investeringer. Kreditt er heller ikke den eneste kilden bedriftene har til å finansiere nyinvesteringer, da de også kan foreta aksjeemisjoner. Disse faktorene taler for at veksten og nivået på kreditt ikke nødvendigvis er en altomfattende ledende indikator på nyinvesteringer.



Figur 4.6 Nivået til K3 fastlands-Norge. Referanseserie på høyre akse.

²² Revisjonsgrad og dermed påliteligheten til ulike makroindikatorer som K2 og K3 diskuteres i Bø m.fl. (2003)

Som nevnt i forrige delkapittel har kredittindikatorene en egen kategori for husholdningenes gjeld. Denne delen danner utgangspunkt å måle gjeld til boligkjøp og andre individuelle investeringer. Husholdninger låner i liten grad i utlandet, og det er derfor trolig tilstrekkelig å kun undersøke K2. Boligmarkedet er imidlertid preget av et betydelig annenhåndsmarked, der kjøp og salg til sterkt økende priser ikke reflekterer vekst i realinvestering.



Figur 4.7 Nivået til K2 for husholdninger, trendrenset. Referanseserie på høyre akse.

Undersøkelser fra tidlig 2000-tall, eksempelvis Jacobsen og Naug (2004), fant at husholdningers kreditt i stor grad påvirkes av boligprisene og med stor forsinkelse. Imidlertid spiller andre faktorer som lav rente også inn. Senere forskning av Anundsen og Jansen (2011) har funnet at stigende gjeld og økende boligpriser påvirker hverandre gjensidig, der gjeld også påvirker boligprisen på kort sikt. Sammenhengen inneholder imidlertid også forventningsvariabler, og for en videre diskusjon av disse henvises det til artikkelen fra Anundsen og Jansen. Like fullt vil utviklingen i husholdningers kredittvekst også kunne inneholde informasjon om utviklingen i privat forbruk, samt investeringer i varige goder. Dette taler for at den kan være en ledende indikator.

Tallene er oppgitt i millioner av kroner og hentet fra Statistisk Sentralbyrå. Videre er de sesongjustert, inflasjonsjustert med KPI og trendjustert med HP-filer ($\lambda = 129\,600$). To aspekter vil analyseres: Den sykliske variasjonen i hver kredittindikator etter trendrensing, samt dens vekst de siste fire månedene. Sistnevnte vil trolig kunne fange opp oppbygging av kreditt bedre enn den sykliske variasjonen fra måned til måned.

4.4.2 Pengemengder

En sentral del av et lands økonomi er pengeholdende sektors beholdning og etterspørsel etter penger. I Norge måles pengemengden i ulike omfang, fra M0 («monetær basis», satt av sentralbanken) via M1 (smal pengemengde), til M2 (bred pengemengde, som omfatter kontantbeholdninger og innskudd på transaksjonskonti, samt bankinnskudd for sparing og pengemarkedsfond).²³ Økt vekst i produksjonen kan isolert sett skape økt etterspørsel etter penger for foretakssektoren.

Pengemengden M2 justert for inflasjon har tidligere vært en sterk ledende indikator for blant annet USAs økonomi. Dette forholdet endret seg imidlertid drastisk i løpet av 1990-tallet, takket være endret pengepolitikk og deregulering av finansmarkedene. M2 ble på tross av dette beholdt som en del av Conference Boards ledende indikator frem til 2012. Som en direkte konsekvens av dette signaliserte ikke den ledende indikatoren LEI hvor svak økonomien faktisk var i første halvdel av 2007 (Levanon m.fl., 2010).

For Norges del kan det derfor være av interesse å undersøke om M2 hadde tilsvarende oppførsel i tiden før og etter finanskrisen. Gerdrup m.fl. (2006) fant blant annet at realveksten i M1 og M2 for bedrifter var ledende, om en noe svakt korrelerte, indikatorer for produksjonsgapet. Imidlertid gikk pengemengdestatistikken til Statistisk Sentralbyrå (2016c) gjennom en større omlegging i 2014/2015. Dette medfører at tallserier før og etter dette ikke er sammenlignbare utover M0. Monetær basis er satt direkte av sentralbanken, og er derfor av mindre interesse enn sine mer omfangsrige søsterindikatorer. Utredningen ser derfor ikke på pengemengdeaggregater i den videre analysen.

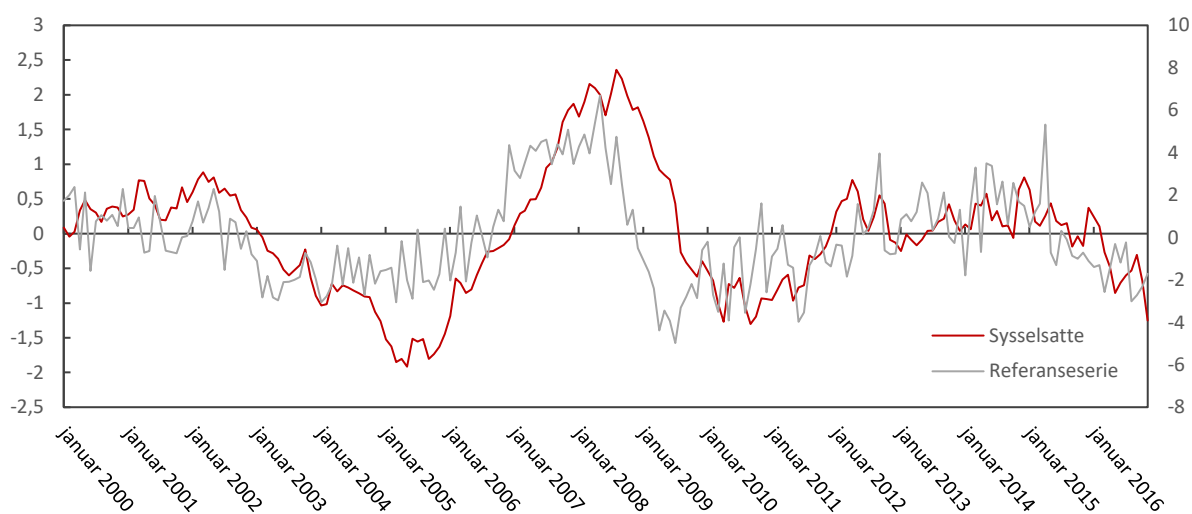
4.4.3 Sysselsatte

Begrepet sysselsatte defineres av Statistisk Sentralbyrå som “personer som utførte inntektsgivende arbeid av minst én times varighet i referanseuken, samt personer som har slikt arbeid, men som var midlertidig fraværende p.g.a. sykdom, ferie, lønnet permisjon e.l.” Tallene vil svinge basert på sesong og befolkningsutvikling generelt, men kan gi en god indikasjon på landets produksjonsevne. Det er imidlertid en svakhet at den ikke skiller mellom deltids- og fulltidsjobber.

²³ For ytterligere definisjoner, se Lerbak (2013)

Å inkludere en oversikt over antall arbeidsledige ble også vurdert, men funnet overflødig. I Norge publiseres det to statistikker på månedsbasis fra henholdsvis Statistisk Sentralbyrå og NAV for arbeidsledighet, og disse kan variere ganske mye som følge av ulike beregningsmetoder.²⁴

Husebø og Wilhelmsen (2005) fant at antall sysselsatte fra 1982-2003 var etterslepene med omlag to kvartaler. Tidsserien inkluderes i analysen for å gi et innblikk i det norske arbeidsmarkedet, og for å undersøke om denne fortsatt er etterslepene på samme nivå, noe figur 4.8 synes å indikere. Tallene er hentet fra Macrobond og ferdig sesongjustert, samt regnet om til indeksform basert på Conference Boards metode.²⁵



Figur 4.8 Sysselsatte i perioden. Referanseserie på høyre akse.

4.4.4 Konkursindeks

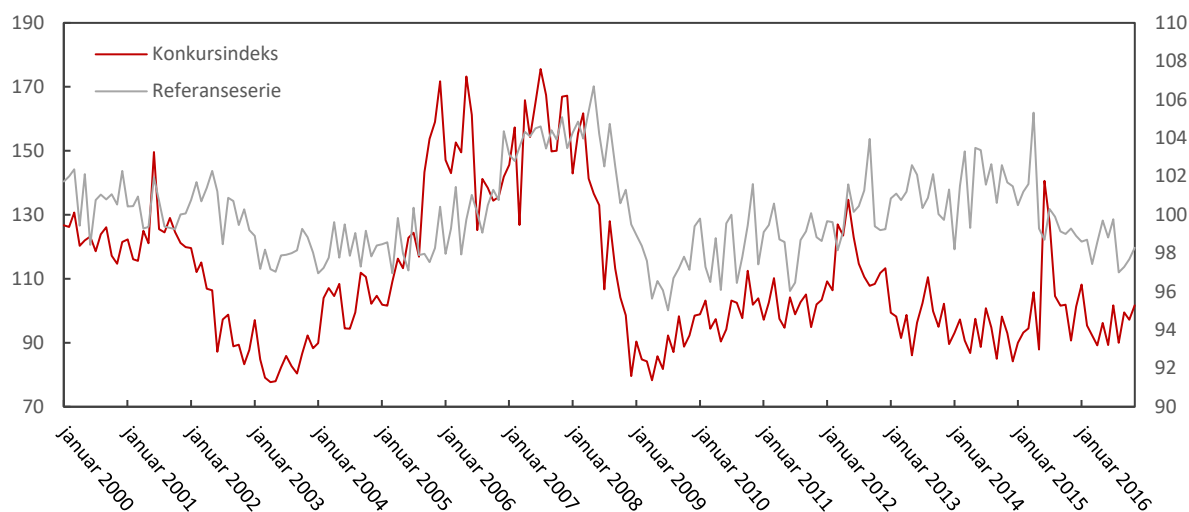
Åpnede konkurser rapporteres månedlig fra Brønnøysundregisteret til Statistisk Sentralbyrå. Totalsummen inkluderer konkurser hos foretak, enkeltmannsforetak og enkeltpersoner. En økning i antall konkurser vil kunne være et signal om tøffere tider i økonomien. Det er imidlertid mer usikkert hvorvidt dette vil inntreffe før nedturen, eller med en viss forsinkelse. Figur 4.9 viser at det kan være et ledende forhold.

Tallene for åpnede konkurser er levert fra SSB og justert for sesongvariasjoner. Videre har de blitt regnet om til en måned-til-månedendringsindeks basert på Conference Boards metode,

²⁴ Se Nordbø (2016) for ytterligere diskusjon rundt ulike beregninger av arbeidsledighetstall.

²⁵ Se kapittel 2.3.2 for beskrivelse av metoden, som benyttes gjennomgående for å beregne indekser i utredningen

der endringene har omvendt fortegn. Dette fordi en økning i konkurser fra en måned til en annen regnes som negativt for økonomien i sin helhet.



Figur 4.9 Invertert konkursindeks for perioden. Referanseserie på høyre akse.

4.4.5 Import og eksport

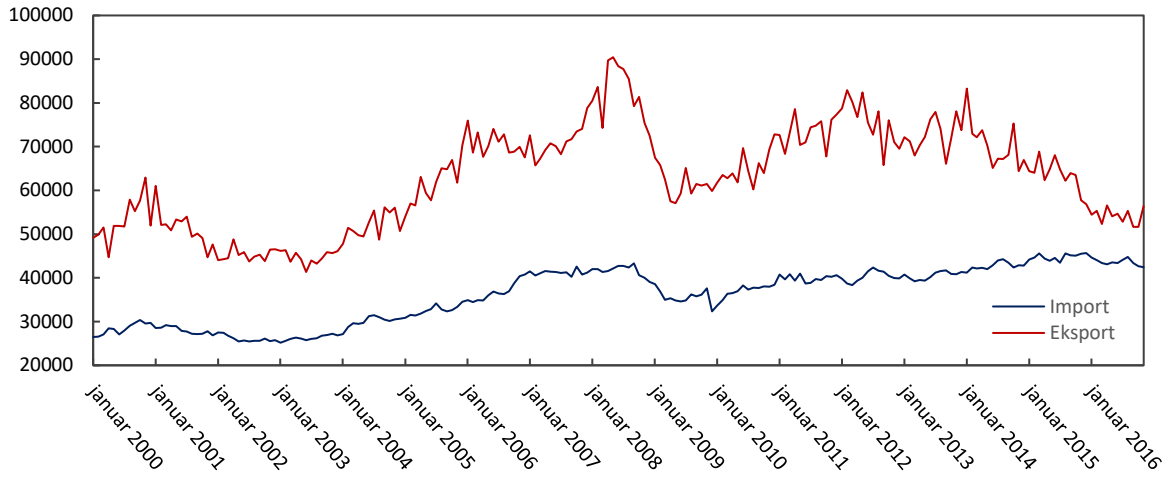
Import og eksport er to sentrale deler av et lands økonomi, og sammenhengen mellom disse og BNP kan ifølge Jones (2014) beskrives med følgende ligning:

$$BNP = C + I + G + NX \quad (4.1)$$

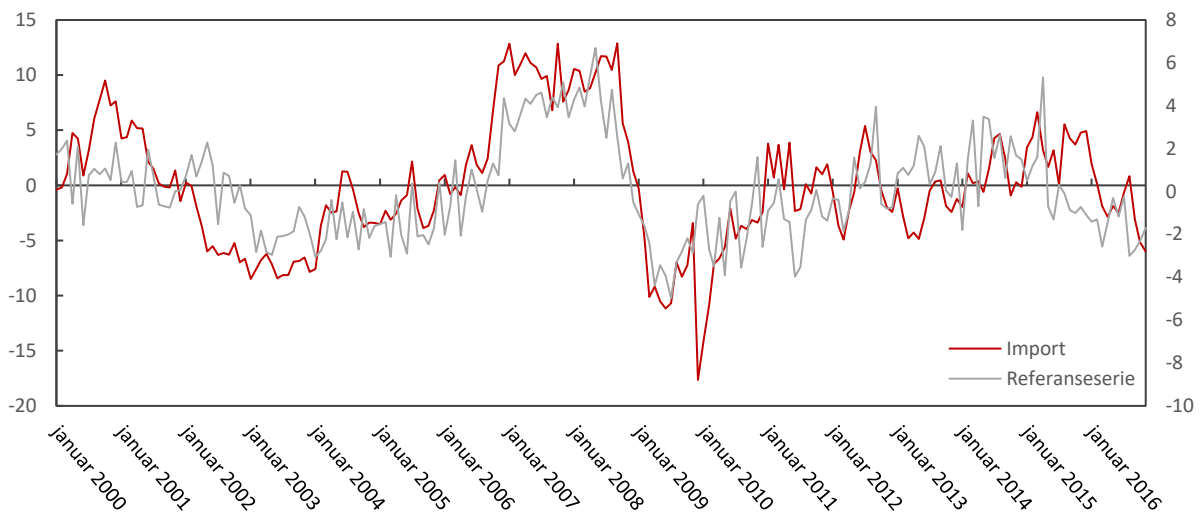
$$NX = EX - IM \quad (4.2)$$

Der C er verdi av privat konsum av varer og tjenester, I er verdi av bruttoinvesteringer i realkapital, G er verdi av offentlig konsum av varer og tjenester og NX er verdien av netto eksport. I Norges lille, åpne økonomi vil disse størrelsene være av signifikant betydning. Tidligere undersøkelser, blant annet av Husebø og Wilhelmsen (2005), har funnet at import har ledende egenskaper.

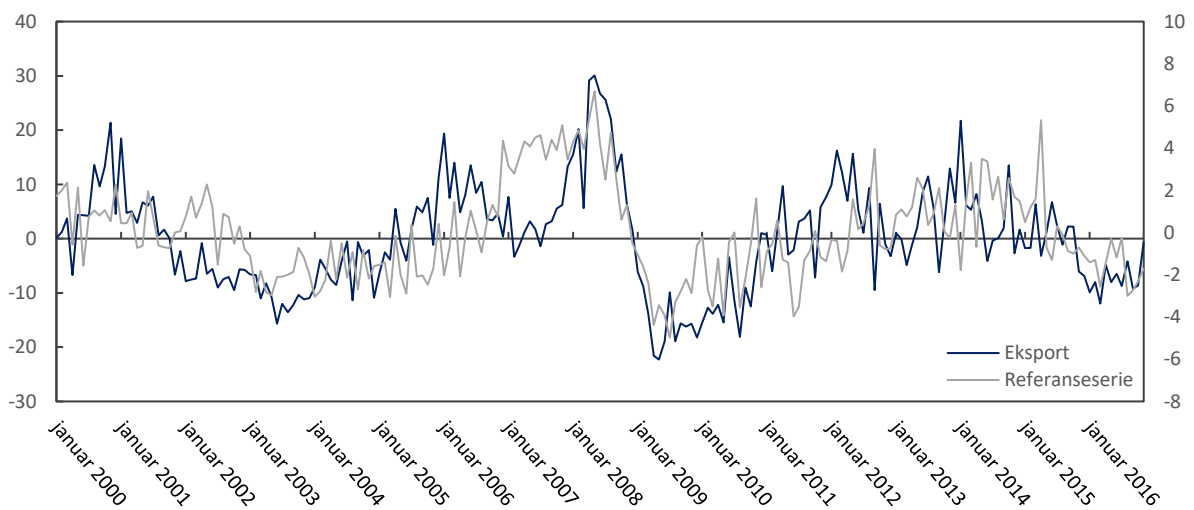
Det eksisterer mange ulike tallserier for eksport og import. Denne fremstillingen fokuserer på fastlandskomponentene av import og eksport, som tidligere nevnt vil være mindre volatile. Tidsseriene “Import utenom skip, oljeplattformer og råolje” og “Eksport utenom skip og oljeplattformer” er hentet fra Statistisk Sentralbyrå, sesongjustert og deflatert. Videre er de, som mange av de andre tidsseriene, omformet til en indeks der gjennomsnittet av 2010 er lik 100.



Figur 4.10 Import og eksport, i millioner 2010-kroner.



Figur 4.11 Trendrenset import. Referanseserie på høyre akse.

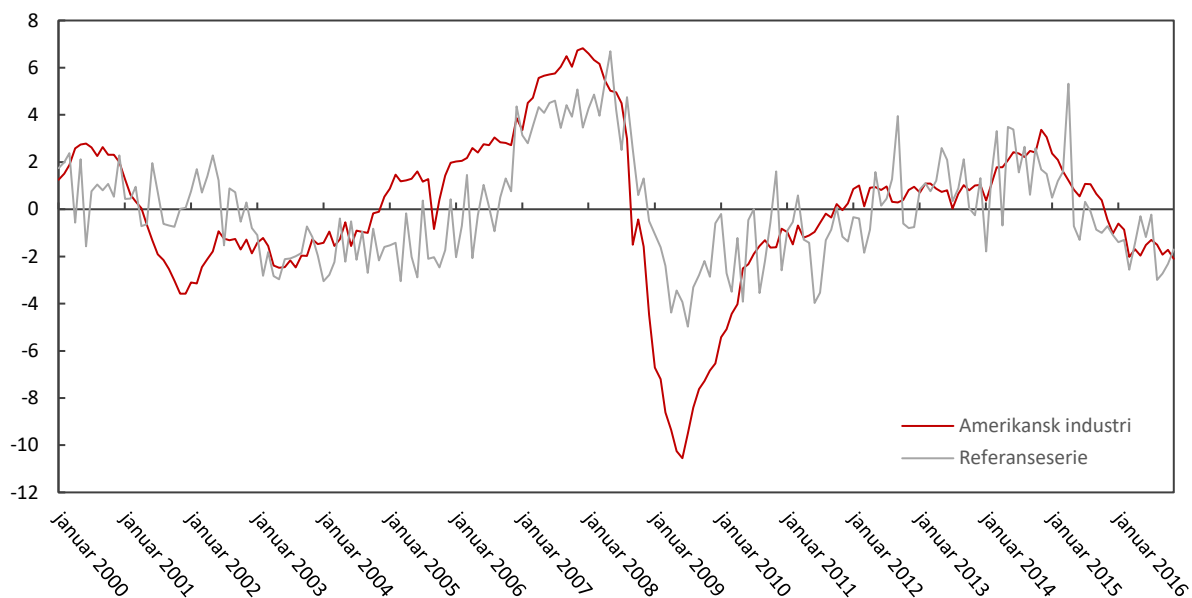


Figur 4.12 Trendrenset eksport for perioden. Referanseserie på høyre akse.

4.4.6 Industriproduksjon i USA

Utviklingen i USAs industriproduksjon er en viktig komponent i Conference Boards sammenfallende indikator for den amerikanske økonomien. Benedictow og Johansen (2005) poengterer at den amerikanske økonomien er en viktig drivkraft i internasjonal økonomi, og dermed i stor grad påvirker utviklingen i europeisk økonomi. Dette har igjen en stor betydning for eksempelvis etterspørsel etter norsk eksport. Utviklingen i amerikansk økonomi er med andre ord i så måte ledende for den økonomiske utviklingen i Europa og Norge. Det er derfor naturlig å inkludere både industriproduksjonsindeksen fra USA og andre indikatorer på tilstanden i amerikansk økonomi.

Industriproduksjonsindeks for USA er hentet fra Macrobond. Denne har videre blitt sesongjustert og omregnet til baseår 2010 på vanlig måte.

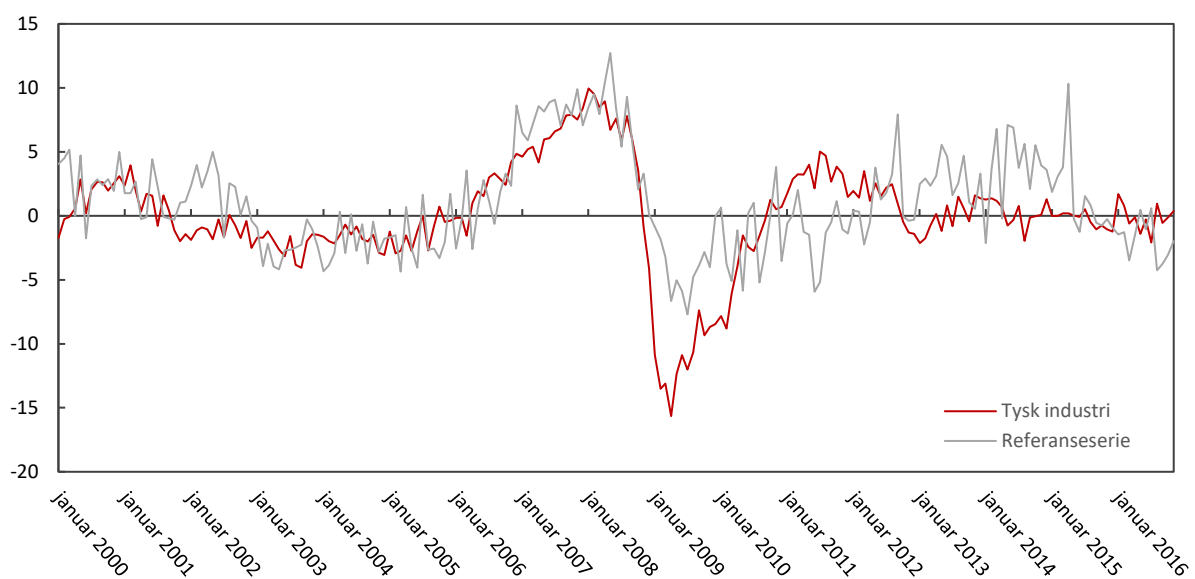


Figur 4.13 Indeksert industriproduksjon for USA.

4.4.7 Industriproduksjonen i Tyskland

Tyskland er en viktig del av den europeiske økonomien. Benedictow og Johansen (2005) finner at etter Storbritannia, som følger utviklingen i USAs økonomi tett og med høy korrelasjon, følger Tyskland. Industriproduksjonen i Tyskland er følgelig også en kandidat for å være en ledende indikator for Norges økonomi. Det kan også være av interesse å kartlegge om problemene i eurosonen etter finanskrisen påvirker den ledende sammenhengen.

En indeks for Tysklands industriproduksjon er hentet fra Macrobond, og trendrenset samt omjustert til 2010 som baseår.



Figur 4.14 Trendrenset industriproduksjon for Tyskland.

4.4.8 Norsk aksjeindeks, generell

Gerdrup m.fl. (2006) presenterer fire ulike kanaler for hvordan utviklingen i aksjekurser kan påvirke den økonomiske utviklingen. Gjennom den tradisjonelle *formueskanalen* vil økte aksjekurser føre til økt formue for husholdninger. Dette kan stimulere aksjeholdende husholdninger til å øke forbruket, noe som er positivt for økonomien.

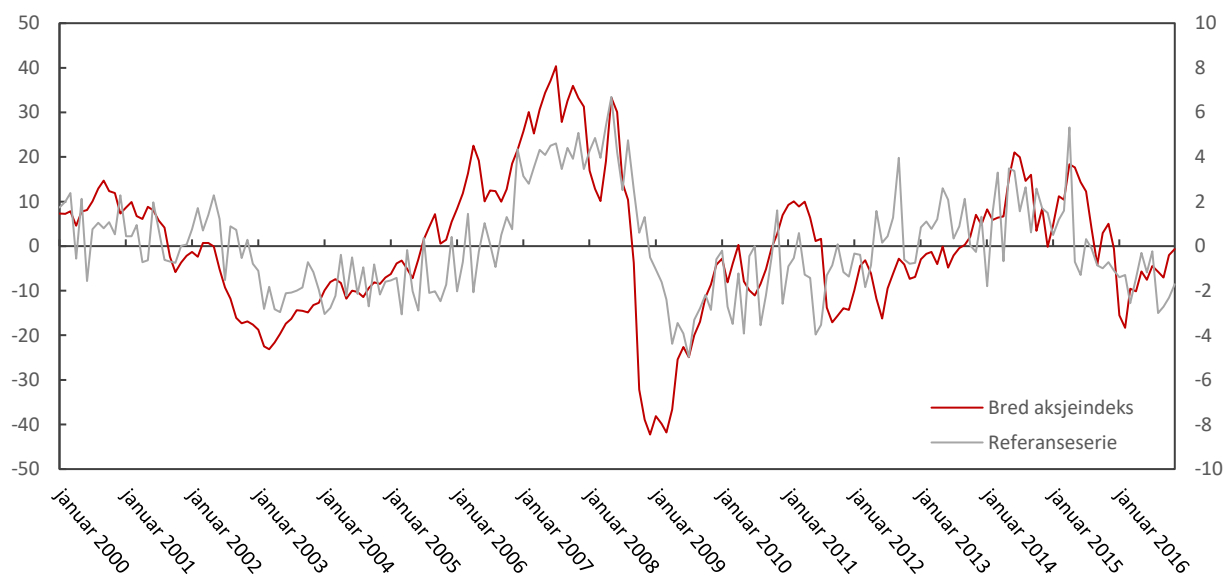
Et kraftig fall i en bedrifts aksjekurs kan gjennom *kredittkanalen* signalisere til bedriftens eksisterende kreditorer og potensielle långivere at risikoen øker. Dette vil fortsette til det punktet hvor bedriften ikke lenger får tilgang til kreditt, og investeringene stopper opp. Gjennom *investeringskanalen* vil en økt aksjekurs kunne signalisere at nyinvesteringer er

lønnsomme hvis nåværende aksjekurs verdsetter de eksisterende eiendelene hos bedriften høyere enn deres gjenanskaffelseskostnad. Dette forholdet er kjent som “Tobins q ”²⁶, der

$$q = \frac{\text{Kapitalens markedsverdi}}{\text{Gjenanskaffelseskostnad}} \quad (4.3)$$

Mekanismen er med andre ord selvforsterkende, i at økt økonomisk aktivitet gir økte aksjekurser, som videre øker kapitalens markedsverdi. Dette øker igjen investeringer og produksjon. Økte aksjekurser kan også i seg selv påvirke forbruk og investeringer gjennom forventningskanalen, der økte kurser i dag kan signalisere positiv økonomisk utvikling. Gerdrup m.fl. (2006) finner at utviklingen i realaksjekurser er høyt korrelert med BNP-vekst som sammenfallende og ledende med ett kvartal.

Hovedindeksen for aksjer på Oslo Børs er OSEBX. Indeksen er ment å inneholde “et representativt utvalg av alle noterte aksjer på Oslo Børs” (Oslo Børs, 2017a). Indeksen vil med andre ord danne et fortløpende bilde av utviklingen i norske aksjekurser.



Figur 4.15 Trendrenset OSEBX-serie. Referanseserie på høyre akse.

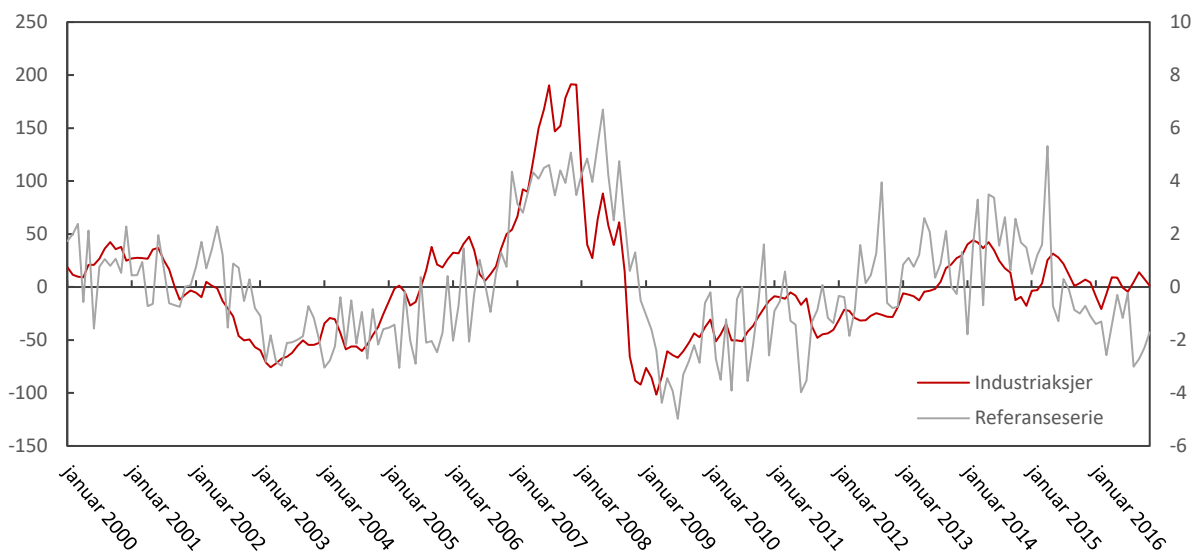
Indeksen er testet for sesongvariasjoner, noe som ikke ble påvist. Indeksen oppgis på slutten av hver handelsdag, og for å generere månedlige data har denne utredningen basert seg på geometrisk gjennomsnitt av hver handelsmåned. Dette vil danne et godt bilde av

²⁶ Se for eksempel Krogh (2013) for ytterligere diskusjon rundt Tobin’s q .

gjennomsnittlig aksjeutvikling over tid, men valg av metode vil selvsagt kunne påvirke snitt for volatile måneder som september 2008.

4.4.9 Aksjeindeks for norsk industri

Videre er det aktuelt å undersøke hvorvidt enkeltsektorer på børsen har ledende egenskaper. Til dette kan en benytte bransjeindeksen for industriaksjer ved Oslo børs, omtalt som OSE20GI (Oslo Børs, 2017b). Indeksen er basert på den internasjonale standarden «GICS Industrials Sector» og inkluderer bedrifter innen forsvar, konstruksjon, ingeniør- og byggprosjekter samt industrielle maskiner. Indeksen inkluderer også servicetjenester og transporttjenester.



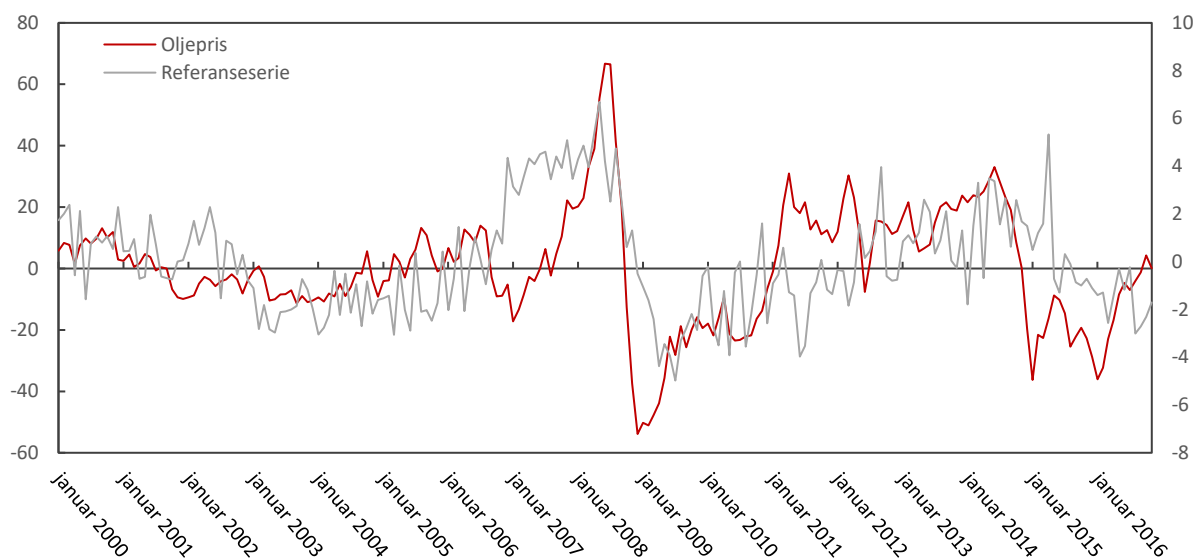
Figur 4.16 Aksjeindeks for industrien, trendrenset venstre akse. Referanseserie på høyre akse.

Tilsvarende som for OSEBX-indeksen er det ikke påvist sesongvariasjoner. Månedsverdier, trend og baseår 2010 er beregnet på samme måte.

4.4.10 Oljeprisen

Tidsperioden 2000-2016 har tidvis vært preget av sterk volatilitet og en periode med svært høye oljepriser. Prisene har sunket kraftig siden 2014 etter en markant økning i tiden etter utbruddet av finanskrisen. En synkende oljepris kan gjøre nye felt ulønnsomme og stanse investeringer, noe som vil dempe etterspørselen fra petroleumsnæringen betraktelig. Viktigheten av oljeprisen for norsk økonomi gjør at den påvirker markedets forventninger i utstrakt grad, og et fall i oljeprisen kan føre til at markedets aktører tilpasser sine investeringer

og konsum til dårligere tider. Følgelig er det en aktuell tidsserie å kontrollere for ledende egenskaper.



Figur 4.17 Oljepris, brent blend, trendrenset på venstre akse. Referanseserie på høyre akse.

Denne utredningen benytter prisen på brent blend, en høykvalitetsolje som hentes opp fra bunnen av Nordsjøen. Oljeprisen i dollar er hentet fra EIA (2017), og omgjort til en indeks basert på prosentvise månedlige endringer. Den har ingen påviste sesongeffekter.

4.4.11 Innenlandsk rentedifferanse

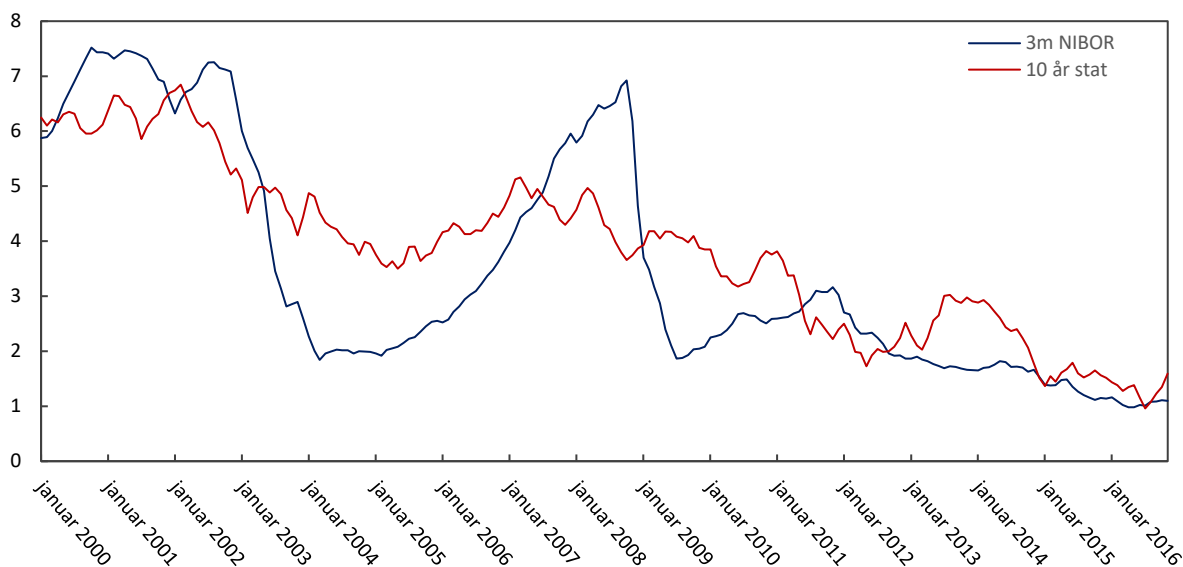
Renter representerer kostnaden ved å konsumere mer i dag enn i kommende perioder. Følgelig vil lave renter gjøre det billigere å øke nåværende konsum, i tillegg at avkastningskrav på investert kapital senkes. Begge disse sammenhengene kan bidra til økt produksjon og flere investeringer. En vanlig måte å presentere renter og deres utvikling på er gjennom avkastningskurver.

Kloster (2000) presenterer tre hovedteorier for rentens terminstruktur og diskuterer deres empiriske validitet. Legges klassisk forventningsteori til grunn, er det en entydig kobling mellom avkastningskurven og renteforventninger. Her vil en stigende kurve betyr at markedet forventer stigende kortsiktige renter også i fremtiden.

Tar en høyde for risikopremie (løpetidspremiehypotesen) er ikke lenger konklusjonen entydig. En stigende kurve kan simpelthen bety økende risikopremie med tiden og dermed konstant renteforventning. Avslutningsvis kan kurven også tolkes ut fra markedssegmenteringshypotesen, der hvert tidssegment har ulikt tilbud og etterspørsel og må

analyseres separat. I dette tilfellet kan en ikke direkte koble yieldkurven og renteforventninger. Kloster finner at de fleste undersøkelser forkaster forventningshypotesen, og påviser at det finnes en løpetidspremie som varierer over tid.

Koblingen til økonomien er imidlertid ikke entydig. Om en legger forventningshypotesen til grunn kan stigende lange renter, altså forventede korte renter i fremtiden, signalisere sterkere vekstutsikter for økonomien. Imidlertid kan rentene også stige som følge av inflasjonsforventninger og ikke direkte vekst. Stock og Watson (2003) påviste en sammenheng der en invertert avkastningskurve (hvor de kortsiktige rentene er høyere enn de langsiktige) fungerer som en ledende indikator for amerikansk økonomi. En slik kurve vil signalisere en kommende lavkonjunktur. Rentemarkedet i Norge er imidlertid betydelig mindre enn det amerikanske, noe som kan påvirke prising og tilpassingsgrad. Det norske rentemarkedets unge alder og størrelse er derfor to viktige faktorer som må hensyntas når en tester for ledende egenskaper over tid.

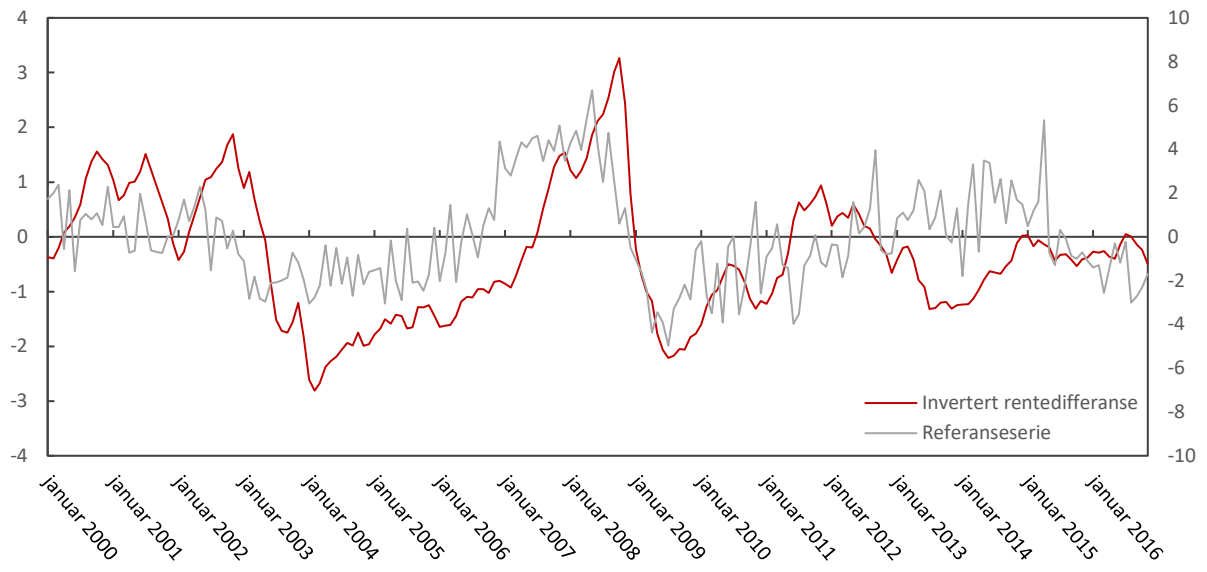


Figur 4.18 Utviklingen i norske korte (3M NIBOR) og lange renter (10-årig stat). Prosent.

Som datakilde benyttes 3-måneders NIBOR²⁷, som er en norsk pengemarkedsrente. For lang rente benyttes tiårig syntetisk rente på norske statsobligasjoner. Begge er hentet fra

²⁷ NIBOR er en forkortelse for Norwegian InterBank Offered Rate og gjenspeiler rentenivået for lån uten sikkerhet mellom norske banker. Renten er syntetisk og utledet av lånekostnaden for amerikanske dollar swappet til norske kroner i valutaterminmarkedet. Se forøvrig Bernhardsen m.fl. (2012).

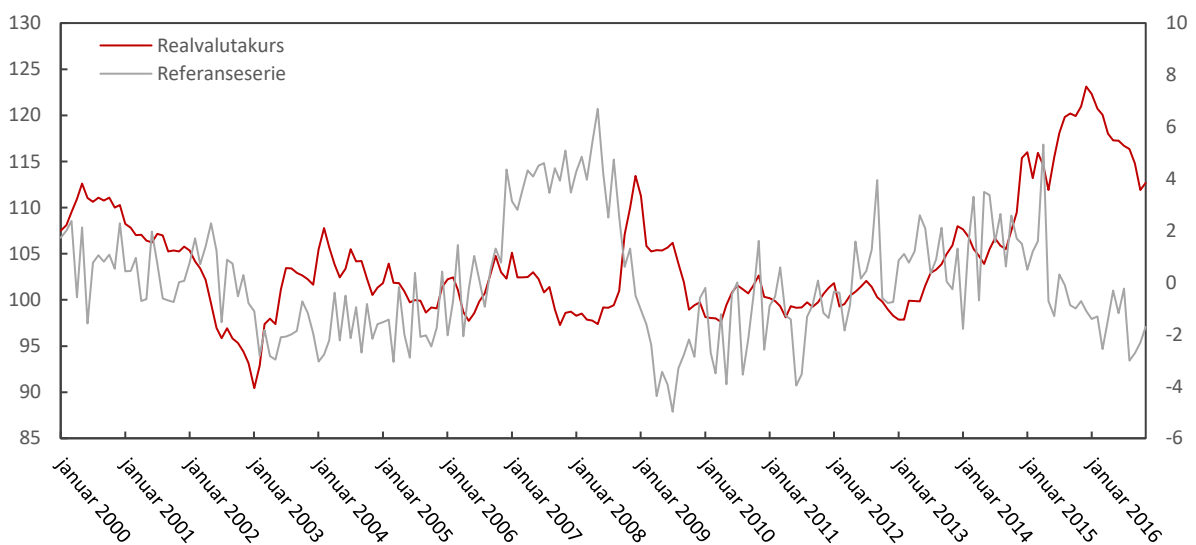
Macrobond. Differansen mellom disse, *spreaden*, regnes så ut ved å trekke korte fra lange renter. Den har ikke påviste sesongeffekter.



Figur 4.19 Norsk rentedifferanse i perioden, prosent, venstre akse. Referanseserie på høyre akse.

4.4.12 Realvalutakurs

Et nyttig instrument for å analysere konkurranseevnen, og dermed styrkeforholdet ovenfor utlandet, er realvalutakursen. Reell valutakurs defineres som nominell kurs korrigert for prisforskjellen mellom Norge og utlandet. Denne vil styrke seg enten ved økt valutakurs eller ved økt relativ prisvekst i Norge. En relativt sterk valutakurs vil senke Norges internasjonale konkurranseevne og påvirke produksjon og investeringer negativt. Eksempelvis har det faktisk at kronen har svekket seg betydelig de siste årene hjulpet norsk økonomi i oljeprisnedturen (Holden, 2015). En økning i realvalutakursen omtales som en reell depresiering, der den norske kronen svekker seg.



Figur 4.20 Realvalutakursutvikling for Norge. Referanseserie på høyre akse.

Realvalutakursen for Norge er hentet fra J.P. Morgans KPI-korrigerte FX-indeks via Macrobond. Kursen er presentert som en indeks med baseår 2010, og har ikke påviste sesongeffekter.

4.4.13 Treasury-Eurodollar spread

En populær indikasjon på oppfattet kredittrisiko i markedene er den såkalte TED-differansen. Det eksisterer mange ulike TEDs, der den mest populære er differansen mellom tremåneders LIBOR og tremåneders Treasury-bills fra USA.

$$TED \text{ spread} = LIBOR(3M) - TBILL(3M)$$

LIBOR er her en forkortelse for London Interbank Offered Rate og viser lånekostnaden for Eurodollar mellom banker. Treasury bills er på den andre siden helt kortsiktige amerikanske

statssertifikater, og blir regnet som (tilnærmet) risikofrie. En økning i TED-spreaden indikerer at likvidet fjernes fra de internasjonale markedene, og kan være en forvarsling på nedtur i økonomien. LIBOR kan i henhold til Hou og Skeie (2014) videre dekomponeres i følgende komponenter:

$$\begin{aligned} \text{LIBOR} = & \textit{Overnight risk free rate over the term} + \textit{term premium} \\ & + \textit{bank term credit risk} + \textit{term liquidity risk} + \textit{term risk premium} \end{aligned}$$

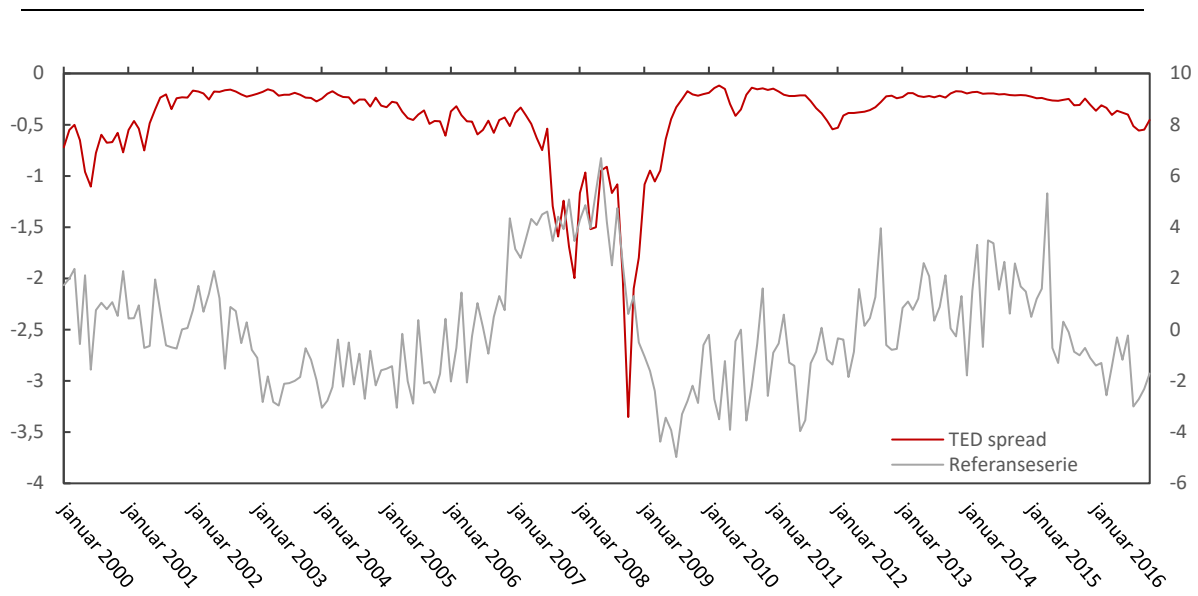
De ulike premiene reflekterer ulike former av risikokompensasjon, i denne sammenhengen både med tanke på bankenes kredittverdighet, likviditet og tidsverdi.

I perioden etter finanskrisen ble det avdekket omfattende manipulasjon av LIBOR-renten. Hou og Skeie (2014) nevner at mistankene oppstod etter at LIBOR allerede i 2007 beveget seg annerledes enn det en kunne forvente gitt andre markedspriser og -renter. Større banker ble ilagt bøter i milliardklassen for å ha manipulert renten over lengre tid, og en omfattende reform ble iverksatt.

Naturlig nok vil enhver manipulering av en størrelse – enten rente, arbeidsledighet eller andre tidsserier – drastisk påvirke dens objektive nytteverdi som ledende indikator. Dette vil særlig være tilfelle med størrelser som LIBOR, som samles inn ved en ringerunde til de såkalte panelbankene i markedet. Panelbankene hadde naturlig nok et insentiv til å underrapportere faktisk fundingkostnad i perioder med sterk markedsturbulens, da økte finansieringskostnader for en bank ofte tolkes som et klart svakhetstegn. I tillegg kunne bankene tjene på sine egne posisjoner i markedet ved å manipulere renten.²⁸

I tillegg reiser Hou og Skeie spørsmål om hvorvidt LIBOR og andre referanserenter fortsatt er like relevante som de en gang var, gitt endringene i reguleringen av finansmarkedet. De nye reguleringene i etterkant av finanskrisen har fått store konsekvenser for bankenes låneadferd, som nå i langt mindre grad benytter seg av kortsiktige, usikrede lån. Imidlertid har ingen klar kandidat til å erstatte LIBOR utmerket seg, og denne fremstillingen legger derfor den tradisjonelle TED-differansen til grunn. Bankenes finansieringskilder, og hvordan en kan måle «helsetilstanden» til disse, er imidlertid et viktig moment som bør vurderes ytterligere i fremtidige utredninger.

²⁸ Se Hou og Skeie (2014) for ytterligere informasjon om LIBOR-skandalen og en diskusjon rundt LIBORs relevans i fremtiden.



Figur 4.21 TED-differanse for perioden, i prosent. Referanseserie på høyre akse.

Daglig TED spread er hentet direkte fra Macrobond, og omregnet til månedlig basis ved å ta geometrisk gjennomsnitt for hver måned. Fortegnene er endret, slik at en økning i spreaden tolkes som en negativ utvikling.

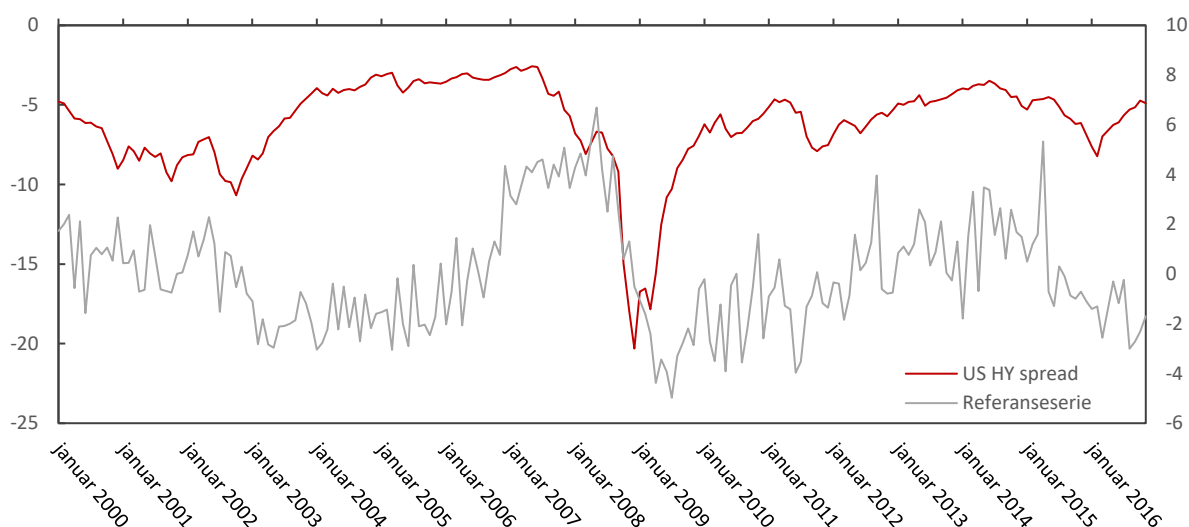
4.4.14 Amerikansk High Yield spread

En annen spread av interesse er den såkalte high yield-spreaden, som måler forskjellen på avkastning mellom risikable obligasjoner og sikre statspapirer. «High yield» referer i denne sammenhengen til obligasjoner ansett for å være av lav kredittverdighet, altså med en høyere risiko for konkurs. High yield reflekterer at markedet krever en høyere avkastning for å investere i disse obligasjonene. Hvorvidt et selskap utsteder «investment grade» eller «high yield»-lån avgjøres av rating-selskaper, som rangerer låntakere etter kredittverdighet. Høyere risiko hos disse obligasjonene fører til at de har markant høyere yield enn for eksempel tryggere statsobligasjoner, og det er denne differansen som testes for ledende egenskaper. Cooper et al. (2001) peker på tre mulige sammenhenger hvor spreaden kan fungere som en ledende indikator:

Den første sammenhengen baserer seg på at rasjonelle investorer vil forsøke å anslå forventede tap på ulike obligasjoner i fremtiden. Om investorene finner sannsynligheten for økonomisk nedtur stor, vil de kreve høyere yield og spreaden vil øke. Videre kan spreaden i seg selv også være årsak til en økonomisk nedtur, og ikke bare en indikator på dette. Økte spreads øker eksterne finansieringskostnader for mange bedrifter, som videre fører til fall i investeringer og dermed økonomisk aktivitet. En forverring av kreditt-tilbydernes, altså investorenes, posisjon

i forbindelse med uro i markedene vil også påvirke tilbudet av kreditt. I slike tilfeller vil en kunne oppleve *flight to quality* hvor sikre statspapirer etterspørres og usikre high yield-obligasjoner kun aksepteres mot økt kompensasjon.

Det finnes ingen lett tilgjengelig norsk high yield-indeks tilbake til 2000, og oppgaven presenterer derfor data fra de amerikanske markedene. Som nevnt i de tidligere kapitlene er amerikansk økonomi kjent for å være ledende for den internasjonale økonomien, og en kan derfor teste om en tilstramning i det amerikanske obligasjonsmarkedet har ledende egenskaper. Imidlertid vil disse egenskapene i større grad være uttrykk for å være ledende for amerikansk økonomi.



Figur 4.22 Amerikansk high yield-differanse. Prosent. Referanseserie på høyre akse.

Datsett for spreaden er hentet fra Bank of America Merrill Lynch US High Yield Option-Adjusted Spread-indeksen (2017), med beregningsbaseår lik 2010. Denne viser forskjellen mellom en indeks av amerikanske high yield-papirer og amerikanske statspapirer med tilsvarende løpetid. Igjen er fortegnene endret, slik at en økning i spreaden tolkes som negativ utvikling.

5. Analyse av ledende egenskaper

Dette kapittelet vil oppsummere resultatene fra de empiriske undersøkelsene. Korrelasjonstabeller og utskrifter fra kausalitetsanalysen er å finne som vedlegg i kapittel 7. Innledningsvis vil resultater fra den bivariate Grangerkausalitetsanalysen og korrelasjonsanalysen presenteres. Som nevnt i kapittel 3 vil Grangeranalysen bekrefte hvorvidt en indikator tidligere verdier er forklarende for referanseserien, men ikke noe om styrken. Utredningen inkluderer derfor også en korrelasjonsanalyse²⁹ mellom referanseindikatoren og henholdsvis 8 ledende og laggede verdier av hver tidsserie.

Analysen avrundes med å presentere to sammensatte ledende indikatorer, samt en visuell inspeksjon av egnetheten til disse sammenlignet med OECDs ledende indikator. I tillegg anvendes to tommelfingerregler for å teste hvor tidlig de ledende indikatorene eventuelt signaliserer en opp- eller nedtur.

5.1 Ledende egenskaper hos tidsseriene

De ulike tidsseriene ble i svært ulik grad påvirket av finanskrisen. I perioder med stor markedsuro er det i tillegg lite realistisk å forvente effektive og velfungerende markeder. Disse faktorene vil i stor grad kunne påvirke prisingen, og dermed prediksjonsevnen, til ulike finansielle størrelser. Analysen er på grunn av dette delt inn i flere perioder: Innledningsvis studeres de ledende egenskapene for hele tidsperioden, før tre separate seksjoner inspiseres hver for seg. Dette medfører at totalt fire grupper med data studeres: 2000-2016, 2000-2007, 2008-2011 og 2012-2016.

Valget av 2011 som endepunkt for den verste markedsuroen er noe arbitrært. Detaljanalyser av de ulike tidsseriene peker på at flere enten ikke har returnert til sine før-2008-egenskaper i det hele tatt, eller først har begynt å gjøre dette etter 2014. De vedvarende lave styringsrentene i etterkant av finanskrisen er bare ett eksempel på hvorfor det har tatt tid for tidligere egenskaper å returnere.

²⁹ Korrelasjonsanalysen presenterer korrelasjonskoeffisienter mellom ulike laggede verdier og referanseserien. Koeffisientene varierer mellom ± 1 der høy absoluttverdi indikerer stor grad av samvariasjon mellom gitt lagget variabel og referanseindeks.

Videre har analysen kontrollert resultatene i de tilfellene hvor tidsserien har vært ikke-stasjonær og likevel blitt de-trendet med HP-filter. Toda og Yamamotos metode er da benyttet med en til to eksogene lags i hver bivariate VAR-modell på tidsserier og referanseserie med trend. Tester med Toda og Yamamotos metode viser at Grangerkausaliteten i veldig liten grad ble påvirket av anvendelsen av HP-filter, noe som bekrefter egnetheten til filteret.

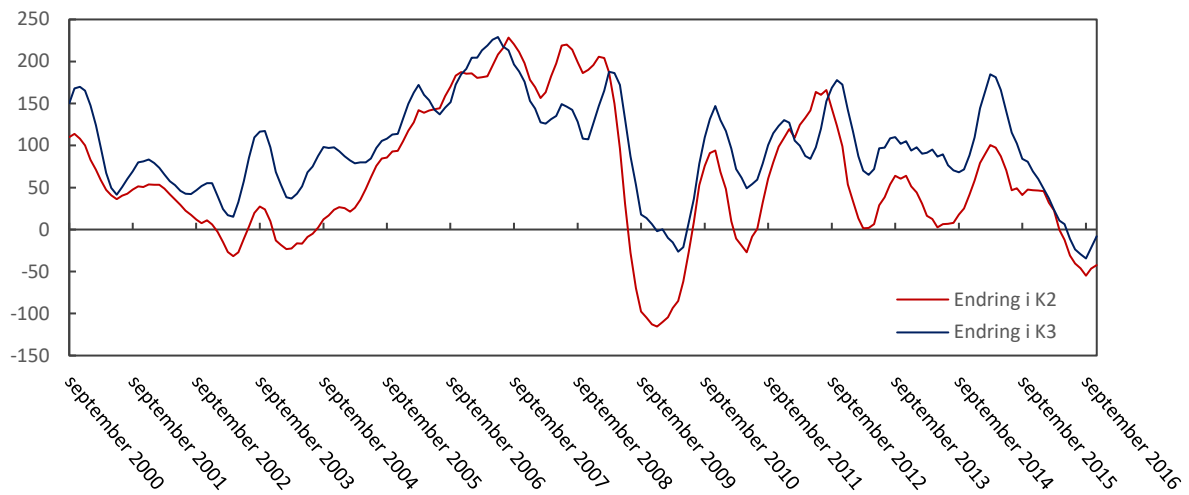
5.1.1 Kredittindikatorer

Vekst i K2 for ikke-finansielle bedrifter er tidligere utpekt som en tidsserie med ledende egenskaper.³⁰ Grangerkausalitetsanalysen og korrelasjoner med referanseindikatoren bekrefter at dette var tilfelle frem til slutten av 2009, og at de ledende egenskapene har returnert etter 2013. 2010-2012 er imidlertid år hvor den ledende sammenhengen ikke holdt.

Nivået på K2 er klart etterslepene uansett tidsperiode om en ser på korrelasjonsanalysen og den grafiske fremstillingen. Dette gir forskjellig resultat fra Grangerkausalitetsanalysen, som påviser ledende egenskaper før 2008. Trolig inneholder derfor tidsserien noe svakt ledende, men mest etterslepene, informasjon. Dette taler for å forkaste nivået på K2, og beholde firemåneders vekst som en ledende indikator. De empiriske analysene bekrefter imidlertid at denne sammenhengen ikke kan forventes å holde i finanskriser og i den etterfølgende turbulensen. Denne konklusjonen virker fornuftig, gitt at kreditt vil tørke inn under perioder med større markedsuro hvor investorer tenderer til å søke trygge investeringer. Veksten i K2 for ikke-finansielle bedrifter er imidlertid en langt svakere ledende indikator også etter 2012.

En mulig forklaring på hvorfor vekst i K2 er svekket som ledende indikator kan være at bedrifter har endret adferd og i større grad låner i utlandet. Hvis dette er tilfelle burde en kunne se utslag i K3. Resultatene viser at firemåneders vekst i K3 er Granger-forårsakende for hele tidsperioden, om en med noe lavere korrelasjoner enn K2. Her begynner imidlertid utvalgsstørrelsen å bli liten.

³⁰ Se for eksempel Gerdrup m.fl. (2006).



Figur 5.1 6M MA, månedlig endring i 4M-veksten til K2 og K3. 100 = januar 2000.

Figur 5.1 viser at endringen fra måned-til-måned i veksten til K3 var betydelig mindre svekket under de verste finanskrisearene. I tillegg har veksten vært høyere de siste årene. En mulig forklaring på dette presenteres i Turtveit (2017), som poengterer at særnorsk bankregulering i etterkant av finanskrisen kan ha skapt en konkurransevridende effekt. Effekten oppstår fordi norske banker er pålagt å holde større kapitalreserver enn sine utenlandske konkurrenter. Som en konsekvens av dette vil tilbudet av kreditt fra utenlandske banker øke når det er gode tider internasjonalt. Tilsvarende vil dette tilbudet av utenlandsk kreditt være mer volatilt i dårlige tider. Dette følger av at utenlandske banker ikke har samme mulighet til å opprettholde sitt utlånsvolum som de mer solide norske bankene. I kriser som kun rammer Norge vil derfor det utenlandske kredittilbudet kunne øke relativt til det innenlandske, mens det ved internasjonale kriser kan være fordelaktig for Norge å ha mer solide innenlandske banker.

For denne korte analyseperioden er det imidlertid vanskelig å vurdere hvorvidt vekst i K3 har tatt over som en bedre ledende indikator. Både K2 og K3 er upålitelige gjennom finanskrisen om en ser på korrelasjoner. Det største problemet er imidlertid usikkerheten rundt K3, som oftere revideres og dermed er en mer usikker indikator enn K2. Resultatene er imidlertid oppsiktsvekkende nok til å rettferdiggjøre ytterligere undersøkelser av bedrifters kredittkilder i nyere tid.

K2 for husholdninger viser seg også å være Granger-forårsakende frem til 2008, mens firemåneders vekst er Granger-forårsakende for hele perioden. I likhet med de tidligere kredittindikatorene bryter imidlertid den positive korrelasjonen sammen under og etter finanskrisen. I tillegg er disse korrelasjonene markant lavere enn for K2 ikke-finansielle bedrifter og K3 for Fastlands-Norge.

Samlet sett virker derfor vekst i K2 for ikke-finansielle bedrifter å være den mest solide ledende indikatoren for hele perioden. Den vil imidlertid ikke være pålitelig under perioder med stor markedsuro.

5.1.2 Andre økonomiske størrelser

Import er Granger-forårsakende for hele perioden. Korrelasjonene for den samlede perioden er imidlertid høyest for 0-2 måneders ledetid, noe som klassifiserer den som sammenfallende. Ser en på resultatene før finanskrisen er imidlertid import en tidsserie med klare ledende egenskaper, med sterke korrelasjoner inntil tre måneder. Dette stemmer noe overens med resultatene til Husebø og Wilhelmsen (2005), som fant import å være ledende med rundt to kvartaler i perioden 1982-2003. Etter finanskrisen har korrelasjonene i 2012-2016 svekket seg betydelig. Import virker således å ha vært en sterkere ledende indikator før finanskrisen, om en med kort ledetid. Ytterligere undersøkelser bør fokusere på hvorvidt import har endret egenskaper, eller om dette kun skyldes turbulensen under og etter finanskrisen.

Eksport er ikke Granger-forårsakende. Den er imidlertid jevnt positivt korrelert med referanseindikatoren uansett hvilke lags eller leads en studerer. Husebø og Wilhelmsen fant at eksport ikke utmerket seg hverken som ledende eller laggende, noe som viser seg å stemme godt med funnene i denne drøftelsen. Imidlertid benytter OECDs ledende indikator eksport til Storbritannia som komponent. Dette kan tale for at ytterligere undersøkelser bør fokusere på ulike komponenter av eksporten. Korrelasjonene har, i likhet med mange andre tidsserier, også her blitt kraftig redusert etter finanskrisen.

Videre viser den konstruerte konkursindeksen seg å være en aktuell ledende indikator. Den er Granger-forårsakende for 2000-2013, noe som vil si at den har ledende egenskaper også under finanskrisen. Korrelasjonene bygger opp om dette, og øker faktisk med ledetiden frem til 8 måneder i perioden før finanskrisen. Dette er med andre ord en solid ledende indikator for mye av perioden. I tidsrommet 2012-2016 er imidlertid korrelasjonene markant svakere, og den er heller ikke Granger-forårsakende for de tre siste årene av utvalget. Foreløpige analyser viser at korrelasjonene bedrer seg noe i løpet av 2015. Dette vises også visuelt, da konkursindeksen klart er etterslepene den siste toppen i 2015. Hvorvidt dette skyldes tilfeldigheter eller en endring etter finanskrisen er imidlertid vanskelig å si med dette utvalget.

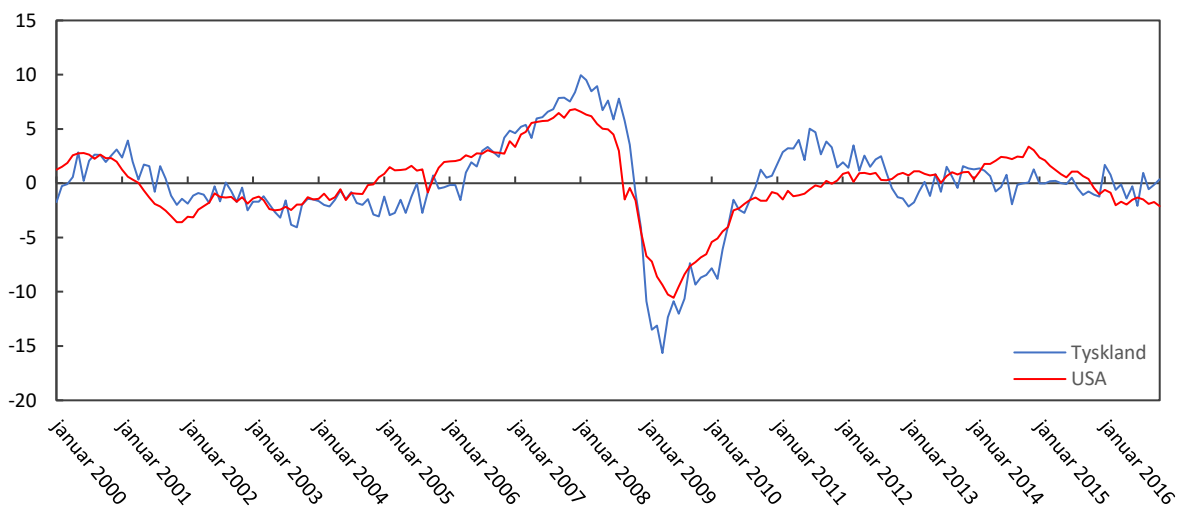
Sysselsetting er også Granger-forårsakende om en ser bort fra perioden 2009 til første halvdel av 2011. Korrelasjonstabellen peker mot at sysselsetting kan være noe tvilsomt ledende etter 2012, med inntil tre måneders ledetid. Dette er helt forskjellig fra perioden 2000-2007, hvor

korrelasjonene klart antyder et mer etterslepene forhold, som er å forvente for disse tallseriene. Bedrifter vil ikke kunne tilpasse seg fortløpende til den økonomiske utviklingen, mye på grunn av arbeideres rettigheter og fagforeninger. Disse vil gjøre nedbemanning til en kostbar og tidkrevende prosess.

For hele perioden er korrelasjonene klart sterkest om en ser på de etterslepene månedene. Ytterligere undersøkelser peker mot at korrelasjonene igjen går mot etterslepene fra 2014. Samlet sett virker derfor sysselsetting å være en tidsserie som ble drastisk påvirket av finanskrisen, men som i all hovedsak er etterslepene.

Industriproduksjon i Tyskland er en potensiell sammenfallende indikator for tysk økonomi, og er funnet å være Granger-forårsakende for hele perioden. Dette stemmer godt med teorien presentert i kapittel 4 om at Eurosonen representert ved Tyskland leder utviklingen i norsk økonomi. Igjen er de høyeste korrelasjonene å finne for 0-3 måneder, altså mer sammenfallende enn ledende. Industriproduksjon i USA er tilsvarende Granger-forårsakende for hele perioden, og med noe høyere korrelasjonskoeffisienter.

Det ledende forholdet endres imidlertid markant etter finanskrisen. I perioden før 2008 var korrelasjonen mellom den konstruerte referanseindikatoren for Norge høyest med Tysklands industriproduksjon – over 0,8 nesten et halvt år før i tid. Etter 2012 har imidlertid disse korrelasjonene blitt nær null eller negative, mens USAs korrelasjoner har holdt seg mer stabile og viser noen måneders potensiell ledetid.



Figur 5.2 Forskjellen i sykliske komponenter, Tyskland og USA

Figuren over bidrar med noe av svaret til dette. I perioden 2012-2016 har tysk industri stort sett holdt seg rundt 0, mens den amerikanske industriproduksjonen har hatt en svak stigning

med toppunkt i 2015, ikke ulikt den norske referanseindikatoren. Dette kan trolig til en viss grad tilskrives den svake utviklingen i Eurosonen generelt etter finanskrisen, til tross for at Tyskland har gjort det best av samtlige Euro-land (Thøgersen, 2016a).

5.1.3 Finansielle størrelser

Oslo Børs' hovedindeks er Grangerforårsakende for hele perioden. De sterkeste korrelasjonene er å finne 3-5 måneder før referanseindikatoren, noe som peker på et tydelig ledende forhold. Forskjellen i korrelasjoner for tidsperiodene 2000-2007 og 2012-2016 er imidlertid slående: Etter 2012 har korrelasjonene blitt markant svakere, og aksjeindeksen virker å være en svekket ledende indikator. Imidlertid bedres disse korrelasjonene noe om en ser på perioden fra 2014 og fremover, ikke ulikt mange andre enkeltindikatorer.

Aksjeindeksen for industrien er Granger-forårsakende for hele perioden. Dette er ikke spesielt overraskende, gitt indeksens tilstedeværelse i OECDs sammensatte ledende indikator for Norge. Som den brede aksjeindeksen er den sterkt korrelert frem til 8 måneder ledetid. I perioden 2008-2011 er korrelasjonene som ledende serie faktisk høyere for industriens aksjeindeks enn for OSEBX. I perioden 2012-2016 peker korrelasjonene på at aksjeindeksen for industrien er mer ledende enn den brede indeksen OSEBX. For en sammensatt indikator for hele perioden virker med andre ord aksjeindeksen for industrien å være noe mer velegnet, noe som understrekes av at sistnevnte også inngår i OECDs ledende indikator.

Oljeprisen er Grangerforårsakende frem til begynnelsen av 2008 og fra tidlig 2010 til 2016. Den fungerte med andre ord godt som en ledende indikator utenom den verste turbulensen i finanskrisen. Korrelasjonsanalysen viser at oljeprisen før 2008 har høy korrelasjon med referanseserien, men at den ikke utmerker seg spesielt i ledende eller etterslepene retning. Etter 2012 er den imidlertid langt mer ledende korrelasjonsmessig. Samlet sett virker derfor oljeprisen å være en klar ledende indikator for å predikere utviklingen, spesielt i senere tid. Oljeprisnedturen i 2014 kan kanskje forklare denne oppførselen.

Norsk rentedifferanse er Grangerforårsakende fra 2000-2008 og 2012-2016. For hele perioden viser korrelasjonene at rentedifferansen er utpreget etterslepene. Dette forholdet endrer seg imidlertid om en kun ser på perioden etter 2012, der differansen blir svakt ledende. Rentedifferansen er med andre ord en av de tidsseriene som har endret egenskaper før og etter finanskrisen. Rentebanene i de fleste land har blitt drastisk revidert nedover siden finanskrisen, og sentralbankene har blant annet benyttet massive rentekutt for å stimulere økonomien. Sentralbankene styrer imidlertid bare den helt korte enden av rentekurven, mens de lengre

rentene bestemmes av markedet. Det faktum at rentedifferansen er ledende i nyere tid kan trolig tilskrives flere faktorer, og er langt fra et entydig bevis på at markedene har blitt mer effektive eller forventningsrette. Det at den er en av de få tidsseriene som har utpreget ledende egenskaper i den siste tidsperioden gjør det aktuelt å inkludere den i en sammensatt indikator, til tross for at den ikke virker særlig prediktiv for resten av perioden.

Realvalutakursen er svært lavt korrelert med referanseindikatoren om en studerer hele perioden, og nær null for flere lags. Realvalutakursen er imidlertid Granger-forårsakende fra 2000-2007, samt 2014-2016. Den viser noe mer ledende egenskaper også i form av økte korrelasjoner mot slutten av perioden. I 2008-2011 var den imidlertid klart etterslepene. Disse varierende egenskapene over tid gjør den mindre egnet som indikator for hele perioden, med samlede korrelasjoner nærmest lik null. En eventuell depresiering av kronen vil, som nevnt i kapittel 4, isolert sett være gunstig for norske eksportbedrifter. Imidlertid vil det være dårligere nyheter for konsumenter og foretak som importerer varer, da disse blir relativt dyrere. Den samlede effekten av dette varierer over perioden, og virker å jevnes ut om en ser på hele tidsperioden.

Av interesse er også TED-differansen, som kun er Grangerforårsakende i perioden 2007 til midten av 2010. De ledende egenskapene under finanskrisen bekreftes av en korrelasjonsanalyse av denne tidsperioden, som viser på en korrelasjon på over 0,8 med god ledetid. Ikke overraskende er denne indikatoren på internasjonal markedsuro svært nyttig i krisetider, da det kan tenkes at de innenlandske impulsene overveldes av kraftige internasjonale sjokk. Imidlertid er den etterslepene for alle de andre periodene i utvalget, noe som gjør den mer uegnet som komponent i en sammensatt indikator. På en annen side kan det vurderes å lage modeller hvor denne inkluderes hvis endringene måned-til-måned for eksempel overstiger en viss trigger-verdi.

Amerikansk high yield-spread viser seg å være Granger-forårsakende for hele perioden. Dette er ikke overraskende, da en økning i spreaden kan tolkes som en ledende indikator for dårligere tider i amerikansk økonomi. Den ledende koblingen er med andre ord knyttet til utviklingen i USA, som er kjent for å lede utviklingen i Norge. Noe mer overraskende er imidlertid hvor mye korrelasjonene varierer over tid. For perioden i sin helhet er korrelasjonene sterkest som ledende fra seks til åtte måneder.

5.2 Konstruksjon av en sammensatt ledende indikator

Med de klart varierende empiriske resultatene før og etter finanskrisen vil det være vanskelig å konstruere en sammensatt indikator som evner å lede referanseserien i hele perioden. Finanskrisen har i stor grad påvirket internasjonal økonomi, og først i slutten av 2015 kunne den amerikanske sentralbanken forsiktig heve renten fra nær null. Tilsvarende har den økonomiske situasjonen på det europeiske kontinentet vært preget av gjeldskrise, nullvekst og frykt for deflasjon. I senere tid har Norge også merket oljeprisnedturen kraftig. Dette vil tvinge frem omstillinger i norsk økonomi, som igjen kan endre de ledende egenskapene til ulike tidsserier i tiden som kommer. I tillegg har utredningen bemerket at en bør forta ytterligere undersøkelser av bedrifters og bankers kredittkilder i nyere tid.

I konstruksjonen av en sammensatt ledende indikator har utredningen tatt hensyn til de ulike ledende egenskapene til tidsseriene, samt hvor godt de kan tenkes å representere bredden i utviklingen til Norges økonomi. En smal indikator som fungerer utmerket som ledende indikator i dagens økonomi er langt mer disponert for å indikere feil i fremtiden om sammenhengene endrer seg.

De ledende, sammensatte indikatorene er kombinert på samme måte som referanseindikatoren, og presentert på indeksform hvor 2010 = 100. Egenskapene som ledende indikator er testet ved å sammenligne avstand i vendepunkter mellom den sammensatte indikatoren og referanseindikatoren, samt med enkle heuristikker. Vendepunktene er estimert med Bry Boschans metode og grafene er glattet med tre måneders glidende gjennomsnitt.

5.2.1 Indikator for hele perioden

De innledende bivariate analysene avdekket flere ledende tidsserier for perioden. Disse vil også være kandidater for å kunne inngå i en sammensatt ledende indikator:

- Vekst i kredittindikatorene (både husholdninger og ikke-finansielle bedrifter)
- Oljeprisen
- Konkursindeks
- Produksjonsindekser for amerikansk og tysk industri
- Amerikansk high yield spread
- Bred aksjeindeks og aksjeindeks for industrien

- Rentens terminstruktur

I utformingen av sammensatte indikatorer må en foreta en avveining mellom flere av kandidatene som representerer samme del av økonomien. Dette vil kunne gjenspeiles i høy korrelasjon mellom de respektive tidsseriene. Et godt eksempel på en slik avveining vil være mellom den brede og snevre aksjeindeksen, eller mellom de ulike kredittindikatorene. Det vil også være høy korrelasjon mellom industriproduksjonen i USA og Tyskland.³¹

Norge er som en liten, åpen økonomi i stor grad påvirket av den økonomiske utviklingen i verden. Dette taler for å inkludere utenlandske tidsserier, som for eksempel industriproduksjonen i Tyskland og high yield spread i USA, i en sammensatt ledende indikator. På den andre siden vil det imidlertid også være interessant å fokusere utelukkende på norske tidsserier som indikatorer for norsk økonomi, og undersøke hvor godt denne for eksempel leder nedgangen i finanskrisen.

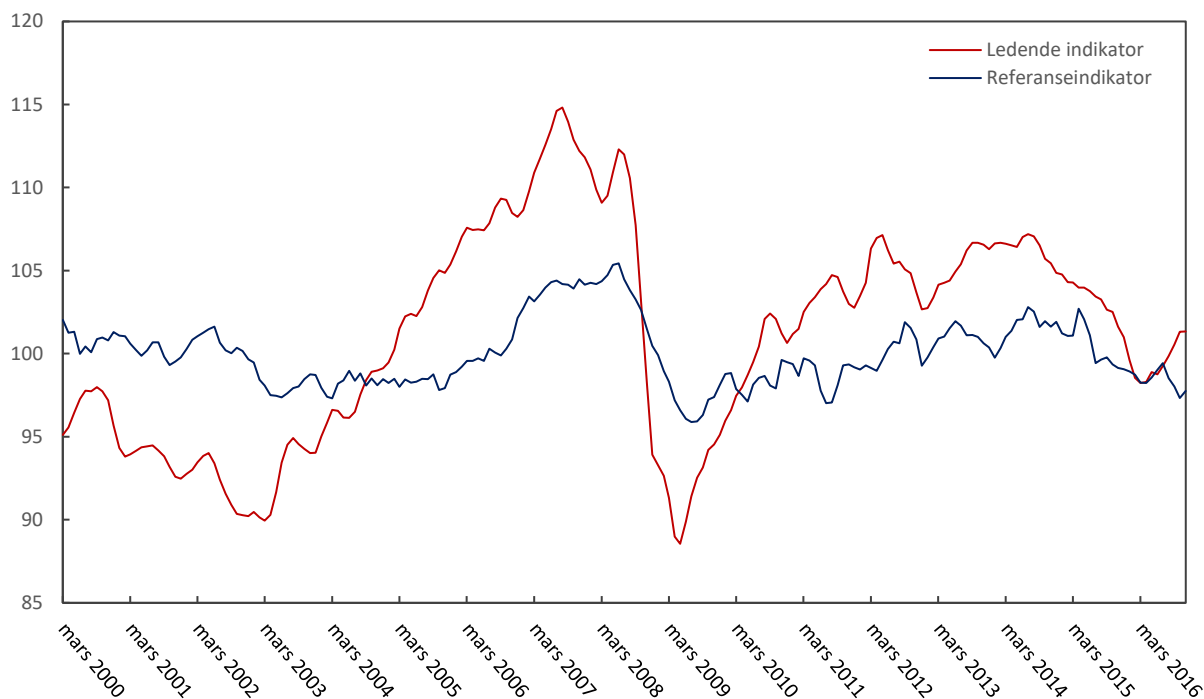
Utredningen vil derfor presentere to ledende indikatorer. Den første er representativ for modeller som resulterte når en åpnet for å inkludere utenlandske tidsserier, mens den andre fokuserer på innenlandske serier.

Ledende indikator nummer 1, LEI 1, består av fire komponenter:

- Vekst i K2 for ikke-finansielle bedrifter
- Aksjeindeks for industrien
- Produksjonsindeks for amerikansk industri
- Oljeprisen

Disse komponentene er valgt fordi de i størst grad utmerket seg i den bivariante analysen når en fokuserte på hele perioden (2000-2016). Indikatoren ble forsøkt utvidet til å inneholde mer enn fire komponenter for å øke bredden, uten at dette viste seg å påvirke ledetiden nevneverdig. Det at den kun inneholder fire tidsserier vil trolig være en ulempe for fremtidig prediksjon, og er utelukkende gjort for å tilpasse indikatoren til eksisterende tidsperiode. Ikke overraskende har den sammensatte indikatoren som enkelttidsseriene dårligere ledende egenskaper mot slutten.

³¹ Tabell med krysskorrelasjoner finnes på side 82.



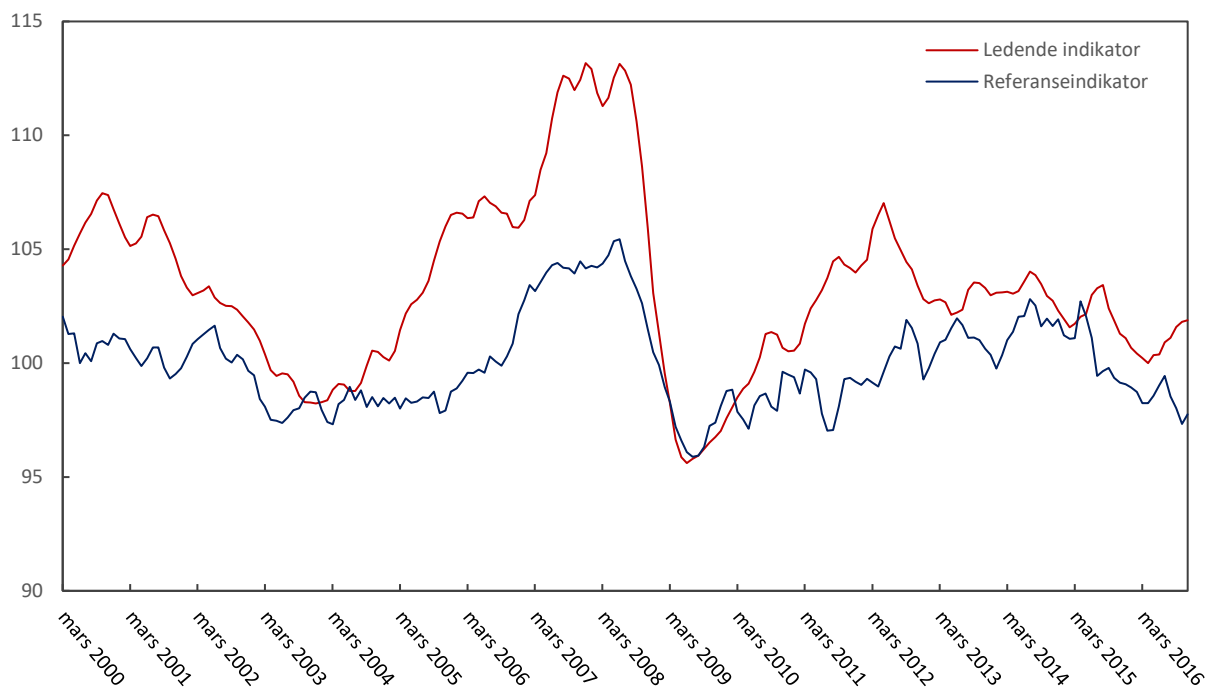
Figur 5.3 Sammensatt ledende indikator nummer 1

Indikatoren har en god oppførsel før og under finanskrisen, og leder referanseserien helt frem til 2014. Den har også et toppunkt som er omlag 18 måneder før toppunktet i BNP (3. kvartal 2013). Imidlertid er de ledende egenskapene langt fra konsistente, og ledetiden blir dårligere med tiden før den blir sammenfallende med det siste toppunktet i referanseserien. Resultatene vises også i tabell 5.1.

Tabell 5.1 Ledetid for sammensatt indikator nummer 1, grafisk analyse

	Ledende indikator 1	Referanseindikator	Ledetid
Topp	2000, okt.	2002, jun.	16 mnd.
Bunn	2003, mar.	2004, mar.	12 mnd.
Topp	2007, sep.	2008, jun.	9 mnd.
Bunn	2009, mai	2009, aug.	3 mnd.
Topp	2014, aug.	2014, aug.	-

Videre vil indikatoren med innenlandske tidsserier testes. Ledende indikator nummer to, LEI 2, inneholder to av de seriene som viste de beste ledende egenskapene etter 2012: norsk rentedifferanse og oljeprisen. Rentedifferansen, og i noen grad konkursindeksen, vil også kunne representere norsk pengepolitikk i perioden.



Figur 5.4 Sammensatt ledende indikator nummer 2

Ledende indikator nummer 2 består av følgende komponenter:

- Vekst i K2 for ikke-finansielle bedrifter
- Aksjeindeks for industrien
- Norsk rentedifferanse
- Konkursindeks
- Oljepris

Oljeprisen er beholdt grunnet sin viktighet for Norge, mens andre utenlandske tidsserier er utelatt. Indikatoren oppfører seg ledende for samtlige vendepunkter, også etter finanskrisen. Konkursindeksen er også inkludert, selv om denne i tester ikke viste seg å bidra nevneverdig alene til vendepunktene. Som nevnt tidligere spiller imidlertid forskjellen mellom BNP og referanseindikatoren også inn. Legger en dette vendepunktet til grunn, leder indikatoren med rundt ett år.

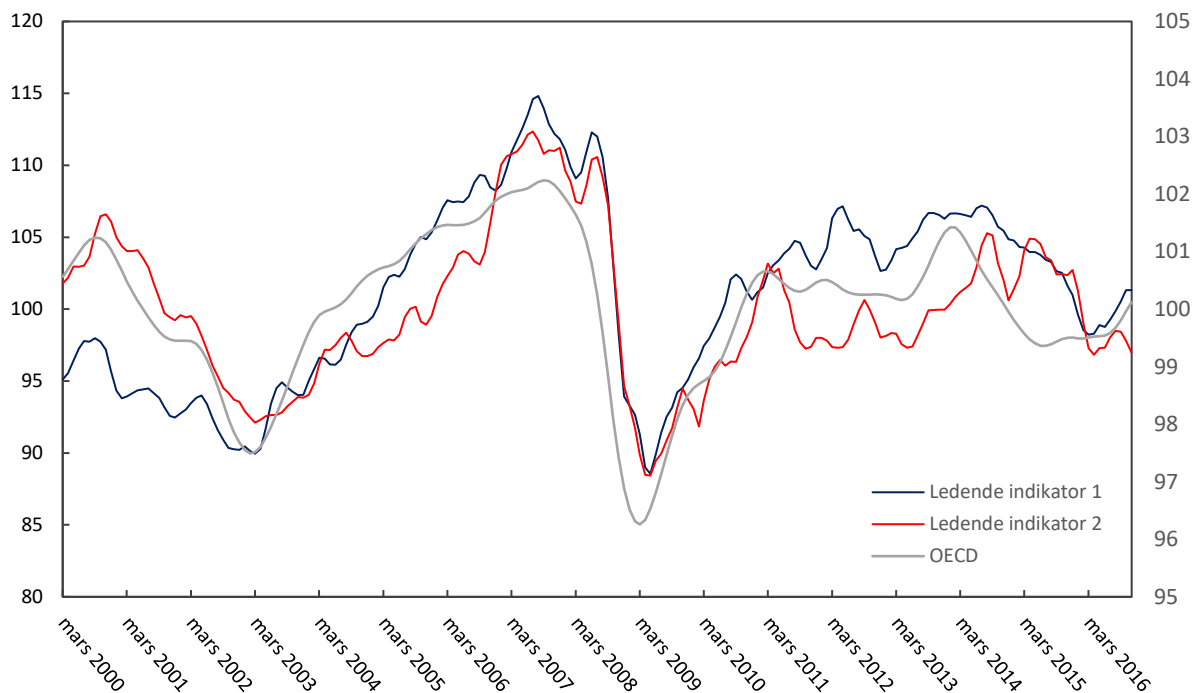
I motsetning til den første indikatoren skiller vendepunktet i 2012 seg klart ut. Videre er det noe tvil om vendepunktet i 2009 skjer 3 måneder før, eller samtidig med, referanseindikatoren.

Tabell 5.2 Ledetid for sammensatt indikator nummer 2, grafisk analyse

	Ledende indikator 2	Referanseindikator	Ledetid
Topp	2000, nov.	2002, jun.	19 mnd.
Bunn	2003, okt.	2004, mar.	5 mnd.
Topp	2008, jan.	2008, jun.	5 mnd.
Bunn	2009, mai	2009, aug.	3 mnd.
Topp	2012, mai	2014, aug.	27 mnd.

I tillegg til de to sammensatte ledende indikatorene som er presentert over ble mange andre ulike kombinasjoner testet. For eksempel ble det konstruert en sammensatt indikator som inkluderte rentedifferansen (representativ for norsk pengepolitikk) og utenlandske tidsserier. Dette produserte imidlertid ikke bedre resultater, og de to indikatorene som er presentert i utredningen er representative for funnene. Dette er noe overraskende, da en burde kunne forvente at en mer omfattende sammensatt indikator vil være bedre egnet til å fange opp turbulens i ulike deler av økonomien. Ledende indikator nummer 1, LEI 1, er den beste kandidaten om en åpner for utenlandske tidsserier. LEI 2 er på sin side den beste kandidaten om en kun fokuserer på norske størrelser. Noe interessant var det ikke mulig å påvise større visuelle variasjoner i indikatoren om en benyttet vekst i K3 eller vekst i K2 ikke-finansielle bedrifter, eller varierte mellom tysk og amerikansk industri. Gitt at amerikansk industri i større grad samvarierer med referanseindeksen i senere tid ble denne valgt.

I den videre analysen av de to sammensatte ledende indikatorene vil fremstillingen vurdere hvor tidlig de gir signaler om enten oppgang eller nedgang. I denne sammenhengen er det også aktuelt å sammenligne de to sammensatte indikatorene med OECDs ledende indikator for Norge. Basert på en grafisk analyse av figur 5.5 på neste side virker ledende indikator nummer 1 og OECDs indikator å sammenfalle i størst grad. Svingningene er konsistente, men avviker spesielt i tiden etter finanskrisen.



Figur 5.5 Ledende indikatorer fra utredningen (venstre akse) sammenlignet med OECDs CLI for Norge (høyre akse)

Den grafiske analysen i de foregående avsnittene påviste at begge indikatorene virker å fungere noenlunde bra gjennom perioden, om en med varierende ledetider. Det at ledetiden kan variere såpass mye er en dårlig egenskap og øker faren for at en kan feiltolke eventuelle falske signaler i real time. Ingen ledende indikator vil imidlertid stige eller synke kontinuerlig, men heller ha flere kortere topp- og bunnpunkt. Viktigheten av å se på «tre D»-kriteriet, altså ikke bare dybde men også durasjon og diffusjon, er viktig i dette analysearbeidet. Et pålitelig signal må dømmes ut fra ikke bare hvor lenge nedturen har vart, men også hvor bratt den er og hvorvidt den påvirker flertallet av komponentene i den sammensatte indikatoren på lik måte.

For å illustrere dette kan prediksjonsevnen til de ledende indikatorene testes med ulike tommelfingerregler, basert på Koenig og Emery (1991) og diskutert i kapittel 2.4.2. Igjen er det viktig å presisere at en i dette tilfellet tester tidsseriene i etterkant, altså etter at de kan ha blitt revidert betydelig. Dette har naturligvis mye å si for hvor godt en eventuell resesjon kan forutsies i real time.

Resultatene i tabell 5.3 viser at en tommelfingerregel basert på fire måneder med sammenhengende nedgang – eller oppgang – i den ledende indikatoren gir noen brukbare resultater. Ledende indikator nummer 1 (LEI 1) virker imidlertid mindre egnet til å predikere

oppgang enn nedgang om en legger denne tommelfingerregelen til grunn. Dette er i tråd med Koenig og Emerys funn, som også finner at tommelfingerregelen er lite egnet til å predikere oppturer, med et etterslep i deres studier på inntil to år. Deres konklusjon er at ledetid og prediksjonsevne kun kan forbedres om en også aksepterer flere falske signaler, ved å for eksempel kreve færre sammenhengende måneder med endring.

Tabell 5.3 Ledetid for signaler fra ledende indikator 1, fire måneders endring

Signal	Ledende indikator	Vendepunkt referanseindikator	Ledetid
Negativt	2001, jan.	2002, jun.	12 mnd.
Positivt	2004, sep.	2004, mar.	+ 6 mnd.
Negativt	2007, nov.	2008, jun.	7 mnd.
Positivt	2008, jun.	-	-
Positivt	2009, jul.	2009, aug.	1 mnd.
Negativt	2011, nov.	-	-
Positivt	2012, mar.	-	-
Negativt	2012, des.	2014, aug.	18 mnd.

Det fremkommer av tabell 5.3 at indikatoren produserer flere falske signaler i perioden. Spesielt utmerker et perverst positivt signal i juni 2008 seg. Dette er samme måned som referanseindikatoren når sitt toppunkt før finanskrisen, og i denne perioden signaliserer indikatoren videre *opptur*. Slike signaler påvirker klart påliteligheten til LEI 1, men kan trolig tilskrives en alt for simplistisk tommelfingerregel.

En annen tommelfingerregel fra Koenig og Emerys artikkel ser på indikatorens relative verdi. Her sammenlignes den prosentvise forskjellen mellom månedens verdi på indikatoren og et tolv måneders glidende gjennomsnitt av denne. Hvis verdien overskrider en arbitrær kritisk verdi, for eksempel definert som 2 %, kan dette tolkes som et signal i enten positiv eller negativ retning. Igjen vil lavere kritisk verdi føre til tidligere, men langt flere, signaler om både nedtur og ekspansjon.

Tabell 5.4 Ledetid for signaler fra ledende indikator 1, basert på relativ endring

Signal	Ledende indikator	Vendepunkt referanseindikator	Ledetid
Negativt	2002, jul.	2002, jun.	+ 1 mnd.
Positivt	2003, mai	2004, mar.	10 mnd.
Negativt	2008, jan.	2008, jun.	5 mnd.
Positivt	2009, okt.	2009, aug.	+ 2 mnd.
Negativt	2012, nov.	-	-
Positivt	2013, aug.	-	-
Negativt	2014, okt.	2014, aug.	+ 2 mnd.

Tabell 5.4 viser at ledetiden fortsatt er svært varierende om kritisk verdi på 2 % benyttes. Perioden etter finanskrisen er også preget av falske signaler: Et negativt signal produseres i november 2012, altså 19 måneder før toppunktet til referanseindikatoren. Imidlertid forstyrres denne ledetiden av et positivt signal i august 2013, noe som klart vanskeliggjør tolkningen i *real time*. Den variable kvaliteten på signalene bekrefter diskusjonen i kapittel 2.3.4 om

Prosessen gjentas så for å undersøke ledende indikator nummer 2 (LEI 2). Først lar vi indikatoren signalisere en nedtur om det er fire måneder med etterfølgende nedgang i dens verdi. Dette gir følgende ledetider:

Tabell 5.5 Ledetid for signaler fra ledende indikator 2, fire måneders lengde

Signal	Ledende indikator	Vendepunkt referanseindikator	Ledetid
Negativt	2001, jan.	2002, jun.	18 mnd.
Positivt	2004, okt.	2004, mar.	+ 7 mnd.
Negativt	2008, des.	2008, jun.	+ 6 mnd.
Positivt	2009, okt.	2009, aug.	+ 2 mnd.
Negativt	2012, jul.	-	-
Positivt	2014, jul.	-	-

Legges disse signalene til grunn er indikatoren utpreget etterslepene, med unntak av det første signalet i 2001. Verre er imidlertid det faktum at indikatoren produserer et positivt signal i juli 2014, altså en måned før toppunktet til referanseindikatoren. Firemånedersregelen produserer følgelig falske positive signaler både for LEI 1 og LEI 2 like før en nedtur begynner. I tillegg er de fleste andre signalene etterslepene eller sammenfallende med utviklingen i referanseserien.

Dette taler for å forkaste firemånedersregelen og heller se på den relative endringen regnet med et tolv måneders glidende gjennomsnitt. Leggers denne heuristikken til grunn er ledende indikator nummer 1 klart best, til tross for at ledende indikator nummer 2 var best om en kun så på grafisk analyse av toppunktene. Disse motstridende resultatene tyder på at indikatorene bør undersøkes ytterligere, for eksempel ved bruk av Neftci-metoden.³²

Tabell 5.6 Ledetid for signaler fra ledende indikator 2, basert på relativ endring

Signal	Ledende indikator	Vendepunkt referanseindikator	Ledetid
Negativt	2001, nov.	2002, jun.	8 mnd.
Positivt	2004, sep.	2004, mar.	+ 6 mnd.
Negativt	2008, sep.	2008, jun.	+ 3 mnd.
Positivt	2010, jan.	2009, aug.	+ 5 mnd.
Negativt	2012, okt.	2014, aug.	22 mnd.
Positivt	2015, jun.	-	-
Negativt	2015, nov.	-	-

I tabellen over er en kritisk verdi på 2 % benyttet. Prediksjonsevnen til LEI 2 for nedgangstid er relativt god utenom finanskrisen, men med svært varierende ledetid. Regelen viser heller ikke her å kunne predikere oppgang særlig bra. Endres verdien til 1 % øker ledetiden noe, men en får også hele 10 signaler om nedtur, og åtte om opptur. Dette er klart unøyaktig.

³² Se Koenig og Emery (1991) for en beskrivelse av Neftci-metoden.

Det er også av interesse å sammenligne de to ledende indikatorene med OECDs indikator for Norge. Denne ble presentert i kapittel 2.3.3 og vist i figur 5.5, og inspiseres for signaler ved å legge relativ endring-regelen til grunn. Her benyttes en kritisk verdi på 1 %, da indikatoren har mildere svingninger.

Tabell 5.7 Ledetid for signaler fra OECDs indikator, basert på relativ endring

Signal	Ledende indikator	Vendepunkt referanseindikator	Ledetid
Negativt	2001, jan.	2002, jun.	18 mnd.
Positivt	2003, jun.	2004, mar.	9 mnd.
Negativt	2008, feb.	2008, jun.	4 mnd.
Positivt	2009, jul.	2009, aug.	1 mnd.
Negativt	2014, jun.	2014, aug.	2 mnd.

OECDs indikator utmerker seg positivt i at den sender ledende signaler for samtlige vendepunkter. Legger en imidlertid tremånederskriteriet til grunn for å kunne klassifiseres som «ledende», har heller ikke OECDs indikator vært ledende siden utbruddet av finanskrisen. Den er likevel mer konsistent enn de to sammensatte ledende indikatorene som presenteres i denne utredningen, gitt at en legger relativt enkle heuristikker til grunn for å generere signaler. Imidlertid viser den konsistente nedgangen i ledetiden gjennom perioden at også denne indikatoren bør undersøkes nærmere, både med tanke på sin sammensetning og hvordan den benyttes til å generere signaler.

Resultatene fra de to sammensatte ledende indikatorene viser at en kan forbedre ledetiden ved å inkludere utenlandske tidsserier. Gitt Norges status som en liten, åpen økonomi er dette å forvente. OECDs indikator tar indirekte høyde for utenlandske forhold gjennom ulike aspekter ved eksport fra Norge, noe som naturligvis kan tolkes som utenlandske etterspørselsforhold. Trolig vil viktigheten av å inkludere utenlandske tidsserier være ekstra stor i perioder med stor internasjonal markedsuro, noe som også gjenspeiles i ledetiden til signalene i 2008. Mens LEI 1 og OECD signaliserte nedgangen med henholdsvis 5 og 4 måneders ledetid, lagget den innenlandske LEI 2 toppunktet med 3 måneder.

5.2.2 Avsluttende refleksjoner

I en finanskriser vil sjokkene som treffer økonomien komme fra mange ulike kilder. Som tidligere nevnt er det derfor en klar forenkling å kun vurdere bivariate sammenhenger i en analyse av ledende egenskaper. Den forenklete analysemetoden kan i aller høyeste grad påvirke resultatene gjennom de observerte ledende egenskapene til enkeltindikatorer diskutert i forrige delkapittel. Dette fordi en slik fremgangsmåte er utsatt for utelatte variabelproblemer, der de ledende egenskapene til en enkeltserie kan fremstå som sterkere (eller svakere) på grunn av utelatte faktorer i modellen. Sammensatte indikatorer som inkluderer flere faktorer vil i større grad kunne unngå dette problemet, men de konkrete effektene av dette har ikke blitt testet i denne utredningen.

Begge de sammensatte indikatorene som presenteres i utredningen er kun testet «in sample», noe som vil si at modellen ikke er testet for å se hvor godt den kan predikere fremover i tid. Dette gir kombinasjonen av de ulike tidsseriene et distinkt preg av «data mining», altså at en tilpasser indikatoren til å best mulig passe innsamlet data. Denne prosessen øker faren for at de ledende indikatorene, spesielt i en såpass turbulent periode, kun passer på grunn av spuriøse sammenhenger.

Oppførselen til en sammensatt ledende indikator er imidlertid mer komplisert enn en enkelt graf eller et sett med tommelfingerregler kan beskrive. Det er ikke logisk å forvente at en liten samling økonomiske tidsserier skal kunne forutsi utviklingen i en økonomi som kontinuerlig endrer seg. Strukturelle endringer fikk mye av skylden for at Norges Banks ledende indikator predikerte fullstendig feil på midten av 1980-tallet, og følgelig ble avvirket. De svekkede ledende egenskapene til mange tidsserier under og etter finanskrisen kan være forvarslere på nye strukturelle endringer. De ledende indikatorene og de eventuelle signalene de sender må derfor ikke benyttes alene, men inngå i en større analyse av den nåværende konjunktursituasjonen.

6. Oppsummering

Denne utredningen har undersøkt de ledende egenskapene til en rekke økonomiske tidsserier for perioden 2000-2016. Ved hjelp av en konstruert referanseindikator for norsk økonomi har de ledende egenskapene på månedsbasis blitt kartlagt ved hjelp av korrelasjonsanalyse og Grangerkausalitetsanalyse.

Tidligere påviste sammenhenger, som eksempelvis de ledende egenskapene til import og endring i kreditt til innenlandske, ikke-finansielle bedrifter (K2) bekreftes å stemme bra frem til finanskrisen. En konstruert konkursindeks, oljeprisen og aksjeindekser viser også gode ledende egenskaper. Turbulensen i etterkant av finanskrisen har imidlertid svekket disse sammenhengene. Utvalget etter finanskrisen er imidlertid ikke stort nok til å si om disse sammenhengene er endret for godt, eller om de kun var i midlertidig ubalanse. Foreløpige analyser viser at korrelasjonene begynner å stabilisere seg etter 2014, men dette er igjen basert på en svært liten utvalgsstørrelse. Videre påviser utredningen at indikatorer for stress i markedet, som TED spread, er ledende under finanskrisen.

Drøftelsen er begrenset til de tidsseriene som har vært tilgjengelig på månedsbasis, og ikke kun kvartalsbasis, siden år 2000. Dette betyr at flere interessante tidsserier ikke har vært tilgjengelige for testing, som for eksempel ordreindeks for industrien og ulike prisindekser for boliger. Videre gjør denne utredningen kun nytte av bivariate undersøkelser, noe som medfører at andre, utelatte variabler kan overdrive den målte effekten til enkelte ledende tidsserier.

Fokuset i fremstillingen har vært på å belyse utfordringene ved moderne konjunkturanalyse fra et norsk perspektiv. De konstruerte ledende indikatorene viser en god prediksjonsevne for nedgangstid i perioden, men kun om en godtar et varierende antall falske signaler. Det å inkludere utenlandske tidsserier øker ikke overraskende ledetiden. Her er det imidlertid kun lagt enkle heuristikker til grunn for å generere signalene. Det er også viktig å presisere at utredningen kun tester sammenhenger med ferdig reviderte datasett etter at hendelsene har inntruffet. Dette er en øvelse med klare fasitsvar, og gjenspeiler ikke den utfordringen det i virkeligheten er å fastsette vendepunkter.

7. Vedlegg

7.1 Bivariate Grangertester og korrelasjoner

Nullhypotesen er ikke-kausaltet fra tidsserie til referanseindikator, og forkastes på 5 % -nivå.

K2 for ikke-finansielle foretak

Tidsperiode	χ^2	df	Sannsynlighet $> \chi^2$	Grangerkausaltet?
Hele	9,8689	7	0,196	Nei
2000m1-2007m11	15,223	7	0,033	Ja
2009m9-2016m11	6,0367	7	0,535	Nei

Firemåneders vekst i K2 for ikke-finansielle foretak

Tidsperiode	χ^2	df	Sannsynlighet $> \chi^2$	Grangerkausaltet?
Hele	15,8700	12	0,197	Nei
2000m1-2009m11	21,404	12	0,045	Ja
2013m9-2016m11	20,949	12	0,050	Ja

K3 Fastland

Tidsperiode	χ^2	df	Sannsynlighet $> \chi^2$	Grangerkausaltet?
Hele	13,768	12	0,316	Nei
2000m1-2008m1	23,191	12	0,026	Ja
2013m1-2016m11	23,977	12	0,020	Ja

K3 Fastland, firemånedersvekst

Tidsperiode	χ^2	df	Sannsynlighet > χ^2	Grangerkausalitet?
Hele	23,739	13	0,034	Ja

K2 for husholdninger

Tidsperiode	χ^2	df	Sannsynlighet > χ^2	Grangerkausalitet?
Hele	10,194	5	0,070	Nei
2000m1-2007m11	22,293	5	0,001	Ja
2009m9-2016m11	3,3422	5	0,765	Nei

K2 for husholdninger, firemånedersvekst

Tidsperiode	χ^2	df	Sannsynlighet > χ^2	Grangerkausalitet?
Hele	26,331	13	0,015	Ja

Import utenom skip, oljeplattformer og råolje

Tidsperiode	χ^2	df	Sannsynlighet > χ^2	Grangerkausalitet?
Hele	33,002	12	0,001	Ja

Eksport utenom skip og oljeplattformer

Tidsperiode	χ^2	df	Sannsynlighet > χ^2	Grangerkausalitet?
Hele	15,076	12	0,237	Nei
2000m1-2005m1	37,364	12	0,000	Ja
2011m6-2016m11	28,884	12	0,004	Ja

Åpnede konkurser

Tidsperiode	χ^2	df	Sannsynlighet > χ^2	Grangerkausalitet?
Hele	14,033	12	0,299	Nei
2000m1-2014m1	23,243	12	0,026	Ja

Sysselsetting

Tidsperiode	χ^2	df	Sannsynlighet > χ^2	Grangerkausalitet?
Hele	17,087	12	0,146	Nei
2000m1-2009m1	25,456	12	0,013	Ja
2011m6-2016m11	28,431	12	0,005	Ja

Industriproduksjon i Tyskland

Tidsperiode	χ^2	df	Sannsynlighet > χ^2	Grangerkausalitet?
Hele	22,207	7	0,002	Ja

Industriproduksjon i USA

Tidsperiode	χ^2	df	Sannsynlighet > χ^2	Grangerkausalitet?
Hele	29,029	8	0,002	Ja

Oslo Børs, OSEBX

Tidsperiode	χ^2	df	Sannsynlighet > χ^2	Grangerkausalitet?
Hele	25,767	7	0,001	Ja

Aksjeindeks for industrien

Tidsperiode	χ^2	df	Sannsynlighet > χ^2	Grangerkausalitet?
Hele	9,1147	3	0,028	Ja

Oljepris

Tidsperiode	χ^2	df	Sannsynlighet > χ^2	Grangerkausalitet?
Hele	16,900	12	0,153	Nei
2000m1-2008m1	34,911	12	0,000	Ja
2010m1-2016m11	22,593	12	0,031	Ja

Norsk rentedifferanse 10Y stat - 3M NIBOR

Tidsperiode	χ^2	df	Sannsynlighet > χ^2	Grangerkausalitet?
Hele	7,5906	13	0,869	Nei
2000m1-2009m1	35,8500	13	0,001	Ja
2012m9-2016m11	40,502	13	0,000	Ja

Realvalutakurs

Tidsperiode	χ^2	df	Sannsynlighet > χ^2	Grangerkausalitet?
Hele	6,3503	11	0,849	Nei
2000m1-2008m1	33,887	11	0,000	Ja
2013m12-2016m11	39,519	11	0,000	Ja

TED-spread

Tidsperiode	χ^2	df	Sannsynlighet > χ^2	Grangerkausaltet?
Hele	2,226	3	0,527	Nei
2000m1-2008m1	4,1362	3	0,247	Nei
2007m1-2010m6	8,1746	3	0,043	Ja
2010m1-2016m11	4,7386	3	0,192	Nei

Amerikansk High Yield-spread

Tidsperiode	χ^2	df	Sannsynlighet > χ^2	Grangerkausaltet?
Hele	16,099	7	0,024	Ja

Tabell 7.1 Korrelasjonstabell med referanseindeks for hele perioden, 2000-2016

	Ledende indikator (mnd.)									Etterslepene indikator (mnd.)							
	-8	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	+1	+2	+3	+4	+5	+6	+7	+8
K2 Ikke-finansielle bedrifter	-0,12	-0,09	-0,04	0,02	0,08	0,14	0,20	0,27	0,32	0,38	0,44	0,49	0,55	0,60	0,65	0,69	0,72
K2 I.F.B., firemåneders vekst	0,38	0,37	0,40	0,43	0,47	0,52	0,52	0,51	0,51	0,51	0,50	0,49	0,48	0,46	0,44	0,41	0,35
K3 Fastland	0,03	0,06	0,11	0,16	0,22	0,28	0,33	0,38	0,44	0,46	0,50	0,55	0,59	0,62	0,67	0,72	0,73
K3 Fastland, firemåneders vekst	0,34	0,31	0,30	0,31	0,36	0,38	0,39	0,39	0,37	0,33	0,30	0,29	0,28	0,28	0,29	0,30	0,25
K2 Husholdninger	0,43	0,47	0,51	0,54	0,57	0,60	0,63	0,64	0,66	0,64	0,62	0,63	0,62	0,59	0,58	0,58	0,59
K2 Hush., firemåneders vekst	0,31	0,28	0,25	0,22	0,21	0,19	0,16	0,14	0,12	0,05	0,00	-0,01	-0,04	-0,06	-0,04	-0,06	-0,05
Import	0,49	0,49	0,49	0,54	0,56	0,62	0,67	0,69	0,69	0,67	0,66	0,62	0,59	0,55	0,51	0,46	0,43
Eksport	0,29	0,34	0,37	0,41	0,48	0,46	0,50	0,55	0,52	0,55	0,54	0,52	0,47	0,49	0,42	0,34	0,29
Konkurser	0,55	0,56	0,57	0,55	0,55	0,52	0,50	0,48	0,48	0,40	0,39	0,36	0,29	0,25	0,19	0,12	0,09
Syssetting	0,11	0,17	0,23	0,30	0,35	0,41	0,45	0,52	0,58	0,63	0,65	0,68	0,72	0,73	0,73	0,74	0,74
Industriproduksjon i USA	0,55	0,58	0,62	0,65	0,69	0,70	0,70	0,70	0,69	0,66	0,62	0,57	0,50	0,43	0,37	0,27	0,20
Industriproduksjon i Tyskland	0,44	0,49	0,55	0,58	0,62	0,65	0,65	0,67	0,65	0,61	0,59	0,54	0,49	0,42	0,36	0,28	0,18
OSEBX	0,60	0,65	0,67	0,68	0,68	0,68	0,67	0,66	0,65	0,61	0,54	0,48	0,39	0,30	0,22	0,15	0,09
Aksjeindeks for industri	0,64	0,67	0,70	0,72	0,72	0,72	0,71	0,70	0,69	0,65	0,61	0,61	0,56	0,51	0,45	0,39	0,32
Oljepris	0,22	0,25	0,27	0,28	0,28	0,27	0,28	0,28	0,28	0,27	0,25	0,22	0,19	0,16	0,13	0,09	0,06
Norsk rentedifferanse	0,00	-0,06	-0,12	-0,18	-0,24	-0,30	-0,36	-0,42	-0,48	-0,53	-0,57	-0,58	-0,60	-0,62	-0,61	-0,58	-0,55
Realvalutakurs	0,00	0,02	0,04	0,02	0,01	0,01	0,01	0,02	0,02	0,02	0,00	-0,02	-0,06	-0,08	-0,12	-0,16	-0,18
TED spread	-0,05	-0,05	-0,10	-0,16	-0,17	-0,22	-0,28	-0,33	-0,36	-0,42	-0,47	-0,49	-0,53	-0,58	-0,57	-0,55	-0,55
Amerikansk HY spread	0,44	0,44	0,44	0,42	0,39	0,34	0,29	0,23	0,17	0,10	0,02	-0,05	-0,14	-0,23	-0,32	-0,39	-0,43

Tabell 7.2 Korrelasjonstabell med referanseindeks for 2000-2007

	Ledende indikator (mnd.)									Etterslepene indikator (mnd.)							
	-8	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	+1	+2	+3	+4	+5	+6	+7	+8
K2 Ikke-finansielle bedrifter	-0,01	0,06	0,13	0,22	0,30	0,37	0,42	0,46	0,52	0,57	0,61	0,65	0,68	0,71	0,77	0,78	0,79
K2 I.F.B., firemåneders vekst	0,76	0,73	0,72	0,76	0,76	0,74	0,71	0,63	0,58	0,54	0,52	0,53	0,53	0,49	0,46	0,46	0,42
K3 Fastland	0,18	0,26	0,35	0,44	0,52	0,58	0,63	0,66	0,71	0,73	0,75	0,77	0,79	0,79	0,79	0,81	0,79
K3 Fastland, firemåneders vekst	0,56	0,54	0,55	0,61	0,62	0,60	0,55	0,47	0,40	0,35	0,28	0,25	0,20	0,20	0,21	0,21	0,15
K2 Husholdninger	0,59	0,65	0,71	0,77	0,81	0,83	0,84	0,85	0,86	0,85	0,81	0,79	0,76	0,73	0,72	0,69	0,69
K2 Hush., firemåneders vekst	0,29	0,28	0,33	0,40	0,44	0,40	0,36	0,26	0,16	0,10	0,00	-0,04	-0,11	-0,14	-0,12	-0,15	-0,19
Import	0,70	0,73	0,75	0,75	0,76	0,78	0,77	0,77	0,76	0,71	0,67	0,66	0,66	0,63	0,60	0,57	0,53
Eksport	0,50	0,49	0,44	0,44	0,37	0,34	0,36	0,33	0,35	0,40	0,33	0,36	0,36	0,42	0,45	0,44	0,47
Konkurser	0,72	0,71	0,69	0,68	0,66	0,64	0,64	0,60	0,60	0,53	0,52	0,51	0,50	0,44	0,40	0,32	0,27
Sysselsetting	0,18	0,24	0,31	0,38	0,45	0,52	0,58	0,65	0,70	0,72	0,76	0,78	0,80	0,81	0,82	0,82	0,83
Industriproduksjon i USA	0,61	0,63	0,61	0,61	0,62	0,63	0,63	0,65	0,64	0,63	0,62	0,60	0,56	0,54	0,49	0,49	0,45
Industriproduksjon i Tyskland	0,73	0,73	0,76	0,80	0,78	0,78	0,77	0,81	0,81	0,78	0,80	0,75	0,77	0,74	0,74	0,71	0,68
OSEBX	0,79	0,79	0,79	0,80	0,80	0,79	0,80	0,79	0,78	0,75	0,71	0,64	0,59	0,57	0,52	0,48	0,42
Aksjeindeks for industri	0,73	0,73	0,74	0,76	0,77	0,78	0,80	0,80	0,80	0,79	0,77	0,71	0,68	0,66	0,65	0,55	0,49
Oljepris	0,52	0,48	0,46	0,44	0,43	0,41	0,40	0,41	0,41	0,43	0,45	0,44	0,46	0,47	0,49	0,49	0,50
Norsk rentedifferanse	0,01	-0,03	-0,08	-0,11	-0,16	-0,21	-0,30	-0,40	-0,48	-0,55	-0,62	-0,67	-0,72	-0,78	-0,81	-0,82	-0,84
Realvalutakurs	-0,23	-0,25	-0,26	-0,27	-0,27	-0,27	-0,21	-0,14	-0,09	0,00	0,10	0,14	0,19	0,27	0,28	0,29	0,32
TED spread	-0,42	-0,45	-0,50	-0,44	-0,43	-0,55	-0,55	-0,55	-0,59	-0,60	-0,62	-0,64	-0,67	-0,69	-0,67	-0,64	-0,66
Amerikansk HY-spread	0,33	0,31	0,29	0,28	0,24	0,18	0,14	0,10	0,05	-0,01	-0,09	-0,17	-0,25	-0,30	-0,36	-0,41	-0,47

Tabell 7.3 Korrelasjonstabell med referanseindeks for 2008 - 2011

	Ledende indikator (mnd.)									Etterslepene indikator (mnd.)							
	-8	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	+1	+2	+3	+4	+5	+6	+7	+8
K2 Ikke-finansielle bedrifter	-0,18	-0,14	-0,10	-0,3	0,02	0,09	0,17	0,24	0,33	0,39	0,47	0,53	0,61	0,66	0,72	0,78	0,80
K2 I.F.B., firemåneders vekst	0,30	0,31	0,34	0,37	0,42	0,50	0,56	0,60	0,65	0,66	0,66	0,63	0,59	0,54	0,50	0,50	0,37
K3 Fastland	0,10	0,09	0,12	0,13	0,15	0,19	0,22	0,27	0,32	0,34	0,39	0,44	0,51	0,55	0,62	0,74	0,78
K3 Fastland, firemåneders vekst	0,27	0,24	0,21	0,19	0,19	0,24	0,26	0,31	0,38	0,33	0,36	0,37	0,40	0,39	0,44	0,48	0,40
K2 Husholdninger	0,54	0,56	0,60	0,60	0,59	0,62	0,63	0,62	0,62	0,55	0,52	0,51	0,49	0,43	0,41	0,50	0,56
K2 Hush., firemåneders vekst	0,40	0,38	0,32	0,20	0,09	0,03	-0,04	-0,04	0,00	-0,12	-0,14	-0,14	-0,14	-0,13	-0,13	-0,05	0,01
Import	0,44	0,46	0,47	0,57	0,62	0,69	0,75	0,77	0,78	0,77	0,78	0,66	0,59	0,51	0,37	0,26	0,21
Eksport	0,13	0,23	0,33	0,45	0,58	0,64	0,70	0,78	0,81	0,78	0,76	0,70	0,62	0,56	0,42	0,20	0,06
Konkurser	0,72	0,77	0,82	0,86	0,75	0,88	0,86	0,82	0,82	0,72	0,73	0,59	0,50	0,37	0,13	-0,03	-0,31
Sysselsetting	0,12	0,19	0,28	0,33	0,39	0,44	0,49	0,56	0,62	0,67	0,68	0,72	0,77	0,80	0,79	0,79	0,79
Industriproduksjon i USA	0,60	0,65	0,71	0,76	0,80	0,83	0,84	0,83	0,79	0,73	0,65	0,54	0,39	0,25	0,09	-0,11	-0,28
Industriproduksjon i Tyskland	0,45	0,54	0,61	0,66	0,70	0,74	0,76	0,74	0,70	0,62	0,54	0,47	0,37	0,22	0,09	-0,06	-0,24
OSEBX	0,68	0,72	0,75	0,74	0,73	0,72	0,66	0,61	0,57	0,46	0,35	0,24	0,07	-0,17	-0,41	-0,59	-0,73
Aksjeindeks for industrien	0,77	0,81	0,83	0,84	0,83	0,81	0,76	0,75	0,77	0,67	0,58	0,51	0,36	0,14	-0,08	-0,28	-0,53
Oljepris	0,06	0,19	0,29	0,36	0,41	0,46	0,48	0,47	0,45	0,41	0,33	0,22	0,11	-0,02	-0,19	-0,38	-0,50
Norsk rentedifferanse	-0,11	-0,20	-0,30	-0,40	-0,50	-0,56	-0,62	-0,67	-0,70	-0,75	-0,77	-0,77	-0,74	-0,70	-0,62	-0,51	-0,38
Realvolutakurs	-0,37	-0,47	-0,51	-0,50	-0,50	-0,49	-0,42	-0,35	-0,26	-0,16	-0,02	0,11	0,29	0,45	0,57	0,72	0,80
TED spread	-0,10	-0,11	-0,17	-0,30	-0,32	-0,33	-0,42	-0,47	-0,48	-0,59	-0,66	-0,66	-0,72	-0,79	-0,79	-0,76	-0,73
Amerikansk HY-spread	0,54	0,55	0,54	0,49	0,46	0,39	0,29	0,19	0,10	-0,02	-0,15	-0,25	-0,38	-0,52	-0,66	-0,77	-0,81

Tabell 7.4 Korrelasjonstabell med referanseindeks for 2012 - 2016

	Ledende indikator (mnd.)									Etterslepene indikator (mnd.)							
	-8	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	+1	+2	+3	+4	+5	+6	+7	+8
K2 Ikke-finansielle bedrifter	0,03	-0,03	-0,05	-0,11	-0,09	-0,15	-0,14	-0,09	-0,15	-0,03	-0,05	0,03	0,18	0,26	0,31	0,36	0,46
K2 I.F.B., firemåneders vekst	-0,11	-0,28	-0,22	-0,28	-0,13	-0,01	-0,05	0,05	0,00	0,13	0,08	0,10	0,25	0,25	0,37	0,38	0,38
K3 Fastland	0,03	0,06	0,11	0,16	0,22	0,28	0,33	0,38	0,44	0,46	0,50	0,55	0,59	0,62	0,67	0,72	0,73
K3 Fastland, firemåneders vekst	-0,08	-0,18	-0,20	-0,27	-0,00	0,11	0,23	0,35	0,28	0,29	0,22	0,27	0,29	0,29	0,31	0,28	0,32
K2 Husholdninger	-0,03	-0,08	-0,12	-0,18	-0,16	-0,11	-0,04	0,06	0,18	0,22	0,25	0,41	0,47	0,46	0,47	0,47	0,57
K2 Hush., firemåneders vekst	0,19	0,09	-0,01	-0,13	-0,11	-0,02	0,07	0,20	0,25	0,25	0,21	0,28	0,25	0,21	0,19	0,06	0,14
Import	0,02	-0,19	-0,36	-0,40	-0,43	-0,27	-0,13	0,06	0,12	0,13	0,14	0,07	0,18	0,17	0,19	0,27	0,40
Eksport	0,04	0,20	0,19	0,10	0,31	0,09	0,13	0,24	-0,06	0,13	0,25	0,18	0,23	0,37	0,26	0,32	0,20
Konkurser	-0,12	-0,25	-0,13	-0,18	-0,13	-0,21	-0,29	-0,17	-0,24	-0,37	0,02	0,06	-0,08	0,04	-0,09	-0,12	0,00
Sysselsetting	0,43	0,41	0,35	0,45	0,48	0,42	0,35	0,35	0,42	0,46	0,35	0,33	0,30	0,30	0,24	0,24	0,22
Industriproduksjon i USA	0,02	0,08	0,14	0,26	0,39	0,50	0,45	0,47	0,56	0,50	0,48	0,53	0,52	0,55	0,45	0,38	0,38
Industriproduksjon i Tyskland	-0,19	-0,15	-0,01	-0,19	-0,01	-0,09	-0,01	-0,04	-0,06	-0,06	-0,05	0,03	-0,15	-0,3	0,19	-0,09	0,06
OSEBX	-0,14	0,04	0,09	0,15	0,11	0,11	0,21	0,32	0,40	0,45	0,34	0,51	0,43	0,31	0,38	0,34	0,43
Aksjeindeks for industrien	0,07	0,16	0,17	0,18	0,16	0,20	0,19	0,20	0,21	0,18	0,16	0,20	0,17	0,13	0,15	0,15	0,26
Oljepris	0,42	0,45	0,47	0,46	0,38	0,30	0,30	0,29	0,28	0,25	0,24	0,23	0,18	0,14	0,10	0,04	0,02
Norsk rentedifferanse	0,35	0,35	0,31	0,29	0,24	0,18	0,17	0,13	0,13	0,13	0,23	0,26	0,28	0,19	0,15	0,10	0,12
Realvalutakurs	-0,25	-0,31	-0,33	-0,32	-0,29	-0,29	-0,31	-0,27	-0,27	-0,25	-0,21	-0,18	-0,11	-0,07	-0,02	0,05	0,10
TED spread	0,00	0,12	0,21	0,25	0,31	0,38	0,36	0,33	0,38	0,45	0,46	0,49	0,51	0,50	0,49	0,49	0,48
Amerikansk HY-spread	0,07	0,21	0,30	0,40	0,41	0,39	0,47	0,52	0,53	0,53	0,49	0,49	0,44	0,32	0,27	0,21	0,19

Tabell 7.5 Korrelasjoner mellom de ulike tidsseriene for hele perioden

	K2 IFF	K2 IFF 4mnd	K3 Fastland	K3 F. 4mnd	K2 hush. 4mnd	K2 hush 4mnd	Norsk import	Norsk eksport	Konk.	Syssels.	Tysk industri	Am. industri	Aksjeind. industri	Bred aksjeind.	Oljepris	Norsk rentediff.	Realvalu- takurs	TED- spread	Amer. HY
K2 IFF	1,00																		
K2 IFB 4mnd	-0,04	1,00																	
K3 Fastland	0,99	-0,07	1,00																
K3 F 4mnd	-0,05	0,81	-0,06	1,00															
K2 Husholdninger	0,98	-0,05	1,00	-0,05	1,00														
K2 H 4mnd	-0,12	0,38	-0,08	0,66	-0,05	1,00													
Norsk import	0,90	0,24	0,91	0,16	0,92	0,04	1,00												
Norsk eksport	0,59	0,50	0,56	0,37	0,57	0,11	0,73	1,00											
Konkurser	-0,27	0,61	-0,26	0,39	-0,23	0,23	0,07	0,32	1,00										
Sysselsetting	0,99	-0,03	0,99	-0,05	0,98	-0,13	0,90	0,59	-0,24	1,00									
Tysk industri	0,79	0,30	0,81	0,16	0,83	0,05	0,92	0,71	0,16	0,82	1,00								
Amerikansk industri	0,47	0,40	0,54	0,27	0,57	0,18	0,72	0,50	0,34	0,51	0,83	1,00							
Aksjeind. for industri	0,50	0,38	0,54	0,23	0,57	0,19	0,77	0,58	0,49	0,52	0,76	0,82	1,00						
Bred aksjeindeks	0,85	0,09	0,89	0,04	0,90	0,03	0,93	0,59	0,06	0,87	0,91	0,79	0,80	1,00					
Oljepris	0,66	0,20	0,64	0,13	0,65	0,06	0,68	0,86	0,06	0,66	0,69	0,40	0,42	0,59	1,00				
Norsk rentedifferanse	-0,01	-0,38	0,07	-0,10	0,10	0,28	-0,05	-0,16	-0,18	-0,05	-0,18	-0,07	-0,04	0,04	-0,04	1,00			
Realvalutakurs	0,30	-0,07	0,33	-0,04	0,31	-0,11	0,31	-0,18	-0,16	0,33	0,22	0,28	0,21	0,38	-0,34	0,02	1,00		
TED-spread	-0,01	-0,51	0,06	-0,25	0,06	0,14	-0,17	-0,34	-0,36	-0,01	-0,13	-0,12	-0,30	0,03	-0,06	0,52	-0,03	1,00	
Amerikansk HY	-0,05	0,02	0,06	0,07	0,11	0,33	0,16	0,11	0,32	-0,02	0,33	0,56	0,40	0,37	0,21	0,43	-0,08	0,41	1,00

7.2 Komponenter i referanseindikatoren

Tabell 7.6 Komponenter i referanseindikatoren

	Industriproduksjon	Detaljomsetning	Igangsatte bygg
Standardavvik	2,97	1,39	13,10
Standardiseringsfaktor	0,33	0,71	0,07
Vekting	0,30	0,63	0,07
Gjennomsnittsavvik etter standardisering	0,80	0,77	0,76

7.3 Tidsseriens trendegenskaper

Tabell 7.7 Oversikt over egenskapene til tidsseriene

Tidsserie	Egenskaper
Industriproduksjon	Trendstasjonær
Detaljomsetning	I(1)
Igangsatte bygg	I(2)
K2 Ikke-finansielle bedrifter	I(2)
K3 Fastlands-Norge	I(2)
K2 Husholdninger	I(1)
Sysselsatte	I(2)
Konkurser	Trendstasjonær
Import	I(1)
Eksport	I(1)
Industriproduksjon USA	Trendstasjonær
Industriproduksjon Tyskland	Trendstasjonær
Norsk aksjeindeks OSEBX	I(1)
Norsk industriaksjeindeks	I(1)
Oljepris	I(1)
Norsk rentedifferanse	Trendstasjonær
Realvalutakurs	Trendstasjonær
TED spread	Trendstasjonær

8. Litteraturliste

- Aastveit, K., Jore, A., & Ravazzolo, F. (2015). Identification and real-time forecasting of Norwegian Business Cycles. *Norges Bank Working Paper 09-2015*.
- Anundsen, A., & Jansen, E. (2011). Self-reinforcing effects between housing prices and credit. *Statistisk Sentralbyrå: Discussion Paper no 651*.
- Aursland, T. (2016). *Forelesning i FIE403 Business Cycle Analysis 8. februar 2016*. NHH, Bergen.
- Balke, N. (1991). Modeling Trends in Macroeconomic Time Series. *Federal Reserve Bank of Dallas Economic and Financial Policy Review*, ss. 19-33.
- Benedictow, A., & Johansen, P. (2005). Prognoser for internasjonal økonomi. *Økonomiske analyser 2/2005*.
- Bernanke, B., Boivin, J., & Elias, P. (2005, februar). Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach. *The Quarterly Journal of Economics*, ss. 387-422.
- Bernhardsen, T., Eitrheim, Ø., Jore, A., & Røisland, Ø. (2006). Real-time data for Norway: Challenges for Monetary Policy. *North American Journal of Economics and Finance 16*, ss. 333-349.
- Bernhardsen, T., Kloster, A., & Syrstad, O. (2012). Risk premiums in NIBOR and other countries' interbank lending rates. *Norges Bank Staff Memo 21-2012*.
- Bjørnland, H. (1998). Håpløse spådommer, bølgeteori og falske sykler. *Sosialøkonomen nr. 6*, ss. 18-27.
- BofA Merrill Lynch. (2017). *BofA Merrill Lynch US High Yield Option-Adjusted Spread*©. Hentet fra FRED Economic Data: <https://fred.stlouisfed.org/series/BAMLH0A0HYM2> (Hentet 22.02.2017)
- Bry, G., & Boschan, C. (1971). Programmed Selection of Cyclical Turning Points. I *Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs* (ss. 7-63). NBER.
- Burns, A., & Mitchell, W. (1946). *Measuring Business Cycles*. NBER.
- Bø, O., Røstasand, J., & Tørum, E. (2003). Hvor pålitelige er dagens finansielle makroindikatorer? *Penger og Kreditt nr 3, 2003*, ss. 154-162.
- Conference Board. (2001). *Business Cycle Indicators Handbook*. Hentet fra Conference Board: https://www.conference-board.org/pdf_free/economics/bci/BCI-Handbook.pdf (Hentet 01.02.2017)
- Conference Board. (2010). *Business Cycle Indicators, March 2010. Volume 15 Number 3*. Conference Board.

-
- Conference Board. (2017, januar 26). *Press Release January 2017*. Hentet fra Conference Board: https://www.conference-board.org/pdf_free/press/US%20LEI%20-%20Press%20Release%20January%202017.pdf (Hentet 01.02.2017)
- Cooper, N., Hillman, R., & Lynch, D. (2001). Interpreting Movements in High-Yield Corporate Bond Market Spreads. *Bank of England: Quarterly Bulletin, Spring 2001*, ss. 110-120.
- Dickey, D., & Fuller, W. (1979, juni). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, ss. 427-431.
- Dørum, Ø., & Lund, A. (1986). Om ledende og sammenfallende indikatorer. *Penger og Kreditt 2/1986*, ss. 186-194.
- EIA. (2017). *Europe Brent Spot Price FOB*. Hentet fra US Energy Information Administration: <https://www.eia.gov/dnav/pet/hist/LeafHandler.ashx?n=pet&s=rbrte&f=m> (Hentet 19.02.2017)
- Enders, W. (2004). *Applied Econometric Time Series, 2nd edition*. Wiley .
- Engle, R., & Granger, C. (1987, mars). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, ss. 251-276.
- Estrella, A., & Turbin, M. (2006, august). The Yield Curve as a Leading Indicator: Some Practical Issues. *Federal Reserve Bank of New York Current Issues in Economics and Finance*.
- Europakommisjonen. (u.d.). *JDemetra+ seasonal adjustment software*. Hentet fra Eurostat: http://ec.europa.eu/eurostat/cros/content/jdemetra-seasonal-adjustment-software_en (Hentet 29.03.2017)
- Eurostat. (u.d.). *Eurostat: TRAMO/SEATS*. Hentet fra Eurostat: <https://ec.europa.eu/eurostat/sa-elearning/tramoseats> (Hentet 06.02.2017)
- Gerdrup, K., Hammersland, R., & Naug, B. (2006). Finansielle størrelser og utviklingen i realøkonomien. *Penger og Kreditt 2/2006*, ss. 12-42.
- Giles, D. (2011, april 29). *Testing for Granger Causality*. Hentet fra Econometrics Beat: Dave Giles' Blog: <http://davegiles.blogspot.no/2011/04/testing-for-granger-causality.html> (Hentet 02.02.2017)
- Granger, C. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*, 37-3, ss. 424-438.
- Granger, C. (1981). Some properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification. *Journal of Econometrics*, ss. 121-130.
- Hagelund, K. (1982). *Om konstruksjon av et konjunkturindikatorsystem for norsk økonomi*. Norges Bank, arbeidsnotat .

- Harding, D., & Pagan, A. (1999, mai). *Dissecting the Cycle. Melbourne Institute of Applied Economic and Social Research: Working Paper 13/99.*
- Holden, S. (2007). *Forelesningsnotat 1: Konjunkturteori.* Hentet fra UiOs nettsider: <http://folk.uio.no/sholden/E1310/fnotat1-dec07.pdf> (Hentet 14.03.2017)
- Holden, S. (2015a). *Nasjonalregnskapet.* Hentet fra UiOs nettsider: <http://folk.uio.no/sholden/makrobok/nasjonalregnskap.pdf> (Hentet 15.03.2017)
- Holden, S. (2015b). *Forelesningsnotat 12: Valuta og valutamarked.* Hentet fra UiOs nettsider: <http://folk.uio.no/sholden/E1310/valuta.pdf> (Hentet 26.02.2017)
- Hou, D., & Skeie, D. (2014). *LIBOR: Origins, Economics, Crisis, Scandal, and Reform. Federal Reserve Bank of New York Staff Reports: Staff Report No. 667.*
- Husebø, T., & Wilhelmsen, B. (2005). *Norwegian Business Cycles 1982-2003. Norges Bank Staff Memo 02-2005.*
- Ivanov, V., & Killian, L. (2001). *A Practitioner's Guide to Lag-Order Selection for Vector Autoregressions. I CEPR Discussion Paper no. 2685.* London: Centre for Economic Policy Research.
- Jacobsen, D., & Naug, B. (2004). *Hva påvirker gjeldsveksten i husholdningene? Penger og Kreditt 2/2004.*
- Johansen, S. (1991). *Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. Econometrica 59(6), ss. 1551-1580.*
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models.* Oxford: Oxford University Press.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). *Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Applications to the Demand for Money. Oxford Bulletin of Economics and Statistics (Vol 52-2), ss. 169-210.*
- Jones, C. (2014). *Macroeconomics: Third Edition.* W.W. Norton & Company.
- Kloster, A. (2000). *Beregning og tolkning av renteforventninger. Penger og Kreditt 1/2000, ss. 29-36.*
- Kloster, A., & Solberg-Johansen, K. (2006). *Prognosearbeidet i Norges Bank. Penger og Kreditt 2/2006, ss. 76-86.*
- Klovland, J. (2016). *Forelesning i FIE403 Business Cycle Analysis, 26. januar 2016.* NHH, Bergen.
- Koenig, E., & Emery, K. (1991, July). *Misleading indicators? Using the composite leading. Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review, ss. 1-14.*
- Koenig, E., & Emery, K. (1991, juli). *Misleading Indicators? Using the Composite Leading Indicators to Predict Cyclical Turning Points. Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review, ss. 1-14.*

-
- Koopmans, T. (1947). Measurement Without Theory. *Review of Economics and Statistics* vol 29, ss. 161-172.
- Krogh, T. (2013). *Forelesning i ECON4310 16. september 2013: "Investment: Tobin's q"*. Hentet fra UiOs nettsider: <http://www.uio.no/studier/emner/sv/oekonomi/ECON4310/h13/lectures/lecture10.pdf> (Hentet 09.04.2017)
- Leamer, E. (2008). *What's a Recession, Anyway?* NBER Working Paper 14221.
- Lerbak, M. (2013). Om pengemengden. *Norges Bank Staff Memo 14/2013*.
- Levanon, G., Ozyildirim, A., & Tanchua, J. (2010, mars). Real M2 and Its Impact on The Conference Board Leading Economic Index (LEI) for the United States. *Business Cycle Indicators, Volume 15 Number 3*, ss. 3-6.
- Lucas, R. (1977). Understanding Business Cycles. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1/77*, 7-29.
- Lütkepohl, H. (2007). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin: Springer.
- Maddala, G., & Kim, I.-M. (1998). *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*. Cambridge: Cambridge University Press.
- MathWorks. (2017). *Unit Root Nonstationarity*. Hentet fra MathWorks: <https://se.mathworks.com/help/econ/unit-root-nonstationarity.html> (Hentet 25.02.2017)
- Mönch, E., & Uhlig, H. (2005). Towards a Monthly Business Cycle Chronology for the Euro Area. *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis 2005/01*.
- Nordbø, E. (2016). *Hvor mange er arbeidsledige?* Hentet fra Norges Bank, Aktuell kommentar 9/16: http://static.norges-bank.no/pages/105467/Aktuell_kommentar_9_2016.pdf?v=22092016110112&ft=.pdf (Hentet 27.02.2017)
- OECD. (2008). *Handbook on Constructing Composite Indicators: Methodology and User Guide*. Hentet fra OECD: <http://www.oecd.org/std/leading-indicators/42495745.pdf> (Hentet 11.02.2017)
- OECD. (2017, februar). *CLI Components and Turning Points*. Hentet fra OECD: <https://www.oecd.org/std/leading-indicators/CLI-components-and-turning-points.pdf> (Hentet 20.02.2017)
- Oslo Børs. (2017a). *Hovedindeksen*. Hentet fra Oslo Børs' nettsider: <https://www.oslobors.no/markedsaktivitet/#/details/OSEBX.OSE/overview> (Hentet 19.02.2017)
- Oslo Børs. (2017b). *Aksjeindeks for industrien: OSE20GI*. Hentet fra Oslo Børs' nettsider: <https://www.oslobors.no/markedsaktivitet/#/details/OSE20GI.OSE/overview> (Hentet 19.02.2017)

-
- Pagan, A. (1989). 20 Years after: Econometrics 1966-1986. I B. Cornet, & H. Tulkens, *Contributions to Operations Research and Econometrics*. Cambridge, MA: The MIT Press.
- Pham, D. (2001). *Innføring i tidsserier - sesongjustering og X-12-ARIMA*. Hentet fra Statistisk Sentralbyrå: https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/notat_200102/notat_200102.pdf (Hentet 01.02.2017)
- Pham, D. (2007). *Notater fra seksjon for metoder og standarder*. Hentet fra Statistisk sentralbyrå: https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/notat_200743/notat_200743.pdf (Hentet 01.02.2017)
- Pindyck, R., & Rubinfeld, D. (1991). *Econometric models and economic forecasts*. New York: McGraw-Hill.
- Sims, C. (1972, september). Money, Income and Causality. *The American Economic Review*, Vol 62, No.4, ss. 540-552.
- Statistisk Sentralbyrå. (2016a). *Produksjonsindeks for olje og gass, industri, bergverk og kraftforsyning, desember 2016*. Hentet fra Statistisk Sentralbyrå: <https://www.ssb.no/energi-og-industri/statistikker/pii/maaned/2017-02-06?fane=tabell#content> (Hentet 15.02.2017)
- Statistisk Sentralbyrå. (2016b). *Detaljomsetningsindeksen, desember 2016*. Hentet fra Statistisk Sentralbyrå: <https://www.ssb.no/varehandel-og-tjenesteyting/statistikker/doi/maaned/2017-01-30?fane=om#content> (Hentet 10.01.2017)
- Statistisk Sentralbyrå. (2016c). *Omlegging av pengemengdestatistikken*. Hentet fra Statistisk Sentralbyrå: <https://www.ssb.no/bank-og-finansmarked/artikler-og-publikasjoner/omlegging-av-pengemengdestatistikken--259581> (Hentet 19.02.2017)
- Statistisk Sentralbyrå. (2017a). *Konsumprisindeksen, januar 2017*. Hentet fra Statistisk Sentralbyrå: <https://www.ssb.no/kpi> (Hentet 10.02.2017)
- Statistisk Sentralbyrå. (2017b). *Kredittindikatoren K2, desember 2016*. Hentet fra Statistisk Sentralbyrå: <https://www.ssb.no/bank-og-finansmarked/statistikker/k2/maaned/2017-01-31?fane=om#content> (Hentet 10.02.2017)
- Statistisk Sentralbyrå. (u.d.). *Generelt om sesongjustering*. Hentet fra Statistisk Sentralbyrå: <http://www.ssb.no/a/metadata/metode/sesongjustering.pdf> (Hentet 10.01.2017)
- Stock, J., & Watson, M. (1999). Business Cycle Fluctuations in US Macroeconomic Time Series. I J. Taylor, & M. Woodford, *Handbook of Macroeconomics, kapittel 1*. Elsevier Science B.V.
- Stock, J., & Watson, M. (2003, september). Forecasting Output and Inflation: The Role of Asset Prices. *Journal of Economic Literature* Vol XLI, ss. 788-829.
- Sørensen, P., & Whitta-Jacobsen, H. (2010). Ch. 13, Some Facts About Business Cycles. I *Introducing Macroeconomics* (ss. 361-366). McGraw-Hill Publishing Company.

-
- Thøgersen, Ø. (2016a). *Forelesning i FIE403 Business Cycle Analysis 18. januar 2016*. NHH, Bergen.
- Thøgersen, Ø. (2016b). *Forelesning i FIE403 Business Cycle Analysis 8. februar 2016*. NHH, Bergen.
- Toda, H., & Yamamoto, T. (1995, mars-april). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, ss. 225-250.
- Turtveit, L. (2017). Filialer av utenlandske banker og kredittilbud. *Norges Bank, Aktuell Kommentar 3-2017*.
- U.S. Census Bureau. (2016). *X-13ARIMA-SEATS Reference Manual*. Hentet fra U.S. Census Bureau: Center for Statistical Research and Methology: <https://www.census.gov/ts/x13as/docX13AS.pdf> (Hentet 01.03.2017)
- U.S. Energy Information Administration. (2017). *Petroleum & Other Liquids*. Hentet fra EIA: https://www.eia.gov/dnav/pet/pet_pri_spt_s1_d.htm (Hentet 10.02.2017)
- Wettergreen, K. (1990). Konjunkturbølger i norsk økonomi. *Økonomiske analyser Nr. 8-1990*, ss. 19-31.
- Zarnowitz, V., & Boschan, C. (1975, mai). Cyclical Indicators: An Evaluation and New Leading Indexes. *Business Conditions Digest*, ss. 5-22.