

NORGES HANDELSHØYSKOLE



Bergen, våren 2009

Utredning i fordypningsområdet finansiell økonomi

Veileder: Ola Honningdal Grytten

Sektorieell konjunkturømfintlighet i det norske arbeidsmarkedet

**En empirisk analyse av sammenhengen mellom aggregert produksjon og
bransjespesifikk sysselsetting**

av

Marius Stømner Smestad og Marit Øwre-Johnsen

Denne utredningen er gjennomført som et ledd i masterstudiet i økonomi og administrasjon ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at høyskolen inntår for de metoder som er anvendt, de resultater som er fremkommet eller de konklusjoner som er trukket i arbeidet.

Sammendrag

Målsetningen for denne utredningen har vært å belyse bransjemessige ulikheter i norsk arbeidsliv vedrørende konjunkturfølsomhet. I den teoretiske delen redegjør vi for mulige opphav til disse forskjellene, samt presenterer relevant konjunkturteori. I den empiriske tilnærmingen ser vi på samvariasjonen mellom realøkonomien og sysselsetting i ulike deler av norsk næringsliv. Til dette benyttes aggregert BNP for fastlands Norge og antall utførte timeverk for 12 ulike enkelt-næringer. Sammenligningen tar utgangspunkt i en dekomponering av de aktuelle tidsseriene, der sykelkomponenten benyttes til å anslå næringsspesifikke konjunktoregenskaper. Analysen baserer seg på data for nyere norsk økonomi, hentet fra perioden 1978 til 2008.

Resultatene viser en gjennomgående høy korrelasjon mellom sysselsetting og konjunkturutvikling. Vi finner imidlertid store forskjeller mellom næringer med hensyn til *når* den sterkeste korrelasjonen inntreffer. Industri, varehandel og hotell og restaurant viser den mest sammenfallende utviklingen med BNP, mens offentlig sektor og helse og sosialtjenester har en langt mer etterslepene tendens. Med hensyn til hvilke næringer som svinger mest ved konjunkturrendring finner vi at bygg og anleggssektoren har høyest volatilitet. Samlet sett finner vi tydelige skiller mellom offentlig og privat sektor, og mellom skjermet og konkurranseutsatt virksomhet. For å måle bransjespesifikk treghet i arbeidsmarkedet har vi avslutningsvis gjort en tilnærming til estimeringen av Okuns koeffisient. Resultatene viser at sammenhengen i Okuns lov holder på aggregert nivå for total Norge, men at koeffisientene gir lite verdifull informasjon når det benyttes en bransjemessig tilnærming.

Forord

Denne utredningen er skrevet under hovedprofilen finansiell økonomi og er siste ledd i masterstudiet i økonomi og administrasjon ved Norges Handelshøyskole. I forbindelse med studiene ved NHH har vi begge valgt makroøkonomiske fag med fokus på konjunkturutvikling, og dynamikken mellom arbeidsmarkedet og realøkonomien har selvsagt blitt belyst i tilknytning til dette. Vi ønsket å undersøke denne sammenhengen ytterligere gjennom anvendelse av økonometriske metoder på data innhentet for nyere norsk økonomi.

En stor takk rettes til vår veileder, Ola Honningdal Grytten, for meget gode råd og innspill underveis i arbeidet med masterutredningen. Vi ønsker også å takke Arngrim Hunnes for veiledning og nyttige innspill i forbindelse med kartleggingen av tidsseriens økonometriske egenskaper.

Innhold

Sammendrag	1
1. Innledning	6
2. Teori	8
2.1. Konjunkturteori	8
2.1.1. Definisjon av konjunktursykelens	8
2.1.2. Produksjonsgapet	10
2.1.3. Konjunktursykelens lengde	10
2.1.4. Stokastisk eller deterministisk trend?	11
2.1.5. Konjunkturindikatorer	14
2.2. Næringsrelatert teori	14
2.2.1. Klassisk arbeidsmarkedsteori	14
2.2.2. Endrede produktpriser: Stopler-Samuelson-teoremet	17
2.2.3. Endret ressurstilgang: Rybczynski-teoremet	19
2.2.4. Konkurransetsatt vs. skjermet sektor	21
3. Datapresentasjon	22
3.1. 1978- 2008	22
3.2. Bruttonasjonalprodukt	23
3.3. Bruttoprodukt	23
3.4. Utførte timeverk	24
3.5. Gruppering av næringer	25
4. Sesongjustering	26
4.1. Manuell sesongjustering	27
4.2. X- 12 ARIMA og Demetra	30
5. Detrending av tidsserier	33
5.1. Valg av detrenderingsmetode	33
5.2. Hodrick Prescott filteret	35
5.3. Detrending av bruttonasjonalprodukt	38
5.4. Detrending av tallserier for utførte timeverk	42
6. Korrelasjonsanalyse	44
6.1. Korrelasjonsberegninger	44
6.2. Klassifisering av indikatorer	46
6.3. Volatilitet	47
6.4. Diskusjon og drøfting av resultater	49
6.4.1. Timeverk, totalt alle næringer (Fastlands Norge)	50
6.4.2. Konkurransetsatt sektor	52
6.4.3. Privat skjermet sektor	56
6.4.4. Offentlig skjermet sektor	66
6.5. Oppsummering av resultater	71
7. Samspillet mellom arbeidsledighet og produksjonsgap	72
7.1. Naturlig arbeidsledighet	72
7.2. Produksjonsgap og arbeidsledighet	73
7.3. Okuns Lov	73
7.3.1. Okuns koeffisient	75
7.3.2. Stasjonæritet	76
7.3.3. Random walk	77
7.3.4. Dickey Fuller-test	78
7.3.5. Transformasjon av ikke-stasjonære tidsserier	84
7.3.6. Kointegrasjon	85

7.3.7.	Estimering av Okuns koeffisient for næringsdata.....	88
7.3.8.	Tolkning av Okuns koeffisientene	89
8.	Konklusjon.....	93
9.	Referanseliste	95
10.	Vedlegg	99
10.1.	Næringsgruppering	99
10.2.	Rådata for utførte timeverk.....	101
10.3.	Plot av alle tidsserier.....	103
10.4.	Resultater fra ADF- test; Differanseform	108
10.5.	Resultat fra ADF- test; Avviksform	110
10.6.	Resultater fra regresjon.....	111

Figurer

Figur 1:	Konjunkturforløpet.....	9
Figur 2:	Deterministisk trend	12
Figur 3:	Stokastisk trend med polynomiske egenskaper.....	13
Figur 4:	Ulik priselastisitet og lønnstilpasning	16
Figur 5:	Stolper-Samuelson-teoremet	18
Figur 6:	Rybczynski-teoremet.....	20
Figur 7:	Sesongvariasjoner for undervisning	26
Figur 8:	Manuell sesongjustering for undervisning.	30
Figur 9:	Sammenligning av sesongjusteringsmetoder for industrien	31
Figur 10:	Sammenligning av sesongjusteringsmetoder for bygg og anlegg.....	32
Figur 11:	Sammenligning av λ -verdier for HP-filtrering.....	38
Figur 12:	Trend- og sykelkomponent for BNP Fastlands Norge.....	39
Figur 13:	Produksjonsgap for Fastlands Norge	40
Figur 14:	Trend- og sykelkomponent for totalt utførte timeverk.....	42
Figur 15:	Trend- og sykelkomponent for industri.....	43
Figur 16:	Timeverk, totalt alle næringer	50
Figur 17:	Industri	52
Figur 18:	Olje og gass	53
Figur 19:	Bygg og Anlegg	57
Figur 20:	Hotell og restaurant	57
Figur 21:	Post og telekommunikasjon	58
Figur 22:	Varehandel	58
Figur 23:	Transport	59
Figur 24:	Finansiell tjenesteyting.....	59
Figur 25:	Forretningsmessig tjenesteyting.....	60
Figur 26:	Undervisning	67
Figur 27:	Helse og sosialtjenester	67
Figur 28:	Offentlig administrasjon og forsvar	68
Figur 29:	$\ln(\text{BNP}_t)$ og differensiert BNP ($\ln \text{BNP}_t - \ln \text{BNP}_{t-1}$)	81
Figur 30:	$\ln(\text{Industri}_t)$ og differensiert industri ($\ln \text{Industri}_t - \ln \text{Industri}_{t-1}$).....	81

Tabeller

Tabell 1: ADF- test for BNP og utførte timeverk	34
Tabell 2: Korrelasjonsberegninger ($t=0$).....	45
Tabell 3: Korrelasjonsberegninger med lead og lag	47
Tabell 4: Volatilitet beregner ved relativt standardavvik	48
Tabell 5: Oppsummering av resultater for samtlige næringer	71
Tabell 6: ADF- test for bruttoprodukt.....	83
Tabell 7: Test for kointegrasjon.....	87
Tabell 8: Estimering av Okuns koeffisienter	89

1. Innledning

”Alle økonomiske kriser er forskjellige.

Men det er en skremmende regelmessighet.

Det starter som en finanskriser, med fall i aksjekurser, nedgang i bolig- og eiendomspriser, og problemer i banknæringen.

Det fortsetter som en økonomisk krise, med fall i nasjonalproduktet og problemer i eksportnæringene.

Men den tredje fasen er den mest alvorlige.

Og det er den verden nå beveger seg inn i.

Krisen slår inn i arbeidsmarkedet.

Sysselsettingen faller.

Arbeidsløsheten øker.”

Jens Stoltenberg, Arbeiderpartiets Landsmøte 18.4.2009

Etter en årrekke med historisk høye vekstrater ble norsk økonomi innhentet av den globale finanskrisen i løpet av 2008. Ringvirkningene av fallende boligpriser og aksjekurser har igjen gjort arbeidsledighet til et sentralt tema på den politiske dagsorden, og for øyeblikket advares det om at vi enda ikke har sett krisens fulle effekt på realøkonomien. Dette bildet bekreftes i utdraget fra Statsministerens tale på Arbeiderpartiets landsmøte gjengitt ovenfor. Her påpekes det at vi nå er på vei inn i krisens tredje fase, der de negative effektene slår inn over arbeidsmarkedet.

Med bakgrunn i et ønske om å ta for seg dagsaktuelle problemstillinger virket konjunkturutvikling og dens effekter på arbeidsledigheten tiltalende på oss. Det eksisterer imidlertid enorme mengder litteratur på dette området, og det ble derfor viktig å finne en ny vinkel på problemformuleringen. Etter videre undersøkelser viste det seg at det meste av forskningen tok for seg økonomien på et aggregert nivå, og at det forelå lite konkrete beregninger hvor man så nærmere på ulike sektorer i næringslivet. Mangelen på empiri innen dette området, i kombinasjon med en etablert oppfatning om ulike bransjers konjunktoregenskaper, ledet oss til følgende problemformulering for arbeidet:

Kartlegging av sektoriell konjunkturømfintlighet i det norske arbeidsmarkedet.

Mer spesifikt har målet for denne oppgaven vært å foreta en kvantitativ undersøkelse vedrørende konjunktoregenskapene i ulike deler av norsk næringsliv. At det finnes store ulikheter er det liten tvil om. Informasjonsverdien i denne analysen er imidlertid at disse antagelsene kvantifiseres og etterprøves for å bekrefte etablerte holdninger til næringsfølsomhet. Gjennom disse undersøkelsene ønsker vi å besvare historiske og fremtidige spørsmål av typen:

- Hvilke bransjespesifikke ulikheter finnes?
- Hvilke bransjer rammes hardest og hvilke reagerer raskest på konjunkturrendring?
- Har utviklingen i korrelasjonen mellom BNP og sysselsettingen utviklet seg vesentlig over tid?

Som grunnlag for å besvare disse spørsmålene har vi benyttet kvartalsvise data for perioden 1978 til 2008, tilgjengelige på Statistisk Sentralbyrås hjemmesider. Våre funn er selvsagt av historisk art, men om statsministeren har rett i sine antagelser om at *”økonomiske kriser har en skremmende regelmessighet”* håper vi at tallene også kan kaste lys over fremtidens økonomiske utvikling. Således er denne oppgaven vårt beskjedne bidrag i arbeidet med å kartlegge disse regelmessighetene.

2. Teori

2.1. Konjunkturteori

Hovedfokuset i analysen er å foreta en sammenligning mellom den sykliske utviklingen i sysselsetting og den økonomiske aktiviteten i fastlands Norge. Det er derfor naturlig å starte med en definisjon av begrepet konjunktursykel og utdype ulike karakteristika knyttet til sykler.

2.1.1. Definisjon av konjunktursykel

For å beskrive fenomenet konjunktursykel har vi valgt å ta utgangspunkt i definisjonen fra en artikkel av Arthur F. Burns og Wesley C. Mitchell fra 1946:

“Business cycles are a type of fluctuation found in the aggregate economic activity of nations that organize their work mainly in business enterprises: a cycle consists of expansions occurring at about the same time in many economic activities, followed by similarly general recessions, contractions, and revivals which merge into the expansion phase of the next cycle; the sequence of changes is recurrent but not periodic; in duration business cycles vary from more than one year to ten or twelve years; they are not divisible into shorter cycles of similar character with amplitudes approximating their own.”¹

Med utgangspunkt i Burns og Mitchells sykeldefinisjon vil vi utdype egenskapene knyttet til konjunktursykler i mer detalj. Vi tar utgangspunkt i at tidsserien vi beskriver er mål på et lands bruttonasjonalprodukt (BNP).

Konjunkturbunnen- og toppene klassifiseres gjerne som de punktene hvor man finner størst avvik mellom faktiske tall og trenden. I disse punktene er veksten for trend og faktisk serie lik. Mer spesifikt tilsier dette at man finner topper i de punktene der seriens deriverte går fra å være større til å bli mindre enn trendens. Dette er nærmere illustrert i Figur 1 på neste side. Motsatt vil det i en konjunkturbunn finne sted et skift

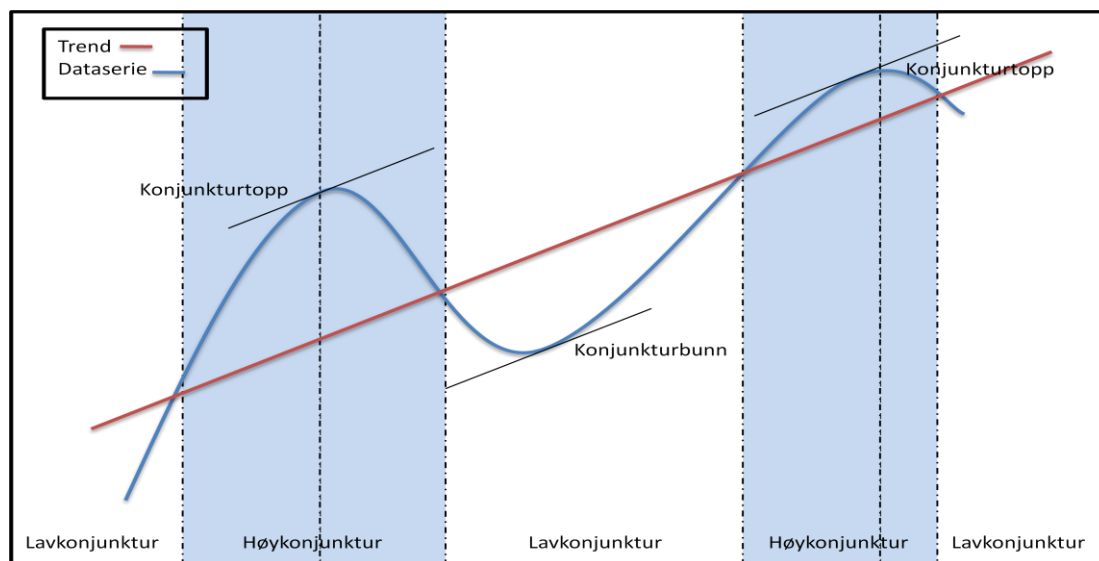
¹ Burns og Mitchell (1946)

fra langsommere til raskere vekstrate i tallserien enn i trenden. På samme måte som tidligere vil veksten også her være lik når konjunkturbunnen inntreffer.

Det er viktig å presisere at vi i beskrivelsen ovenfor tar utgangspunkt i såkalte vekstsykler. En alternativ definisjon er den klassiske konjunktursykel, som blant annet benyttes av "National Bureau of Economic Research" (NBER) i USA. Da vi i denne oppgaven utelukkende vil benytte vekstsykler ser vi imidlertid ingen grunn til å gå nærmere inn på alternative definisjoner.

Som illustrert i Figur 1 defineres perioden hvor BNP ligger over eller under trenden, som henholdsvis høy- og lavkonjunktur. Konjunkturoppgang defineres imidlertid som perioden fra konjunkturbunn- til topp, og motsatt vil en konjunkturedgang finne sted i perioden fra topp til bunn.²

Konjunktursykelens egenskaper er nærmere presisert i følgende figur:



Figur 1: Konjunkturforløpet
Kilde: Benedictow og Johansen (2005)

² Benedictow og Johansen (2005)

2.1.2. Produksjonsgapet

Produksjonsgapet inngår som et sentralt begrep ved diskusjon av konjunktursyklus. Gapet er definert som avviket mellom faktisk og potensiell produksjon. I en artikkel fra 2004 definerer Jarle Bergo potensiell produksjon som ”*det produksjonen ville vært dersom priser og lønninger hadde vært helt fleksible.*”³ Videre presiserer han at den potensielle produksjonen (Y_t^p) kan forklares som en funksjon av arbeidstilbudet (L_t), realkapitalbeholdningen (K_t) og produktiviteten (A_t) på tidspunkt t :

$$Y_t^p = F(K_t, A_t L_t) \quad (2.1)$$

Potensiell produksjon er i praksis krevende å identifisere, men en vanlig tilnærming er å definere produksjonspotensialet som trenden i en tidsserie. Tar vi utgangspunkt i Figur 1 vil derfor negative produksjonsgap være de delene av kurven som befinner seg under trendlinjen. Det motsatte vil være tilfelle for positive produksjonsgap.

I praksis vil man i en periode med positivt produksjonsgap oppleve at sysselsettingen er høy i forhold til den samlede arbeidsstyrken og at kapitalmengden utnyttes fullt ut. I slike perioder vil det være et press i økonomien som med bakgrunn i pris- og lønnsrigiditet medfører stigende prisvekst. Motsatt vil det være en tendens i retning av lavere pris- og lønnsvekst når arbeidsledigheten er høy og kapitalutnyttelsen er lav. I mellom disse tilfellene finnes det til enhver tid et nivå på ressursbruken som er forenelig med en stabil utvikling i priser og lønninger. Dette nivået er definert som potensiell produksjon.

2.1.3. Konjunktursykelens lengde

Burns og Mitchell er svært fleksible i antydningen av konjunkturvarighet og gir i sin definisjon rom for durasjoner på alt i fra ett til 12 år. En mer presis tommelfingerregel er å finne i en artikkel av Andreas Benedictow og Per Richard Johansen fra 2005, hvor det antydes en normal sykellengde på fem år. Benedictow og Johansens estimering baserer seg på beregning av produksjonsgapets korrelasjonen med seg selv, med ulik tidsforskyvning. Gapet korrelert med seg selv vil selvsagt vært lik én, hvis

³ Bergo (2004)

man ser bort i fra en tidsforskyvning. Forskyves imidlertid gapet med en halv sykel vil man få den sterkeste graden av negative korrelasjonen da konjunkturtopp- og bunn sammenlignes. Forskyves serien med en kvart sykel (1/4) vil korrelasjonen bli lik null. For å oppnå et mål på lengden på en full sykel multipliseres denne tidsforskyvningen med fire. Benedictow og Johansen gjennomfører denne beregningen for USA og finner at korrelasjonen er lik null ved fem kvartalers forskyvning. Dette tilsier en full sykkelengde på 20 kvartaler eller fem år.⁴ Det er imidlertid viktig å ta høyde for at det eksisterer ulikheter mellom land med hensyn til sykkelengde, samt at disse har vist seg å endres over tid.

2.1.4. Stokastisk eller deterministisk trend?

Selv om Burns og Mitchells klassiske konjunkturdefinisjon er hentet fra en artikkel publisert i 1946, har konjunkturteorier langt eldre aner. En historisk deskriptiv tradisjon for konjunkturanalyse oppsto allerede i 1862 med Clement Juglars verk "*Des crisis commerciales.*" Denne deskriptive behandlingen ble etter hvert avløst av en dekomposisjon av datatidsserier i en trend- og sykkelkomponent. I henhold til denne tankegangen er den sykliske komponenten ment å reflektere fluktasjoner relatert til midlertidige endringer i tilbud og etterspørsel, mens trendkomponenten beskriver den langsiktige økonomiske utviklingen. Frem til 1980-tallet ble det antatt at trend og sykel ble drevet av ulike mekanismer som kunne studeres separat.⁵ Dette resulterte i at trendkomponenten typisk ble modellert som lineær og at konjunkturkomponenten deretter ble beregnet med bakgrunn i denne. I en artikkel fra 1982 kalt; "*Trends and random walks in macroeconomic time series; some evidence and implications*" av Charles Nelson og Charles Plosser ble imidlertid dette synet utfordret. De pekte på at økonomiske sjokk kunne generere langsiktige endringer i trendkomponenten noe som innledet en ny fase i konjunkturanalysen.⁶ Det er disse ulikhetene i antagelsene rundt trendkomponentens egenskaper vi i det følgende vil spesifisere nærmere.

⁴ Benedictow og Johansen (2005)

⁵ Balke (1991)

⁶ Balke (1991)

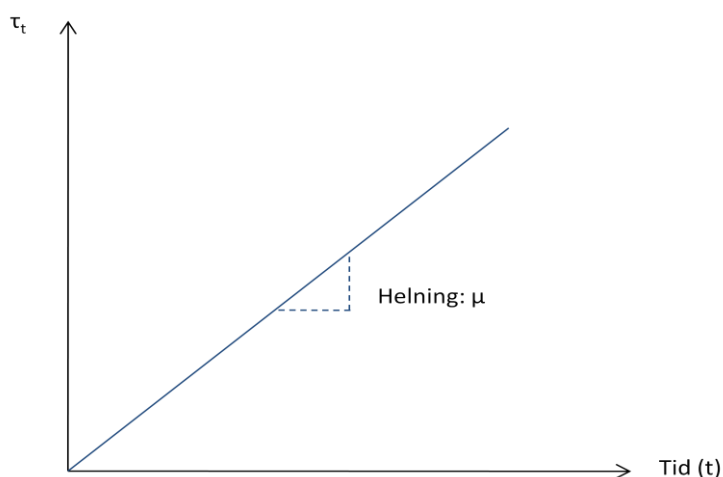
Deterministisk trend

Som nevnt var det i årene før 1980 vanlig å anta en deterministisk trendkomponent i forbindelse med utviklingen i konjunktursykler. Kjernen i denne typen trendestimering er at man innenfor en gitt periode har en konstant vekstrate enten i form av en lineær eller eksponentiell trendkomponent. Sjokk fra etterspørselsiden vil påvirke utviklingen i tallserien på kortere sikt, mens man på lang sikt vil vende tilbake til den opprinnelige trendutviklingen. Ved å velge en lineær trend gjør man en antagelse om at tallserien har et konstant stigningstall (konstant vekst i absolutte termer), mens valg av en eksponentiell trendkomponent innebærer en antagelse om konstant prosentvis vekst. De to ulike metodene for trendestimering er uttrykt nedenfor:

$$\tau_t = \tau_0 + \mu t \text{ (Lineær trend)} \quad (2.2)$$

$$\ln \tau_t = \tau_0 + \mu t \text{ (Eksponentiell trend)} \quad (2.3)$$

Her uttrykker variabelen t tidspunktet for observasjonen, τ_0 konstantleddet og μ den konstante trendfaktoren.



Figur 2: Deterministisk trend

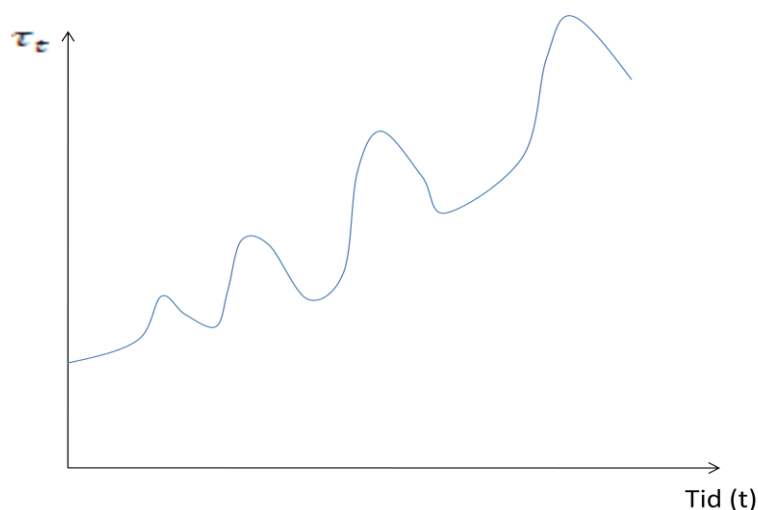
Merk at grafen gir eksponentiell trend hvis man benytter logaritmisk transformasjon og måler $\ln \tau_t$ langs y-aksen.
Kilde: Balke (1991)

Stokastisk trend

Som nevnt tidligere introduserte Nelson og Plosser problematikken rundt stokastiske eller tilfeldige endringer av trendkomponenten på begynnelsen av 80-tallet. Hvis en antagelse om stokastiske endringer i trend legges til grunn vil den estimerte trenden kunne avvike radikalt fra en trend estimert på et deterministisk grunnlag. Dette vil igjen innebære at dateringen av perioder med positive og negative produksjonsgap vil kunne avvike på bakgrunn av metodevalg. En stokastisk trendkomponent kan uttrykkes på følgende vis:

$$\tau_t = \mu + \tau_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

Notasjonen er her den samme som tidligere, men μ uttrykker nå størrelsen på en relativ vekstkonstant (driften i trenden). Videre er et feilledd (ε_t) inkludert i likningen. Feilleddet har forventningsverdi $E(\varepsilon_t) = 0$. Likning (2.4) er basert på ”random walk med drift” som innebærer at en observasjon på tidspunkt t er lik observasjonen i foregående periode ($t-1$) pluss feilleddet. Ved antagelse om en stokastisk trendkomponent gis det rom for at økonomiske sjokk kan generere endringer i trendkomponenten. Et eksempel på dette er at teknologisk fremgang øker produktiviteten i produksjonen og at veksten i BNP øker som et resultat av dette. En konsekvens er at trendkomponenten kan få polynomiske egenskaper, noe som fremgår i Figur 3:



Figur 3: Stokastisk trend med polynomiske egenskaper
Kilde: Balke (1991)

2.1.5. **Konjunkturindikatorer**

Konjunkturindikatorer har vist seg å være et nyttig verktøy for å identifisere sykler i økonomien, og ble introdusert av Burns og Mitchell på tidlig 1930-tallet hos NBER ⁷. Sykliske indikatorer kan klassifiseres i tre kategorier; ledende, sammenfallende og etterslepene indikatorer, avhengig av dateringen for indikatorens samvariasjon med den konjunkturrelle utviklingen.

Ved analyse av konjunkturindikatorer er man opptatt av å studere graden av samvariasjon mellom output (ofte målt ved BNP) og andre makroøkonomiske tidsserier. For å identifisere dette benyttes ofte korrelasjonskoeffisienten som måltall. Vi kommer nærmere tilbake til dette i kapittel 6 ved gjennomføring av korrelasjonsanalysen.

2.2. **Næringsrelatert teori**

Det er ingen kontroversiell påstand at det eksisterer store forskjeller med hensyn til konjunkturømfintlighet og strukturutvikling i norsk næringsliv. I det følgende vil vi ta utgangspunkt i klassisk arbeidsmarkedsteori og gi et teoretisk fundament for denne typen ulikheter. Denne teorien benyttes i liten grad direkte i analysen, men vil danne bakgrunn for forståelsen av næringsulikhetene som analyseres.

2.2.1. **Klassisk arbeidsmarkedsteori**

I klassisk arbeidsmarkedsteori finner man likevektslønnen der tilbudet av arbeidskraft er lik etterspørselen. Når vi ser på arbeidsmarkedet i lys av forskjellige bransjer betyr dette at man i hver enkelt bransje har ulike markedsforhold som gir opphav til forskjellige likevektslønninger, samt ulike tilbud- og etterspørselastisiteter. På etterspørselssiden vil for eksempel priselastisiteten i en bransje være avhengig av de

⁷ Burn og Mitchell (1946)

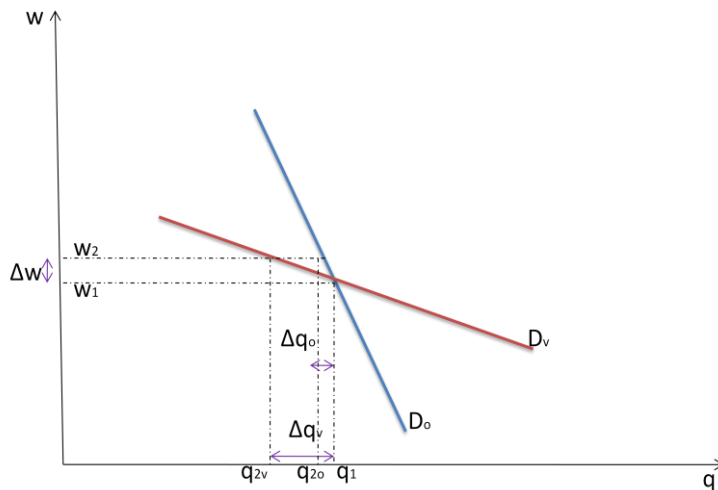
kostnadene som er tilknyttet en rask reduksjon eller oppskalering av arbeidsstyrken. Priselasititeten til etterspørsel er gitt ved følgende formel⁸:

$$E_p = \frac{\frac{\Delta Q}{Q}}{\frac{\Delta P}{P}} = \left(\frac{P}{Q}\right) * \left(\frac{\Delta Q}{\Delta P}\right) \quad (2.5)$$

Her beskriver Q mengden av etterspurt vare, mens P beskriver prisen. Priselasititeten til etterspørsel kan derfor uttrykkes som den prosentvise endringen i etterspørselen etter en vare som følge av én prosents endring i pris.

For å illustrere forskjeller i priselasititet og deres effekter på ulike bransjers konjunkturømfintlighet velger vi nå å bruke vikarbransjen og offentlig sektor som eksempler. Med bakgrunn i en antagelse om at vikarbransjen har lavere kostnader tilknyttet raske endringer i arbeidsstyrken, er det i dette spesifikke tilfellet grunn til å tro at denne bransjen har en høyere prissensitivitet i forhold til arbeidskraft. Dette innebærer at helningen på etterspørselskurven er mindre for vikarbransjen enn for offentlig sektor, noe som igjen medfører at en endring i lønnen lik Δw i begge bransjer vil gi mer drastiske etterspørselsutslag i bransjen med høyest priselasititet. Denne situasjonen er presisert i Figur 4, der begge bransjer i utgangspunktet befinner seg i likevekt med lønn w_1 og antall arbeidere q_1 . Vi forestiller oss at en endring i markedsbetingelsene medfører en lønnsøkning Δw slik at sysselsettingen i vikarbransjen og offentlig sektor endres til henholdsvis q^v og q^o . Som det går frem i figuren på neste side medfører denne lønnsøkningen større kutt i arbeidsstyrken i vikarbransjens tilfelle.

⁸ Pindyck og Rubenfield (2008:32)



Figur 4: Ulik priselastisitet og lønnstilpasning
Kilde: Pindyck og Rubenfield (2008)

Vi gjør en antagelse om at det eksisterer to bransjer; offentlig sektor (O) og vikarbransjen (V) med ulik etterspørsel henholdsvis D_o og D_v . En lønnsøkning tilsvarende Δw i begge bransjer vil dermed medføre en større reduksjon i arbeidsstyrken i vikarbransjen (Δq_v) enn i offentlig sektor (Δq_o), på bakgrunn av en høyere priselastisitet i vikarbransjen. Mer presist vil det i vikarbransjen finne sted en reduksjon fra den opprinnelige sysselsettingen i q_1 til punktet q_{2v} , mens den tilsvarende reduksjonen i offentlig sektor kun innebærer bevegelse fra q_1 til q_{2o} .

Det vil selvsagt også være bransjespesifikke forskjeller på tilbudssiden i arbeidsmarkedet som kan medføre den samme typen effekter som vi ovenfor har sett for etterspørselssiden. Tradisjonelt sett er tilbudet av arbeidskraft ansett som mindre fleksibelt og dermed mindre interessant i et konjunkturperspektiv. De senere års effekter av arbeidsinnvandring har imidlertid endret dette bildet, noe vi vil komme tilbake til i forbindelse med endringer i tilgangen og prisen på produksjonsfaktorer.

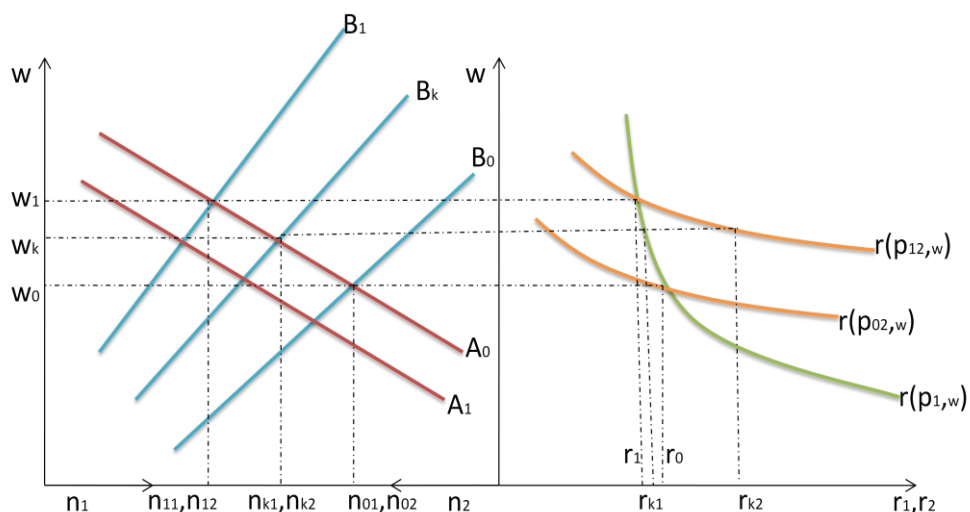
2.2.2. Endrede produktpriser: Stopler-Samuelson-teoremet

Endringer i etterspørselen etter ulike typer produkter og dermed endringer i produktenes relative prisforhold kan være en annen årsak til forskjellig konjunkturutvikling mellom næringer. De næringsstrukturelle resultatene av en endring i produktpris er beskrevet i Stopler-Samuelson-teoremet:

Økt pris på en vare fører til økt pris på den innsatsfaktor som brukes intensivt i produksjonen av vedkommende vare, og redusert pris på den andre innsatsfaktoren. Den faktorprisen som øker, vil øke prosentvis mer enn produksjonen.⁹

Hva innebærer så denne endringen i prising av innsatsfaktorer for den enkelte næring? Ved utdyping av dette velger vi å følge Victor Normans eksempel fra boken; ”*Næringsstruktur og utenrikshandel i en liten, åpen økonomi*”. Vi reduserer virkelighetens nærings sammensetning til en modell med to næringer, hvorav en er kapitalintensiv og en arbeidsintensiv. Videre antar vi full utnyttelse av innsatsfaktorene, og at mengden av innsatsfaktorer er konstant. Med bakgrunn i denne modellstrukturen vil en økning i prisen på den arbeidsintensive varen resultere i økt etterspørsel etter arbeidskraft i denne bransjen. På kort sikt medfører dette at lønnsnivået stiger, og at avkastningen i den arbeidsintensive bransjen øker (produktprisen stiger mer enn lønningene), mens avkastningen i den kapitalintensive bransjen går ned (på bakgrunn av økte lønninger). Lønnsomhetsforskjellen resulterer i en forflytting av kapital til den mest lønnsomme bransjen. Denne prosessen vil fortsette inntil kapitalavkastning og lønn igjen er den samme i begge bransjer. I den nye langsiktige likevekten vil avkastningen på kapital være lavere enn før, mens avkastningen på arbeid vil være høyere enn tidligere. Illustrasjon vises i Figur 4 på neste side.

⁹ Norman (1993:136)



Figur 5: Stolper-Samuelson-teoremet
Kilde: Normann (1993:138)

Figuren beskriver virkningene av økt pris på den arbeidsintensive varen. Langs aksene i figuren til venstre måles lønn (w) og sysselsetting i bransje 1 og 2, henholdsvis (n_1) og (n_2). I figuren til høyre måles faktoravlønningen for kapital (r) langs x-aksen og faktoravlønningen for arbeid (w) langs y-aksen. På tidspunkt 0 befinner vi oss i utgangspunktet i likevekt med faktoravlønning r_0 og w_0 i skjæringspunktet mellom arbeidskraftsetterspørselskurvene for bransje 1 og 2, henholdsvis A_0 og B_0 . Deretter finner det sted en økning i prisen på vare 2: ($p_{12} > p_{02}$), noe som fører til økt avkastning i bransje 2 ($r_{k2} > r_1$) og økt etterspørsel etter arbeidskraft (skift fra B_0 til B_k). Dette resulterer i lønnsstigning og redusert avkastning i bransje 1 ($r_{k1} < r_1$) som reduserer sin arbeidskraftsetterspørsel. På lengre sikt gir dette en overføring av kapital og arbeidskraft fra bransje 1 til 2, inntil vi igjen befinner oss i punktet der faktoravlønningen er identisk i begge næringer. Dette punktet finner vi i tidspunkt 1, i skjæringspunktet mellom etterspørselskurvene A_1 og B_1 med nye likevektsavkastninger w_1 og r_1 .

Det er imidlertid viktig å presisere at næringsstrukturelle endringer også kan oppstå som følge av en endring i tilbudet av produksjonsfaktorer. For eksempel vil økt arbeidsinnvandring i én spesifikk bransje kunne gi økt produksjon og lavere lønninger i denne bransjen, samtidig som avkastningen øker. Grafisk kan dette illustreres ved at y-aksen i Figur 5 flyttes utover til venstre ved økt tilgang på arbeidskraft. På denne måten vil man nå likevekt ved en lavere lønn og en større ressursutnyttning. Dette skyldes at økt tilgang på arbeidskraft gir lavere lønnspress, og høyere marginer i denne bransjen. Dette vil kunne resultere i næringsstrukturelle endringer. Følgene av endringer i tilgangen på innsatsfaktorer er imidlertid utdypet i Rybczynski-teoremet som vi nå vil se nærmere på.

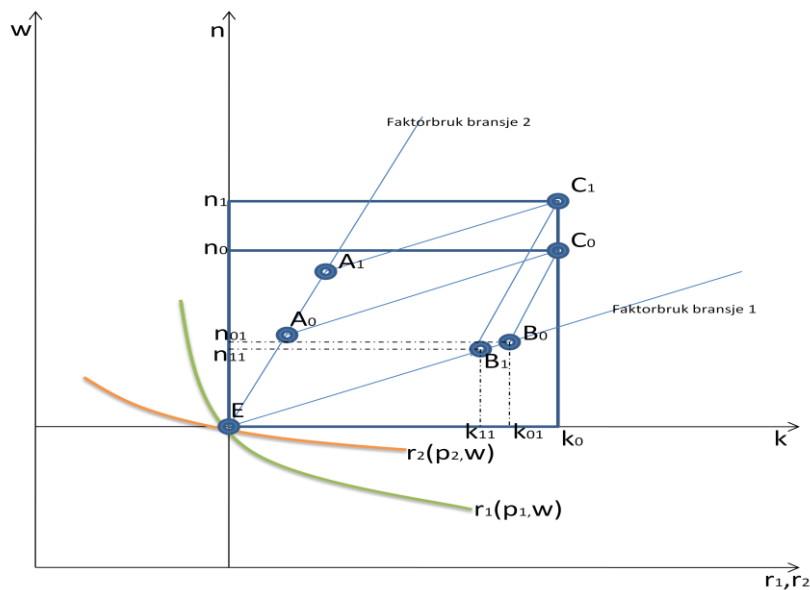
2.2.3. Endret ressurstilgang: Rybczynski-teoremet

I tillegg til endringer i produktpriser kan også endringer i faktortilgang bidra til endringer i næringsstrukturen. Effekten av denne typen endringer spesifiseres i Rybczynski-teoremet:

*Økt tilgang på en innsatsfaktor fører til økt produksjon av den varen som er intensiv i bruken av vedkommende faktor, og redusert produksjon av den andre varen.*¹⁰

Som utgangspunkt for Rybczynski-teoremet antar man faste produktpriser, noe som innebærer at prisen på innsatsfaktorene også ligger fast. I tillegg antar vi fortsatt full utnyttelse av innsatsfaktorene. Som i omtalen av Stolper-Samuelson-teoremet vil vi også denne gang forenkle virkeligheten ved kun å ta to bransjer i betraktning; en kapitalintensiv og en arbeidsintensiv. En implikasjon med utgangspunkt i disse antagelsene er at den bransjen som er intensiv i benyttelsen av den innsatsfaktoren hvor tilbudsside økningen finner sted, må øke sin produksjon for å tilfredsstille kravet om full faktorutnyttelse. Eksempelvis vil den arbeidsintensive bransjen øke sin produksjon for å sysselsette all arbeidskraft ved en økning i arbeidsinnvandringen. Gitt en spesifikk mengde kapital, må produksjonen reduseres i den kapitalintensive bransjen. Vi benytter igjen en figur for bedre å beskrive effektene.

¹⁰ Norman (1993:139)



Figur 6: Rybczynski-teoremet
Kilde: Norman (1993:139)

Figuren gir en spesifisering av Rybczynski-teoremet der r =kapitalavkastning, w =lønn, k =kapital og n =arbeidskraft. Vi ser at en økning i tilgangen på arbeidskraft fra n_0 til n_1 resulterer i en økning i utnyttelsen av begge innsatsfaktorer i bransje 2 (bevegelse fra A_0 til A_1). Samtidig reduseres faktorforbruket i den kapitalintensive bransjen (bevegelse fra B_0 til B_1 ; der $k_{11} < k_{01}$ og $n_{11} < n_{01}$).

Det sentrale poenget i forhold til både Stolper-Samuelson og Rybczynski-teoremet er at endringer i pris og tilgang på innsatsfaktorer kan gi overføringer av ressurser mellom næringer. Selv om teoriene først og fremst beskriver næringsstrukturelle endringer kan de også bidra til å forklare ulik konjunkturfølsomhet ved næringer. Med utgangspunkt i Stolpe-Samuelson teoremet kan dette konkretiseres gjennom følgende resonnement:

Oppgangskonjunkturer karakteriseres gjerne ved økt etterspørsel etter investeringsgoder, som eksempelvis bolig. Boligprosjekter tar som kjent tid å ferdigstille og økt etterspørsel vil derfor ikke tilfredstilles umiddelbart. Dette medfører en knapphet på denne type investeringsgoder og implisitt vil prisen på bolig øke på kort sikt. Økte priser medfører økt avkastning i bransjen og en forflytning av arbeidskraft fra andre sektorer. Stolper-Samuelson hevder at dette vil medføre økt pris på den innsatsfaktoren som brukes intensivt i produksjonen; nemlig arbeidskraft. I Norge har vi imidlertid sett at økt tilgang på utenlandsk arbeidskraft har motvirket denne effekten og bidratt til å holde lønningene nede. Denne effekten kan ses i sammenheng med Rybczynski-teoremet. Lave lønninger og høy avkastning kan i

neste omgang gi ytterligere ekspansjon i bransjen. På denne måten kan kortsiktige prisendringer på enkeltgoder gi opphav til næringsspesifikke konjunkturforløp.

2.2.4. **Konkurransesatt vs. skjermet sektor**

Varierende konjunkturømfintlighet kan også forklares med bakgrunn i skillet mellom konkurransesatt og skjermet sektor. Konkurransesatt sektor defineres her som den delen av produksjonsvirksomhet som står overfor utenlandsk konkurranse i eksport- eller importmarkedet. Dvs. den valutaproduserende sektor i et lands økonomi. Den skjermede sektoren produserer imidlertid for innenlandsk konsum og møter ikke på samme måte konkurranse fra utlandet. Typiske eksempler på skjermede sektorer er offentlig forvaltning, varehandel og samferdsel, mens man i konkurransesatt sektor blant annet finner næringer som petroleumsvirksomhet, fiske og vareindustri.¹¹

Siden konkurransesatt sektor selger sine produkter i det internasjonale markedet er denne ofte mer eksponert for internasjonale konjunktursvingninger. Med bakgrunn i at konjunkturutviklingen i Norge og internasjonalt til tider er ulik, underbygger dette antagelsene om ulike konjunkturforløp i skjermet og konkurransesatt virksomhet. At norske sykler historisk sett ikke har vært korrelerte med utviklingen internasjonalt bekreftes blant annet i artikkelen; ”*Drivkrefter bak konjunkturforløpet på 1990-tallet*” av Per R. Johansen og Torbjørn Eika.¹²

¹¹ Norman (1993)

¹² Johansen og Eika (2000)

3. Datapresentasjon

Før vi går i gang med justering og bearbeiding av tallmaterialet vil vi gi en kort presentasjon av tidsseriene som ligger til grunn for analysen.

Vi benytter datamateriell som gjenspeiler utviklingen i sysselsetting og økonomiens aktivitetsnivå. Disse variablene kan imidlertid reflekteres gjennom flere parametere. For å begrense analysen har vi valgt å basere oss på bruttonasjonalprodukt (som mål på konjunkturutvikling) og utførte timeverk (som mål på sysselsetting). Vi har ytterligere begrenset analysen til å se på 12 hovednæringer i norsk økonomi. I det følgende vil vi gi en argumentasjon for valg av datagrunnlag og avgrensning av tidsseriene.

3.1. 1978- 2008

For å gi et bilde av moderne norsk økonomi har vi valgt å basere oss på historiske data tilbake til 1978. Hovedargumentet for ikke å benytte en lengre tidsserie er at den økonomiske strukturen i Norge har endret seg betraktelig i tiden etter andre verdenskrig. I etterkrigstiden var norsk økonomi preget av planøkonomi og politiske restriksjoner, og konjunktursvingninger hadde liten innvirkning på arbeidsledigheten. Samtidig var det få konjunktursvingninger i økonomien i denne perioden. På 1980-tallet fikk man imidlertid et skifte i retning av markedsøkonomi og en liberalisering av kredittmarkedet. Samtidig fant man den første oljen på norsk sokkel i 1969, noe som utover på 1970-tallet gjorde oljeprisen til en viktig driver i norsk konjunkturutvikling. Samlet sett har disse endringene gitt seg utslag i sterkere konjunktursvingninger for norsk økonomi fra tidlig 1980-tallet.¹³ Tallseriene som ligger til grunn for analysen er derfor fra perioden; 1. kvartal 1978 til 3. kvartal 2008.

¹³ Johansen og Eika (2000)

3.2. **Bruttonasjonalprodukt**

Bruttonasjonalprodukt (BNP) er ”et mål på samlet verdiskaping i et land og inkluderer all markedsrettet næringsvirksomhet, samt offentlig forvaltning, ideelle organisasjoner og produksjon for eget forbruk”¹⁴. Tallet brukes ofte både som et mål på velferden i et samfunn, så vel som på aktivitetsnivået i økonomien. Man skiller mellom BNP for total og fastlands Norge. Sistnevnte er et mål på verdiskapingen i landet når inntekter fra næringer rettet mot råolje og naturgass, inklusive tjenester tilknyttet utvinning, rørtransport og utenriks sjøfart holdes utenfor.¹⁵

Vi har valgt å benytte BNP for fastlands Norge. Dette skyldes blant annet at sysselsetting i petroleumssektoren er svært lav i forhold til produksjonsverdien. Samtidig er det lite samsvar i bevegelsen mellom produksjon og sysselsetting i denne bransjen, da fysiske betingelser ved ulike oljefelt er svært forskjellig. Dette tilsier at utviklingen i petroleumssektoren ikke nødvendigvis indikerer utviklingen i aktivitetsnivået. På bakgrunn av dette benyttes ofte BNP for fastlands Norge, fremfor total Norge, når man ønsker et mål på konjunkturutvikling.

Mer spesifikt anvendes sesongjustert, kvartalsvis BNP for perioden 1. kvartal 1978 til 3. kvartal 2008. Vi ønsker videre å se bort i fra nominelle priseffekter og benytter reelt BNP. For å måle den reelle utviklingen måles BNP i faste priser.

Det er viktig å være klar over at det knytter seg enkelte svakheter til BNP som aktivitetsindikator. En ulempe er blant annet at den første publiseringen av BNP-tall gjerne er usikker og derfor gjenstand for revisjon i ettertid. Dette innebærer at ferske tall vil kunne bli gjenstand for senere endringer.

3.3. **Bruttoprodukt**

Ved estimering av Okuns koeffisientene har vi valgt å inkludere bruttoproduktet for enkelt-næringene. Bruttoproduktet er definert som ”verdiskaping og opptjent bruttoinntekt fra innenlandsk produksjonsaktivitet i en næring, avledet og gitt ved

¹⁴ SSB URL (2008)

¹⁵ SSB URL (2008)

produksjon minus produktinnsats”¹⁶. Bruttoproduktet publiseres i basisverdi, noe som tilsier at produktsubsidier, men ikke merverdiavgift eller andre produktskatter, er inkludert. I offentlig forvaltning og annen ikke-markedsrettet virksomhet bestemmes bruttoproduktet som sum av lønnskostnader, netto produksjonsskatter og kapitalslit. Tall for både bruttonasjonalprodukt og bruttoprodukt er hentet fra SSBs statistikkbank og er sesongjusterte kvartalsdata.

3.4. Utførte timeverk

Som mål på sysselsetting benyttes antall utførte timeverk av alle sysselsatte, lønnstakere og selvstendige i norsk, innenlandsk produksjon. Timeverkene gjelder arbeid utført innenfor effektiv normalarbeidstid, med tillegg for utført overtid og fradrag for fravær på grunn av sykdom, permisjon, ferie og arbeidskonflikter. Antall utførte timeverk er påvirket av kalendermessige forhold, bevegelige helligdager og skuddår. Antall arbeidsdager kan derfor variere med inntil tre dager fra ett år til det neste.¹⁷

Tore Anders Husebø og Bjørn-Roger Wilhelmsen finner i sitt studie; *”Norwegian Business Cycles 1982- 2003”* at sysselsetting, arbeidsledighet og timeverk er tilnærmet perfekte substitutter som mål på utviklingen i arbeidsmarkedet¹⁸. På bakgrunn av dette, samt behovet for å avgrense analysen, ser vi det som tilstrekkelig å basere oss på kun én av disse, nemlig antall utførte timeverk.

Tallene er hentet fra SSBs statistikkbank. Grunnet publiseringsrestriksjoner finnes ikke disse dataene tilgjengelig i sesongjustert format for perioden 1978 til 1995. Vi baserer oss derfor på ikke-justerte tall og gjennomfører egne sesongjusteringer av observasjonene.

¹⁶ SSB URL(2008)

¹⁷ SSB URL (2008)

¹⁸ Husebø og Wilhelmsen (2005)

3.5. Gruppering av næringer

I analysen ønsker vi å se på hovedgruppene i norsk næringsliv, og benytter derfor en grovinndeling i 12 store næringsgrupper:

- Olje og gassvirksomhet
- Bygg- og anleggsvirksomhet
- Finansiell tjenesteyting
- Varehandel
- Hotell- og restaurantvirksomhet
- Helse og sosialtjenester
- Transport
- Post og telekommunikasjon
- Forretningsmessig tjenesteyting
- Offentlig adm. og forsvar
- Undervisning
- Industri

Grupperingen dekker i stor grad alle viktige aktivitetsområder i norsk næringsliv, både innen offentlig og privat sektor. Vi har imidlertid valgt å utelukke enkelte sektorer som fiske, jordbruk og skogbruk da disse i senere år har vært preget av et kraftig fall i timeverk og utgjør en stadig mindre del av norsk verdiskapning.¹⁹ I Vedlegg 10.1 følger en detaljert oversikt over hvilke bransjer som inngår i hver hovednæring.

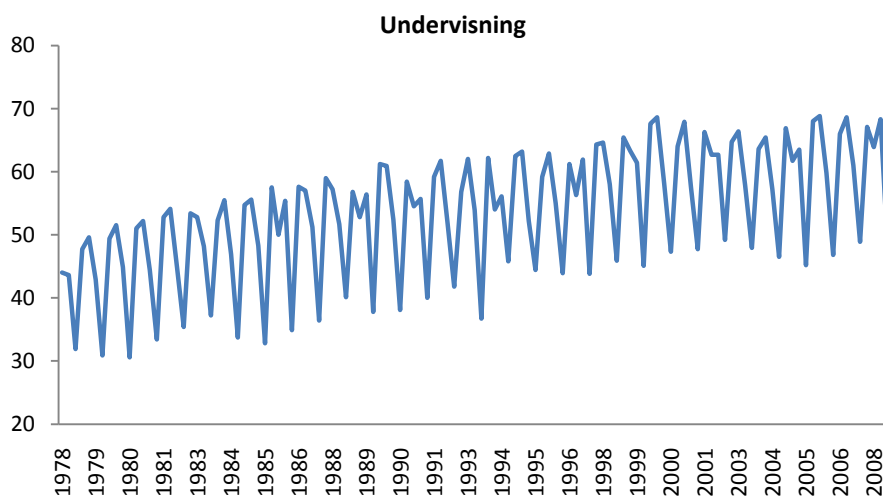
¹⁹ Eika (2008)

4. Sesongjustering

Som nevnt tidligere baseres analysen på sysselsettingstall som krever sesongjustering. Dette er nødvendig for å gi et riktig bilde på utviklingen i utførte timeverk i enkeltsektorene. Sesongvariasjoner har sin bakgrunn i ulike typer økonomisk aktivitet som gjentas med samme styrke hver måned, kvartal eller år. Typiske eksempler kan være den årlige økningen i handelsaktivitet i julehøytiden og økt forbruk av energi i vintermånedene grunnet endringer i behovet for oppvarming. Målet med sesongjustering av data er derfor å eliminere sesongvariasjonene fra tidsseriedataene. Dette gjøres for å fremheve de konjunkturrelle syklene som er drevet av uregelmessige endringer i tilbud og etterspørsel.

For å danne oss et bilde av graden av sesongvariasjon benyttes en grafisk fremstilling av tidsseriens utvikling. Grafene for samtlige næringer er gjengitt i Vedlegg 10.2 og viser en klar tendens til jevnlig svingninger i tidsseriene. Dette samsvarer godt med hvordan vi kjenner norsk næringsliv, hvor ferieavvikling og høytider gir en klar reduksjon i utførte timeverk i samme periode hvert år.

En næring som peker seg kraftig ut er undervisning. Vi har derfor valgt å illustrere denne i følgende figur.



Figur 7: Sesongvariasjoner for undervisning

Figuren viser tallserien for undervisning før sesongjustering. y-aksen viser antall utførte timeverk (i millioner)

Kilde: SSB

En slik utvikling samsvarer med at sommerferien gjerne strekker seg over et lengre tidsrom for utdanningssektoren. For å korrigere for denne problematikken gjennomføres sesongjustering av tallseriene. Vi vil i første omgang forsøke å benytte en manuell sesongjustering ved hjelp av følgende metodikk.

4.1. Manuell sesongjustering

Vi tar utgangspunkt i en dataserie og kaller denne serien for x_t , der fotskriften betegner år (t) og kvartal (k) for hver enkelt observasjon. Det er rimelig å anta at dataserien kan dekomponeres i følgende komponenter:

$$x_{t,k} = L * C * S * I \quad (4.1)$$

Her beskriver ” L ” trendkomponenten, ” C ” den sykliske komponenten, ” S ” sesongkomponenten og ” I ” støykomponenten i dataserie. Vi antar med dette en multiplikativ form. Som nevnt er det altså de sykliske bevegelsene vi ønsker å se nærmere på i denne oppgaven, og vi ønsker derfor å korrigere for både trend- og sesongkomponenter. I første omgang er det imidlertid sesongvariasjon vi vil luke bort. Den videre fremgangsmåte følger i fem steg:

*Steg 1: Isolere trend fra sykelkomponent ($L * C$).*

Trend- og sykelkomponentene er per definisjon de verdiene i tidsserien man står tilbake med etter å ha fjernet støy- og sesongkomponentene. Ved hjelp av et fire kvartalers glidende gjennomsnitt reduseres de kortsiktige fluktuasjonene. I denne enkle fremgangsmåten for sesongjustering antar vi at det glidende gjennomsnittet fjerner all støy og sesongvariasjon slik at trend- og sykelkomponenten kan defineres på følgende måte:

$$x_{t,k}^{L*C} = \frac{1}{4}(x_{t-1,k} + x_{t,k} + x_{t+1,k} + x_{t+2,k}) \quad (4.2)$$

Som det går frem av ligningen overfor genereres verdien av det glidende gjennomsnittet på tidspunkt t både av historiske ($t-1$) og fremtidige verdier ($t+1$).

Steg 2: Eliminering av trend- og sykelkomponent.

Siden $x_{t,k} = L * C * S * I$, kan $x_{t,k}^{S*I}$ uttrykkes som:

$$x_{t,k}^{S*I} = \frac{L*C*S*I}{L*C} = S * I = \frac{x_{t,k}}{x_{t,k}^{L*C}} \quad (4.3)$$

Vi har da $x_{t,k}^{S*I}$, som uttrykker den originale dataserien justert for den tidligere definerte trend- og sykelkomponenten ($x_{t,k}^{L*C}$).

Steg 3: Eliminering av støykomponenten.

Etter å ha fjernet trend og sykel ønsker vi nå å eliminere støykomponenten. Vi gjør dette ved å konstruere sesongkomponenter (s_k) for hvert enkelt kvartal. Fremgangsmåten er å samle de kvartalsspesifikke dataene og finne et gjennomsnitt for disse:

$$\begin{aligned} s_1 &= \frac{1}{N}(x_{1978,1}^{S*I} + x_{1979,1}^{S*I} + x_{1980,1}^{S*I} + \dots x_{i,1}^{S*I}) \\ s_2 &= \frac{1}{N}(x_{1978,2}^{S*I} + x_{1979,2}^{S*I} + x_{1980,2}^{S*I} + \dots x_{i,2}^{S*I}) \\ s_3 &= \frac{1}{N}(x_{1978,3}^{S*I} + x_{1979,3}^{S*I} + x_{1980,3}^{S*I} + \dots x_{i,3}^{S*I}) \\ s_4 &= \frac{1}{N}(x_{1978,4}^{S*I} + x_{1979,4}^{S*I} + x_{1980,4}^{S*I} + \dots x_{i,4}^{S*I}) \end{aligned} \quad (4.4)$$

Her uttrykker N antallet kvartalsspesifikke observasjoner og i det siste året vi har kvartalsobservasjon fra. På bakgrunn av gjennomsnittsberegningene gjør vi nå er antagelse om at den estimerte sesongkomponenten s_k ikke inneholder støy. Summen av sesongkomponentene skal til sammen bli fire ($\sum_{k=1}^4 s_k = 4$) hvis man opererer med kvartalsvise data. Avvik fra denne regelen innebærer at man ikke har oppnådd full eliminering av trendkomponenten i tallserien. Man kan da foreta følgende korrigering:

Steg 4: Korrigering av sesongindekser.

Til korrigeringen av sesongindeksene benyttes følgende formel for kvartalsvise data:

$$s_k^{korrigert} = s_k * \frac{4}{\sum_{k=1}^4 s_k} \quad (4.5)$$

Hvis vi nå repeterer den additive operasjonen fra trinn tre med de korrigerede sesongindeksene finner vi:

$$\sum_{k=1}^4 s_k^{\text{korrigeret}} = 4 \quad (4.6)$$

Steg 5: Sesongjustering av enkeltobservasjonene.

Det siste steget i den manuelle sesongjusteringsprosessen er å justere hver enkeltobservasjon med den tilhørende estimerte sesongindeksen:

$$\frac{x_{t,k}}{s_k^{\text{korrigeret}}} = x_{t,k}^{\text{Sesongjustert}} \quad (4.7)$$

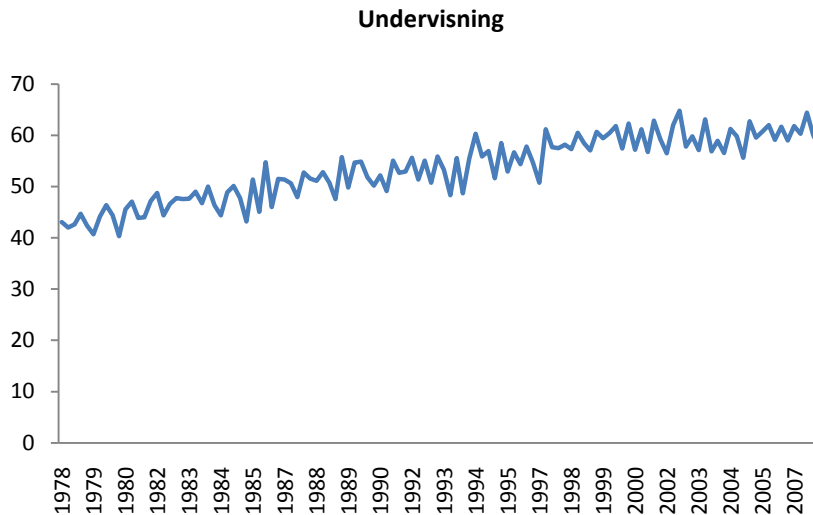
Dette innebærer at alle observasjoner fra første kvartal ($k=1$) deles på sin respektive korrigerede sesongindeks ($s_1^{\text{korrigeret}}$) og at alle observasjoner fra andre kvartal ($k=2$) deles på korrigeret sesongindeks for andre kvartal ($s_2^{\text{korrigeret}}$) osv. For første kvartal gir dette følgende uttrykk:

$$x_{1978,1,1979,1,1980,1,\dots,i,1}^{\text{Sesongjustert}} = \frac{x_{1978,1}}{s_1^{\text{korrigeret}}}, \frac{x_{1979,1}}{s_1^{\text{korrigeret}}}, \frac{x_{1980,1}}{s_1^{\text{korrigeret}}}, \dots, \frac{x_{i,1}}{s_1^{\text{korrigeret}}} \quad (4.8)$$

Repeteres denne prosessen for hver observasjon med de respektive sesongindeksene står vi til slutt igjen med en sesongjustert tallrekke.²⁰

Manuell sesongjustering av næringsgruppen ”undervisning” vises i figuren på neste side.

²⁰ Hov (2008-A)



Figur 8: Manuell sesongjustering for undervisning.

Figuren viser tallserien for undervisning etter manuell sesongjustering. y-aksen viser antall utførte timeverk (i millioner)

Kilde: SSB

Vi ser at den manuelle sesongjusteringen gir en klar forbedring fra Figur 7. Tidsserien ser imidlertid fortsatt ut til å inneholde høy kortsiktig volatilitet og har klare svingninger. Tilsvarende tendens gjelder også for de resterende tallseriene for de andre næringene (jf. vedlegg 10.2). På bakgrunn av dette velger vi å benytte en noe mer sofistikert metode for sesongjustering. Vi tar i bruk programmet X-12 ARIMA, som blant annet ligger til grunn for sesongjusteringene gjennomført i artikkelen ”*Norwegian Business Cycles 1982-2003*” av Husebø og Wilhelmsen.

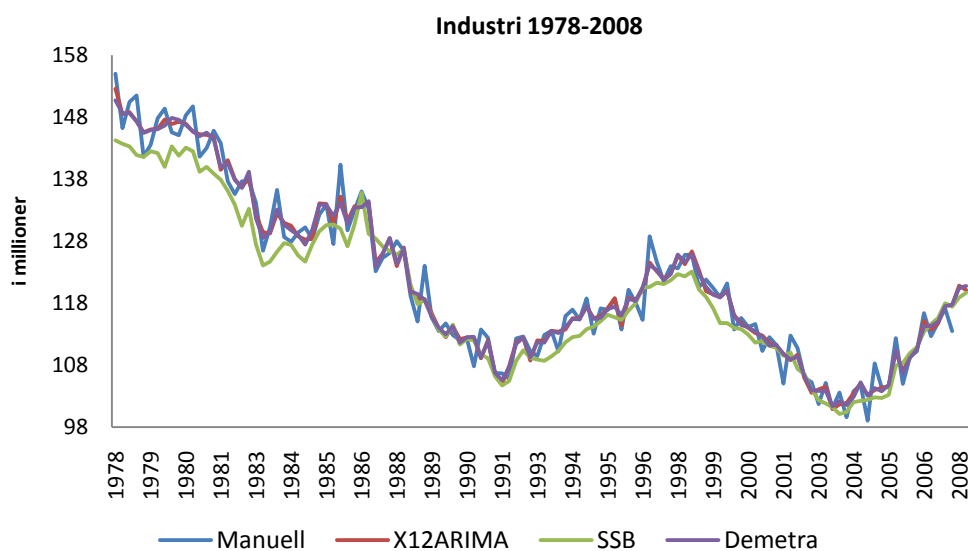
4.2. X- 12 ARIMA og Demetra

X-12 ARIMA er utviklet av The Census Bureau i USA. Programmet baserer seg, i likhet med den manuelle sesongjusteringen, på glidende gjennomsnittsberegninger. Mer presist benytter man for kvartalsdata fem kvartalers vektet sentrert gjennomsnitt, der man i stor grad følger prosedyren vi har beskrevet ovenfor med dekomponering av tidsserier. Den sentrale forskjellen fra den enkle manuelle sesongjusteringsprosedyren, er imidlertid at X-12 ARIMA foretar gjentatte glidende gjennomsnittsberegninger, samt fjerner uteliggere for å forbedre beregningene av sesongkomponentene.²¹

²¹ Statistics New Zealand URL (2006)

Det er viktig å påpeke at X-12 ARIMA er et amerikansk utviklet sesongjusteringsskript og at det derfor er problemer knyttet til bruken av programmet på norske data. Dette skyldes forskjeller i avvikling av helligdager. Denne problematikken er spesielt sentral i forhold til avvikling av påskehøytiden, hvor vi i Norge har langt flere fridager. Dette problemet løses ved at vi benytter en modifikasjon av X-12 ARIMA skriptet. Europakommisjonens statistikkavdeling, Eurostat, har utviklet et program som tar høyde for tilpasninger til det norske kalenderåret. Denne modifikasjonen har fått navnet Demetra og er tilgjengelig som nedlastbar programvare på Internett.²² Vi velger derfor å benytte dette programmet til de endelige sesongjusteringene av våre tidsserier.

Gjennom en grafisk fremstilling kan vi illustrere hvordan bruk av Demetra forbedrer sesongjusteringen av tallseriene. De følgende to grafene viser sesongjusteringstall fra de tre ulike metodene; manuell sesongjustering, X-12 ARIMA²³ og Demetra. I Vedlegg 10.2 vises en grafisk sammenligning av ikke-justert og sesongjusterte tall for alle næringer. Disse viser tydelig hvordan sesongvariasjonene ”glattes ut” ved justering.

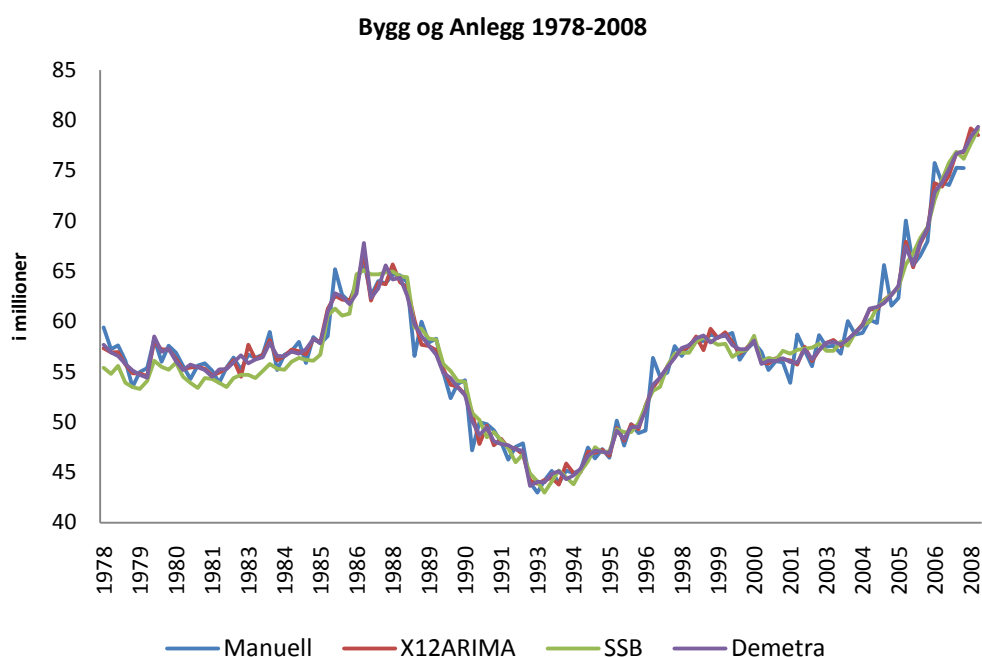


Figur 9: Sammenligning av sesongjusteringsmetoder for industrien
Kilde: SSB

²² Eurostat URL (2007)

²³ X-12 ARIMA henviser her til The Census Bureaus- metode uten norske kalenderspesifikasjoner

Mens vi ser liten forbedring sammenlignet med X-12 ARIMA metoden ser vi klare forskjeller mellom den manuelle sesongjusteringen og Demetra-tallene. SSB benytter også X-12 ARIMA modellen, men med egne modellspesifikasjoner for norske kalendereffekter. Figur 10 gir tilsvarende sammenligning for bygg og anleggsbransjen.



Figur 10: Sammenligning av sesongjusteringsmetoder for bygg og anleggsbransjen
Kilde: SSB

Bakgrunnen for at vi ikke benytter SSBs sesongjusterte serier er at disse tallene i utgangspunktet kun var tilgjengelig fra og med år 1995. Vi har imidlertid i ettertid fått tilgang på tall for perioden 1978-1995 og har derfor kun inkludert disse som en "benchmark" for egne sesongjusterte tall. Da våre talljusteringer i stor grad ser ut til å følge SSB mener vi disse danner et godt grunnlag for analysen, og vi baserer oss derfor på egne tall.

5. Detrending av tidsserier

I analysen ønsker vi å studere konjunkturrelle svingninger. Vi er derfor opptatt av å se på de sykliske utslagene i en tidsserie. For å kunne skille ut sykliske utslag må tidsserier dekomponeres i trend- og sykelkomponenter. Trenden viser den langsiktige underliggende utviklingen i tallserien, mens sykelkomponenten fanger opp fluktuasjoner knyttet til konjunktursvingninger. Detrendingen baseres på de sesongjusterte tallseriene vi fant i kapitel 4.

5.1. Valg av detrenderingsmetode

Det finnes en rekke metoder for identifisering av en tidsseries trendkomponent, og diskusjonen om de ulike beregningsmetodene har gitt opphav til flere studier og sammenligninger av detrending. Grovt sett kan metodene deles inn i to hovedkategorier; univariate og multivariate metoder. Denne inndelingen avhenger av om beregningen er basert på henholdsvis én og flere tidsserier/variabler.

Som det fremgår av konjunkturteorien vil antagelser vedrørende en dataseriers trendkomponent få avgjørende betydning for estimeringen av det sykliske forløpet. Vi har omtalt at det tidligere var tradisjon for å anta en deterministisk trendkomponent, mens det i nyere forskning har blitt mer vanlig å anta en stokastisk trend.

Før vi velger detrendingsmetode ønsker vi å kartlegge utviklingen i trendkomponenten i våre tallserier. Til dette benytter vi Augmentet Dickey Fuller (ADF)-tester, med og uten trendkomponent. ADF-testen er en dynamisk variant av Dickey Fuller-testen, og gir rom for inkludering av tidsetterslepene verdier. Dickey Fuller-testen benyttes for å teste for såkalt enhetsrot ("unit root") hos en tidsserie. Dersom en tidsserie er gitt ved:

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + e_t \quad (5.1)$$

kan vi ved å trekke i fra y_{t-1} på begge sider finne følgende uttrykk:

$$\Delta y_t = \alpha + \theta y_{t-1} + e_t \quad (5.2)$$

Nullhypotesen i testen er at tallserien inneholder en "unit-root", noe som innebærer at tidsserien har stokastiske egenskaper. Mer spesifikt er H_0 gitt ved: $\theta=0$ (dvs. $\rho=1$) og $H_1: \theta < 0$ (dvs. $\rho < 1$). Ved ADF-testen tillater vi etterslepene verdier og tester dermed følgende uttrykk:

$$\Delta y_t = \alpha + \theta y_{t-1} + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + e_t \quad (5.3)$$

Her benyttes tilsvarende hypoteser som i DF-testen da de to testene har samme asymptotiske fordeling²⁴. En nærmere beskrivelse av DF-testen gis i forbindelse med estimeringen av Okuns koeffisient, i avsnitt 7.3.4.

Vi gjennomfører ADF-testen for alle tallseriene og finner følgende resultat:

Variable	Antall lags	Trend	T- Statistic	Kritisk verdi(5%)	P-Verdi
BNP Fastlands Norge	8	JA	-1.332	-3.448	0.880
Timeverk totalt (Fastl.N)	7	JA	-3.190*	-3.448	0.086
Olje og gass	11	JA	-4.725***	-3.448	0.001
Industri	8	JA	-2.304	-3.448	0.431
Bygg og anlegg	5	JA	-1.688	-3.448	0.757
	5	NEI	-1.582	-2.889	0.492
Varehandel	7	JA	-1.911	-3.448	0.648
	7	NEI	-2.046	-2.889	0.267
Hotell og restaurant	7	JA	-2.437	-3.448	0.360
Transport	7	NEI	-2.727*	-2.889	0.069
Post og telekomm.	8	JA	-1.828	-3.448	0.691
Finansiell tjenesteyting	11	JA	-2.807	-3.448	0.195
	11	NEI	-2.410	-2.889	0.139
Forr.messig tjenesteyting	13	JA	-2.552	-3.448	0.303
Offentlig adm. og forsvar	7	NEI	-1.836	-2.889	0.363
Undervisning	6	JA	-2.361	-3.448	0.400
Helse og sosial tjenester	11	JA	-3.228*	-3.448	0.079

Tabell 1: ADF- test for BNP og utførte timeverk

ADF- testene er gjennomført på den naturlige logaritmen for tidsseriene

*** betyr at variabelen er signifikant på 1 prosents signifikansnivå, ** på 5 prosent og * på 10 prosent

²⁴ Wooldridge (2006:642)

Som det fremgår av tabellen er det kun i oljesektorens tilfelle at vi kan forkaste nullhypotesen om en stokastisk utvikling i tidsserien på ett prosents signifikansnivå. Benyttes et ti prosents signifikansnivå viser imidlertid fire av tallseriene det man kaller trendstasjonære egenskaper, noe som innebærer at en deterministisk dekomponering kunne vært aktuelt. I testingen av de øvrige tallseriene finner vi liten støtte for å forkaste nullhypotesen. På bakgrunn av dette er det derfor naturlig å velge en dekomposisjonsmetodikk med rom for permanente endringer i tidsseriens likevektstilstand (trenden).

Et av HP-filterets sentrale egenskaper er at det vekter en enkeltobservasjons avvik fra trend mot en endring i selve trenden. Anvendelse av HP-filtrering syntes derfor som et godt kompromiss i arbeidet med vårt datasett, da vi observerer både deterministiske og stokastiske trendegenskaper. Denne metoden benyttes videre i en rekke studier fra Norges Bank og SSB og er påvist å gi tilnærmet det samme historiske forløpet på produksjonsgapet som mer kompliserte beregningsmetoder.²⁵ I det følgende gis en teoretisk beskrivelse av HP-filteret før metoden anvendes på våre tidsserier.

5.2. Hodrick Prescott filteret

HP-filteret er en såkalt univariat metode og forutsetter at man kan dekomponere tidsserien i en trend- og sykelkomponent.

For å avdekke trenden finner filteret en verdi for potensiell produksjon som minimierer produksjonsgapet, samtidig som det settes begrensninger på hvor mye den potensielle produksjonen kan variere. HP-filteret minimerer følgende uttrykk:

$$\text{Min} \left\{ \sum_{t=1}^T (y_t - y_t^*)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(y_{t+1}^* - y_t^*) - (y_t^* - y_{t-1}^*)]^2 \right\} \quad (5.4)$$

for $t = 1, 2, \dots, T$, der y_t er faktisk produksjon, og y_t^* er potensiell produksjon eller trend.

²⁵ Bjørnland et al. (2004)

Det første leddet i likningen er et uttrykk for den kvadrerte differansen mellom faktisk og potensiell produksjon, altså produksjonsgapet. Uttrykket kvadreres for å tillegge positive og negative avvik lik vekt. Det andre leddet er kvadratet av endringen i den potensielle produksjonen, og vektlegges med parameteren lambda (λ). λ gir uttrykk for hvor mye vi tillater at veksten i potensiell produksjon varierer. Ved en høy λ tillegges andre ledd stor vekt og man tillater lite variasjon. For en λ lik uendelig vil kun variasjon i potensiell produksjon minimeres og man får en tilnærmet lineær trend. Dette tilsier større produksjonsgap ved høy λ . Motsatt vil en λ lik null kun vektlegge første ledd (minimering av faktisk og potensiell produksjon) og gi et produksjonsgap lik null.²⁶

$\lambda = 0$ Trenden forsvinner (trend følger sykel)

$\lambda = \infty$ Lineær trend

Valget av λ er basert på en skjønnsmessig vurdering. Finn E. Kydland og Edward C. Prescott har argumentert for bruk av $\lambda=1600$ for kvartalsdata, noe som etter hvert har blitt en etablert standard.²⁷ SSB har imidlertid kommet frem til at $\lambda=40\ 000$ gir en bedre beskrivelse av norske konjunkturer²⁸. En høyere λ tilsier større sykliske utslag. Det faktum at norsk økonomi domineres av oljesektoren er en av flere grunner til at økonomien vil oppleve større syklisk utslag enn den internasjonale standarden.

HP-filteret har flere klare fordeler ved blant annet å være enkel i bruk, samtidig som det gjør det mulig å beregne trend direkte fra faktisk produksjon. Metoden har imidlertid også sine svakheter og det er viktig å være klar over at trenden estimeres under visse forutsetninger. Svakheterne ved bruk av HP-filteret kan grupperes i fem hovedpunkter.²⁹

1. Manglende teoretisk fundament

Ved estimering av HP-filteret finner man potensiell produksjon som en statistisk normalproduksjon. Man antar videre at på sikt vil den potensielle produksjonen følge

²⁶ Bjørnland et al. (2004)

²⁷ Frøyland og Nymoen (2000)

²⁸ Johansen og Eika (2000)

²⁹ Hov (2008-B)

en normalbane. Det er imidlertid manglende teoretisk fundament for å anta en slik trend. En annen ulempe er variasjonen i resultatene avhengig av valg av λ .

2. Endepunktproblematikken

HP-fileret er et tosidig filter, noe som tilsier at det brukes observasjoner for $t-1$, t og $t+1$ for å estimere trenden. Ved starten av en tidsserie har man imidlertid ingen observasjoner tilbake i tid ($t-1$), og motsatt ingen observasjoner frem i tid ($t+1$) ved slutten av tidsserien. Dette medfører at tidsserien på disse endepunktene vil preges mer av de faktiske observasjonene enn for den resterende perioden. Jo høyere man setter λ , jo større blir denne problematikken og trendestimatet mister dermed validitet.

3. Realtidsproblematikken

Ved bruk av "ferske" observasjoner for BNP eller tilsvarende tidsserier må man være bevisst på at det ofte knytter seg stor usikkerhet til observasjonene. Disse revideres ofte i ettertid og vil derfor kunne endres.

4. Problemer med lange konjunktursykler

Lange konjunktursykler fanges gjerne ikke opp av standardiserte λ -verdier og resulterer ofte i ned- eller oppjustering av den potensielle produksjonen. F. eks vil en lang oppgangskonjunktur tolkes som økende potensiell produksjon/trend og dermed skape et ukorrekt bilde av trenden.

5. Opp- og nedgangstider tillegges like stor vekt

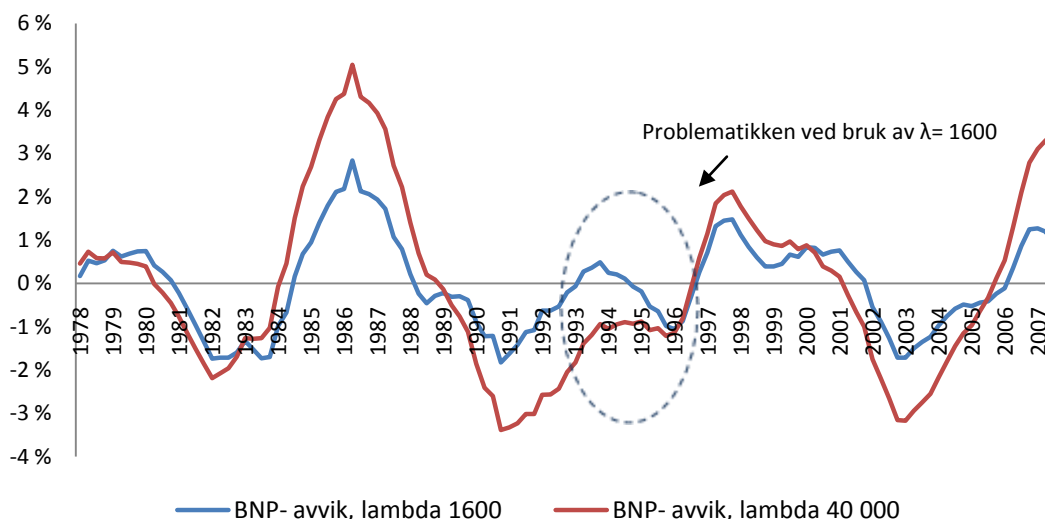
HP-fileret estimerer trenden ved å tillegge positive og negative avvik fra potensiell produksjon like stor vekt. Dette tilsier at man antar at opp- og nedgangskonjunkturer er like lange. Forskning har imidlertid påpekt at dette ikke stemmer overens med faktiske observasjoner, og at oppgangskonjunkturer gjerne er lengre enn nedgangskonjunkturer.³⁰

³⁰ Romer (1999)

5.3. Detrending av bruttonasjonalprodukt

I første omgang anvendes HP-fileret på de sesongjusterte kvartalstallene for BNP fastlands Norge. SSB argumenterer som nevnt tidligere for at det norske konjunkturforløpet beskrives best ut i fra en høyere λ -verdi enn hos andre land. For å kunne gi en selvstendig vurdering av denne problematikken tar vi utgangspunkt i to ulike λ -verdier (1600 og 40 000). På denne måten kan vi kartlegge hvilke av disse som gir det mest korrekte bildet på norsk konjunkturutvikling.

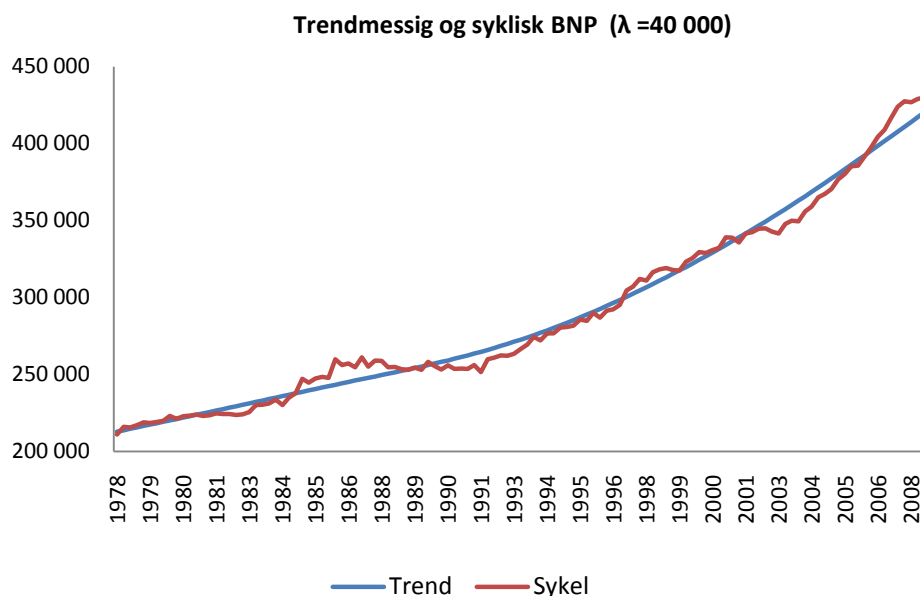
Som illustrert i Figur 11 er de to tidsseriene i stor grad sammenfallende. Unntaket er imidlertid at en λ lik 40 000 gir generelt høyere sykliske utslag, noe som skyldes en mer lineær trend.



Figur 11: Sammenligning av λ -verdier for HP-filtrering (1600 vs. 40 000). y-aksen angir prosentvise avvik fra trenden
Kilde: SSB

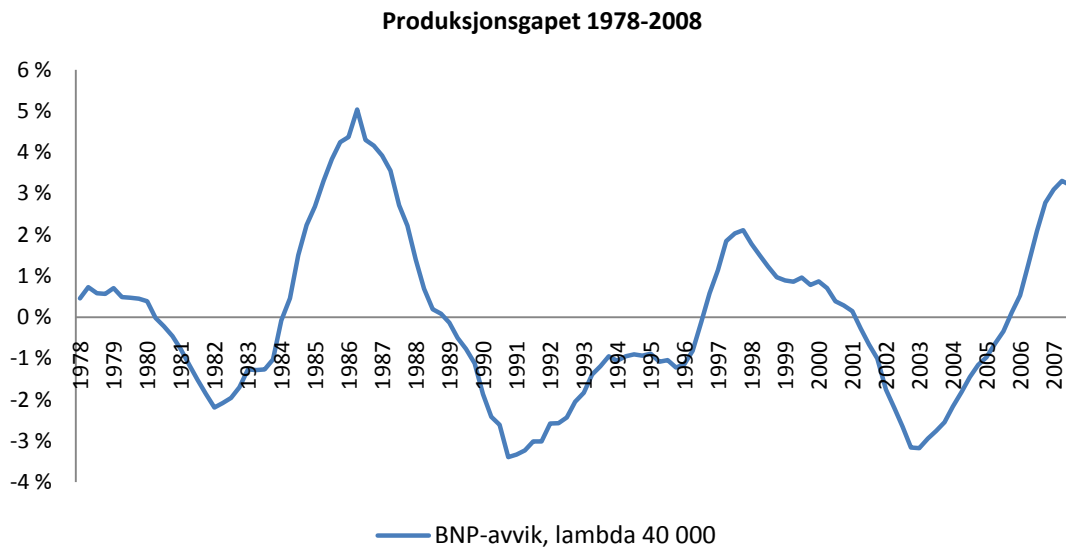
Det oppstår imidlertid et avvik i de sykliske utslagene mellom de to tidsseriene i årsskiftet 1993/-94. Historiske data taler for at man hadde en oppgangskonjunktur i norsk økonomi i perioden 1991-1998. Ved bruk av λ lik 1600 genereres imidlertid en ”knekk” og en nedkonjunktur mellom årene 1994 og 1996. Denne problematikken forsvinner i stor grad ved bruk av en høyere λ . Dette avviket understreker usikkerheten knyttet til valg λ -verdi og bruk av denne type trendestimering. Man må derfor utøve forsiktighet med hensyn til tolkning av resultater fra detrending.

På bakgrunn av funn i Figur 11 kan vi argumentere for at en λ lik 40 000 gir det mest korrekte bildet på norsk konjunkturutvikling, og vi velger derfor å anvende denne verdien i analysen. Figur 12 viser HP-filterets dekomponering av trendmessig vekst og faktisk BNP.



Figur 12: Trend- og sykelkomponent for BNP Fastlands Norge, perioden 1978- 2008. y-aksen angir tall i millioner
Kilde: SSB

Siden fokuset i denne analysen er å studere produksjonsgapet (syklene) i de økonomiske variablene, ønsker vi å se bort i fra den langsiktige utviklingen (trenden) i serien. I Figur 12 fremkommer produksjonsgapet som avvik mellom trend og sykel. Dette kan imidlertid fremstilles i form av prosentvise avvik fra trend ved å transformere den HP-justerte tidsserien til logaritmisk form. For å redusere volatiliteten i datamaterialet, slik at konjunkturrelle mønstre blir mer i øynefallende, benytter vi samtidig et fem kvartalers glidende, sentrert gjennomsnitt. Vi gjennomfører disse justeringene og finner produksjonsgapet for fastlands BNP i Figur 13.



Figur 13: Produksjonsgap for Fastlands Norge, perioden 1978- 2008. y-aksen angir prosentvise avvik fra trend
Kilde: SSB

Den grafiske fremstillingen gir et bilde på konjunkturforløpet i norsk økonomi de siste 30 årene. Med en vekstsyklisk tilnærming vil en høykonjunktur defineres ut i fra et positivt produksjonsgap og en lav konjunktur ut i fra et negativt gap. Før vi kartlegger de sykliske utslagene for næringene ønsker vi å gi et bilde av hvilke faktorer som ligger bak denne konjunkturutviklingen. På denne måten skapes et mer solid grunnlag for å forstå svingningene i utførte timeverk.

Norsk økonomi opplevde, som grafen delvis illustrerer, en høykonjunktur i perioden 1971 til og med 1981, mye grunnet funn av olje på norsk sokkel i 1969.³¹ Dette bidro til økt offentlig etterspørsel, nye arbeidsplasser og økt etterspørsel etter produksjonsfaktorer. I 1974 kom det første oljeprissjokket og man fikk et markert internasjonalt konjunkturtilbakeslag. En aktiv motkonjunktur politikk i Norge og positive ringvirkninger fra oljevirkksomheten gjorde at norsk økonomi fortsatte å vokse frem til toppen i 1977. I 1978 ble den økonomiske politikken lagt om i kontraktiv retning. Innføring av pris- og inntektsstopp fra høsten 1978, og en markert devaluering av kronen bidro til å bedre norsk konkurranseevne. Husholdningenes konsum opplevde allikevel et fall, og reduserte oljeinvesteringer bidro til en kraftig reduksjon i aktivitetsveksten i norsk fastlandsøkonomi. I 1983 var økonomien inne i en moderat lavkonjunktur.

³¹ Eika (2008)

Fra starten på 80-tallet kom imidlertid en gradvis liberalisering av kreditt- og valutamarkedene. Sammen med økte oljeinvesteringer førte dette til at Norge gikk inn i en såkalt "jappetid" fra midten av 1980-tallet. Med en liberalisering av kredittmarkedet og politisk bestemt lave renter fikk man en kraftig økning i norske låneopptak. Samtidig bidro skattesystemet gunstig gjennom gode fradragmuligheter for gjeldsrenter og høy marginalsatt. I 1985 økte norske husholdningers forbruk med hele ni prosent. Som Figur 13 illustrerer nådde høykonjunktoren sin topp i 1986.

Konjunktoren snudde blant annet på grunn av et kraftig internasjonalt fall i oljeprisen, og en oppfatning om at oljeformuen nærmest var radert ut. Finans- og pengepolitikken gikk fra ekspansiv til kontraktiv retning, og med høy gjeldsoppbygging var husholdninger sårbare overfor økte realrenter. Tapene for kredittinstitusjonene ble store og vi fikk den store bankkrisen, 1988-1993. Som illustrert nådde konjunktoren bunnen i 1991/-92 og var da den dypeste bunnen siden krigen. En nedgangskonjunktur i den internasjonale økonomien bidro også til nedgangen i den norske økonomien på 90-tallet.

I 1991 fikk man etter hvert en økning i petroleumsinvesteringer og en mer ekspansiv finanspolitikk. Fra 1994 til 2000 hadde man en god vekst i norsk eksport, og arbeidsledigheten falt kraftig. Konjunkturtoppen ble nådd i 1998, før veksten igjen begynte å avta noe. Økonomien ble da preget av negative impulser fra utlandet. Asia-krisen ga uro i det internasjonale kapitalmarkedet, og oljeprisen og norsk eksport falt. Et markert konjunkturtilbakeslag kom imidlertid først i 2001 på grunn av omlegging av norsk pengepolitikk og en markert nedgang i styringsrenten.

Konjunktoren fikk et markert fall i perioden 2001-2003 da IT-boblen sprakk og man fikk et internasjonalt børskrakk. Norsk eksport falt som følge av den internasjonale nedgangen og bunnen ble nådd i tidlig 2003. Da hadde arbeidsledigheten økt kraftig, mens økt import fra lavkostnadsland bidro til at en lav prisvekst og en høy reallønnsvekst tross økte renter og konjunkturedgang.

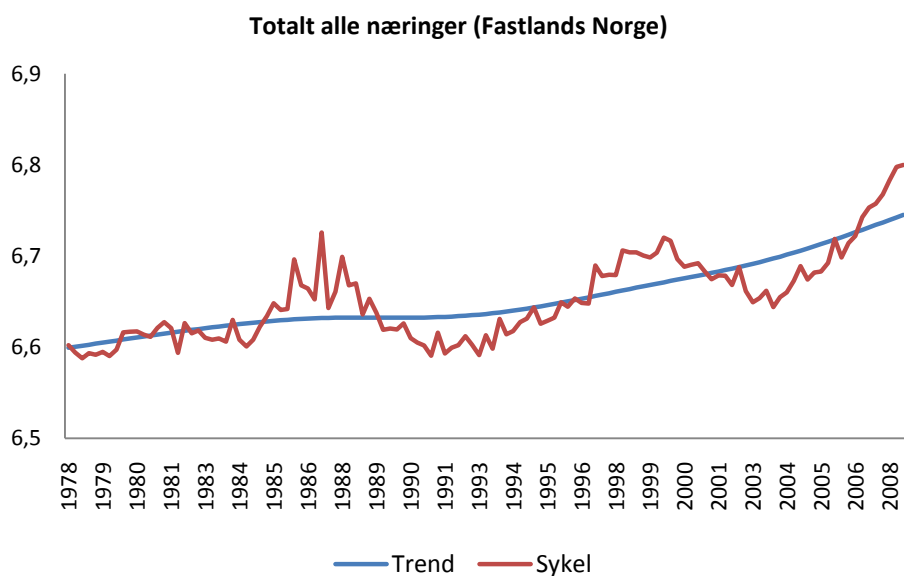
Siden bunnen i 2003 har norsk økonomi vært inne i en høykonjunktur til utgangen av 2007. Økte oljeinvesteringer og oljepris har bidratt positivt, samtidig som vi har nytt godt av lavpris import (og dermed lav realrente). Bygg og anleggsvirksomhet og industri har vokst kraftig, og sysselsettingen økt med hele 11 prosent i perioden

1.kvartal 2003 til 4.kvartal 2007. Økning i sysselsettingen skyldes også i stor grad økt arbeidsinnvandring.³²

I Figur 13 kan vi, mot slutten av 2007, se en tendens til den kraftige konjunkturedgangen vi nå er inne i. I følge SSB kom konjunkturomslaget ved årsskiftet 2007/-08, og man strides fortsatt om hvor langt tid det vil ta før vi når bunnen.

5.4. Detrending av tallserier for utførte timeverk

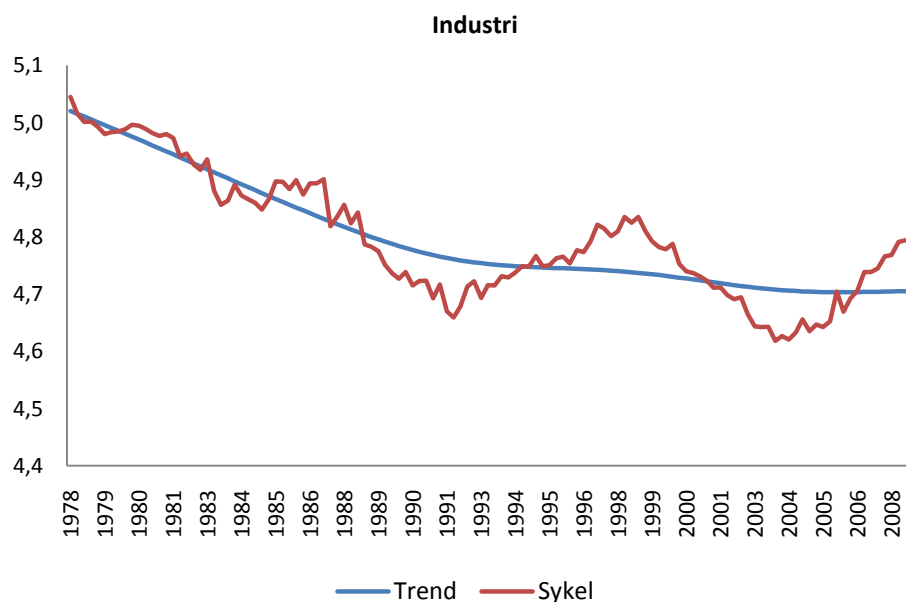
Ved detrending av tidsseriene for utførte timeverk benyttes eksakt samme metodikk som tidligere, og baseres på de sesongjusterte, kvartalsvise tidsseriene fra kapitel 4. HP-fileret gir følgende trendmessig vekst og syklisk utvikling for samlede timeverk (totalt alle næringer) i fastlands Norge.



Figur 14: Trend- og sykelkomponent for totalt utførte timeverk (Fastlands Norge). y-aksen angir logaritmiske verdier for utførte timeverk (i millioner)
Kilde: SSB

³² Eika (2008)

Totale timeverk for fastlands Norge ser i stor grad ut til å følge de samme sykliske svingningene som BNP, vist i Figur 13. Samvariasjonen mellom disse kommer vi imidlertid tilbake til i den senere analysen. Figur 15 viser trend- og sykelutvikling for industrinæringen.



Figur 15: Trend- og sykelkomponent for industri. y-aksen angir logaritmiske verdier for utførte timeverk (i millioner)
Kilde: SSB

Vi ser at industrien har vist en nedadgående trend i hele perioden fra 1978-2008. Økt effektivisering og modernisering i industrien stemmer godt overens med en slik utvikling. Samtidig har økt globalisering og produksjon i lavkostnadsland bidratt til en reduksjon av norske industriarbeidsplasser. I avsnitt 6.4 vises en grafisk fremstilling av trend- og sykelkomponentene for alle de 12 næringene. Fra disse ser vi klare forskjeller i den trendmessige utviklingen hos de ulike bransjene, og ulikheter knyttet til sykliske svingninger. Vi kommer nærmere tilbake til en diskusjon av de næringsspesifikke forskjellene.

På samme måte som tidligere beregner vi prosentvise avvik fra trend for å se de sykliske svingningene i et klarere format. Disse presenteres i den påfølgende analysedelen og vises i forbindelse med samvariasjon med BNP, i avsnitt 6.4.

6. Korrelasjonsanalyse

I dette kapitlet vil vi ta utgangspunkt i tidsseriene som nå har vært gjenstand for sesong- og trendjustering. På bakgrunn av disse vil vi kartlegge samvariasjonen mellom BNP og sysselsetting for enkelt-næringene. Ved tolkning av resultatene vil vi belyse følgende spørsmål:

- Hvilke norsk bransjer rammes hardest av en konjunkturedgang?
- Hvilke bransjer rammes først og hvilke sist?
- Har utviklingen endret seg i perioden 1978-2008?

6.1. Korrelasjonsberegninger

Graden av samvariasjon finner vi ved å beregne korrelasjonskoeffisienter mellom BNP for fastlands Norge og næringsspesifikk utvikling i timeverk. Korrelasjonskoeffisient er et velkjent mål på den lineære avhengigheten mellom to variabler og er gitt ved følgende uttrykk:

$$\rho(x_t, c_t) = \frac{s_{xc}}{s_x s_c} = \frac{\sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})(c_t - \bar{c})}{\sqrt{\sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})^2} * \sqrt{\sum_{t=1}^T (c_t - \bar{c})^2}} \quad (6.1)$$

Her viser c til den sykliske variabelen (BNP) og x til en tilfeldig økonomisk variabel. Tidsseriens standardavvik er uttrykt ved s_x og s_c , mens s_{xc} er uttrykk for variablenes kovarians.³³

Korrelasjonskoeffisienten vil alltid ligge i intervallet mellom -1 og 1, og henviser til henholdsvis perfekt negativ og positiv korrelasjon. En koeffisient lik 0 angir at variablene ikke har noen form for korrelasjon. Implisitt vil da utviklingen mellom de to tidsseriene være usystematisk.

Bakgrunnen for at man ofte benytter korrelasjonskoeffisient fremfor kovarians er at sistnevnte avhenger av den valgte målenheten for observasjonene. Dvs. at kovarians er et absolutt begrep, mens korrelasjon er et relativt begrep. I vår analyse ønsker vi

³³ Sørensen og Whitta- Jacobsen (2005:412)

imidlertid et mål som sier noe om *graden* av samvariasjon fremfor størrelsen, da vi sammenligner variabler med svært ulike verdier.

På bakgrunn av korrelasjonskoeffisienten kan vi klassifisere om en variabel er prosykliske, motsykliske eller ikke-sykliske. Viser korrelasjonen mellom BNP og utførte timeverk seg å være høyere enn null defineres variabelen som prosyklisk. Motsatt vil en negativ korrelasjon gi variabler som er motsykliske. Ikke-sykliske indikatorer er tilfeller hvor indikatoren ikke viser noen sammenheng med konjunkturutviklingen.³⁴

Korrelasjonsberegninger for de 12 ulike næringene gir følgende resultat:

Variabler	Samtidig korrelasjon (t=0)	Variabler	Samtidig korrelasjon (t=0)
Timeverk totalt (Fastl.N)	0,88	Post og telekomm.	0,47
Olje og gass	0,02	Finansiell tjenesteyting	0,55
Industri	0,75	Forr.messig tjenesteyting	0,83
Bygg og anlegg	0,79	Off.adm og forsvar	0,09
Varehandel	0,86	Undervisning	0,37
Hotell og restaurant	0,84	Helse og sosialtjenester	-0,02
Transport	0,79		

Tabell 2: Korrelasjonsberegninger (t=0)

Tabellen viser korrelasjon mellom BNP Fastlands Norge og timeverkstall de 12 ulike næringene

Vi ser at alle næringene viser en prosyklisk utvikling, med unntak av helse og sosialtjenester. Offentlig administrasjon og forsvar har tilsvarende en svært lav koeffisient. Dette er som forventet da disse næringene omfatter offentlig sektor.

For å kunne avdekke om korrelasjonen mellom BNP og den næringsspesifikke sysselsettingen har utviklet seg over tid benytter vi rullende korrelasjon. I beregningene benyttes et intervall på 32 kvartaler. Denne beregningen følger Hilde

³⁴ Sørensen og Whitta-Jacobsen (2005)

Bjørnland, som i sin doktoravhandling fra 1998 hevder at et intervall på 32 kvartaler tar høyde for maksimum lengden på en konjunktursykel.³⁵ Resultat for den rullende korrelasjonen vises i en grafisk fremstilling i avsnitt 6.4.

6.2. Klassifisering av indikatorer

For å avgjøre om enkelt-næringene når sitt vendepunkt før, etter, eller i samsvar med BNP benyttes en tidsforskyving av dataserien. Vi velger å inkludere lead og lag på henholdsvis +8 og -8 kvartaler. 8 kvartaler velges på bakgrunn av at vi mener dette er tilstrekkelig for å reflektere alle ledende eller etterslepene effekter i sysselsettingen. Ved å inkludere lead og lag er vi i stand til å fastslå på hvilket tidspunkt tidsserien viser størst korrelasjon med BNP, og på denne måten kartlegge om næringen er en ledende, sammenfallende eller etterslepene konjunkturindikator. Mer spesifikt finner vi et mål på $\rho(x_{t-n}, c_t)$ mellom c_t og verdien av x observert n -perioder tilbake, og korrelasjonskoeffisienten $\rho(x_{t+n}, c_t)$ mellom c_t og verdien x observert n -perioder frem i tid. x referer her til variabelen for sysselsetting og c referer til BNP for fastlands Norge. Hvis $\rho(x_{t-n}, c_t)$ viser seg å være forskjellig fra 0 og numerisk større enn $\rho(x_t, c_t)$ har vi grunnlag for å fastslå at x_t er en ledende indikator. Motsatt vil en indikator være etterslepene dersom $\rho(x_{t+n}, c_t)$ er forskjellig fra 0 og numerisk større enn $\rho(x_t, c_t)$, da dette indikerer at variabelen når sitt vendepunkt etter den sykliske variabelen c . Sammenfallende indikatorer klassifiseres ved at observasjonene viser tidskonsistens med BNP.³⁶

Ved denne tilnærmingen finner vi at nærmest alle tidsseriene, med unntak av industri, har en høyere korrelasjon når vi "lagger" verdiene for tallserien opp i mot BNP. Dette tilsier at de er etterslepene indikatorer. Resultatene fra disse beregningene vises i Tabell 3.

³⁵ Bjørnland (1998)

³⁶ Sørensen og Whitta- Jacobsen (2005:413)

Variabler	Max korrelasjon	Etterslep (kvartal)	Variabler	Max korrelasjon	Etterslep (kvartal)
Timeverk tot. (Fastl.N)	0,91	-2	Post og telekomm.	0,67	-4
Olje og gass	-0,37	-8	Finansiell tjenesteyting	0,66	-4
Industri	0,75	0	Forr.messig tjenesteyting	0,85	-2
Bygg og anlegg	0,87	-3	Off.adm og forsvar	-0,26	-8
Varehandel	0,87	-1	Undervisning	0,61	-5
Hotell og restaurant	0,86	-1	Helse og sosialtjenester	-0,30	-8
Transport	0,84	-2			

Tabell 3: Korrelasjonsberegninger med lead og lag

Tabellen viser korrelasjonen mellom utførte timeverk for næringene og BNP for Fastlands Norge. Etterslep indikerer at BNP sammenlignes med senere observasjoner for timeverk.

6.3. Volatilitet

Et annet interessant måltall som beregnes er volatiliteten til tidsseriene. Dette hjelper oss å belyse hvilke næringer som svinger mest med tanke på sysselsetting. Volatiliteten finner vi ved hjelp av standardavvik.

Det empiriske standardavviket over tidsintervallet $t=1,2\dots T$ er definert ved:

$$s_x = \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})^2} \quad \bar{x} \equiv \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_t \quad (6.2)$$

Det empiriske standardavviket måler observasjonenes avvik fra tidsseriens gjennomsnitt, og sier noe om hvor stor spredning (variasjon) det er i datamaterialet. Dersom variablene er beregnet ut i fra logaritmiske tall ($x = \ln X$) gir standardavviket et estimat på gjennomsnittlig prosentvis avvik fra gjennomsnittet.

Det er videre interessant å tallfeste det *relative* standardavviket. Dette måler volatiliteten i de ulike tidsseriene relativt til variasjonen i BNP.

$$\frac{s_x}{s_c} = \frac{\sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})^2}}{\sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (c_t - \bar{c})^2}} \quad (6.3)$$

Her vil verdier større enn 1 tilsa at tidsserien er mer volatil enn BNP, mens tall lavere enn 1 tilsier motsatt en lavere volatilitet.³⁷

Vi beregner næringenes standardavvik relativt til BNP fastlands Norge og finner følgende resultat:

Variabler	Volatilitet	Rangering	Variabler	Volatilitet	Rangering
Timeverk tot.(Fastl.N)	1,19	NA	Post og telekomm.	1,57	7
Olje og gass	2,94	3	Finansiell tjenesteyting	2,03	6
Industri	2,12	5	Forr.messig tjenesteyting	3,01	2
Bygg og anlegg	3,39	1	Off.adm og forsvar	0,98	10
Varehandel	1,22	9	Undervisning	0,68	11
Hotell og restaurant	2,16	4	Helse og sosialtjenester	0,18	12
Transport	1,40	8			

Tabell 4: Volatilitet beregnet ved relativt standardavvik (mot BNP Fastlands Norge)

Rangeringen viser hvilke næringer som er mest volatil rangert fra 1- 12, hvor 1 indikerer mest volatil

³⁷ Sørensen og Whitta-Jacobsen (2005:409)

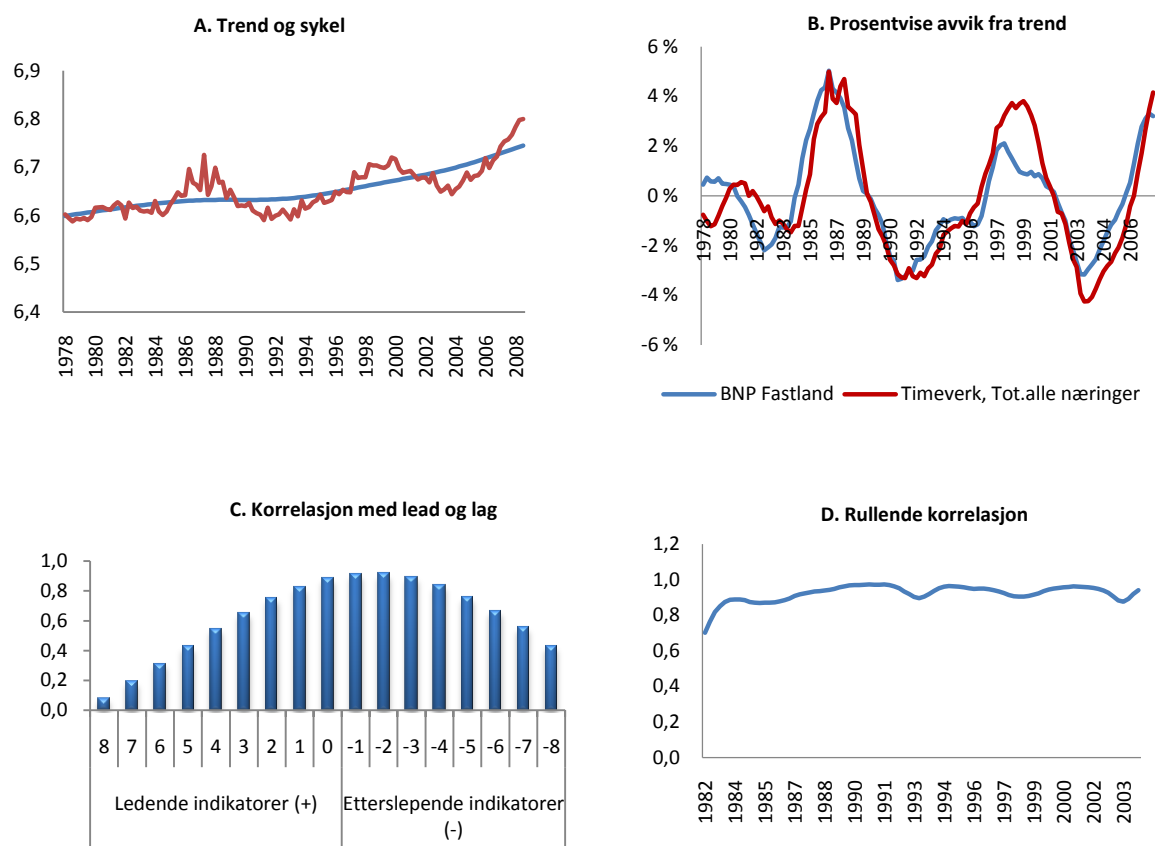
6.4. **Diskusjon og drøfting av resultater**

Basert på resultatene fra beregningene av korrelasjonskoeffisient, volatilitet samt lead- og lagstruktur ønsker vi nå å gi en grundigere kommentar til de resultatene vi har kommet frem til. Mer konkret vil vi redegjøre for om resultatene stemmer overens med forventningene i forkant, samt gjøre sammenligninger mellom næringene. For å gi et bedre inntrykk av hvordan de ulike bransjene forholder seg i forhold til økonomien på aggregert nivå vil vi begynne med en sammenligning av BNP og totale utførte timeverk for alle næringer.

I den bransjespesifikke konjunktursammenligningen har vi valgt å dele sektorene i tre hovedgrupper. Dette er gjort på bakgrunn av et stort antall sektorer og for å gjøre rapporten mer leservennlig. Grupperingen tar utgangspunkt i skillet vi har skissert innledningsvis mellom skjermet og konkurranseutsatt sektor. Videre har vi valgt å dele de skjermede næringene i en offentlig og en privat del. Dette betyr at en næring som undervisning, som er dominert av statlige institusjoner og primært konkurrerer i det nasjonale markedet, er plassert i skjermet offentlig sektor.

6.4.1. Timeverk, totalt alle næringer (Fastlands Norge)

Figur 16: Timeverk, totalt alle næringer (Fastlands Norge)



Figur 16 gir en grafisk fremstilling av utviklingen i antallet timeverk for fastlands Norge. De ulike delene av figuren gjengir følgende informasjon:

- Panel A: Utvikling i millioner timeverk og trend på logaritmisk form (*HP-filter, $\lambda=40\ 000$*)
- Panel B: Prosentvis utvikling i produksjonsgap og avvik fra det naturlige nivået på utførte timeverk (*Fem kvartalers sentrert glattet gjennomsnitt*)
- Panel C: Korrelasjonskoeffisient ved ulike tidslag. Lead = (-), Lag = (+)
- Panel D: Rullende korrelasjon (*32 kvartalers rullende korrelasjon på sammenfallende tidspunkt*)

Med bakgrunn i de grafiske fremstillingene observerer vi en tydelig positiv utvikling i de samlede timeverkene i perioden. Videre ser vi at konjunkturforløpet for totalt alle timeverk viser en høy grad av samvariasjon med aktivitetsnivået i økonomien.

I starten av tidsperioden ser imidlertid timeverk ut til å være tilnærmet motsyklisk. Dette skyldes trolig bruken av HP-filteret og endepunkts problematikk. Dette innebærer at størrelsen på det prosentvise avviket i starten påvirkes mer av fremtidige tall enn historiske, da sistnevnte ikke er tilgjengelig. Bortsett fra dette problemet ser totale timeverk ut til å følge BNP-utviklingen tilnærmet likt, med et etterslep. For å avdekke om totalt utførte timeverk er en etterslepene indikator som antatt ut i fra figuren overfor, har vi beregnet korrelasjon med lead og lag. Resultat fra dette er presentert i Figur 16, panel C.

Vi ser ut i fra figuren at tallserien har sterkest korrelasjon med BNP med to kvartalers etterslep, noe som taler for at den er en etterslepene indikator. Dette samsvarer svært godt med funn hos Husebø og Wilhelmsen (2005), som har utført et studium av norske konjunktursyklusene i perioden 1982-2003³⁸. Her gir korrelasjonsanalysen høyest korrelasjon med to kvartalers lag. Et slikt etterslep kan forklares ut i fra at når en konjunkturomveltning inntreffer vil folks oppfatning av økonomiens tilstand ta noe tid. Etterspørsel etter varer og tjenester vil derfor skje med et tidslag. Da vi i denne tidsserien ser på utførte timeverk og ikke antall sysselsatte får man imidlertid trolig en raskere effekt på næringene enn om vi hadde brukt sistnevnte. Dette skyldes at bruk av overtid, som gjerne er første middel ved økt etterspørsel hos en bedrift, vil slå direkte ut i økte timeverk. Hadde man isteden brukt sysselsetting ville man trolig fått en tregere effekt, da oppsigelser eller nyansettelser er avgjørelser som trolig tas med et større etterslep.

Den rullende korrelasjonen viser en jevn, høy korrelasjon i intervallet 0,8-1,0 i store deler av perioden. Det er viktig å påpeke at den analyserte tidsperioden for den rullende korrelasjonen er noe kortere, og kun går fra 1982-2003. Dette skyldes av man ved bruk av 32 kvartalers rullende korrelasjon mister flere observasjoner i starten og slutten av tidsserien.

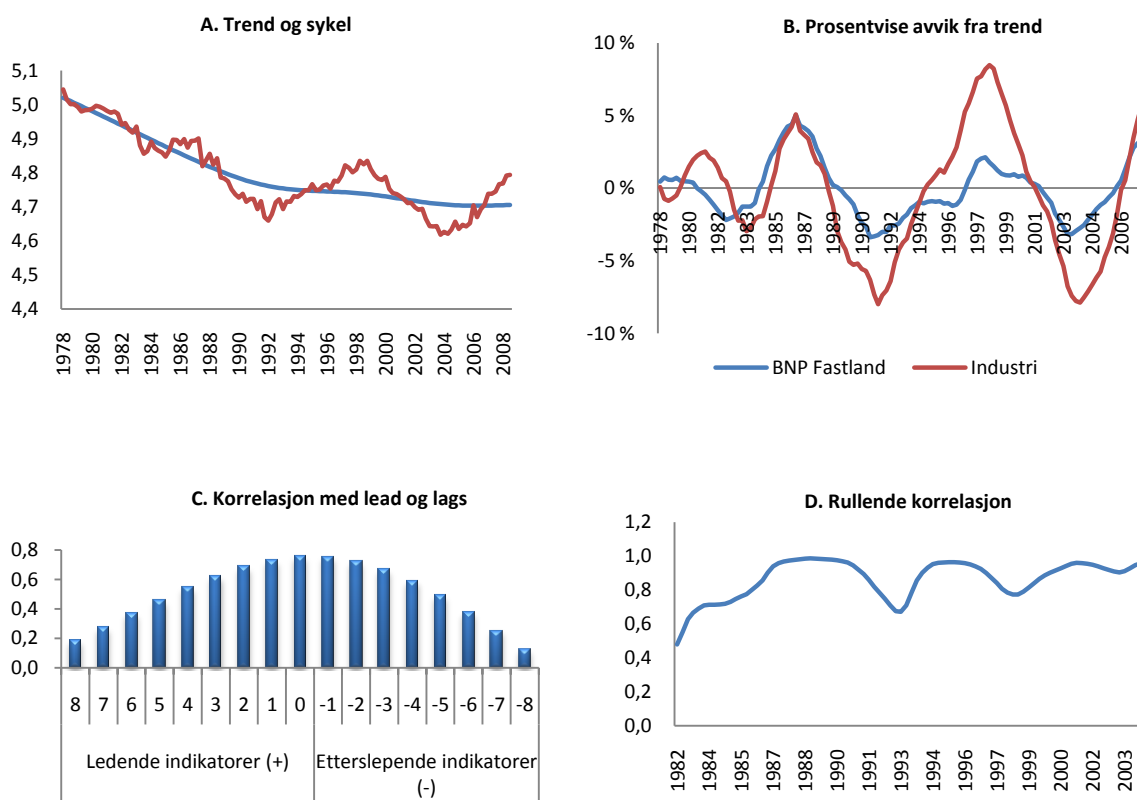
³⁸ Husebø og Wilhelmsen (2005)

6.4.2. Konkurransetsatt sektor

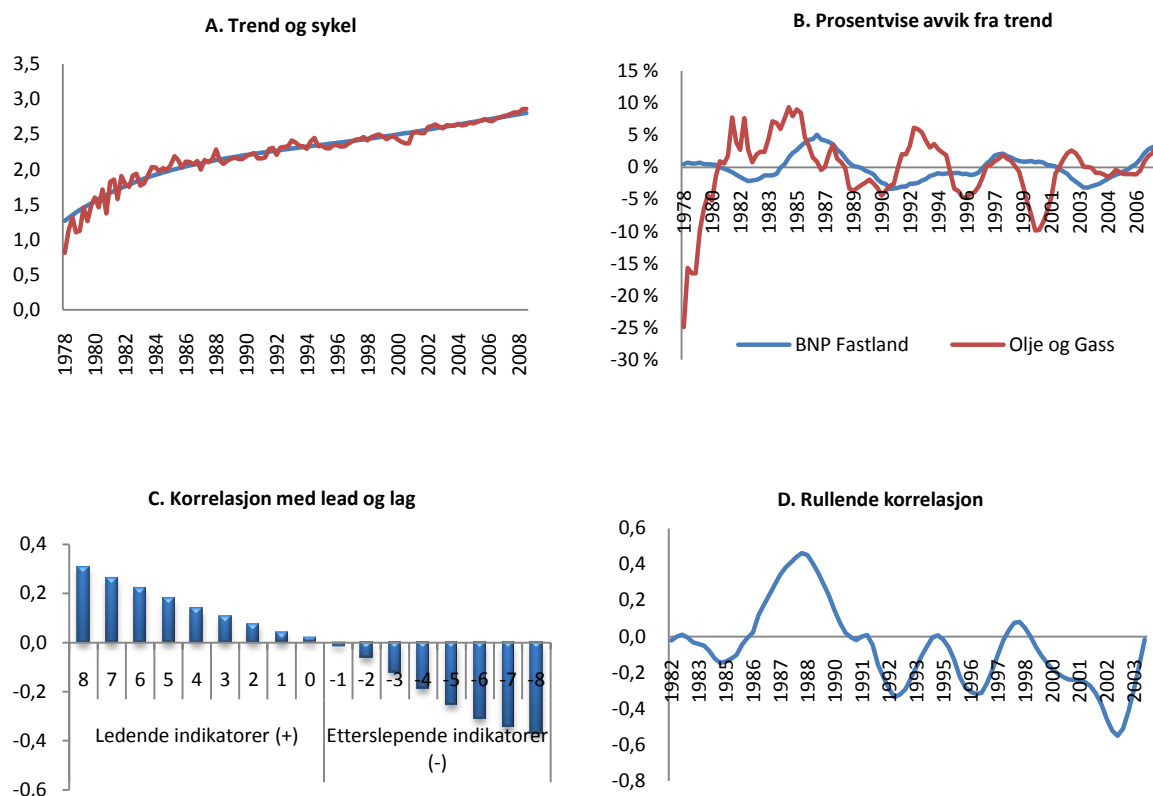
Figurene som følger gir en grafisk fremstilling av utviklingen i timeverk for industri og olje- og gassvirksomhet. Panelene følger samme struktur som tidligere. Vi har valgt å karakterisere disse to næringene som konkurransetsatt sektor på bakgrunn av at de selger varer på et internasjonalt marked, eller substituerer norsk import. I så måte er de klare eksempler på det vi innledningsvis har kalt valutaproduserende sektor.

Som det går frem av grafene er begge disse næringene svært volatile og svinger mer enn BNP. Utover dette er det vanskelig å finne noen spesielle fellestrekk de to i mellom.

Figur 17: Industri



Figur 18: Olje og gass



Industri

Norsk industri har, som i en rekke andre land, vært gjennom en avindustrialisering i moderne tid med effektivisering og produktivitetssøkning. Industriens andel av samlet sysselsetting nådde sitt toppunkt i Norge i 1971 og beregninger for vår tidsperiode 1978-2008 viser at antall timeverk har falt med tilnærmet 22 prosent de siste 30 årene³⁹. Allikevel opprettholder næringen en sterk samvariasjon med BNP-utviklingen. Figur 17 panel B angir imidlertid en klar tendens til at de sykliske utslagene for industrien har blitt mer volatile de siste 15-20 årene. Beregninger viser at industrien er den femte mest volatile næringen sett opp i mot BNP⁴⁰.

Et interessant funn er at etter bunnen i 1991/-92 var industrien tilbake i høykonjunktur i 1994, noe som var tilnærmet to år før en rekke av de andre næringene. Denne raske innhenting etter en lavkonjunktur er imidlertid et unntaks tilfelle som vi mener trolig skyldes at Norge inngikk EØS samarbeid i 1994. EØS avtalen sikret Norge adgang til

³⁹ Statistisk sentralbyrå (2003)

EUs indre marked med fri flyt av varer, tjenester, kapital og personer, og ser ut til å ha hatt positiv effekt på norsk eksport.

Industriens status som eksportsektor medfører at dens utvikling avhenger sterkt av det internasjonale konjunkturbildet og utviklingen i norsk kronekurs. Eksempelvis opplevde Norge en styrking av kronekursen fra 2000 til 2003 noe som gjorde norske varer dyrere i verdensmarkedet og førte til fallende eksport. Dette, i kombinasjon med en lavkonjunktur i økonomien hjemme, gjorde at industrien ble hardt rammet med fallende etterspørsel hjemme og ute.

Korrelasjonsberegningene med lead og lag er presentert i panel C, og viser at industrien ser ut til å være sammenfallende med utviklingen i BNP. Industrien er som kjent en konjunkturfølsom næring og resultatet er derfor ikke oppsiktigvekkende. Med bakgrunn i at man gjerne har lengre kontrakter for ordreleveranser og løpende ordrebestillinger kunne man allikevel forvente at antallet timeverk lagget BNP. På den annen side er industrien sterkt eksponert for internasjonale konjunkturer, og på bakgrunn av at norsk økonomi gjerne følger etter utlandet, er det mulig at effekten fra langsiktige kontrakter utlignes. I vår undersøkelse av sektorvise timeverk skiller industrisektoren seg ut ved å være den mest sammenfallende konjunkturindikatoren.

Ser vi på utviklingen over tid fremgår det at man i perioden fra 1982 til 1987 fikk en økende korrelasjon med BNP. Etter 1987 observerer vi jevnt over høye korrelasjonstall med unntak for periodene 1993 og 1999. Vi mener fallet i 1993 skyldes problematikken ved bruk av HP-filteret. Vi nevnte tidligere at filteret gir et upresist bilde av BNP utviklingen i årene 1993/-94 på grunn av filterproblematikk. Dette er et gjennomgående problem for alle næringer og den videre analysen vil derfor vise et fall i rullende korrelasjon hos flere næringer dette året. Vi velger derfor å ikke tolke noen videre sammenhenger ut i fra dette og kan konkludere med at industrien jevnt over viser god og stabil korrelasjon med BNP, med unntak av noen mindre svingninger.

Olje og gass

I motsetning til antall timeverk i industrien, som viser en fallende trend, har oljebransjen i det aktuelle tidsrommet gitt arbeid til stadig flere. Til tross for at vi har utelukket å inkludere BNP for total Norge som indikator på økonomisk aktivitet har vi valgt å analysere olje og gass næringen av nysgjerrighet for hvordan denne utvikles i forhold til fastlandsøkonomien. I tillegg utgjør denne næringen i skrivende stund $\frac{1}{4}$ av verdiskapningen her til lands noe som gjør den vanskelig å neglisjere.⁴¹

Vi er klar over at det å sammenligne BNP for fastlands Norge og utviklingen i olje- og gassektoren ikke er en optimal løsning, og at totalt BNP burde vært brukt. Vi ønsker imidlertid å være konsekvente i bruken av konjunkturindikator, og siden bruk av BNP for fastlands Norge gir sterkere korrelasjon for alle andre næringer har vi prioritert denne.

Ved første øyekast ser vi, fra Figur 18 panel B, at HP-filteret skaper problemer med tanke på endepunktsproblematikken i starten av tidsserien. Dette skyldes at olje ble funnet på norsk sokkel i 1969 og at bransjen opplevde en kraftig vekst på 70-tallet. I starten av tidsserien finnes det ingen historiske observasjoner slik at kun de fremtidige observasjonene tillegges vekt. Dette må nødvendigvis resultere i ekstreme avvik fra trend i periodens begynnelse. Den høye λ -verdien på 40 000 er med på å forsterke denne problematikken, i og med at den bidrar til en mer lineær trend og mindre endringer i trendkomponenten.

Ser vi imidlertid bort i fra endepunktsproblematikken ser olje og gass ut til å være lite sammenfallende med utviklingen i fastlands BNP. Dette er som forventet da lønnsomheten i olje- og gassnæringen i større grad avhenger av utvikling i de internasjonale olje- og gassprisene. På denne måten er olje- og gassnæringen eksponert for en rekke faktorer som ikke gjenspeiles i fastlandets BNP. Den svake korrelasjonen med BNP kan også skyldes statens eierskap i norsk oljesektor. Med en sterk eierpost er det mulig at staten benytter økte investeringer i denne sektoren som et motkonjunkturt virkemiddel når BNP faller.

⁴¹ Holden og Caspari (2007)

Korrelasjonen med lead og lag underbygger at det er liten grad av samvariasjon mellom BNP utvikling og timeverk i olje og gassnæringen, hverken med ledende eller etterslepende kvartaler.

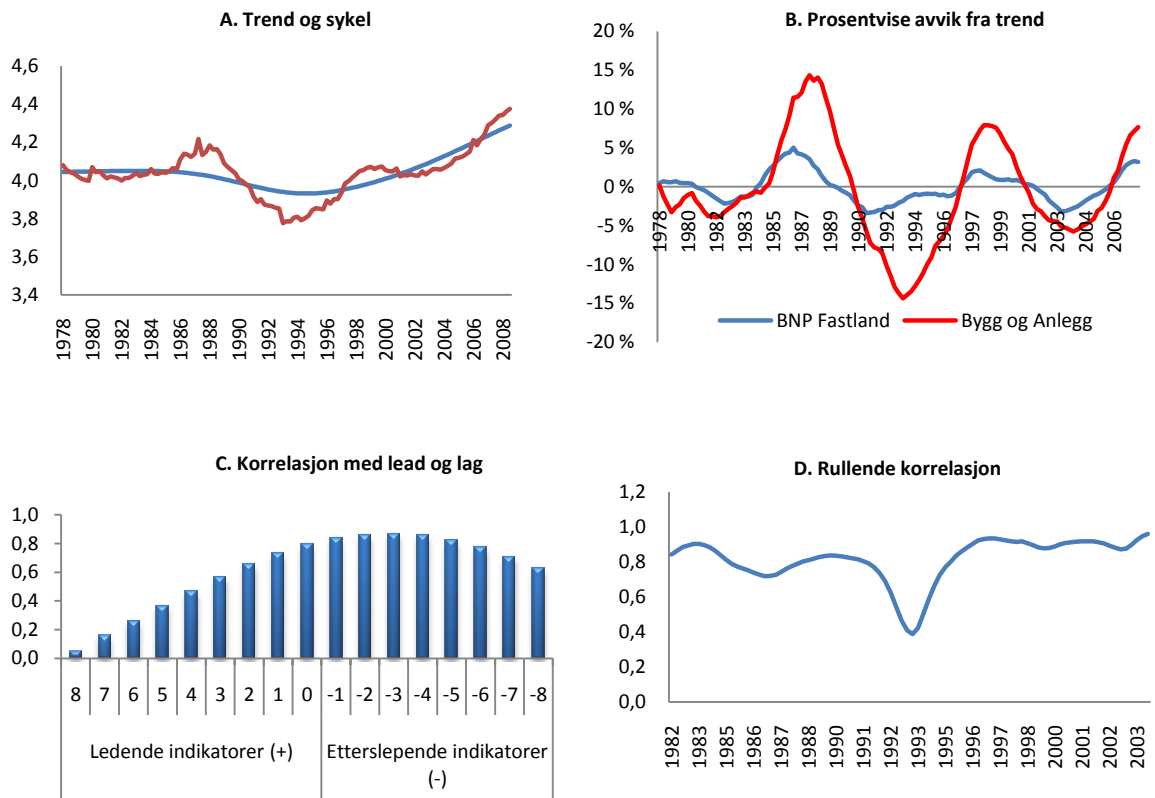
Den rullende korrelasjonen viser, bortsett fra et avvik i 1987/-88, at oljesektoren har svingt noe, men hatt en negativ korrelasjon og vært motsyklisk i store deler av perioden. På bakgrunn av dette kan vi konkludere at oljesektoren i liten grad er korrelert med den økonomiske utviklingen på fastlandet, og at vi med slike lave korrelasjonsobservasjoner vanskelig kan trekke slutninger vedrørende bransjens egenskaper som konjunkturindikator.

6.4.3. **Privat skjermet sektor**

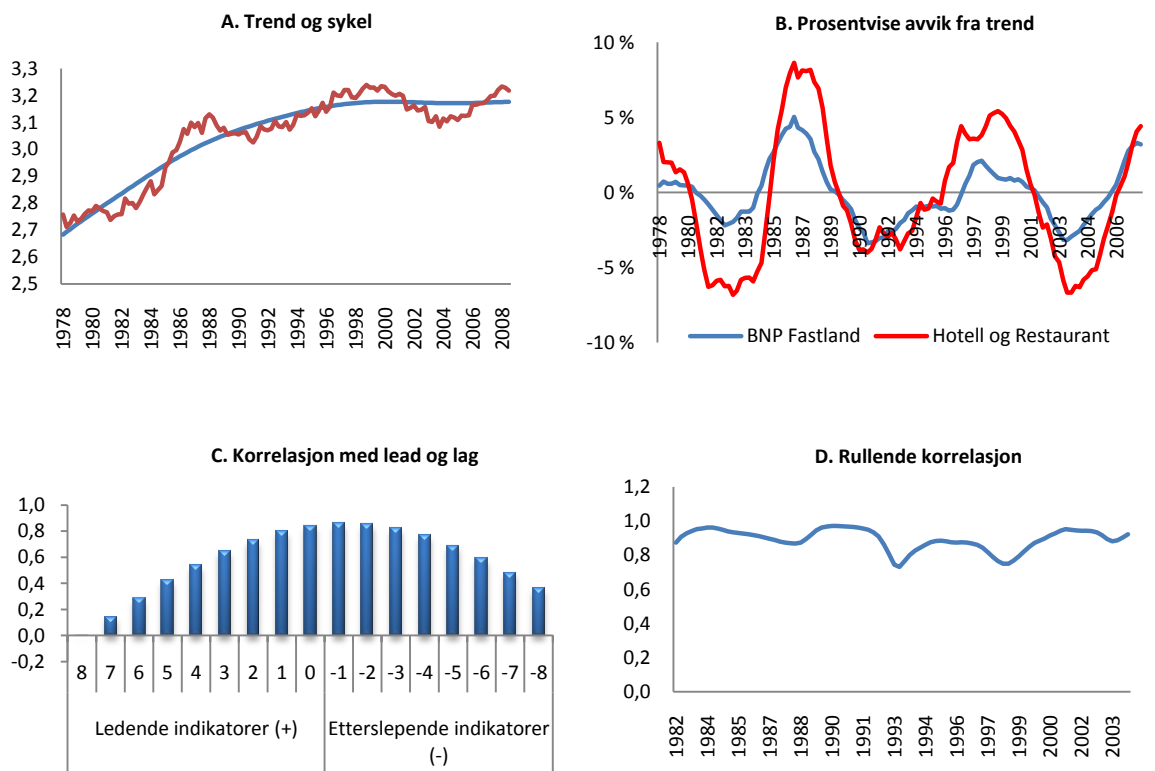
Et fellestrekk for gruppen av sektorer vi har valgt å kalle privat skjermet sektor er at de primært omsetter varer på det norske markedet. Forfølger vi tankegangen om at norske konjunkturer ”lagger” det internasjonale konjunkturbildet, skulle dette innebære at disse bransjene har et noe større tidsetterslep i sine sysselsettingstall enn for eksempel industrisektoren. Det er også rimelig å anta at man vil avdekke mønstre i forhold til hvilke varer og tjenester de enkelte bransjene omsetter. Det er for eksempel naturlig at typiske konsumvarer som detaljhandel, transport og restaurantmiddager vil merke et raskere fall når økonomien strammes inn, enn mer langsiktige investeringsprodukter som bolig. Videre er det vanlig å anta at bransjer som omsetter typiske luksusvarer som ferieturer, hotellbesøk og luksus-opplevelser er mer volatile enn bransjer som selger basisprodukter som eksempelvis matvarer.

Utviklingstrekkene for timeverkene i bransjene vi har inkludert i privat skjermet sektor er vist i Figur 19 til 25 på de følgende sidene.

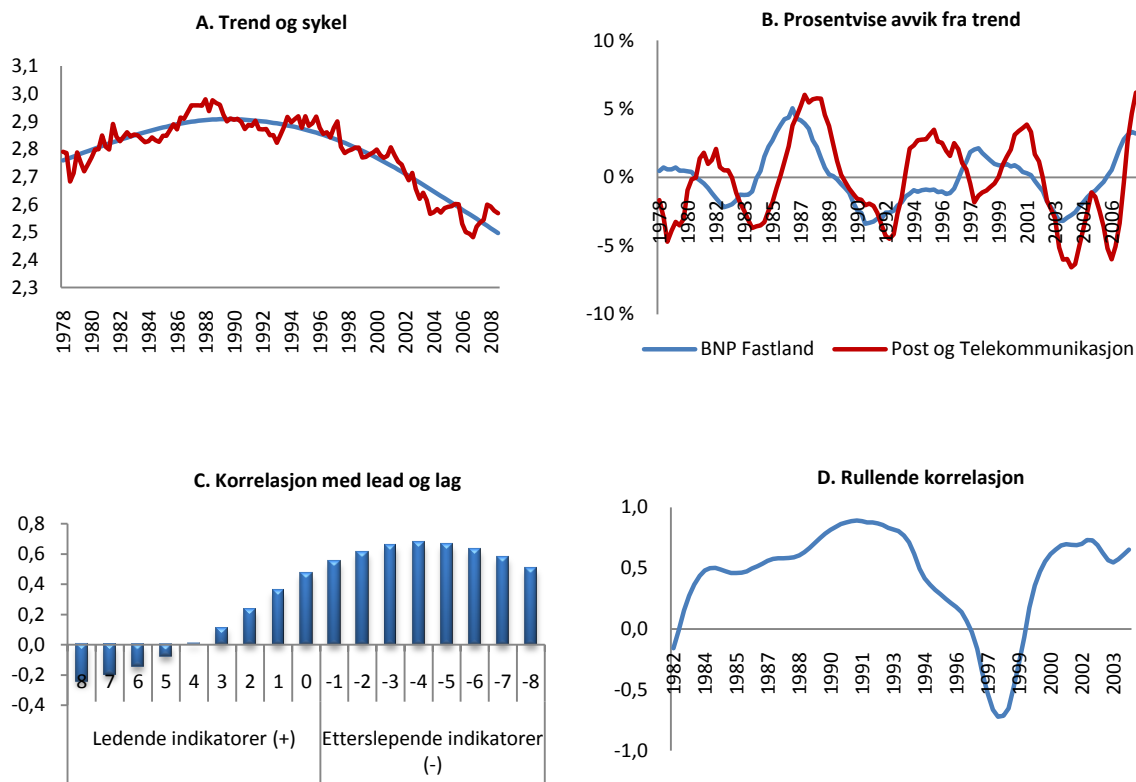
Figur 19: Bygg og Anlegg



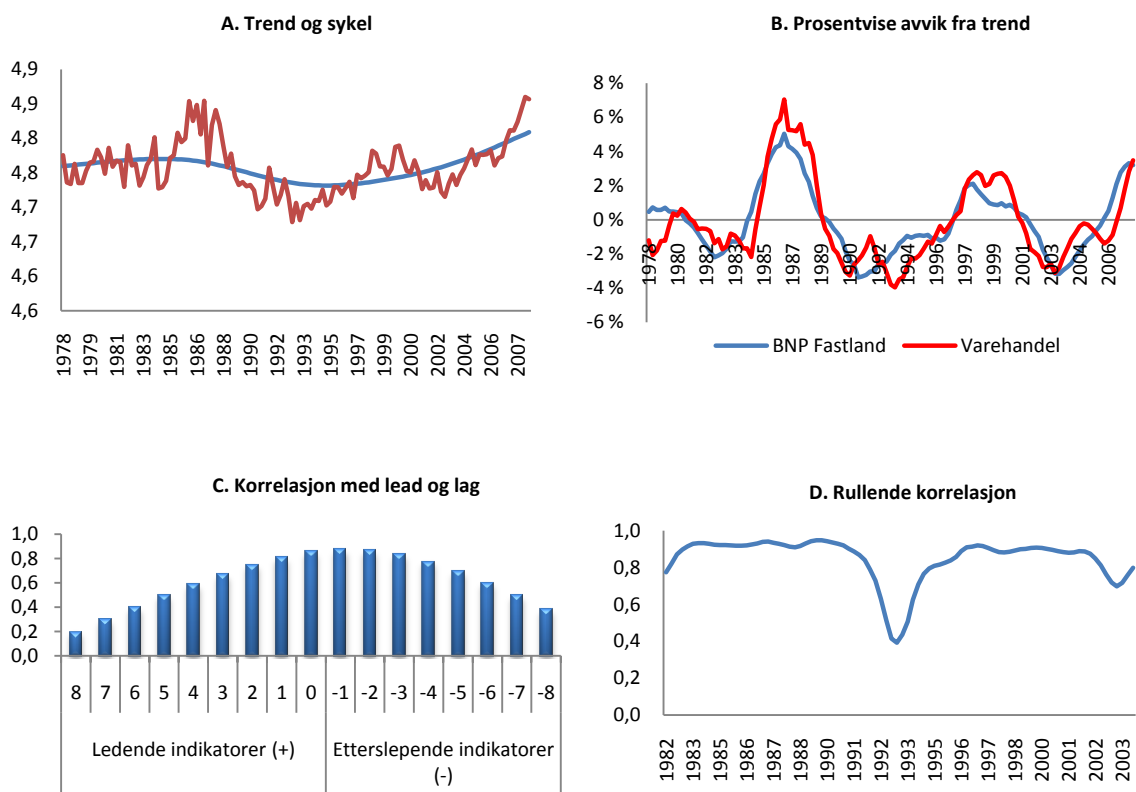
Figur 20: Hotell og restaurant



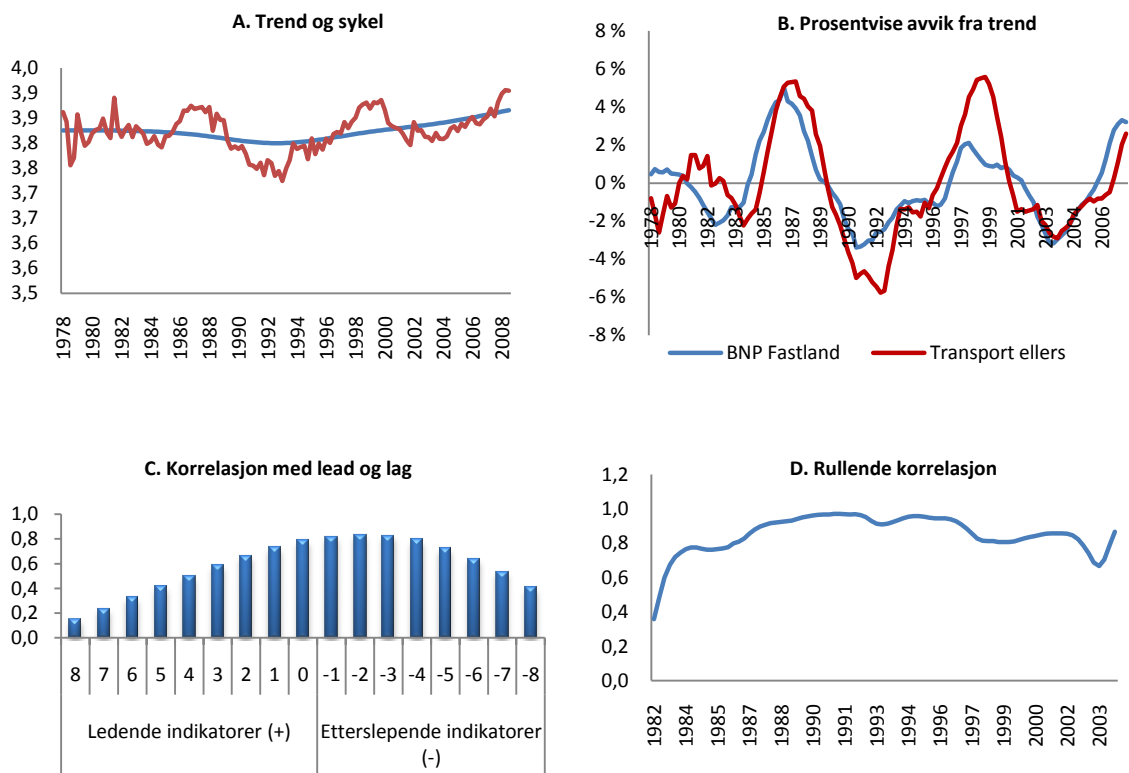
Figur 21: Post og telekommunikasjon



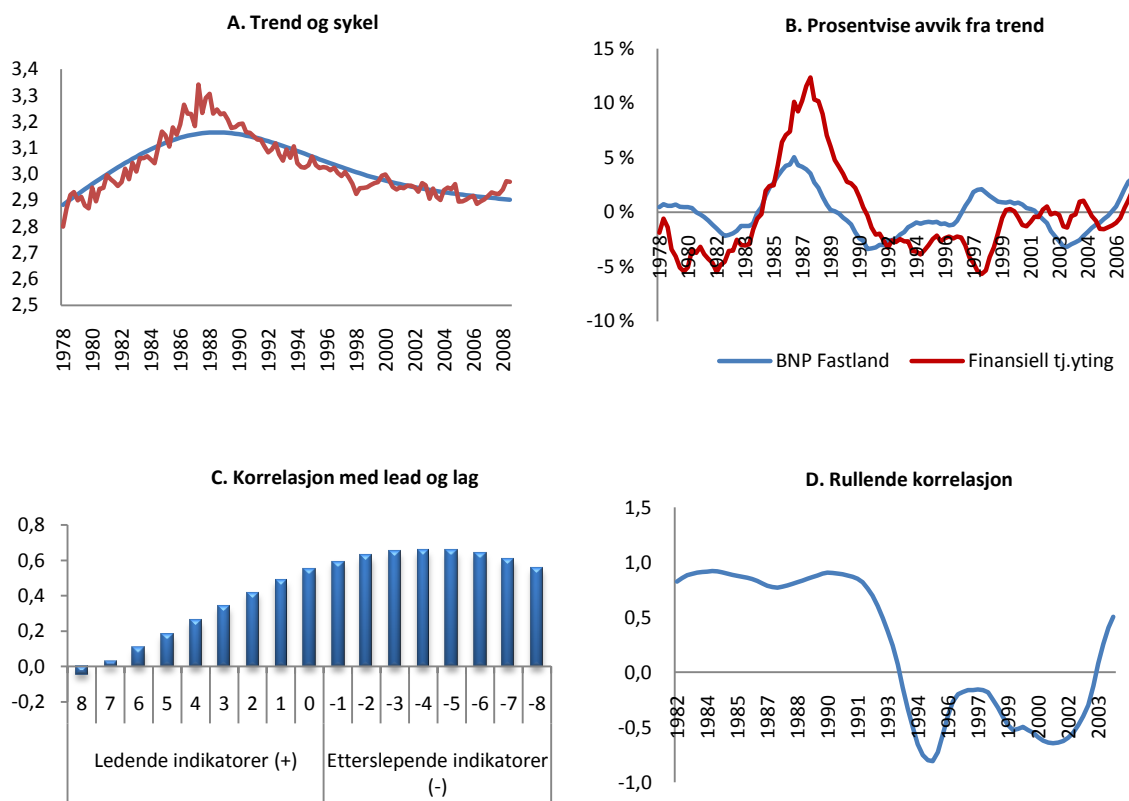
Figur 22: Varehandel



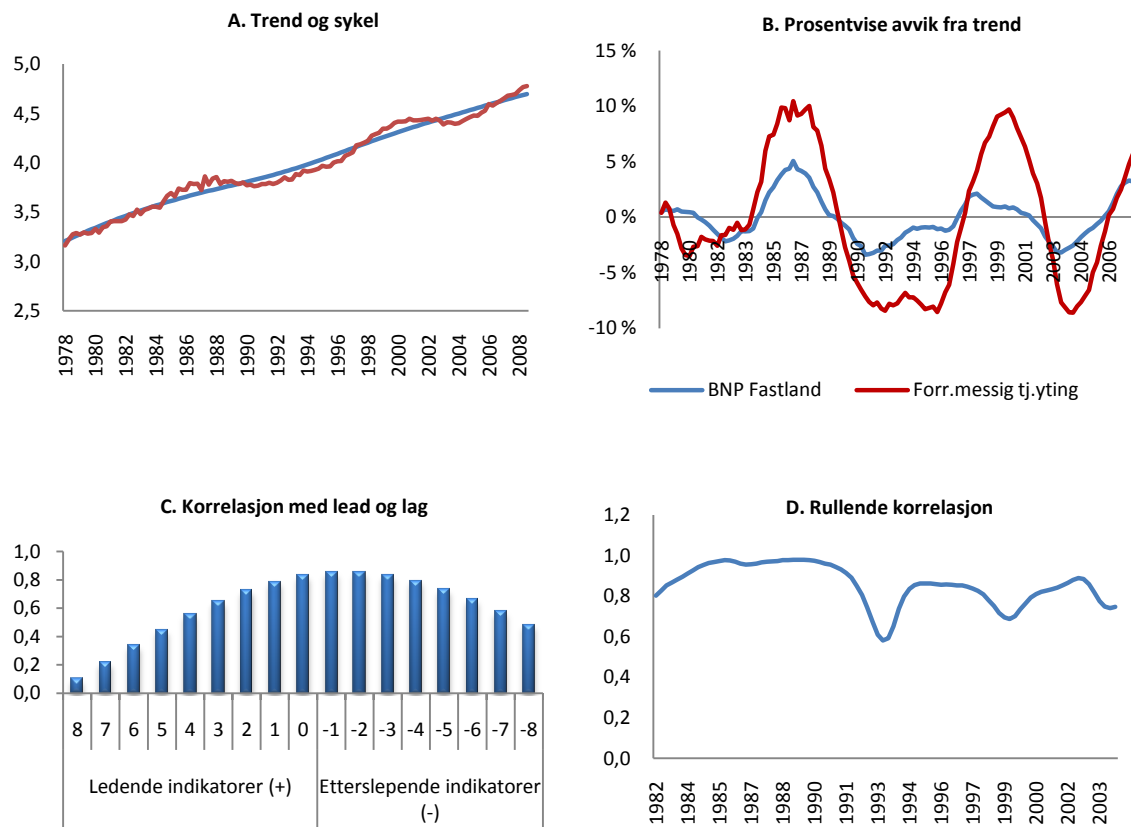
Figur 23: Transport



Figur 24: Finansiell tjenesteyting



Figur 25: Forretningsmessig tjenesteyting



Bygg- og anleggsbransjen

En bransje som er kjent for å være svært konjunkturutsatt og som har blitt viet mye spalteplass i den senere tids nedgangskonjunktur er bygg- og anleggsbransjen. Som det går frem av Figur 19 panel A har antallet timeverk variert over den aktuelle tidsperioden, men vist en klart positiv trend i senere år. Videre kommer bygg- og anleggsbransjens følsomhet overfor opp- og nedgangstider i økonomien tydelig frem i plottet av produksjonsgapet og avvikene fra trenden. Samme panel viser også at bransjen er svært volatil, og bekrefter at dette er den mest volatile sektoren av alle som er undersøkt. Vi mener den høye volatiliteten har bakgrunn i at tilbudet av boliger og næringsbygg i liten grad kan endres på kort sikt. Dette tilsier en høy priselastisitet ved endret etterspørsel. Disse kraftige prisendringene gjør svingningene i bransjens lønnsomhet svært store.

Bygg- og anleggssektoren opplevde en boligboom og sterk høykonjunktur i forbindelse med kredittliberaliseringen på slutten av 80-tallet. Fallet i ettertid ble

imidlertid kraftig og antall sysselsatte og timeverk i bransjen ble sterkt redusert. Denne utviklingen vises med all tydelighet i datamaterialet, gjennom en sterk høykonjunktur fra omkring 1985 til 1990 og en påfølgende boligkrise på 90-tallet. Lavkonjunktorene på tidlig 80-tallet og etter årtusenskiftet er også sammenfallende med generell konjunkturoppfatning og utviklingen i den aggregerte økonomien (BNP).

Med tanke på lead og lag strukturen viser bygg og anleggsbransjen sterkest korrelasjon med BNP med tre kvartalers etterslep. Slik innfrir bransjen forventningene om et noe sterkere tidsetterslep enn industribransjen.

Ser vi på utviklingen over tid viser denne jevnt over en korrelasjon rundt 0,8–0,9 for perioden 1982-2003, med unntak av årsskiftet 1993/-94. Alt i alt bekrefter resultatene antagelsen om at bygg og anleggsbransjen er sterkt korrelert med BNP og er en svært volatil næring sett opp i mot BNP.

Hotell og restaurant

Hotell- og restaurantbransjen er tilbyder av typiske luksusvarer med kort investeringshorisont. På bakgrunn av disse karakteristikaene er det naturlig å anta en høy og sammenfallende korrelasjon med BNP, samt høy volatilitet i denne bransjen.

I Figur 20 panel A kan man observere en tydelig vekst i næringen frem til slutten av 90-tallet, da antallet timeverk stabiliserte seg og flatet ut. Videre korrelerer BNP og antall timeverk svært godt, samtidig som volatiliteten i næringen er stor. Det er imidlertid vanskelig å peke på noen spesifikk tendens med tanke på om næringen henter seg inn raskere eller langsommere enn BNP. Hotell og restaurantnæringen hentet seg saktere inn enn BNP etter bunnen i 1982/-83, men raskere inn etter bunnen i 1991. Strukturelle endring i næringen er mulige årsaker til skiftende trend på dette området. Eksempelvis har hotellnæringen opplevd endringer i form av kjededannelser og andre former for alliansebygging.

Analysen av lead og lag egenskapene bekrefter antagelsene om en sammenfallende tendens mellom BNP og næringsutviklingen. Våre resultater viser at korrelasjonen er sterkest med ett kvartals etterslep, noe som gjør næringen til en svakt etterslepene indikator.

Den rullende korrelasjonen for timeverk i hotell- og restaurantbransjen viser igjen et fall i 1993/-94 og en noe svakere korrelasjon i 1998/-99. Det er vanskelig å peke på eksakte forhold bak dette, og det viktigste funnet er at næringen bekrefter våre forventninger om høy volatilitet og korrelasjon. Samtidig har bransjen på bakgrunn av varene den omsetter også et mindre tidsetterslep enn for eksempel den tidligere analyserte byggebransjen.

Post og telekommunikasjon

Fra Figur 21 panel B ser vi med tydelighet at svingningene i post og telebransjen er langt mindre enn i for eksempel byggebransjen. Ser vi på alle næringene i privat skjermet sektor under ett, er bransjen blant de minst volatile, kun overgått av transport og varehandel.

Går vi videre til å se på bransjens egenskaper i forhold til tidsetterslep finner vi høyeste korrelasjon ved fire kvartaler lag. Det vil altså ta omkring ett år før man for alvor merker effektene av et omslag i BNP på sysselsettingen i denne bransjen.

Korrelasjonen med BNP er relativt lav for denne bransjen med en koeffisient på kun 0,67 på sitt sterkeste. Utviklingen over tid bekrefter den noe svake sammenhengen med BNP. Et interessant funn i forbindelse med den rullende korrelasjonen er den kraftige endringen i sammenhengen mellom BNP og bransjespesifikke timeverk i tidsrommet fra omkring 1994 til 2000. Vi mener årsakene til dette må være privatiseringen av Posten (1996)⁴² og Televerket (1994)⁴³, samtidig som man for alvor merket virkningene av mobiltelefoni- og internettrevolusjonen. Dette innebærer at bransjen opplevde en drastisk reduksjon i timeverk i forbindelse med effektivisering fra midten av 90-tallet, samtidig som økonomien generelt hentet seg inn etter problemene knyttet til bank- og boligkrisen på tidlig 90-tallet. Resultatet er derfor et negativt gap i sysselsettingen i bransjen på samme tidspunkt som man opplevde en høykonjunktur, noe som med vårt filter gir negativ korrelasjon i årene fra 1996 til 1999.

⁴² Posten Norge (2009)

⁴³ Telenor (2009)

En annen observasjon som er verdt å kommentere er at post- og telebransjen ikke opplevde samme fall i korrelasjon i problemåret 1993 som er observert i samtlige av de andre næringene vi har analysert. Korrelasjonen er tvert imot meget sterk for denne ”problemprioden”. I Panel B kan vi observere en sterk forbedring i sysselsettingsnivået i bransjen fra omkring 1992. Vi antar at denne endringen kan ha sammenheng med investeringer i utbyggingen av det norske GSM-nettet, og at dette derfor kan forklare en høykonjunktur i bransjen på et tidspunkt da andre næringer måtte redusere sine timeverk.

For å oppsummere plasserer altså post- og telebransjen seg blant de mindre konjunkturutsatte næringene i den private delen av næringslivet (lav volatilitet og lav korrelasjon). Det er imidlertid svært viktig å presisere at denne bransjen også er et særtilfelle i og med at den har gått fra å være kontrollert av statlige monopoler til å bli et frikonkurransemarked i løpet av den aktuelle tidsperioden. Dette kan selvsagt være med på gi et inntrykk av lavere korrelasjon og volatilitet enn det som for øyeblikket karakteriserer næringen. Samtidig kan IT-boblen i 2001 gi et feilaktig bilde av at den nye liberaliserte bransjen er særdeles volatil. På bakgrunn av det korte tidsrommet i etterkant av privatiseringen er det derfor vanskelig å dra noen endelige konklusjoner vedrørende endringer i bransjens konjunktoregenskaper.

Varehandel

Antallet timeverk som er benyttet i varehandelssegmentet ser ut til å ha vært tilnærmet konstant siden slutten av 70-tallet. Samtidig viser resultatene at varehandel er den minst volatile av alle næringene som er betegnet som private. Den sistnevnte av disse observasjonene finner vi noe overraskende da vi forventet at en bransje som omfatter detaljhandel og salg av konjunkturutsatte varer som møbler og klær skulle oppleve sterkere svingninger. På den annen side har vi i forbindelse med den senere tids finanskrise sett at omsetningen til lavpriskjedene har økt, slik at for eksempel salg av rimelige matvarer ser ut til å ha motkonjunkturrelle effekter. Vedlikeholdsvirksomhet som også omfattes av denne næringsgruppen kan også tenkes å virke motsyklisk. Vi mistenker derfor at den lave volatiliteten i sum skyldes motstridende utvikling internt i gruppen.

Problematikken overfor skyldes at vi med hensyn til datamengden har vært nødt til å samle en rekke næringer i større grupperinger (jf. Vedlegg 10.1). Dette innebærer at det bak tallene til eksempelvis varehandel kan skjule seg næringer med svært ulike konjunktoregenskaper, og at aggregatet derfor diversifiserer bort ekstreme svingninger som enkelt-bransjene kan være utsatt for.

Når det gjelder korrelasjon med BNP er varehandel den næringen med høyeste korrelasjonskoeffisient på hele 0,87. Den sterke samvariasjonen med BNP fremgår i Figur 22 panel B.

Ser vi på lead og lag egenskapene oppnås største korrelasjon ved ett kvartals etterslep. Dette resultatet er som forventet da varene som bransjen omsetter har en kort investeringshorisont slik at konsumet av disse justeres raskt. Den rullende korrelasjonen viser jevn, høy samvariasjon med unntak av problemåret 1993.

Transport

Transportsektoren viser lignende egenskaper som varehandelen, med en relativt konstant utvikling i timeverk, høy korrelasjon (0,79) med BNP og lav relativ volatilitet (1,40). Igjen finner vi den lave volatiliteten noe overraskende, men konkluderer på samme måte som i henhold til varehandel med at ulike bransjer innad i gruppen transport trekker aggregatet i ulike retninger.

Den høyeste korrelasjonen finner vi ved to kvartalers lag, og bransjen reagerer i så måte raskt på økonomiske svingninger. Dette er som forventet tatt varetypen i betraktning. Den rullende korrelasjonen er stabil og høy i den analyserte tidsperioden. Unntaket er imidlertid starten av tidsserien som vi antar skyldes endepunktsproblematikk.

Finansiell tjenesteyting

Som Figur 24 tydelig viser, var kredittliberaliseringen og høykonjunkturen på 80-tallet en unntaksperiode for den finansielle tjenesteytingen. Ser man bort i fra denne perioden ser næringen ut til å ha langt mindre markante svingninger. Vi finner imidlertid en lav korrelasjon på kun 0,55.

Ser vi nærmere på den rullende korrelasjonen er utviklingen her oppsiktsvekkende med et drastisk fall i samvariasjonen etter 1993. Vi mener at mye av forklaringen bak dette er den store omveltningen næringen måtte gjennomgå etter bankkrisen på tidlig 90-tallet. Samtidig har man vært vitne til effektivisering som i de senere år har blitt gjort mulige gjennom nettbaserte løsninger for blant annet bank- og meglervirksomhet.

Utover dette observerer vi at utviklingen i antallet timeverk i bransjen følger et særegent mønster og at perioden tilknyttet den nevnte kredittliberaliseringen gir problemer i forbindelse med trendestimeringen. Mer konkret trekkes trenden oppover av de ekstreme observasjonene på 80-tallet slik at de resterende periodene til sammenligning fremstår som negative avvik fra trend. Dette medfører at vi for finanssektorens del ikke finner positive sysselsettingsgap i forbindelse med høykonjunkturen på slutten av 90-tallet, slik vi gjør i en rekke andre næringer. Dette har selvfølgelig stor effekt på beregningene av volatilitet og korrelasjon.

Trendproblematikken forsterkes med bakgrunn i vårt valg av λ i forbindelse med HP-filteret. Med en lavere λ ville det vært rom for større kvartalsvise endringer i trenden, slik at trendlinjen ville ligget nærmere sysselsettingstoppen i 1987 og lavere enn vårt trendestimat på 90-tallet. Med bakgrunn i et ønske om å være konsekvente i valg av λ har vi imidlertid ikke gjennomført analyser for lavere verdier, men er klar over at slike justeringer kunne gitt en forbedring av resultatene. For de som ønsker å gå videre i studier av denne bransjen er en lavere λ -verdi derfor å anbefale.

Forretningsmessig tjenesteyting

Ser vi nærmere på denne bransjen ser vi at virksomhetene som inngår i gruppen forretningsmessig tjenesteyting for det meste tilbyr løsninger for leie av produksjonsfaktorer, eller andre tjenester som er nødvendig for den daglige driften av selskaper. Med bakgrunn i dette er det å forvente at disse selskapene opererer med korte kontrakter og er sårbare for økonomiske svingninger.

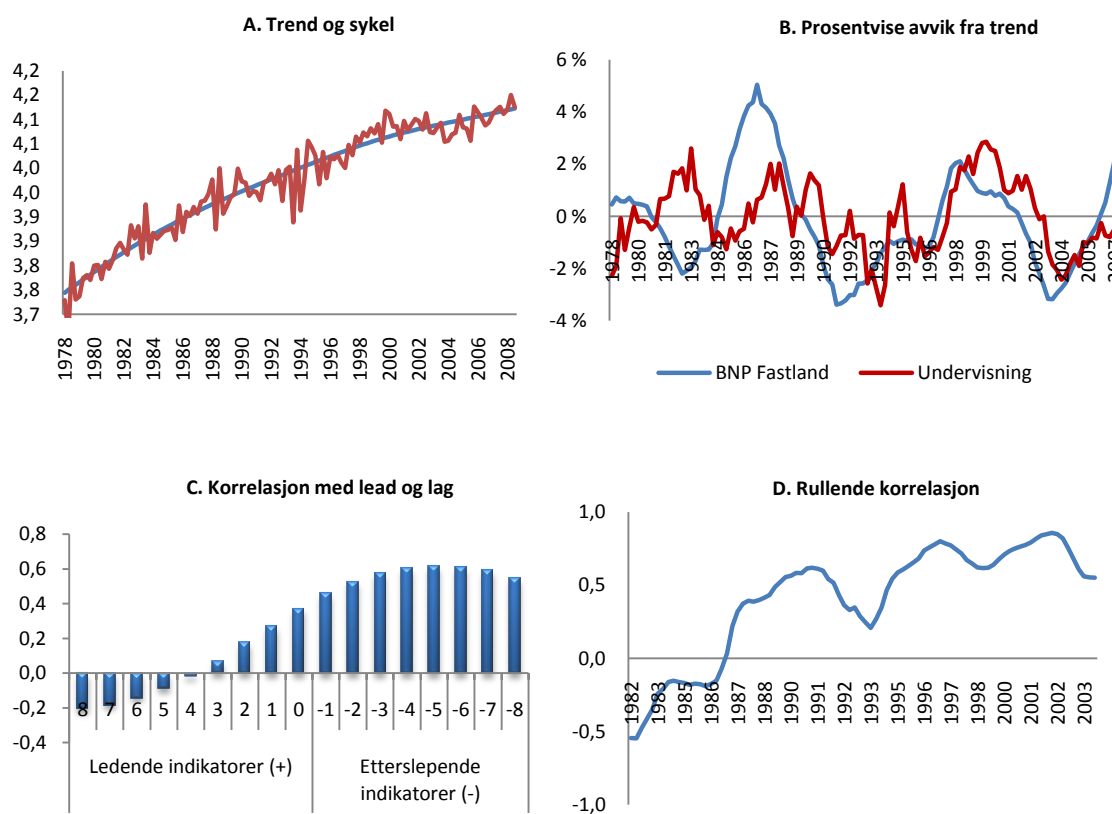
Resultatene viser at bransjen har hatt en stabil prosentvis trendvekst, samt høy korrelasjon (0,85) og volatilitet (3,01). At en slik tjenesteytende næring er i vekst er som antatt, og når konjunkturutsatte næringer som bemanningsbransje, annonsevirkosomhet og arkitekttjenester utgjør viktige bestanddeler av bransjeaggregatet kommer store svingninger heller ikke som noen overraskelse.

Vi finner størst korrelasjon ved to kvartalers etterslep, slik at bransjen sammenfaller med den aggregerte sysselsettingen for fastlands Norge. Vi kan heller ikke se noen spesifikke tendenser til endringer i korrelasjonen over tid.

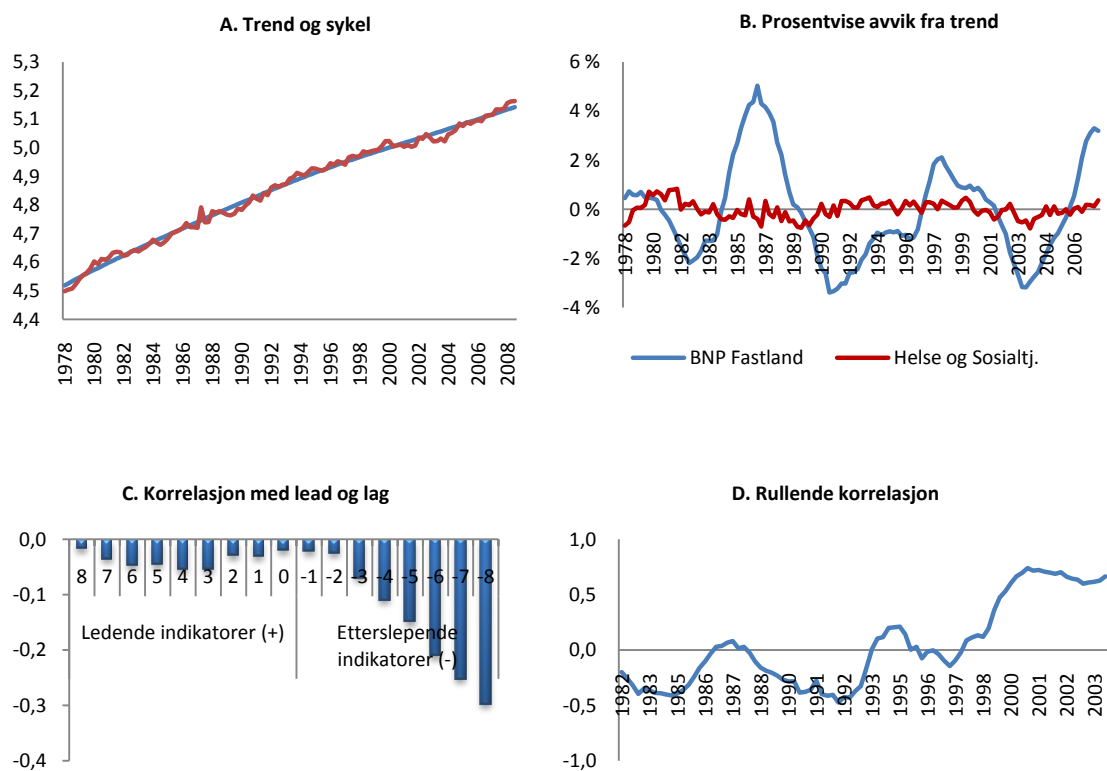
6.4.4. Offentlig skjermet sektor

Den siste gruppen av næringer har vi valgt å kalle offentlig skjermet sektor. I denne sektoren finner vi tjenesteytende bransjer der staten dominerer det nasjonale markedet. Typisk for denne sektoren er at vi antar at etterspørselen er relativt uavhengig av konjunktursyklusene, og at staten spiller en sentral rolle på tilbudssiden på bakgrunn av velferdshensyn. I denne delen av næringslivet forventet vi derfor å finne lav korrelasjon og volatilitet. Samtidig vil det være naturlig å anta at bransjene har motsyklisk utvikling, da finanspolitikken gjerne stimulerer offentlig sektor i nedgangskonjunkturer. En grafisk fremstilling av resultatene gis i følgende figurer:

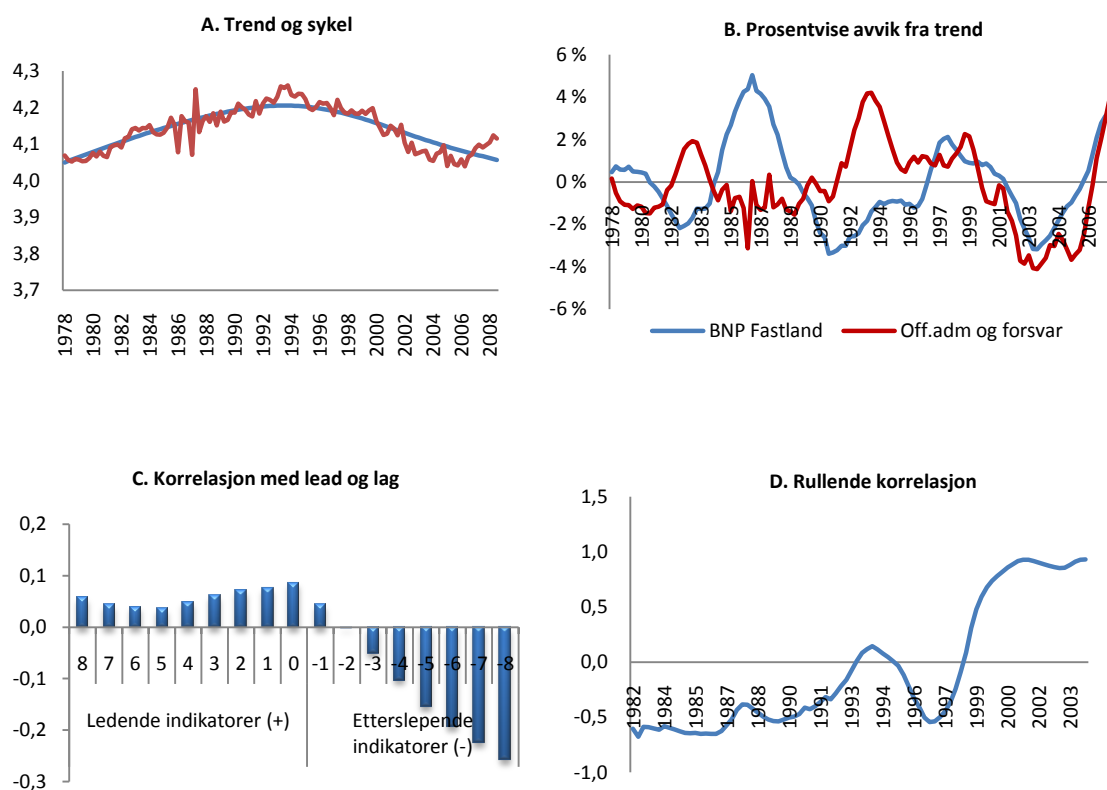
Figur 26: Undervisning



Figur 27: Helse og sosialtjenester



Figur 28: Offentlig administrasjon og forsvar



Undervisning

Undervisningssektoren viser en sterk vekst i antallet timeverk over det analyserte tidsrommet. Med stadig høyere krav til utdanning og økende antall studenter er dette ikke et overraskende funn.

Ser vi nærmere på gapene i timeverk ser vi at sektoren i langt større grad er korrelert med BNP enn for eksempel offentlig administrasjon og forsvar. Med fem kvartalers lag er korrelasjonen faktisk så høy som 0,61 for denne næringen, noe som er på nivå med enkelte av næringene i privat sektor. Når det gjelder volatiliteten er denne som forventet lav (0,68). Således bekrefter den på dette området våre forventninger.

Utviklingen over tid viser en markant endring fra negativ til positiv korrelasjon med BNP, fra og med 80-tallet. Det er vanskelig å gi noen eksakt grunn til hva denne endringen kan skyldes. Liberalisering av markedet og et økt antall private aktører kan imidlertid være noe av forklaringen. I den senere tid har man kunnet lese at man forventer økte søkertall til høyere utdanning på bakgrunn av den pågående

finanskrisen. I så måte kunne man forvente å finne motkonjunktuelle trekk i deler av bransjen. Ser vi på korrelasjonen siden 1987 er slike tendenser imidlertid vanskelige å observere.

Helse- og sosialtjenester

I likhet med de to andre bransjene i skjermet offentlig sektor viser helse og sosialtjenester en sterk vekst. Mer presist finner vi den sterkeste veksten i nettopp denne bransjen.

Dersom vi ser på gapene i timeverk ser vi at de på ingen måte er korrelert med BNP-utviklingen, og at den negative korrelasjonen er størst ved åtte kvartalers lag (-0,30). Videre viser timeverkene jevnt over en svært lav korrelasjon, noe som også bekreftes av den rullende korrelasjonen.

Ser vi på volatiliteten for helse- og sosialtjenester er denne svært lav. Næringen utgjør med dette den desidert minst volatile bransjen med en volatilitet på kun 0,18. Dette resultatet er som forventet da behovet for helsetjenester selvsagt ikke varierer med det generelle konjunkturforløpet.

Vi observerer imidlertid en kraftig endring i korrelasjonen fra slutten av 90-tallet. Denne endringen fremgår også i forbindelse med de to andre næringene i offentlig sektor, men på noe ulikt tidspunkt. Vi mener utviklingen fra negativ til positiv korrelasjon i stor grad skyldes at Norge ikke har opplevd noen vesentlig nedgangskonjunktur i denne perioden. I den forbindelse har trolig økte bevilgninger til denne gruppen i liten grad vært brukt som et motkonjunkturt virkemiddel. Tross endringen mot en prosyklisk utvikling mener vi det fortsatt er grunnlag for å anta at næringene innen gruppen offentlig skjermet sektor er motkonjunktuelle. Dette er trolig noe vi vil kunne se fremtidige effekter av fra dagens krise.

Offentlig administrasjon og forsvar

Endringen i antallet timeverk i offentlig administrasjon og forsvar viser en tilnærmet perfekt konkav kurve, med topp på midten av 90-tallet. Som vi vet har forsvaret vært gjenstand for drastiske nedskaleringer etter slutten på den kalde krigen.

Ser vi på konjunkturutviklingen i bransjen i den aktuelle perioden ser den ut til å være lite korrelert med BNP, med en negativ korrelasjonskoeffisient på -0,26.

Den rullende korrelasjonen viser et skift fra negativ til positiv korrelasjon over den analyserte tidsperioden. Dette kan bero på argumentasjonen overfor om fravær av nedgangskonjunkturer. Samtidig kan også endringer i offentlig konjunkturpolitikk spille en sentral rolle. Pengepolitikken har som kjent etter hvert blitt et mer sentralt virkemiddel mot svingninger i økonomien og til en viss grad tatt over denne rollen for finanspolitikken. I et foredrag om norsk pengepolitikks historie bekrefter sentralbanksjef Svein Gjedrem at det endelige skrittet mot et inflasjonsmålsregime ble tatt på slutten av 90-tallet⁴⁴. Dette sammenfaller i stor grad med den drastiske endringen i rullende korrelasjon og kan ha bidratt til en svekkelse av det inverse forholdet mellom offentlige timeverk og konjunkturer.

En annen interessant observasjon er den voldsomme toppen i antallet timeverk i 1993. Denne toppen indikerer en motkonjunkturrell finanspolitikk, og forklarer at BNP ble relativt høy dette året til tross for store kutt i timeverkene i privat sektor. Toppen er også med på å forklare hvorfor vi finner en svekkelse i den rullende korrelasjonen i alle bransjer dette året, i og med at offentlig forbruk økte og dro opp BNP mens antallet timeverk falt i privat sektor. En tilsvarende, men mindre konjunkturtopp, kan også observeres for et annet år med lave korrelasjonsobservasjoner i privat sektor; nemlig 1998.

Når det gjelder bransjens lead og lag egenskaper finner vi sterkest korrelasjonen (negativ) ved åtte kvartalers etterslep. At nært samtlige etterslepene verdier er negative er en indikasjon om motkonjunkturrell utvikling i offentlig timebruk.

⁴⁴ Gjedrem URL (2008)

6.5. Oppsummering av resultater

Tabell 5 gir en oversikt over resultatene for samtlige næringer. Korrelasjonen henviser til korrelasjon mellom BNP for fastlands Norge og antall utførte timeverk i hver enkelt næring. Volatiliteten er beregnet som relativt standardavvik i forhold til BNP for fastlands Norge.

Variabler	Samt. Korrelasjon	Max korrelasjon	Etterslep (kv)	Volatilitet (rel. st.avvik)
Timeverk totalt (Fastl.N)	0,88	0,91	-2	1,19
Olje og gass	0,02	-0,37	-8	2,94
Industri	0,75	0,75	0	2,12
Bygg og anlegg	0,79	0,87	-3	3,39
Varehandel	0,86	0,87	-1	1,22
Hotell og restaurant	0,84	0,86	-1	2,16
Transport	0,79	0,84	-2	1,40
Post og telekommunikasjon	0,47	0,67	-4	1,57
Finansiell tjenesteyting	0,55	0,66	-4	2,03
Forr.messig tjenesteyting	0,83	0,85	-2	3,01
Off.adm og forsvar	0,09	-0,26	-8	0,98
Undervisning	0,37	0,61	-5	0,68
Helse og sosialtjenester	-0,02	-0,30	-8	0,18

Tabell 5: Oppsummering av resultater for samtlige næringer

Alle beregninger er gjort med fem kvartalers glidende, sentrert gjennomsnitt og korrelasjon er beregnet ifht. BNP Fastlands Norge for tidsperioden 1978 (1k.) -2008 (3k.)

7. Samspillet mellom arbeidsledighet og produksjonsgap

Vi har nå kartlagt i hvilken grad næringene korrelerer med BNP og om det eksisterer variasjoner med hensyn til lead- og lagstruktur. I den følgende ønsker vi å supplere disse beregningene med estimeringer av Okuns koeffisient. Okuns lov ser på forholdet mellom produksjonsgap og arbeidsledighet og er derfor et interessant måltall å inkludere. Det er viktig å påpeke at vi kun vil finne *tilnærmede* Okuns koeffisienter, da datamaterialet som benyttes avviker fra hva som normalt inngår i Okuns lov.

Før vi gjennomfører selve estimeringen vil vi gi en beskrivelse av Okuns lov og presentere relevant teori knyttet til tidsserieanalyse. Bakgrunnen for dette er at makroøkonomiske tallserier ofte er gjenstand for problemer knyttet til ikke-stasjonæritet og kointegrasjon. Dette krever at datamateriale testes og justeres før eventuelle regresjoner og analyser gjennomføres.

7.1. Naturlig arbeidsledighet

I arbeidsmarkedsteori snakker man ofte om naturlig arbeidsledighet eller likevektsledighet. Dette defineres som summen av såkalt friksjonsledighet og strukturledighet. Friksjonsledighet er arbeidsledighet som skyldes at arbeidstagere er ”på vei” mellom to stillinger. Dette kan være et resultat av frivillig jobbskifte, oppsigelse eller tid brukt på jobbsøking. Strukturledighet er en vedvarende ledighet i markedet som skyldes at det er flere jobbsøkere enn arbeidsgivere i et bestemt marked. Dette kan blant annet skyldes at det er flere jobbsøkere med én type utdanning enn hva det er behov for, eller at det er flere jobbsøkere i én spesifikk region enn det er jobber i regionen. Den naturlige arbeidsledighet måles ofte ved hjelp av NAIRU (Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment). Det vil si den arbeidsledighetsraten som ikke gir akselererende inflasjon⁴⁵. Blir arbeidsledigheten er høyere enn NAIRU vil prisene falle, og omvendt øke ved en arbeidsledighet lavere enn NAIRU. Syklisk arbeidsledighet vil fluktuere rundt den naturlige

⁴⁵ Dedekam jr. (1999:90)

arbeidsledighetsraten og på denne måten gi uttrykk for ledighet som skyldes svingninger i økonomien.⁴⁶

7.2. Produksjonsgap og arbeidsledighet

Når faktisk produksjon er lik naturlig/likevektsproduksjon tilsier dette at naturlig arbeidsledighet i arbeidsmarkedet er i likevekt. Et positivt produksjonsgap impliserer derimot at arbeidsledigheten er under naturlig arbeidsledighetsrate, og at man har press i jobbmarkedet. Motsatt vil arbeidsledigheten være over naturlig rate ved et negative produksjonsgap. På denne måten vil svingninger i produksjonen rundt trenden samsvare med fluktuasjoner i arbeidsledigheten rundt en naturlig ledighetsrate. Det er viktig å påpeke at dette kun er et teoretisk modellresonnement og ikke empiriske fakta. Den sykliske arbeidsledigheten har ofte viste seg å være mindre volatil enn produksjonsgapet. Denne regelmessigheten ble observert av Arthur Okun tidlig på 1960-tallet og har gitt opphav til det man i arbeidsmarkedsteorien kaller Okuns lov.

7.3. Okuns Lov

Okuns lov baserer seg på at det eksisterer en invers sammenheng mellom arbeidsledighet og produksjonsgap. Okun estimerte opprinnelig at en økning i reell BNP på én prosent utover potensiell produksjon ville gi et fall i arbeidsledighetsraten på tilnærmet 0,33 prosent.

Det er to allment aksepterte grunner til at man ikke har et 1-til-1 forhold mellom produksjonsgap og arbeidsledighet. Ved endringer i etterspørsel ser man gjerne at økt etterspørsel møtes med interne endringer i antallet arbeidstimer for de ansatte. Dvs. at en bedrift som opplever en plutselig økning i solgte enheter trolig vil forespørre/kreve at de ansatte arbeider noen ekstra timer, fremfor å ansette nye medarbeidere. Denne effekten demper de sykliske utslagene i arbeidsstokken. Den andre argumentasjonen baserer seg på psykologiske faktorer blant jobbsøkere. Dette tilsier at antallet

⁴⁶ Krugman og Wells (2006)

registrerte arbeidssøkende avhenger av antallet tilgjengelige jobber. Øker eksempelvis antallet arbeidsplasser med én million vil antall aktivt jobbsøkende øke med mer enn én million, på bakgrunn av en positiv endring i folks forventninger. Dette indikerer at den prosentvise registrerte ledigheten vil reduseres mindre enn økningen i BNP.⁴⁷

Okun foreslo to alternative tilnærminger for estimering av en koeffisient som forholdstall for korrelasjon mellom arbeidsledighet (u) og produksjon (y). En av disse er førstedifferensieringsmetoden som tar utgangspunkt i output (y_t) og arbeidsledighet (u_t) på differanseform. Metoden vi har valgt å benytte er imidlertid gap-versjonen, og vi vil derfor gi en kort presentasjon av denne metodikken.

Gap-metoden tar utgangspunkt i gapet mellom faktisk og trendmessig output og arbeidsledighet:

$$y_t - y_t^* = -\beta_1(u_t - u_t^*) + \varepsilon_t \quad (7.1)$$

Her representerer y_t^* naturlig/likevektsproduksjon og $y_t - y_t^*$ angir produksjonsgapet. På samme måte tilsvarer u_t^* den naturlige arbeidsledigheten og $u_t - u_t^*$ representerer arbeidsledighetsgapet.

Denne metoden krever informasjon om trend. Okun antok en deterministisk trend og estimerte en lineær trend for naturlig arbeidsledighet og potensiell produksjon. I dag benyttes imidlertid mer avanserte verktøy for trendestimering og det er vanlig å ta utgangspunkt i enten Hodrick og Prescotts HP-filter, Beveridge og Nelsons BN-filter eller Kalman-filteret.⁴⁸

Beregninger for norsk økonomi de siste 20 årene viser at relasjonen mellom produksjonsgap og ledighetsgap synes å ha vært nokså stabil over tid. Erfaringer viser at BNP for fastlands Norge svinger om lag dobbelt så mye rundt sitt trendnivå som arbeidsledigheten. Dette tilsier at dersom det positive produksjonsgapet øker med to prosent vil arbeidsledigheten reduseres med én prosent.⁴⁹ Jim Lee har gjennomført et studie av Okuns lov for 16 OECD land og fant tilnærmet samme koeffisient for Norge (2,21) ved å benytte førstedifferensieringsmetoden. Estimatet ved hjelp av gap-

⁴⁷ Krugman (2006:379)

⁴⁸ Lee (2000)

⁴⁹ Norges Bank (2006:12)

versjonen var imidlertid noe høyere (2,74)⁵⁰. I analysen vil vi komme tilbake til i hvilken grad dette stemmer overens med våre funn.

Det er viktig å være klar over at Okuns koeffisient er et estimat og at dette forholdet vil kunne endres over tid. Jim Lee finner i sitt studie av OECD-land at estimatene i stor grad varierer mellom land og spriker avhengig av valg av metode for trendestimering.⁵¹

7.3.1. Okuns koeffisient

Okuns koeffisient beregnes som sagt som et forholdstall mellom arbeidsledighet og output, på bakgrunn av tidsserier for BNP og sysselsetting. Koeffisienten kan regnes som en makroøkonomisk sammenheng, og vi har derfor ikke funnet empiriske resultater knyttet til næringsspesifikk estimering av Okuns koeffisient. Dette kan videre skyldes at data for næringsspesifikk arbeidsledighet er lite tilgjengelig. På bakgrunn av dette har vi valgt å utføre estimeringen basert på tidsserien for utførte timeverk. Det er i den sammenheng viktig å påpeke at vi da ikke beregner eksakte-, men tilnærmede Okun koeffisienter. Vi husker videre at en av Okuns argumentasjoner for et manglende 1-til-1 forhold mellom variablene skyldes bruk av overtids timer fremfor nyansettelser. Denne forsinkelseeffekten vil trolig forsvinne ved en estimering basert på utførte timeverk. Vi mener likevel at tallet vil kunne gi et nyttig mål på sammenhengen mellom ”output gap” og næringsspesifikk utvikling.

Bakgrunnen for at vi velger å benytte gap-metoden er blant annet at vi allerede har benyttet HP-filtelet og gjennomført trendestimering tidligere i analysen. Dette gjør denne metoden lettere anvendelig. Bruk av gap-versjonen krever imidlertid at vi opererer med stasjonære data som ikke er gjenstand for kointegrasjon. I det følgende vil vi derfor gjennomføre testing av de ulike tallseriene med hensyn til henholdsvis stasjonærhet, integrasjonsorden og kointegrasjon.

⁵⁰ Lee (2000)

⁵¹ Lee (2000)

7.3.2. Stasjonæritet

For å benytte makroøkonomiske variabler i en tidsserieanalyse kreves det stasjonære data. For å følge en slik strikt stasjonær, stokastisk prosess må variabelens sannsynlighetsfordeling (dvs. gjennomsnitt, varians, kovarians osv.) være stabil over tid. Mer spesifikt tilsier dette at sannsynligheten for at verdien av x holder seg innenfor en bestemt fordeling er uavhengig av tidspunkt t . Sannsynlighetsfordelingen til (x_1, x_2, \dots, x_t) vil ha samme fordeling som $(x_{1+h}, x_{2+h}, \dots, x_{t+h})$ for alle verdier av h , der h er definert som alle heltall som er større eller lik 1.

Ved bruk av observasjoner i en OLS-regresjon holder det gjerne å kreve moderat stasjonæritet. Mer spesifikt krever dette at tidsserien oppfyller følgende krav:

$$E(x_t) = \text{konstant for alle verdier av } t$$

$$\text{Var}(x_t) = \text{konstant for alle verdier av } t$$

$$\text{Cov}(x_t, x_{t+h}) = \text{konstant for alle verdier } t, h \geq 1^{52}$$

En tidsserie som ikke oppfyller disse kravene kalles ikke-stasjonær og er ofte preget av sesongvariasjon eller trend. Hvis man ved å ta hensyn til en enkel lineær trend kan omgjøre en dataserie fra ikke-stasjonær til stasjonær omtales den som trend-stasjonær.

En fordelaktig egenskap hos stasjonære data er at dersom det inntreffer et sjokk vil dette korrigeres over tid og dataserien vil gå tilbake til stasjonæritet. Inntreffer det samme hos ikke-stasjonære data vil sjokket imidlertid ikke dø ut. Ytterligere problemene med ikke-stasjonæritet oppstår når dataserien skal benyttes i en OLS-regresjon, som i vårt tilfelle. Dersom man ønsker å si noe om forholdet mellom to variabler, må man kunne anta at forholdet mellom disse er stabilt over tid. Hvis dette ikke er tilfellet vil det være vanskelig å vite hvor mye en endring i én variabel påvirker en annen, ettersom dette vil avhenge av tidsperioden.⁵³

Et annet problem oppstår hvis to variabler inneholder en trend som går i samme retning. I en regresjon hvor disse inngår som avhengig og uavhengig variabel vil man kunne finne en høy forklaringskraft (R^2), på tross av at det ikke finnes noen reell sammenheng mellom variablene. Dette skyldes uobserverte faktorer (trenden) i

⁵² Wooldridge (2006)

⁵³ Thøgersen (2008)

feilleddene. Feilleddene vil dermed være korrelert med de uavhengige og avhengige variablene og skape forklaringskraft som i virkeligheten ikke er tilstede. I økonometrien omtales dette gjerne som spuriøse regresjoner.⁵⁴

7.3.3. Random walk

Vi kommer ikke utenom random walk når vi er inne på ikke-stasjonæritet. Dette er et klassisk tilfelle på ikke-stasjonære data som ofte finnes blant finansielle og økonomiske tidsserier. Det er imidlertid viktig å påpeke at random walk på kort sikt kan være stasjonær på lang sikt.

Random walk omtales gjerne med og uten drift, hvor sistnevnte er definert ved følgende:

$$y_t = y_{t-1} + e_t \quad (7.2)$$

hvor e_t gir uttrykk for sjokk ("random noise"). Vi antar at $\{e_t: t = 1, 2 \dots\}$ er uavhengig og likt fordelt med forventning lik null og konstant varians (σ_e^2). Random walk tilsier at den beste antagelsen om morgendagens verdi er dagens verdi pluss et ukjent sjokk/feilledd. Siden det knytter seg stor usikkerhet til verdiens utfall er all historisk informasjon uten verdi, og serien følger en tilfeldig gang. Ut i fra ligning (7.2) kan det vises at $E(y_t) = E(y_0)$ for alle $t \geq 1$, og at forventningsverdien dermed er konstant og uavhengig av t . For variansen gjelder imidlertid ikke det samme. Variansen er gitt ved $\text{Var}(y_t) = \sigma_e^2 t$ og vil kunne øke som en lineær funksjon av tiden t ⁵⁵. Ser vi tilbake på kravene for stasjonæritet, bryter random walk uten drift dermed med variansbetingelsen.⁵⁶

Random walk med drift defineres som:

$$y_t = \alpha_0 + y_{t-1} + e_t \quad (7.3)$$

⁵⁴ Wooldridge (2006:645)

⁵⁵ Ved innsetting i ligning (7.2) kan y_t skrives som: $y_t = e_t + e_{t-1} + \dots + e_1 + y_0$. Forventningsverdien er da gitt ved: $E(y_t) = E(e_t) + E(e_{t-1}) + \dots + E(e_1) + E(y_0)$. Siden $E(e_t)=0$ finner vi at $E(y_t) = E(y_0)$ for alle $t \geq 1$. Variansen er gitt ved: $\text{Var}(y_t) = \text{Var}(e_t) + \text{Var}(e_{t-1}) + \dots + \text{Var}(e_1) = \sigma_e^2 t$

⁵⁶ Wooldridge (2006:392)

hvor $\{e_t : t = 1, 2 \dots\}$ og y_0 tilfredsstiller samme krav som tidligere og α_0 representrer et driftsledd. For random walk med drift kan det vises at forventning og varians er gitt ved $E(y_t) = \alpha_0 t$ og $\text{Var}(y_t) = \sigma_e^2 t$.⁵⁷ Dermed bryter begge disse kravene for stasjonæritet ved at de øker med tidsleddet t .⁵⁸

7.3.4. Dickey Fuller-test

Vi har nå sett at ikke-stasjonære data forekommer i ulike format og kan skape problemer for estimeringen av Okuns koeffisient. For å kartlegge om tidsseriene er gjenstand for ikke-stasjonæritet har vi valgt å benytte Dickey Fuller (DF)-testen. I avsnitt 5.1 ga vi en kort presentasjon av Dickey Fuller-testen. I det følgende vil vi imidlertid utdype denne i mer detalj.

DF-testen baserer seg på den autoregressive AR(1) modellen gitt ved $u_t = \rho u_{t-1} + v_t$ og tester for såkalt enhetsrot (unit root) hos en tidsserie. Testen tar utgangspunkt i følgende likning:

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + e_t \quad (7.4)$$

Vi trekker i fra y_{t-1} på begge sider:

$$y_t - y_{t-1} = \alpha + (\rho - 1)y_{t-1} + e_t \quad (7.5)$$

og ved omskriving av ligning (7.5) finner vi følgende uttrykk:

$$\Delta y_t = \alpha + \theta y_{t-1} + e_t \quad (7.6)$$

⁵⁷ Wooldridge (2006:395)

⁵⁸ Ved innsetting i ligning (7.3) kan y_t skrives som $y_t = \alpha_0 t + e_t + e_{t-1} + \dots + e_1 + y_0$. Hvis $y_0=0$ og siden $E(e_t)=0$ finner vi at $E(y_t) = \alpha_0 t$. Forventningsverdien vil dermed øke med tiden hvis $\alpha_0 > 0$ og falle hvis $\alpha_0 < 0$. $E(y_{t+h} | y_t) = \alpha_0 h + y_t$. Variansen er tilsvarende som i random walk uten drift.

hvor $\theta = (\rho - 1)$. Nullhypotesen er gitt ved $H_0: \theta = 0$ (dvs. $\rho = 1$) og alternativhypotesen $H_1: \theta < 0$ (dvs. $\rho < 1$)⁵⁹. Dersom vi beholder nullhypotesen har tidsserien en såkalt enhetsrot og er ikke-stasjonær. Dette fremgår klart ved følgende innsetting for ρ :

$$y_t = \alpha + 1y_{t-1} + e_t \quad (7.7)$$

Som vi så ovenfor følger en slik prosess random walk. Forkastes imidlertid nullhypotesen har vi grunnlag for å hevde at tidsserien (y_t) er stasjonær.⁶⁰ Det er viktig å påpeke at de kritiske verdiene for å forkaste nullhypotesen er langt strengere for DF-testen enn for en vanlig t-fordeling. Kritisk verdi for DF-testen bestemmes ut i fra signifikansnivå, frihetsgrader og modellspesifikasjon, og spesifiseres gjerne i en egen tabell.

I denne type DF-tester er det også vanlig å inkludere en trendvariabel dersom det observeres at serien følger en signifikant tidstrend. I Jeffrey M. Wooldridges bok *"Introductory Econometrics"* påpekes det at det ikke finnes klare regler for inkludering av en trendvariabel og at man ofte baserer seg på intuisjon. Eksempelvis er det et kjent faktum at tidsserier som BNP følger en oppadgående trend, noe som taler for inkludering av en trendvariabel. En DF-test med trend kan defineres på følgende vis:

$$\Delta y_t = \alpha + \delta t + \theta y_{t-1} + e_t \quad (7.8)$$

Vi tester for samme hypoteser som hos ligning (7.6), men finner at vi har en trend-stasjonær tidsserie hvis nullhypotesen forkastes. Det er viktig å merke seg at de kritiske verdiene endres ved inkludering av et trendledd.

Det er også mulig å utvide DF-testen til å teste mer dynamiske modeller med rom for ulike tidsetterslep. Denne testen er kjent som Augmented Dickey Fuller test (ADF-test), og legger til etterslepende verdier av den avhengige variabelen:

$$\Delta y_t = \alpha + \theta y_{t-1} + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + e_t \quad (7.9)$$

⁵⁹ Dette er normalt det samme som å si $0 < \rho < 1$, ettersom $\rho < 0$ er usannsynlig. I tillegg bør vi teste ikke bare om $H_1: \theta < 0$ (stasjonærhet), men også om $H_1: \theta > 0$, altså $\rho > 1$, ettersom y_t da er ikke-stasjonær også hvis $\rho < -1$. Vi ser imidlertid bort fra dette her, ettersom en slik serie ville vært "eksplosiv", noe som er sjeldent i en økonomisk sammenheng. Dersom $\rho = 1$ er serien ikke-stasjonær og har da en "enhetsrot."

⁶⁰ Wooldridge (2006:641)

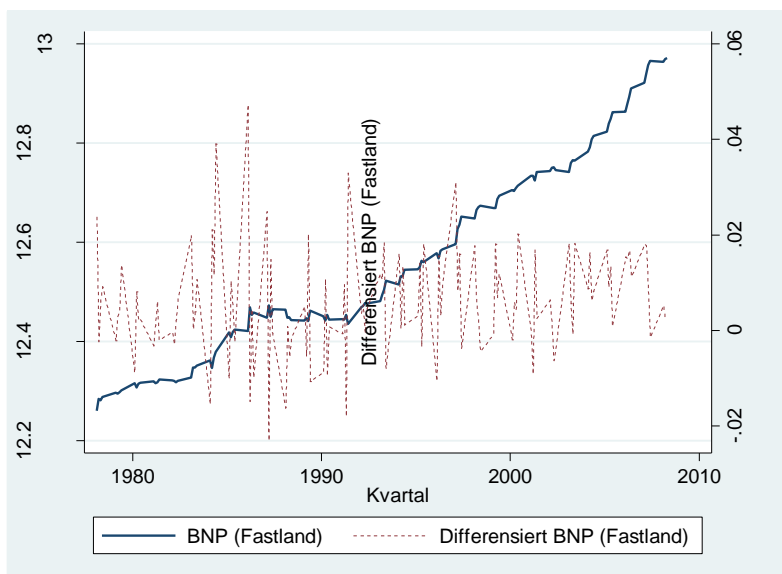
Vi benytter tilsvarende hypoteser som i den opprinnelige DF-testen og like kritiske verdier da de to testene har samme asymptotiske fordeling. Ved å inkludere lag i testen korrigeres det for autokorrelasjon i Δy_t .⁶¹ Jo flere lag vi inkluderer, jo flere initiale observasjoner vil vi miste. Dvs. at forklaringskraften til modellen vil svekkes når man velger å øke antallet lags. Dette skjer fordi et økt antall parametre i regresjonen reduserer antall frihetsgrader. Inkluderer vi for få lags vil vi imidlertid ikke få korrigert for autokorrelasjonen. Antallet lags indikeres gjerne av frekvensen i tidsserien eller størrelsen på serien, men i bunn og grunn baseres dette gjerne på en skjønnsmessig vurdering.⁶²

Resultatene fra (A)DF-testen er, som vi har vært inne på, avhengig av hvilke valg vi gjør knyttet til inkludering av laggede verdier, trend og konstantledd. Dette er derfor viktig å studere tidsseriene nøye for å komme frem til korrekte testspesifikasjoner, og vurdere robustheten.

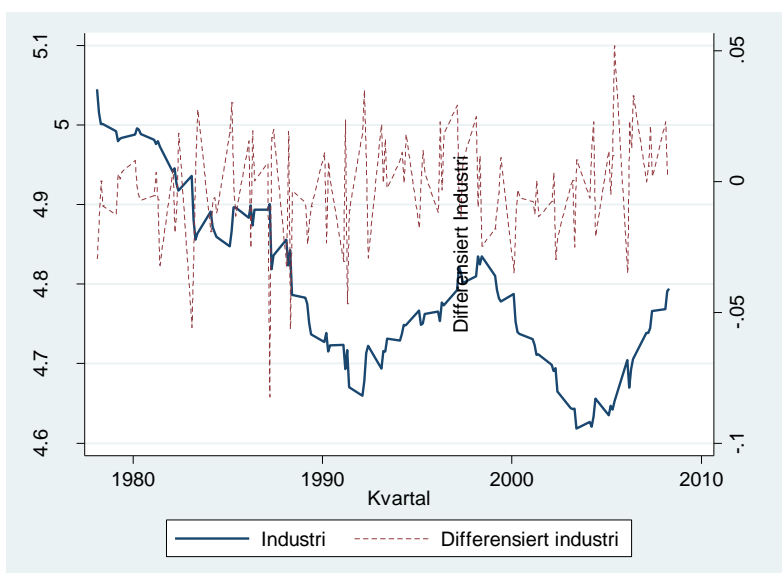
Før vi tester for stasjonæritet og kointegrasjon ønsker vi å studere en grafisk fremstilling av utviklingen i tidsseriene. På denne måten får vi et bilde av om seriene har konstantledd, trend og ser ut til å følge en stasjonær prosess. Vi illustrerer den grafiske fremstillingen for BNP fastlands Norge og industri i henholdsvis Figur 29 og Figur 30 på neste side.

⁶¹ Wooldridge (2006:642)

⁶² Thøgersen (2008)



Figur 29: $\ln(BNP_t)$ og differensiert BNP ($\ln BNP_t - \ln BNP_{t-1}$)
 Figuren viser \ln_BNP (blå linje) på venstre aksene og differensiert BNP (rød linje) på høyre aksene



Figur 30: $\ln(Industri_t)$ og differensiert industri ($\ln Industri_t - \ln Industri_{t-1}$)
 Figuren viser $\ln_Industri$ (blå linje) på venstre aksene og differensiert Industri (rød linje) på høyre aksene

Figurene illustrerer at BNP for fastlands Norge følger en markert oppadgående trend, mens industriens sysselsetting motsatt har en fallende trend. Dette medfører at gjennomsnittet endres over tidsserien og bryter med kravet for stasjonære data. Fluktuationene rundt trenden, angitt ved differensiert BNP og industri, viser imidlertid en mer konstant utvikling. Dette gir en indikasjon på at første differensiering gir stasjonære data og angir at tidsseriene trolig er integrert av første orden, $I(1)$. I Vedlegg 10.3 illustreres tilsvarende grafer for samtlige næringer. Disse

angir samme tendens i tilnærmet alle tidsserier. Enkelte næringer som olje og gass og offentlig administrasjon har imidlertid en noe mer ujevn utvikling i den differensierte tidsserien. Dette indikerer ikke-stasjonæritet eller integrasjonsorden av høyere grad.

For å kunne trekke mer konkrete og pålitelige konklusjoner om stasjonæritet og kointegrasjon benyttes ADF-testen. I forbindelse med HP-filter argumentasjonen, avsnitt 5.1, presenterte vi resultatene fra denne testen for tidsseriene utførte timeverk. Vi vil derfor kun inkludere resultat fra testing av tallseriene for bruttoprodukt i Tabell 6.

Som nevnt er det et sentralt poeng ved benyttelse av ADF-tester er at man må forsøke å inkludere optimalt antall lag av den avhengige variabelen. En metode for å avgjøre hvor mange lag det er optimalt å inkludere er å benytte seg av en tommelfingerregel som sier at man bør inkludere alle lag som er signifikante, basert på en t-test. Vi anvender programvaren Gretl som baseres på denne typen ”test down”-rutine. Det Gretl imidlertid ikke sier noe om, er hva man bør benytte som øvre grense for antallet lags når man begynner t-testingen, og hvilket signifikansnivå som bør ligge til grunn. Vi benytter i denne sammenheng et fem prosents nivå og Schwerts-formel for estimering av maksimalt antall lag.⁶³ Resultatene fra testen vises i Tabell 6 på neste side.

⁶³ Ng, S. & P. Perron, (1994). Formel: $p_{max} = \left[12 * \left(\frac{T}{100} \right)^{1/4} \right]$, hvor p_{max} betegner maksimalt antall lags og T antallet observasjoner.

Variabler	Antall lags	Trend	T- Statistic	Kritisk verdi(5%)	P-Verdi
<u>Bruttoprodukt</u>					
BP Oljesektoren	4	JA	0.916	-3.448	1.000
BP Industri	12	JA	-0.349	-3.448	0.989
BP Bygg og anlegg	9	JA	-1.801	-3.448	0.381
BP Varehandel	0	JA	-0.210	-3.448	0.992
BP Hotell og restaurant	12	JA	-2.682	-3.448	0.244
BP Transport	7	JA	-3.619**	-3.448	0.028
BP Post og telekomm.	1	JA	-2.830	-3.448	0.186
BP Finansiell tjenesteyting	7	JA	-1.499	-3.448	0.830
BP Forretningsmessig tj.yting	12	JA	-1.934	-3.448	0.636
BP Offentlig adm. og forsvar	8	JA	-1.819	-3.448	0.696
BP Undervisning	7	JA	-3.036	-3.448	0.122
BP Helse og sosial tjenester	2	JA	-3.295*	-3.448	0.067

Tabell 6: ADF- test for bruttoprodukt

ADF- testene er gjennomført på den naturlige logaritmen for tidsseriene

*** betyr at variabelen er signifikant på 1 prosents signifikansnivå, ** på 5 prosent og * på 10 prosent

Vi så tidligere fra resultatene i Tabell 1 at ved testing av tallseriene ”utførte timeverk” var det kun olje og gass, transport og helse og sosialtjenester som fulgte en stasjonær prosess. Tabell 6 viser at for tallseriene for bruttoprodukt er det kun transport som følger tilsvarende prosess. For å kunne benytte disse seriene i estimeringen av Okuns koeffisienter kreves det at vi kartlegger integrasjonsgraden til tallseriene for å sikre pålitelige regresjonsresultater.

7.3.5. Transformasjon av ikke-stasjonære tidsserier

For kartlegging av integrasjonsgraden benytter vi differensiering. På denne måten kan tallserien korrigeres for ikke-stasjonæritet. Random walk (med og uten drift) er en slik differansestasjonær prosess. Random walk inneholder en såkalt enhetsrot og er integrert av første orden I(1). Dette betyr at en førstedifferensiering av tidsserien vil gi stasjonære data.

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = e_t \quad (7.10)$$

Mange tidsserier y_t er oppgitt på logaritmisk form slik at $\log(y_t)$ gjerne er integrert av første orden I(1). I slike tilfeller benyttes første differensiering av $\log(y_t)$ ⁶⁴:

$$\Delta \log(y_t) \approx \frac{y_t - y_{t-1}}{y_{t-1}} \quad (7.11)$$

Enkelte tidsserie kan imidlertid vise seg å være integrert av høyere orden, og krever derfor gjentatte differensieringer før tidsserien blir stasjonær. Mer spesifikt vil x antall nødvendige differensieringer implisere integrasjonsorden x , I(x).

For å avdekke integrasjonsgraden for våre tidsserier benytter vi førstedifferensiering og gjennomfører deretter tilsvarende ADF-test som tidligere. Resultatene fra denne testen er gjengitt i vedlegg 10.4. Tabellen viser at alle tidsseriene, med unntak av ”Bruttoprodukt Offentlig adm. og forsvar”, er integrert av første orden, I(1). Vi gjør oppmerksom på at nullhypotesen om ikke-stasjonæritet forkastes på ulike signifikansnivå. Vi velger imidlertid å se bort i fra problemet med offentlig administrasjon da denne er nær ved å være signifikant på et ti prosents nivå.

Vi gjennomfører videre tilsvarende test for tallseriene på avviksform, da det er disse som benyttes direkte i regresjonen. Resultatene fra disse testene er gjengitt i vedlegg 10.5. Tabellen viser at alle avvikstallene er signifikante etter førstedifferensiering og med andre ord integrert av førsteorden. Nullhypotesen forkastes også her på ulike nivå.

⁶⁴ Wooldridge (2006:397)

7.3.6. Kointegrasjon

Vi har nå kartlagt at førstedifferensiering gir stasjonære data. Estimering av Okuns koeffisient tillater imidlertid ikke bruk av kointegrerte variabler, og det gjenstår dermed å teste for dette.

Selv om to tidsserier individuelt viser seg å være ikke-stasjonære har empiri vist at dette ikke trenger å være tilfellet for en lineær kombinasjon av disse to. Vi tenker oss at vi har to tidsserier gitt ved $\{y_t: t = 0,1,2 \dots\}$ og $\{x_t: t = 0,1,2 \dots\}$ som begge er integrert av første orden $I(1)$. Implisitt vil man dermed anta at $y_t - \beta x_t$ er en $I(1)$ -prosess for alle β -verdier. Det er imidlertid mulig for noen tilfeller av $\beta \neq 0$, at $y_t - \beta x_t$ er en $I(0)$ prosess (dvs. stasjonær). Dette tilsier at den har konstant varians, forventning og er asymptotisk ukorrelert. Hvis en slik β finnes for en lineær kombinasjon av de to variablene sier vi at x og y er kointegrerte, hvor β er et uttrykk for kointegrasjonsparameteren. Altså kan to separate ikke-stasjonære tidsserier bli stasjonære ved en lineær kombinasjon.⁶⁵ Slike tilfeller oppstår dersom det finnes en langsiktig likevekt mellom de to variablene som genereres ved at trenden i seriene utligner hverandre, slik at feilleddene i regresjonen blir stasjonære. Kointegrerte tidsserier har dermed en felles stokastisk trend.⁶⁶

Testing for kointegrasjon i full skala er et avansert økonometrifelt og involverer blant annet komplekse testmetoder som *Johansens kointegrasjonstest* med flerligningsestimering. I vår analyse ønsker vi imidlertid kun å kartlegge eksistensen av kointegrasjon mellom to og to variabler. Vi velger derfor å basere oss på en noe enklere test; *Engle-Grangers tottrinns metode*⁶⁷.

Første steg er å gjennomføre en regresjon mellom de to variablene vi vil teste. Vi estimerer dermed følgende kointegrasjonsligning, hvor y_t og x_t refererer til de to aktuelle tidsseriene:

$$y_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta}x_t \quad (7.12)$$

⁶⁵ Wooldridge (2006:647)

⁶⁶ Bjørnland (1998)

⁶⁷ Baltagi (1999)

Basert på dette kan vi nå estimere verdien av feilleddet/residualen:

$$\hat{\varepsilon}_t = y_t - \hat{\alpha} + \hat{\beta}x_t \quad (7.13)$$

For å avgjøre om tidsserier er kointegrerte må vi kartlegge om feilleddene viser seg å være integrert av orden $I(0)$ og dermed stasjonære. Som tidligere benytter vi DF-testen for å avgjøre om vi har stasjonære data, og tester følgende uttrykk:

$$\Delta\hat{\varepsilon}_t = \rho_1\hat{\varepsilon}_t + \rho_2\Delta\hat{\varepsilon}_{t-1} + e_t \quad (7.14)$$

hvor nullhypotesen $H_0:\rho_1=0$ tester for om variablene er ikke-stasjonære, mot alternativhypotesen $H_1:\rho_1<0$. Forkastes nullhypotesen og vi finner at feilleddene er stasjonære har vi grunnlag for å anta at variablene er kointegrert. I ligningen overfor er det også mulig å inkludere flere lag av feilleddet og dermed benytte ADF-testen. Det er viktig å påpeke at for denne testen gjelder ikke lengre Dickey-Fullers kritiske verdier. Man benytter isteden Mac Kinnons kritiske verdier som krever langt høyere t-verdier for å finne kointegrasjon enn ved vanlig Dickey-Fuller test.⁶⁸

Ved gjennomføring av kointegrasjonstesten benyttes den statistiske programvaren Gretl⁶⁹. Dette verktøyet gjennomfører automatisk stegene for Engle Grangers metode. Tidsseriene som testes er logaritmiske tall for BNP for fastlands Norge, bruttoprodukt og utførte timeverk for enkelt-næringene. Dette innebærer at vi tester kointegrasjon mellom BNP for fastlands Norge mot totale timeverk i fastlands Norge. Videre tester vi kointegrasjon for bruttoprodukt i enkelt-næringene mot utførte timeverk i samme næring. Bakgrunnen for at kointegrasjonstesten gjennomføres for nettopp disse kombinasjonene er at disse inkluderes i samme regresjon ved estimering av Okuns koeffisient. Resultatet fra testene er illustrert i Tabell 7.

⁶⁸ Wooldridge (2006:649)

⁶⁹ Cottrell, A. & R. Lucchetti (2009)

Variabler	Antall lags	Konstant	T-Statistic	Kritiske verdier (5%)	P-Verdi
Timeverk totalt (Fastl.N)	7	JA	-2,798	-3,921	0,166
Oljesektoren	11	JA	-1,810	-3,921	0,625
Industri	12	JA	-0,361	-3,921	0,972
Bygg og anlegg	9	JA	-1,922	-3,921	0,569
Varehandel	8	JA	-0,358	-3,921	0,972
Hotell og restaurant	4	JA	-1,509	-3,921	0,760
Transport	9	JA	-0,702	-3,921	0,944
Post og telekommunikasjon	8	JA	-2,140	-3,921	0,455
Finansiell tjenesteyting	11	JA	-0,982	-3,921	0,905
Forr.messig tjenesteyting	12	JA	-2,287	-3,921	0,379
Offentlig adm. og forsvar	12	JA	-0,161	-3,921	0,982
Undervisning	11	JA	-0,561	-3,921	0,956
Helse og sosial tjenester	4	JA	-4,490***	-3,921	0,001

Tabell 7: Test for kointegrasjon

Vi har her benyttet Engle Grangers 2- stegs metode

*** betyr at variabelen er signifikant på 1 prosents signifikansnivå, ** på 5 prosent og * på 10 prosent

Som det fremgår av tabellen er det kun i helse og sosialbransjens tilfelle at vi ikke kan forkaste hypotesen om kointegrasjon. Denne næringen vil derfor kunne gi upålitelig resultater ved Okuns estimeringen.

7.3.7. Estimering av Okuns koeffisient for næringsdata

Vi har nå avdekket at tidsseriene er stasjonære og ikke gjenstand for kointegrasjon. De kan dermed benyttes ved estimering av Okuns koeffisienter. Ved estimering av forholdstallet mellom bruttoprodukt og antall utførte timeverk tar vi utgangspunkt i følgende modell:

$$\ln(Y_t - Y_t^*) = \beta_0 + \beta_1 \ln(u_{nt} - u_{nt}^*) + \varepsilon_t \quad (7.15)$$

hvor Y_t og Y_t^* angir henholdsvis faktisk og trendestimert bruttoprodukt (BP)/bruttonasjonalprodukt (BNP) på tidspunkt t . u_{nt} og u_{nt}^* angir tilsvarende, men for utførte timeverk på tidspunkt t for næring n . β_1 angir Okuns koeffisient. Det er viktig å påpeke at dette er en tilnærming til Okuns koeffisient og ikke kan tolkes som rene koeffisienter.

Ved modellestimering benyttes fastlands BNP og bruttoprodukt som avhengig variabel, mot henholdsvis totale timeverk og utførte timeverk for enkeltnæringene som forklaringsvariabel. Siden vi baserer oss på gap-modellen er tidsseriene på avviksform (dvs. logaritmiske tall). Det er nødvendig å benytte næringsspesifikke bruttoprodukter i estimeringen da bruk av aggregert BNP ikke vil reflektere størrelsen på de ulike næringene. Mer spesifikt vil næringens størrelsesorden spille inn på estimeringen av den enkeltes Okuns koeffisient, og skape problemer ved fortolkning av resultatene. For å oppnå et måltall som kan sammenlignes på tvers av næringene velger vi derfor å benytte enkelt-næringenes bruttoprodukt.

Tabell 8 viser resultatene fra følgende regresjoner:

1. BNP Fastlands Norge mot totale timeverk, Fastlands Norge
2. Brutttoprodukt (næring x) mot utførte timeverk (næring x)

Alle regresjoner er gjennomført med logaritmiske avvikstall, og resultatene fra estimeringen vises i følgende tabell.

Variabler	Okuns koeffisient (β_1)	Næringsandel av tot. timeverk (Fastl. Norge)
Timeverk totalt (Fastl.N)	2,624***	100%
Olje og gass	-1.368***	1,29 % ⁷⁰
Industri	1,392***	15,71 %
Bygg og anlegg	2,288***	7,36 %
Varehandel	7,828***	15,02 %
Hotell og restaurant	5,784***	2,76 %
Transport	2,156***	5,90 %
Post og telekommunikasjon	-0,732*	2,12 %
Finansiell tjenesteyting	3,292***	2,68 %
Forr.messig tjenesteyting	4,208***	7,51 %
Offentlig adm. og forsvar	2,488***	8,12 %
Undervisning	2,040***	6,90 %
Helse og sosial tjenester ⁷¹	2,584***	12,99 %

Tabell 8: Estimering av Okuns koeffisienter

Resultater fra estimeringen av Okuns-koeffisient er basert på Okuns gap-modell. Prosentandelene er beregnet ifht. et historisk snitt for totale timeverk for alle næringer i fastlands Norge. Siden analysen utelukker noen næringer summerer disse andelene seg kun til 88,37 prosent

*** betyr at variabelen er signifikant på 1 prosent signifikansnivå, ** på 5 prosent og * på 10 prosent.

7.3.8. Tolkning av Okuns koeffisientene

Med bakgrunn i at vi har benyttet logaritmiske tall ved estimeringen av Okuns koeffisienter kan disse tolkes direkte som prosentvise endringstall. Dette innebærer for eksempel at en økning i antallet timeverk i industrisektoren på én prosent utover sin potensialverdi, vil resultere i at bruttoproduktet i denne næringen øker med 1,39 prosent (jf. Tabell 8). Motsatt innebærer det at bruttoproduktet må øke med 1,39 prosent fra sitt naturlige nivå for at utførte timeverk for industrien skal stige én prosent fra sin likevektstilstand. Okuns lov er uklar med hensyn til hvilken vei denne kausaliteten skal leses.

⁷⁰ Vi gjør oppmerksom på at andelstallet for olje og gass ikke gir et korrekt bilde på denne næringens størrelse siden vi beregner prosentandelen opp i mot totale timer i fastlands- Norge og benytter et historisk snitt for perioden 1978- 2008. Som kjent har olje og gass vokst mye etter 70/80- tallet og et historisk gjennomsnitt gir derfor et unøyaktig bilde.

⁷¹ Helse og sosialtjenester kan være gjenstand for kointegrasjon og derfor gi upålitelig resultat.

En høy Okuns koeffisient kan tolkes som følgende:

- Høy treghet i arbeidsmarkedet i denne sektoren
- Etterspørselen etter arbeidskraft reagerer ikke særlig sterkt på endringer i produksjonen, og at det tar lang tid før antall utførte timeverk når det optimale nivået svarende til en bestemt produksjonsmengde

Okuns koeffisientene kan dermed si noe om tregheten i den enkelte sektors utnyttelse av arbeidskraft. Dette innebærer at en høy Okuns koeffisient krever en sterkere endring i produksjonsgapet for å generere en én prosents endring i sysselsettingsgapet. Ser vi på funn for økonomien som helhet finner vi en Okuns koeffisient på 2,624 for totale timeverk (alle næringer). Dette er i trå med funn i Lees studie av Okuns koeffisienten hos 16 OECD land, hvor man for Norge fant en koeffisient på 2,74⁷². Bakgrunnen for at vår estimering avviker noe fra dette tallet er trolig at vi har benyttet utførte timeverk fremfor antall sysselsatte. Man skulle imidlertid anta at man ved å benytte utførte timeverk ville finne en *lavere* koeffisient, da timeverk gjerne reagerer raskere ved konjunkturedring enn ansettelsestall. Det er vanskelig å skulle påpeke noen konkret årsak til hvorfor dette ikke er tilfellet. En årsak kan være at Lee benytter en annen tidsperiode (årlige observasjoner for perioden 1955-1996) noe som gjør en sammenligning av tallene lite pålitelig.

Ut i fra treghetsprinsippet vil det være naturlig å anta at næringer som krever høyere utdannelsesnivå vil ha sterkere treghet, da disse gjerne har større kostnader knyttet til oppsigelser og nyansettelser. Det er derfor naturlig å anta at forretningsmessig og finansiell tjenesteyting blant annet vil ha høye koeffisienter. Det samme gjelder undervisning. Tabell 8 viser at finansiell og foretningsmessig tjenesteyting har høye Okuns tall (hhv. 3,292 og 4,208), mens undervisning er noe lavere (2,040). Samtidig har flere næringer som kan antas å ha lave utdanningsnivå svært høye koeffisienter. Dette gjelder blant annet varehandel (7,828) og hotell og restaurant (5,784). Det er derfor vanskelig å finne konsistente resultater som underbygger denne antagelsen.

⁷² Lee (2000)

I motsatt ende av skalaen finner vi blant annet industri, undervisning og byggebransje med lave koeffisienter. Det er også her vanskelig å finne gode argumenter for at tregheten i disse næringene skulle tilsi og være lavere. Det er også viktig å legge merke til at vi får negative koeffisienter for post- og telesektoren samt olje- og gass. Dette strider mot logisk tankegang, da en negativ koeffisient tilsier at en økning i antall timeverk i næringen gir fall i bruttoproduktet. Vi velger derfor å se bort i fra disse to næringene da det er vanskelig å trekke noe realistisk konklusjon.

Ser vi resultatene i lys av volatilitet og korrelasjonsanalysen er det naturlig å anta at en lav Okuns koeffisient og lite treghet i næringen, tilsier høy volatilitet. Dette kommer av at bruttoproduktet trenger å øke med en lavere prosentandel for å påvirke sysselsettingen i bransjen. Ved fall i bruttoproduktet vil det derfor være naturlig å anta en større endring i timeverkene i disse bransjene. Sammenligner vi tallene for volatilitet og Okun er det imidlertid vanskelig å se noen sammenfallende tendens. Transport har et relativt lavt Okuns tall og er lite volatil, mens bygg og anleggssektoren har en lav koeffisient, men er den mest volatile av alle næringer. Med dette kan vi konkludere at det er vanskelig å avdekke noe mønster mellom tidligere kartlagte konjunktoregenskaper og Okuns koeffisientene.

Mangelen på systematikk i resultatene, samt de negative observasjonene gir grunnlag for å tvile på validiteten til de bransjespesifikke Okuns koeffisientene. Den ekstreme forskjellen mellom varehandel (koeffisient lik 7,828) og industri (koeffisient lik 1,392) vitner også om upålitelighet. Vi mener at hovedårsaken til at resultatene virker lite brukbare er forskjellene i komposisjon av innsatsfaktorer i de ulike næringene. Et eksempel kan være at man i industrien benytter et langt større innslag av realkapital i produksjonen, slik at antallet mennesker man må benytte for å generere én prosents vekst i bruttoproduktet muligens er mindre enn for varehandelen, hvor humankapital er viktigste ressurs.

Forskjellene kan også forklares ut fra bransjespesifikke ulikheter i henhold til ”slakk.” Det er blant annet grunn til å tro at man i varehandelen har kapasitet til å øke omsetningen uten å endre arbeidsstyrken. Eksempelvis må man minimum ha én ansatt til å betjene kunder i åpningstiden, men denne ansatte kan betjene alt fra 0 til 100 kunder i løpet av en dag uten at dette gjør de menneskelige ressursene mer knappe. At

antallet behandlede kunder har stor effekt på bruttoproduktet er det imidlertid liten tvil om. Hvis vi til sammenligning igjen ser på industrisektoren kan man enkelt forestille seg at økt produksjon her også vil krever økt benyttelse av arbeidskraft.

Et annet problem knyttet til regresjonene på bransjenivå er at bransjespesifikke ledighetstall i større grad er et teoretisk begrep. I virkeligheten vil de ulike bransjene i stor grad konkurrere om de samme arbeidstakerne og et potensielt sysselsettingsnivå ville være vanskelig å etablere.

Diskusjonen overfor tilsier at en rekke faktorer ikke speiles korrekt ved estimeringen av næringsspesifikke Okuns koeffisienter. Vi konkluderer derfor med at koeffisientene vi har beregnet i liten grad gir pålitelig informasjon. Det er imidlertid interessant å registrere at Okuns lov, i henhold til våre estimeringer, ser ut til å gi pålitelige resultater på aggregert nivå.

8. Konklusjon

Det eksisterer mange oppfatninger vedrørende hvilke norske næringer som karakteriseres som mest konjunkturfølsomme. Samtidig finnes det lite bekreftende empiri for disse antagelsene. Formålet med denne analysen har derfor vært å kvantifisere antatte forhold i det norske arbeidsmarkedet.

Vi har valgt å studere arbeidsmarkedet basert på et studie av 12 norske næringer. Ved hjelp av en ytterligere gruppering har vi sett på ulikheter mellom skjernet privat og offentlig sektor, samt konkurranseutsatt sektor.

Korrelasjonsanalysen ble benyttet for å studere samvariasjonen mellom BNP-utvikling og sysselsetting. For å kartlegge utvikling over tid ble denne analysen supplert med rullende korrelasjonsberegninger. Hvilke næringer som svinger *mest* ved konjunkturomveltninger ble studert ved beregning av volatilitet relativt til BNP. Samlet sett viser totale timeverk for fastlands Norge en svært høy korrelasjon med BNP, med to kvartalers etterslep. Dette bekrefter antagelsen om at det tar tid før vendepunkter i konjunkturforløpet forplantes videre til endringer i bedrifters og folks oppfatning av økonomiens tilstand. Fra studiet av enkelt-sektorene fant vi at offentlig sektor viser lav korrelasjon med BNP forløpet og et gjennomsnittlig etterslep på syv kvartaler. Samtidig er næringene innen denne grupperingen minst volatile, og kan derfor sies å være den mest stabile næringsgruppen. Offentlig sektor benyttes gjerne som et motkonjunkturt virkemiddel gjennom finanspolitikken, og resultatene er derfor som forventet. Et noe overraskende funn for denne gruppen er en samlet tendens til at næringene har gått fra å være motsyklisk til prosyklisk med BNP. Vi mener dette skyldes at norsk økonomi over lengre tid ikke har vært utsatt for noen vesentlig nedgangskonjunktur, samtidig som pengepolitikken i større grad har overtatt rollen som motkonjunkturt virkemiddel.

Innen konkurranseutsatt sektor viser olje og gass, ikke overraskende, lite samsvar med fastlands BNP. Industrien er imidlertid sammenfallende med BNP forløpet og derfor en ledende indikator for sysselsetting i andre næringsgrupper. Tidligere forskning fra blant annet SSB har vist at norsk konjunkturforløp følger etter internasjonale konjunkturer og funn for industrien bekrefter dermed antagelsene om at konkurranseutsatt sektor i større grad svinger i henhold til internasjonale konjunkturer.

Privat skjermet sektor er samlet sett den mest volatile gruppen og kan derfor sies å være mest konjunkturfølsom. Bygg og anlegg skilles seg ut med klart høyest volatilitet, noe som bekrefter antagelsene for denne næringen. Omveltninger i denne næringen skjer imidlertid med tre kvartalers etterslep. Korrelasjonen er gjennomgående høy, med unntak av post og telekommunikasjon og finansiell tjenesteyting.

For å supplere analysen ønsket vi å gjøre et studie av Okuns lov som ser på forholdstallet mellom sysselsetting og BNP på aggregert nivå. Vi ønsket imidlertid å undersøke om samme metode kunne benyttes for næringsspesifikke data. På grunn av store forskjeller i næringenes størrelse valgte vi å benytte bruttoproduktet for enkelt-næringene og estimerte tall for bransjespesifikk sysselsetting og bruttoprodukt. Etter å ha gjennomført estimeringen av Okuns koeffisientene fant vi imidlertid flere svakheter ved en slik teoretisk tilnærning med bransjetall. På grunn av at ulike næringer benytter forskjellig type innsatsfaktorer intensivt i sin produksjon/levering, finner vi store forskjeller mellom de estimerte Okuns koeffisientene. Næringer med sterk vekt av humankapital ser ut til å få høyere koeffisienter enn eksempelvis industri og transport. Dette gjør det svært vanskelig å sammenligne koeffisientene på tvers av næringene, og dermed forsvinner noe av analysens formål. Samtidig finner vi negative koeffisienter for to av næringene, noe som tyder på at tallene er lite pålitelige. Vi konkluderer derfor med at anvendelsen av Okuns lov på bransjenivå er lite holdbar og at forholdstallet egner seg best på aggregert nivå.

9. Referanseliste

Internettkilder

Cottrell, A. & R. Lucchetti (2009): *Gretl-1.8.0.tar.bz2* [URL] Free Software Foundation [oppsøkt 14.03 2009] Tilgjengelig på <http://gretl.sourceforge.net/>

Dossé, Jens. (2007): *Demetra 2.1* [URL] Eurostat [oppsøkt 01.03 2009] Tilgjengelig på <http://circa.europa.eu/irc/dsis/eurosam/info/data/demetra.htm>

Gjedrem, Svein (2008): Pengepolitikk i et historisk perspektiv [URL] Norges Bank [oppsøkt 08.05 2009] Tilgjengelig på http://www.norges-bank.no/templates/article____71010.aspx

Posten Norge (2009): *Postens historie* [URL] Posten Norge [oppsøkt 08.05 2009] Tilgjengelig på <http://www.postennorge.no/Konsernet/Historie>

Statistics New Zealand (2006): *How does X-12 ARIMA work?* [URL] Statistics New Zealand [oppsøkt 21.02 2009] Tilgjengelig på <http://www.stats.govt.nz/statistical-methods/data-analysis/seasonal-adjustment/how-we-compute-components-x12-arma.htm>

Statistisk sentralbyrå (2008): *Begreper i nasjonalregnskapet* [URL] Statistisk sentralbyrå [oppsøkt 03.02 2009] Tilgjengelig på <http://www.ssb.no/emner/09/01/begreper/>

Statistisk sentralbyrå (2003): *Industriusselsettingen 1966-2000* [URL] Statistisk sentralbyrå [oppsøkt 15.04 2009] Tilgjengelig på <http://www.ssb.no/indsys/>

Stoltenberg, Jens (2009): *Trygg hverdag, trygg framtid* [URL] Arbeiderpartiet [oppsøkt 08.05 2009] Tilgjengelig på [http://arbeiderpartiet.no/Politikken/Taler/\(offset\)/10](http://arbeiderpartiet.no/Politikken/Taler/(offset)/10)

Telenor (2009): Telenors historie kronologisk [URL] Telenor [oppsøkt 08.05 2009] Tilgjengelig på <http://www.telenor.no/om/virksomhet/hvem-vi-er/historie/kronologisk/>

U.S. Census Bureau (2007): *Windows interface to X-12 ARIMA* [URL] U.S. Census Bureau [oppøkt 20.01 2009] Tilgjengelig på <http://www.census.gov/srd/www/x12a/>

Artikler/ Avhandlinger

Balke, Nathan S. (1991): *Modelling trends in macroeconomic time series*, Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review, May 1991, s. 19-33

Benedictow, A. & P.R. Johansen (2005): *Prognoser for internasjonal økonomi – Står vi foran en amerikansk konjunkturavmatning?* Økonomiske analyser 2/2005, s. 13-20

Bergo, Jarle (2004): *Fleksibel inflasjonsstyring*; Penger og Kreditt 2/2004, s. 76-83

Bjørnland, Hilde C. (1998): *Economic fluctuations: a study of sources and the dynamic effects of real and nominal shocks*. Økonomisk doktoravhandling nr. 46, Sosialøkonomisk institutt, Universitet i Oslo, s. 87

Bjørnland, Hilde C. (2002), *Moderne konjunkturforskning i et historisk lys. Er konjunktursyklusene like reelle som før?*; Universitetet i Oslo

Bjørnland, H.C, L. Brubakk & A.S. Jore (2004): *Produksjonsgapet i Norge – En sammenligning av beregningsmetoder*, Penger og Kreditt 4/2004, s. 199-209

Burns, A.F. & W.C. Mitchell (1946): *Measuring business cycles*, NBER book series studies in business cycles

Eika, Torbjørn (2008): *Det svinger i norsk økonomi*, Samfunnsspeilet SSB nr. 5- 6

Eika, T. & P.R. Johansen(2000): *Drivkreftene bak konjunkturforløpet på 1990- tallet*, Økonomisk analyse SSB 6/2000, s.31- 44

Frøyland, E. og R. Nymoen (2000): *Produksjonsgapet i norsk økonomi – ulike metoder, samme svar?* Penger og kreditt 1/2000, s. 22-28

Hov, Marius N. (2008-A): *Trendestimering og justering av data*, Forelesningsnotater FIE 403, 14.02.2008

Hov, Marius N. (2008-B): *Bruk av HP-filter*, Forelesningsnotater FIE 403, 21.02.2008

Husebø, T.A. & B.R. Wilhelmsen (2005): *Norwegian Business Cycle 1982- 2003*, Staff Memo N^o 2005/2, Norges Bank

Kloster, A & K. Solberg-Johansen (2006): *Prognosearbeidet i Norges Bank*, Penger og Kreditt 2/2006, s. 12

Lee, Jim (2000): *The Robustness of Okun's Law: Evidence from OECD Countries*, Texas A&M University Corpus Christi

Ng, S. & P. Perron, (1994): *Unit Root Tests in ARMA Models with*

Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag, C.R.D.E.

Université de Montréal

Romer, Christina D. (1999): *Changes in Business Cycles: Evidence and Explanations*, Journal of Economic Perspectives, Volume 13, Number 2

Sørensen P.B. & H.J. Whitta-Jacobsen (2005): *Introducing Advanced Macroeconomics, ch. 14, The economy in the short run – Some facts about business cycles*. McGraw- Hill Publishing Company, New York

Thøgersen, Ø (2008): *Tidsserieøkonometri*, Forelesning i SAM 451, 28.02.2008

Bøker

Baltagi, Badi H. (1999): *Econometrics*, Springer, USA, ISBN: 3-540-65417-8, s. 375

Dedekam, Jr. Anders (1999): *Makroøkonomi; Samfunnsøkonomi og økonomisk politikk*, Universitetsforlaget, Oslo, ISBN 82-00-12930-6, s. 90-91

Holden, S. & N. Caspari (2007): *Pareto 1*, Cappelen Damm, Oslo, ISBN 9788202256203, kapittel 16

Krugman, P. & R. Wells (2006): *Macroeconomics*, Worth Publishers, New York, ISBN 0-7167-5228-X

Norman, Victor D. (1993): *Næringsstruktur og utenrikshandel i en liten, åpen økonomi*, Universitetsforlaget, Oslo, ISBN 82-00-21500-8

Pindyck, R.S. & D.L. Rubinfeld (2008): *Microeconomics 6th edition*, Pearson Education Inc, Upper Saddle River, ISBN 0-13-191207-0

Ubøe, J. & K. Jørgensen (2004): *Statistikk for økonomifaget*, Gyldendal, Oslo, ISBN 82-05-32850-1

Wooldridge, Jeffrey M. (2006): *Introduction to econometrics: a modern approach 3rd edition*, ISBN -10: 0-324-32348-4

10. Vedlegg

10.1. Næringsgruppering

1. *Olje- og gassutvinning*

- 1.1 Bryting av steinkull og brunkull. Utvinning av torv
- 1.2 Utvinning av råolje og naturgass
- 1.3 Tjenester tilknyttet olje- og gassutvinning
- 1.4 Bryting av metallholdig malm
- 1.5 Bergverksdrift ellers

2. *Industri*

- 2.1 Nærings- og nytelsesmiddelindustri
- 2.2 Tekstil- og bekledningsindustri
- 2.3 Trelast- og trevareindustri
- 2.4 Treforedling
- 2.5 Forlag og grafisk industri
- 2.6 Oljeraffinering, kjem. og mineralsk industri
- 2.7 Kjemiske råvarer
- 2.8 Metallindustri
- 2.9 Verkstedindustri
- 2.10 Bygging av skip og iljeplattformer
- 2.11 Møbelindustri og annen industri

3. *Bygg- og anleggsvirksomhet*

- 3.1 Bygge- og anleggsvirksomhet, grunnarbeid
- 3.2 Oppføring av bygninger mv.
- 3.3 Anleggsvirksomhet
- 3.4 Bygginstallasjon og innredningsarbeid
- 3.5 Utleie av bygge- og anleggsmaskiner med personell

4. *Varehandel*

- 4.1 Handel med motorkjøretøyer, deler og utstyr
- 4.2 Reparasjon av motorkjøretøyer
- 4.3 Detaljhandel med drivstoff til motorkjøretøyer
- 4.4 Agenturhandel og engroshandel
- 4.5 Detaljhandel
- 4.6 Reparasjon av husholdningsvarer og varer til personlig bruk

5. *Hotell- og restaurantvirksomhet*

- 5.1 Hotell- og restaurantvirksomhet og annen overnatting
- 5.2 Restaurant-, kantine- og cateringvirksomhet

6. *Transport*

- 6.1 Jernbanetransport
- 6.2 Rutebiltransport
- 6.3 Drosjebiltransport
- 6.4 Landtransport ellers
- 6.5 Transport med sporveis- og forstadsbane
- 6.6 Innenriks sjøfart

- 6.7 Lufttransport
- 6.8 Tjenester tilknyttet transport ellers
- 6.9 Tjenester tilknyttet sjøtransport
- 6.10 Reisebyråvirksomhet mv.

7. Post og telekommunikasjon

- 7.1 Post- og distribusjonsvirksomhet
- 7.2 Telekommunikasjon

8. Finansiell tjenesteyting

- 8.1 Sentralbankvirksomhet
- 8.2 Bankvirksomhet ellers
- 8.3 Annen finansiell tjenesteyting unntatt forsikring og pensjonsfond
- 8.4 Livsforsikring
- 8.5 Pensjonskasser og- fond
- 8.6 Skadeforsikring
- 8.7 Hjelpevirksomhet for finansiell tjenesteyting

9. Forretningsmessig tjenesteyting

- 9.1 Eiendomsdrift
- 9.2 Utleie av transportmidler
- 9.3 Utleie av maskiner, utstyr og husholdningsvarer
- 9.4 Databehandlingsvirksomhet
- 9.5 Forskning og utviklingsarbeid
- 9.6 Juridisk, administrativ og organisasjonsteknisk tjenesteyting
- 9.7 Arkitektvirksomhet, teknisk konsulentvirksomhet mv.
- 9.8 Annonse- og reklamevirksomhet
- 9.9 Formidling og utleie av arbeidskraft. Etterforskning og vakttjeneste
- 9.10 Rengjøringsvirksomhet
- 9.11 Forretningsmessig tjenesteyting ellers

10. Offentlig administrasjon og forsvar

- 10.1 Offentlig administrasjon og trygdeordninger underlagt offentlig forvaltning
- 10.2 Forsvar

11. Undervisning

- 11.1 Undervisning

12. Helse- og sosialtjenester

- 12.1 Helsetjenester
- 12.2 Veterinærtjenester
- 12.3 Sosial- og omsorgstjenester
- 12.4 Pleie- og omsorgstjenester
- 12.5 Sosial- og omsorgstjenester, vernede bedrifter

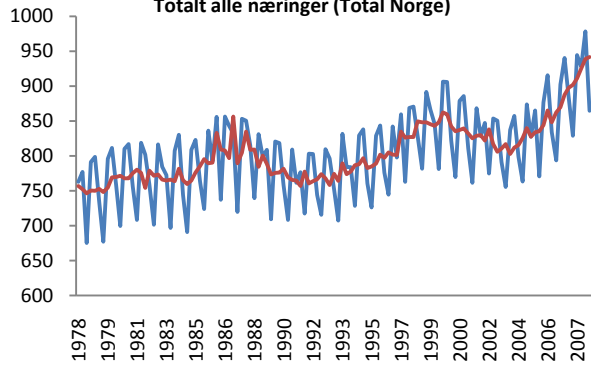
10.2. Rådata for utførte timeverk

(inkl. sesongjustering)

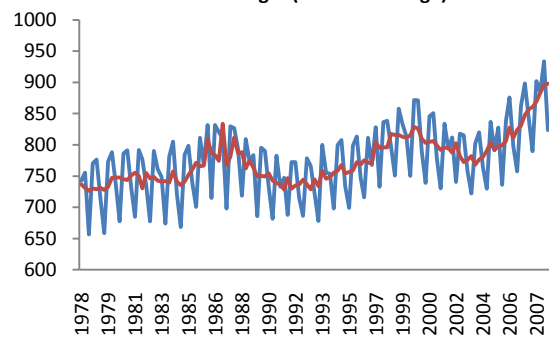
Blå linje indikerer tallserien før sesongjustering og røde indikerer etter

Sesongjusterte tall er basert på bruk av Demetra. Alle y-aksene måler utførte timeverk (i millioner)

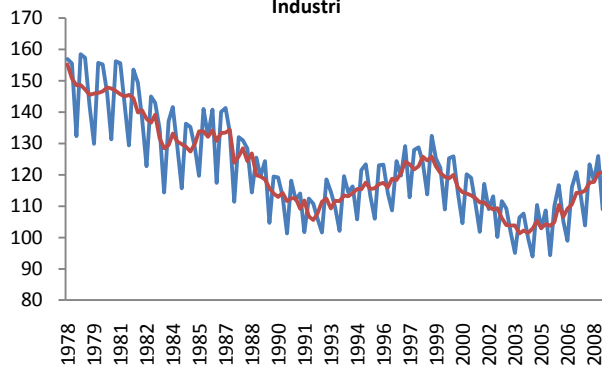
Totalt alle næringer (Total Norge)



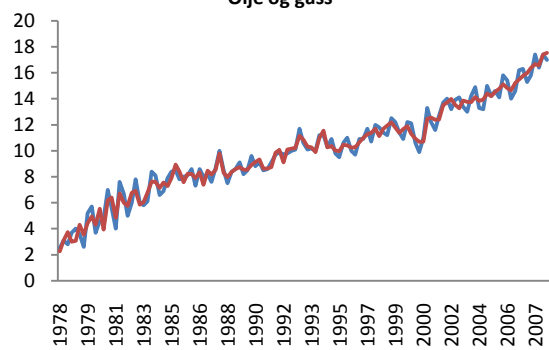
Totalt alle næringer (Fastlands Norge)



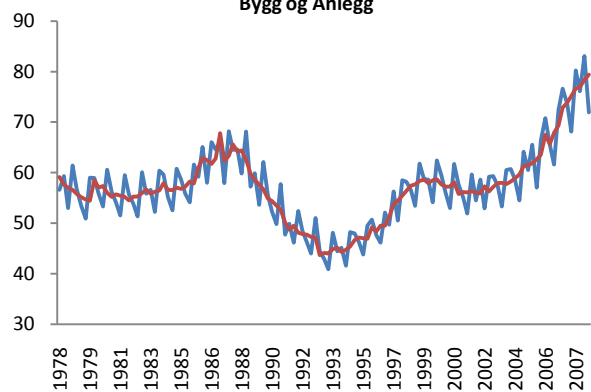
Industri



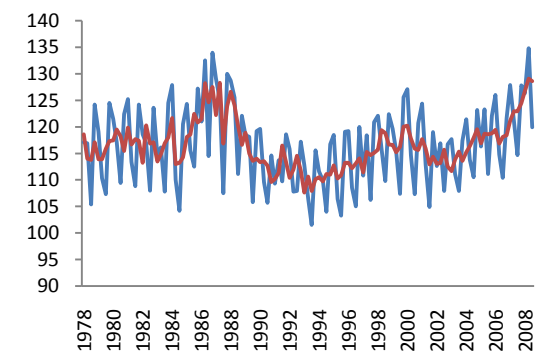
Olje og gass



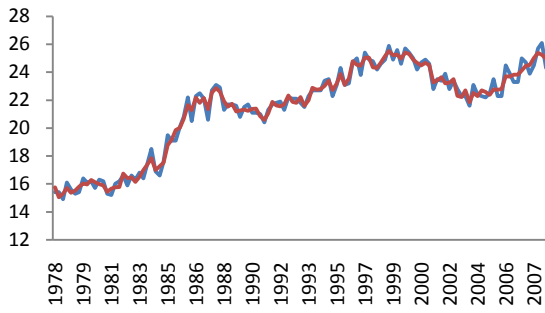
Bygg og Anlegg



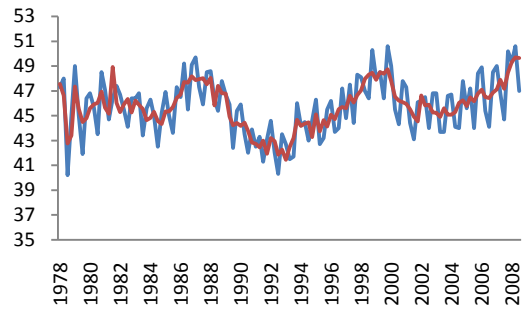
Varehandel



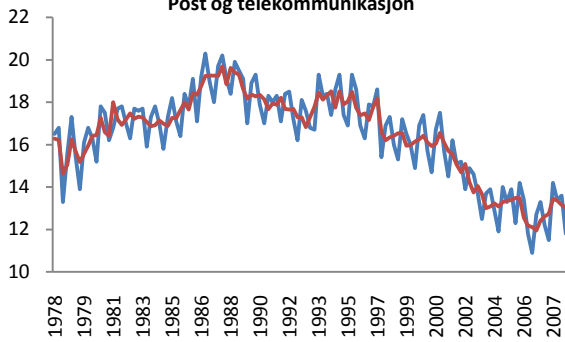
Hotell og restaurant



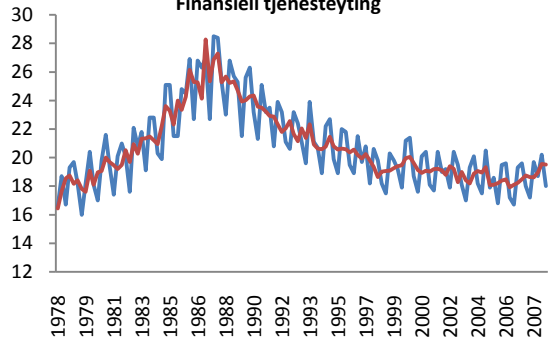
Transport



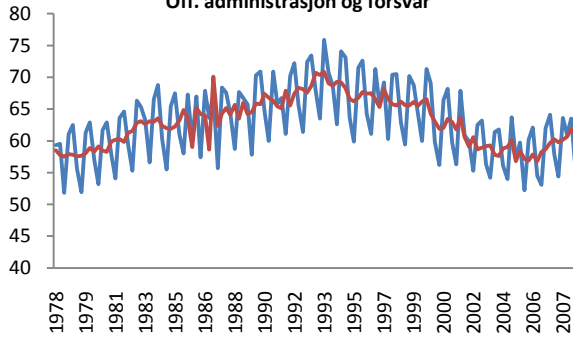
Post og telekommunikasjon



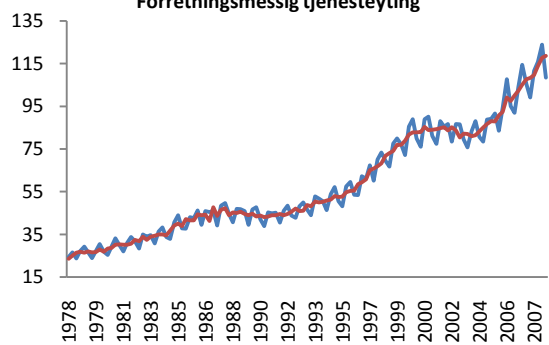
Finansiell tjenesteyting



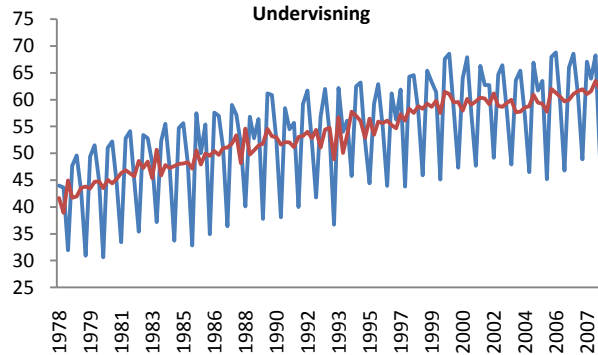
Off. administrasjon og forsvar



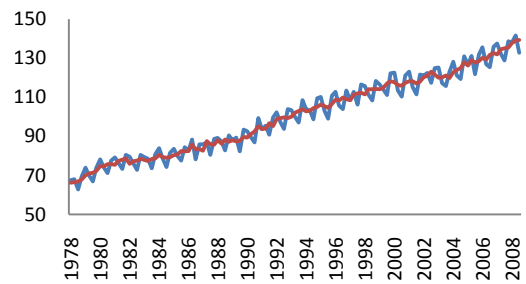
Forretningsmessig tjenesteyting



Undervisning



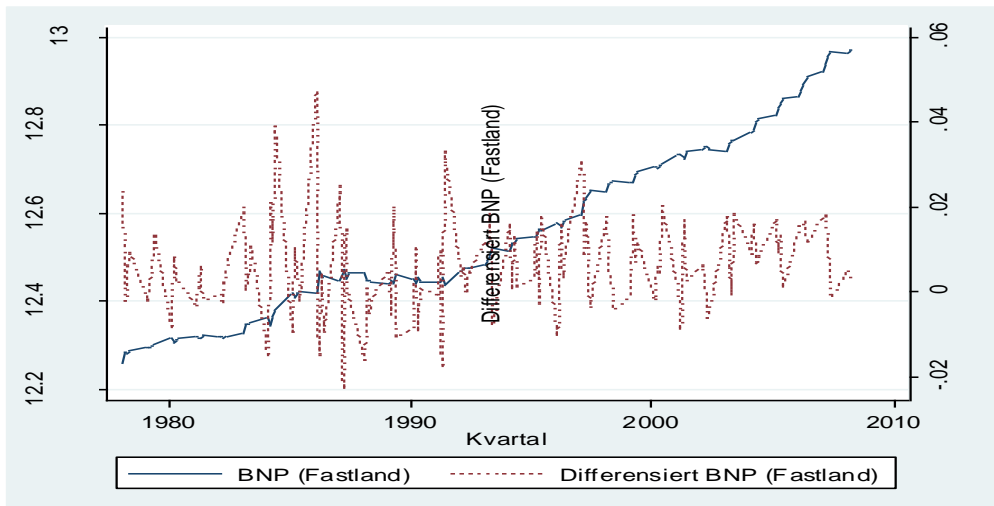
Helse og sosial



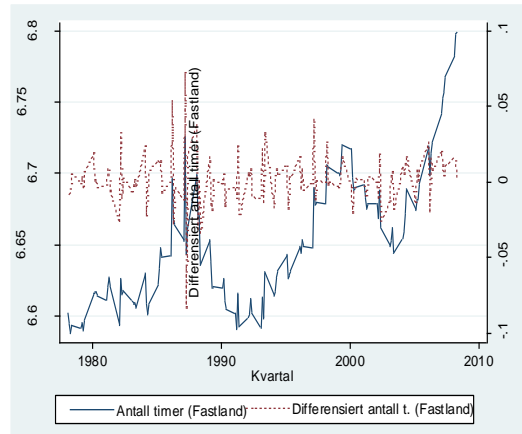
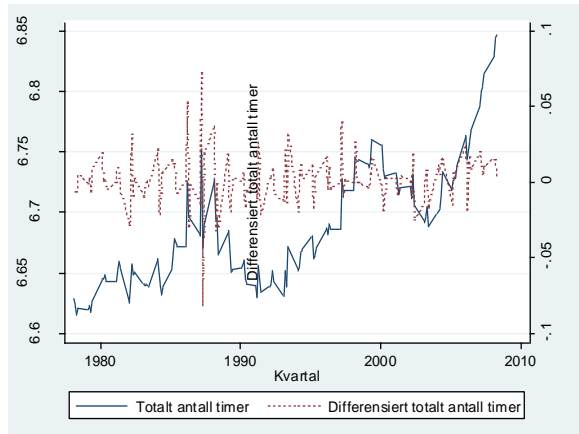
10.3. Plot av alle tidsserier (logaritmisk og avviks form)

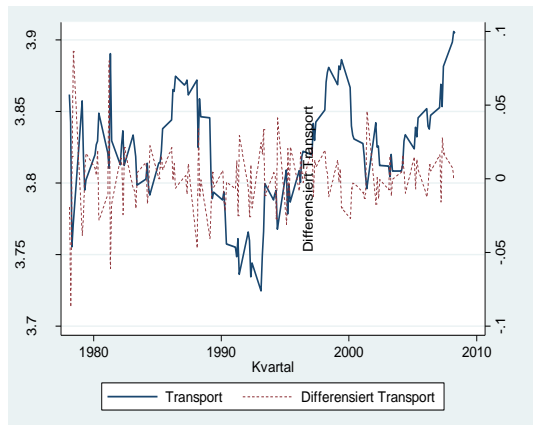
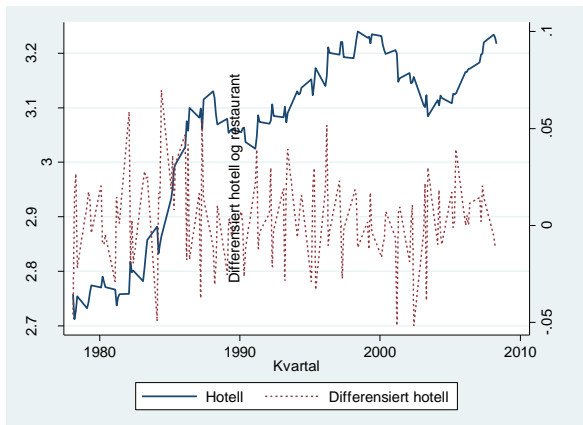
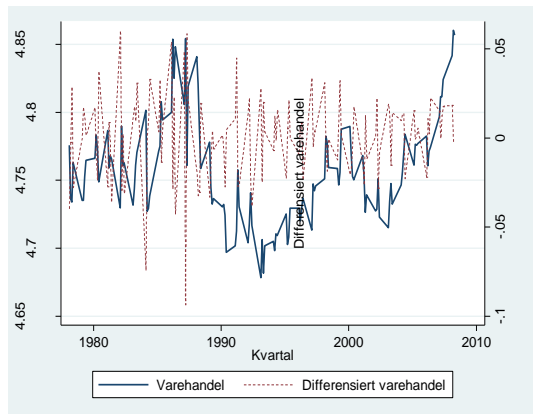
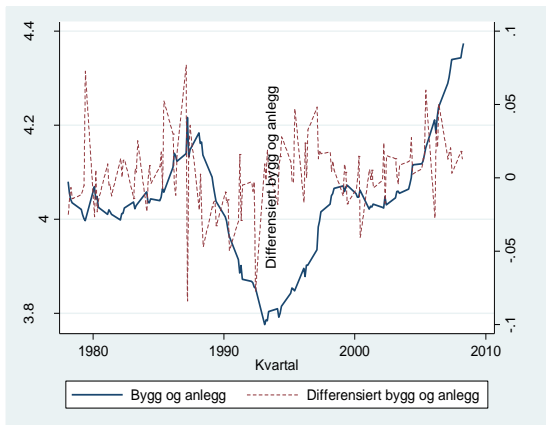
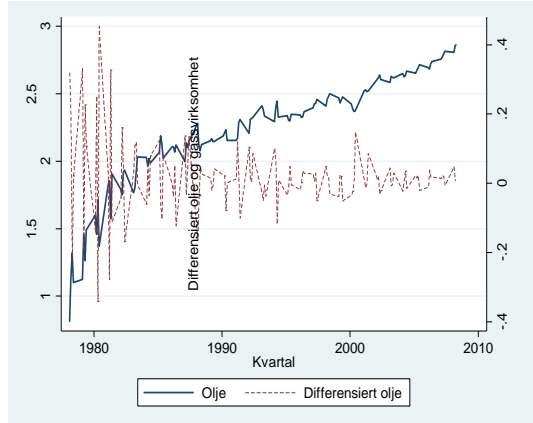
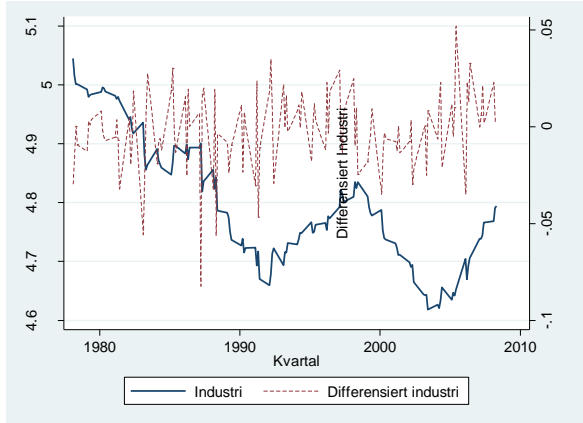
Blå linje indikerer logaritmen til tallserien og rød linje indikerer differensierte verdier for tallserien

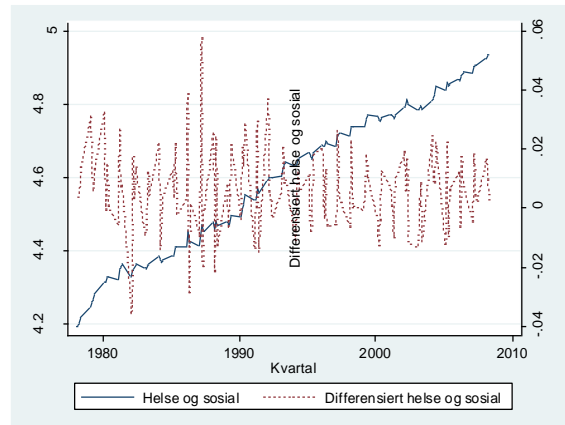
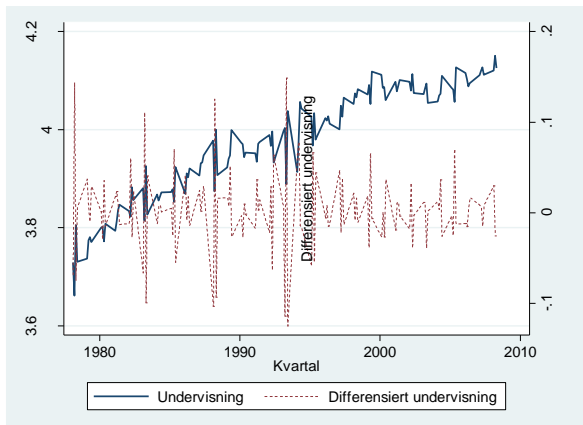
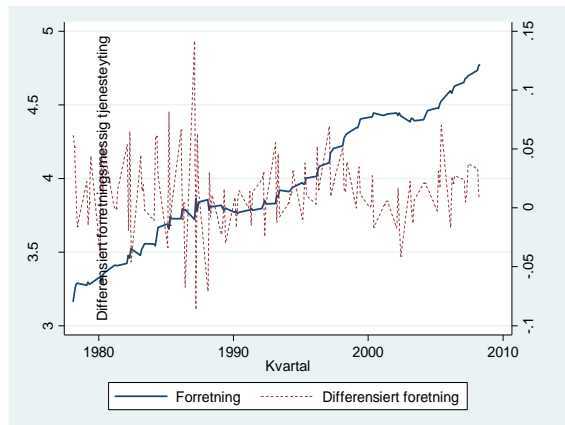
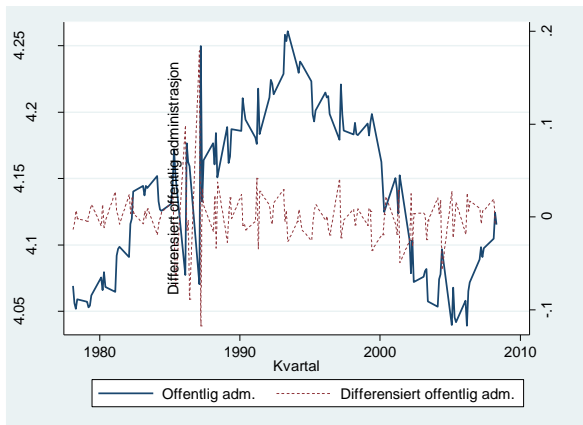
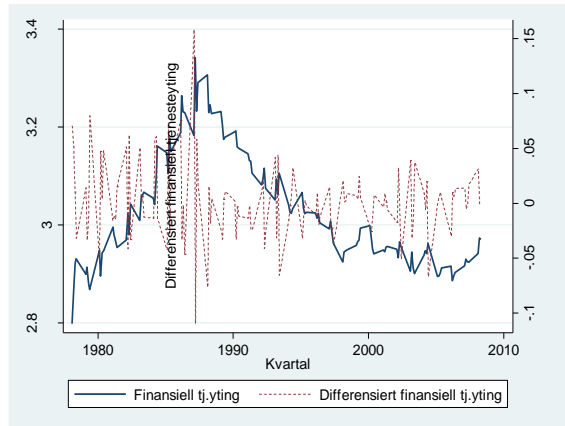
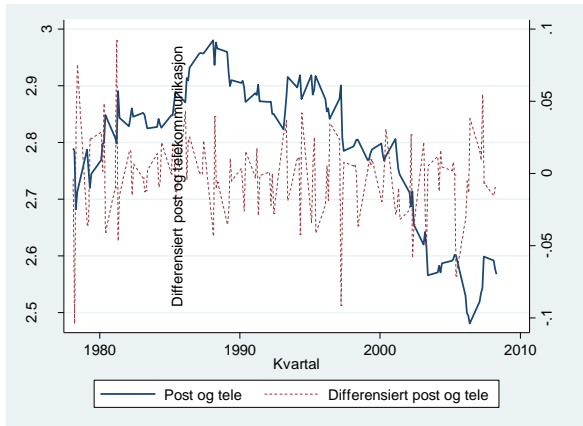
Bruttonasjonalprodukt. Fastlands- Norge



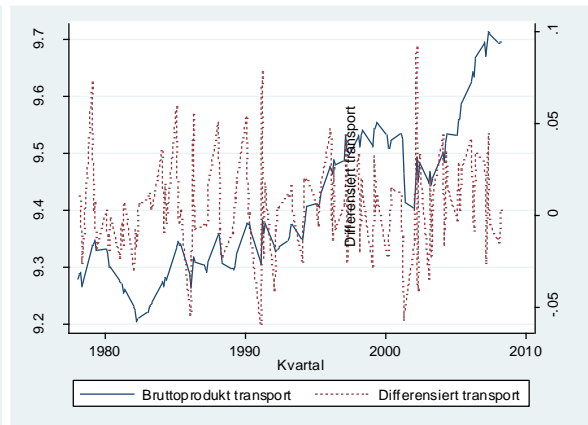
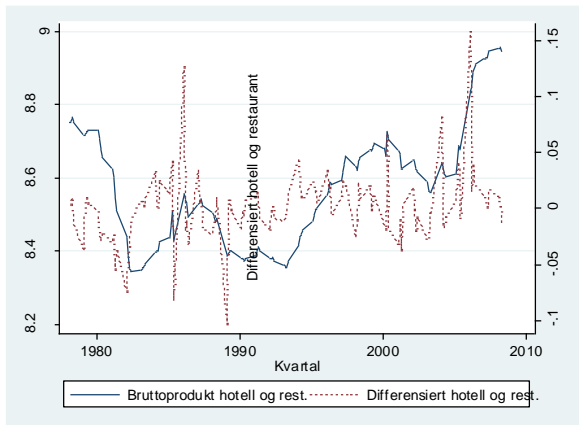
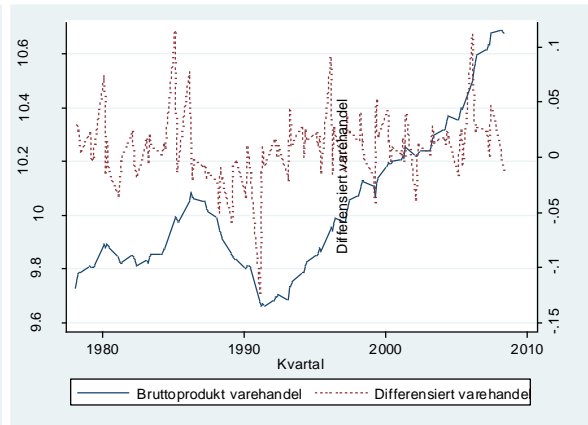
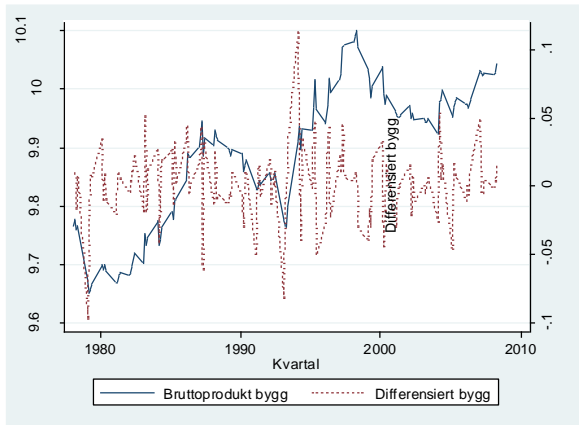
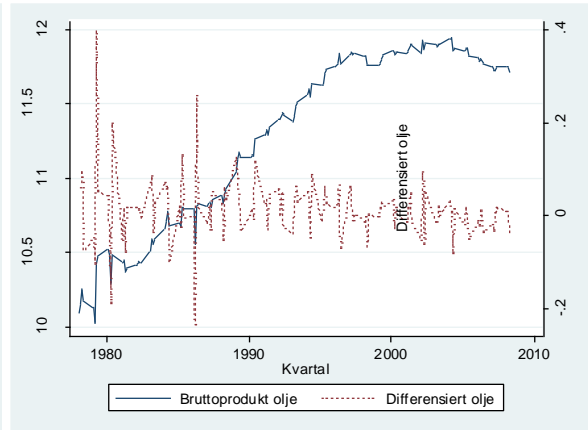
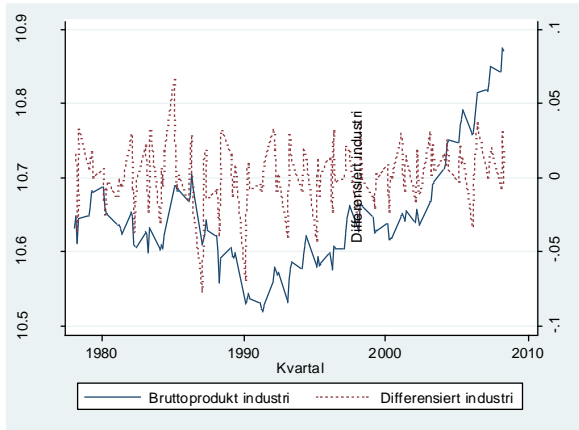
Utførte timeverk for alle næringer (se spesifisert næringsnavn i figurtekst)

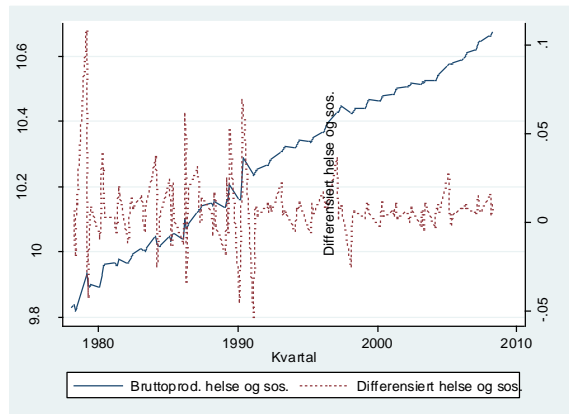
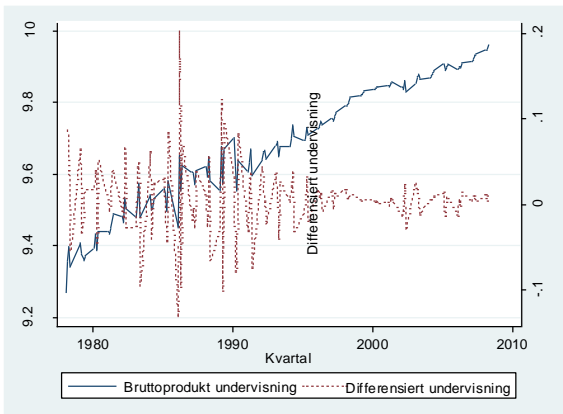
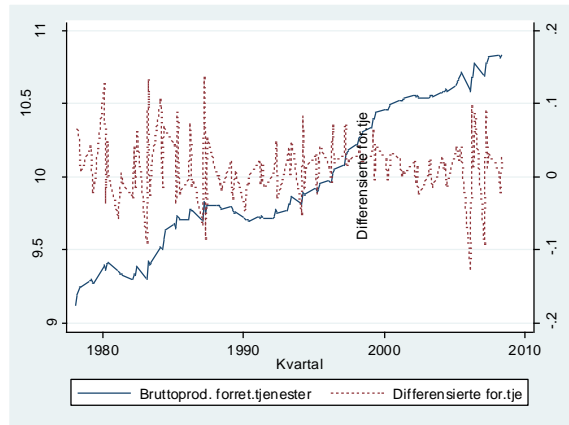
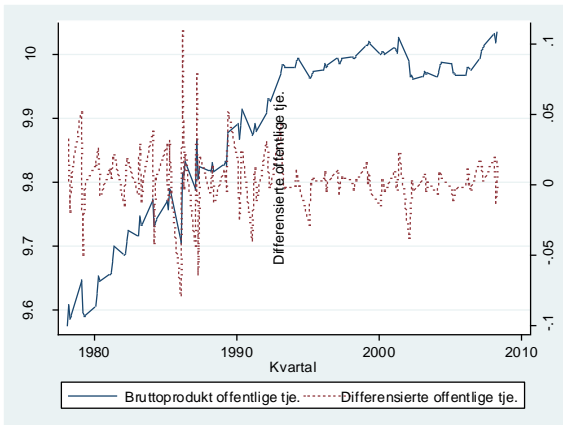
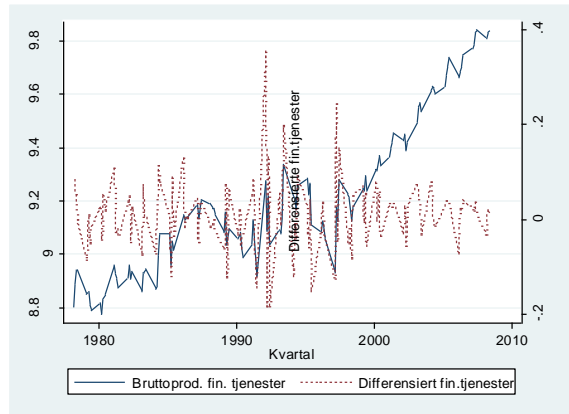
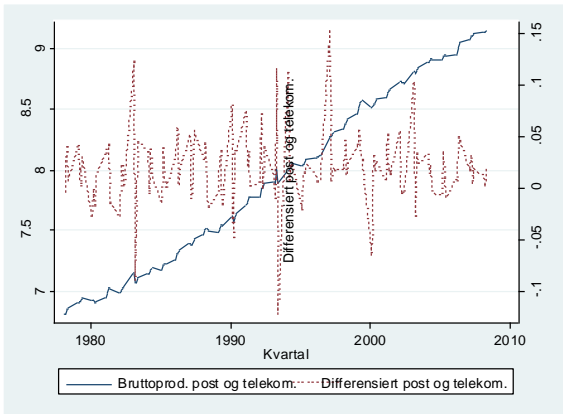






Bruttoprodukt for alle næringer (se spesifisert næringsnavn i figurtekst)





10.4. Resultater fra ADF- test; Differanseform

For kartlegging av integrasjonsgraden gjennomføres ADF-test for alle tallserier etter førstedifferensiering. BP henviser til bruttoprodukt
 ADF- testene er utført på endring i \ln_BNP , $\ln_bruttoprodukt$ og $\ln_utførte\ timeverk$

Variabler	Antall lags	Konstant	T-Statistic	Kritisk verdi(5%)	P-Verdi
<u>Utførte timeverk</u>					
Timeverk totalt (Fastl.N)	13	NEI	-2.501**	-1.950	0.012
Olje og gass	10	NEI	-2.162**	-1.950	0.029
Industri	7	NEI	-2.371**	-1.950	0.017
Bygg og anlegg	11	NEI	-2.454**	-1.950	0.013
Varehandel	7	NEI	-3.437***	-1.950	0.000
Hotell og restaurant	6	NEI	-2.203**	-1.950	0.027
Transport	13	NEI	-2.618***	-1.950	0.009
	13	JA	-2.621*	-2.889	0.089
Post og telekommunikasjon	7	NEI	-3.824***	-1.950	0.000
Finansiell tjenesteyting	10	NEI	-1.649*	-1.950	0.094
Forr.messig tjenesteyting	12	NEI	-1.802*	-1.950	0.068
	12	JA	-3.267**	-2.889	0.016
Offentlig adm. og forsvar	6	NEI	-3.398***	-1.950	0.000
Undervisning	1	NEI	-14.187***	-1.950	0.000
	5	JA	-7.338***	-2.889	0.000
Helse og sosial tjenester	10	NEI	-1.630*	-1.950	0.097
	4	JA	-5.174***	-2.889	0.000
<u>Brutto (nasjonal) produkt</u>					
BNP Fastlands Norge	7	JA	-3.135**	-2.889	0.024
BP Oljesektoren	4	JA	-4,792***	-2,889	0,000
BP Industri	11	NEI	-2,105**	-1.950	0,034
BP Bygg og anlegg	11	JA	-3,266*	-2.889	0,072
BP Varehandel	0	JA	-9,908***	-2.889	0,000

BP Hotell og restaurant	11	NEI	-3,693***	-1.950	0,000
BP Transport	5	NEI	-3,535***	-1.950	0,000
BP Post og telekommunikasjon	0	JA	-16,677***	-2.889	0,000
BP Finansiell tjenesteyting	3	JA	-8,307***	-2.889	0,000
BP Forr.messig tjenesteyting	11	JA	-3,466***	-2.889	0,009
BP Offentlig adm. og forsvar	13	NEI	-1,487	-1.950	0,128
BP Undervisning	6	JA	-4,872***	-2.889	0,000
BP Helse og sosialtjenester	1	JA	-12,685***	-2.889	0,000

*** betyr at variabelen er signifikant på 1 prosents signifikansnivå. ** på 5 prosent og * på 10 prosent

10.5. Resultat fra ADF- test; Avviksform

For kartlegging av integrasjonsgraden gjennomføres ADF- test på produksjonsgap og gap for utførte timeverk og bruttoprodukt etter førstedifferensiering.

ADF- testene er gjennomført på avviksform hvor den naturlige logaritmen for tidsseriene er benyttet.

Variabler	Antall lags	Konstant	T-Statistic	Kritisk verdi(5%)	P-Verdi
<u>Utførte timeverk</u>					
Timeverk totalt (Fastl.N)	11	NEI	-3,874***	-1,950	0,000
Oljesektoren	11	NEI	-4,569***	-1,950	0,000
Industri	7	NEI	-4,260***	-1,950	0,000
Bygg og anlegg	10	NEI	-4,361***	-1,950	0,000
Varehandel	7	NEI	-3,417***	-1,950	0,001
Hotell og restaurant	11	NEI	-4,910***	-1,950	0,000
Transport	11	NEI	-3,752***	-1,950	0,000
Post og telekommunikasjon	11	NEI	-4,041***	-1,950	0,000
Finansiell tjenesteyting	11	NEI	-2,832***	-1,950	0,004
Forr.messig tjenesteyting	7	NEI	-4,381***	-1,950	0,000
Offentlig adm. og forsvar	7	NEI	-2,373**	-1,950	0,017
Undervisning	1	NEI	-7,029***	-1,950	0,000
Helse og sosialtjenester	11	NEI	-3,538***	-1,950	0,000
<u>Brutto (nasjonal) produkt</u>					
BNP Fastlands Norge	8	NEI	-3,113***	-1,950	0,002
Oljesektoren	4	NEI	-1,820*	-1,950	0,065
Industri	12	NEI	-3,028***	-1,950	0,002
Bygg og anlegg	11	NEI	-3,739***	-1,950	0,000
Varehandel	0	NEI	-2,052**	-1,950	0,039
Hotell og restaurant	2	NEI	-2,622***	-1,950	0,008
Transport	7	NEI	-3,814***	-1,950	0,000
Post og telekommunikasjon	0	NEI	-3,595***	-1,950	0,000
Finansiell tjenesteyting	11	NEI	-3,139***	-1,950	0,002
Forr.messig tjenesteyting	12	NEI	-2,351**	-1,950	0,018
Offentlig adm. og forsvar	8	NEI	-2,723***	-1,950	0,006
Undervisning	7	NEI	-3,002***	-1,950	0,003
Helse og sosial tjenester	2	NEI	-3,970***	-1,950	0,000

*** betyr at variabelen er signifikant på 1 prosents signifikansnivå. ** på 5 prosents og * på 10 prosent.

10.6. Resultater fra regresjon

Tabellen viser resultater fra estimering av Okunskoeffisient basert på gap-metoden.
Rangeringen er basert på hvilken næring som har høyest Okuns koeffisient, hvor 1 indikerer høyest

Variabler	Okun (År)	Okun (Kv.)	R ²	R ² adj.	Rangering
Timeverk totalt (Tot.N)	2,692***	0,673*** (1,26e-29)	0,654	0,6506	
Timeverk totalt (Fastl.N)	2,624***	0,656*** (2,43e-31)	0,675	0,6726	
Olje og gass	-1,368***	-0,342*** (0,089)	0,109	0,101	12
Industri	1,392***	0,348*** (0,054)	0,259	0,253	10
Bygg og anlegg	2,288***	0,572*** (0,048)	0,543	0,540	7
Varehandel	7,828***	1,957*** (0,175)	0,508	0,503	1
Hotell og restaurant	5,784***	1,446*** (0,092)	0,672	0,669	2
Transport	2,156***	0,539*** (0,119)	0,146	0,139	8
Post og telekomm.	-0,732*	-0,183* (0,108)	0,023	0,015	11
Finansiell tjenesteyting	3,292***	0,823*** (0,129)	0,252	0,246	4
Forr.messig tjenesteyting	4,208***	1,052*** (0,066)	0,677	0,675	3
Offentlig adm. og forsvar	2,488***	0,622*** (0,048)	0,584	0,580	6
Undervisning	2,040***	0,510*** (0,080)	0,251	0,245	9
Helse og sosial tjenester	2,584***	0,646*** (0,076)	0,368	0,363	5

