

**Arbeidsnotat nr. 44/10**

**Konjunkturutvikling og annonseinntekter  
i redaksjonelle medier  
En økonometrisk analyse av tidsseriedata**

**av**

**Ida Rødseth Kjosås  
Henrik Hylland Uhling**

SNF prosjekt 1304

”Seamless infrastructures, business models and cultural diversity”

**PROGRAMOMRÅDET TELE- OG MEDIEØKONOMI**

Denne publikasjonen inngår i en serie arbeidsnotater og rapporter fra programområdet tele- og medieøkonomi ved Samfunns- og næringslivsforskning AS (SNF). Hovedmålsettingen med forskningsprogrammet er å analysere dynamikken i tele- og mediesektorene og relasjonene mellom teknologiprodukter og forretningsmodeller. Prosjektet ”Seamless infrastructures, business models and cultural diversity” er finansiert av Norges forskningsråd (VERDIKT).

SAMFUNNS- OG NÆRINGSLIVSFORSKNING AS  
BERGEN, SEPTEMBER 2010  
ISSN 1503 – 2140

© Dette eksemplar er fremstilt etter avtale med KOPINOR, Stenergate 1, 0050 Oslo. Ytterligere eksemplarfremstilling uten avtale og i strid med åndsverkloven er straffbart og kan medføre erstatningsansvar.



## Sammendrag

Denne utredningen studerer om det finnes systematiske forskjeller i hvordan konjunktursvingninger påvirker annonseinntekter i de redaksjonelle mediene dagsavis, tidsskrift, TV, radio og Internett, samt undergrupper av disse, i det svenske mediemarkedet i perioden 1994-2009. Gjennom empiriske analyser av tidsserie- og paneldata finner forfatterne at oppgangskonjunkturer og nedgangskonjunkturer ikke har symmetrisk effekt på annonseinntektene i enkeltmediene. De finner at annonseinntektene i *trykte medier* (dagsavis og tidsskrift) er mer følsomme overfor *negative* konjunktursjokk enn positive konjunkturer, mens *kringkastingsmedier* (TV og radio) er mer følsomme overfor *positive* enn negative konjunktursjokk.

Forfatterne finner også enkelte forskjeller i konjunkturfølsomhet *mellom* mediene. Annonseinntektene i radiomediet er mer følsom for *positive konjunkturer* enn samtlige medier, tidsskrift er mer utsatt for *nedgangskonjunkturer* enn TV og radio, og dagsavis mer utsatt for *nedgangskonjunkturer* enn radio.

For internettmediet finner forfatterne ingen klare konjunkturmønstre i annonseinntektene. Endringer i omsetning for Internett ser imidlertid ut til å være nært relatert til oppslutningsendringer.

Funnene samsvarer med, men nyanserer etablerte oppfatninger om konjunkturfølsomhet i annonsemarkedet. Utredningen utvider tidligere studier ved å analysere effekten av høy- og lavkonjunkturer separat, justere for endringer i enkeltmediers oppslutning, analysere tall for internettannonsering og benytte kvartals- fremfor årsdata. Utredningen skiller seg også fra tidligere studier ved å fokusere på ett enkelt land: Sverige. Resultatene drøftes opp mot svenske markedsmessige og politiske forhold. Generaliserbarheten av konklusjonene utover det svenske markedet drøftes opp mot resultater fra tverrnasjonale studier.

Gyldigheten av konklusjonene valideres blant annet gjennom å benytte ulike mål for økonomisk aktivitet og medieoppslutning. For noen medier er enkelte resultater mindre robust, men hovedkonklusjonene synes å være holdbare.

Utredningen bør være av interesse for akademikere og praktikere interessert i makroøkonomiske svingningers betydning for mediens evne til å realisere kommersielle og samfunnsmessige mål.

## **Forord**

Rapporten er basert på en masterutredning levert ved Norges Handelshøyskole våren 2010. Utredningen er et samarbeid mellom to studenter med fordypning i henholdsvis *markedsføring og konkurranseanalyse, og samfunnsøkonomi*.

Forfatterne vil rette en spesiell takk til veileder, professor Frode Steen, samt *Institutt for Reklame- og mediestatistikk (IRM)* for tilgang til deres databaser, og til Geir Engen i Mediebedriftenes Landsforening for formidling av kontakt med IRM.

Ellers ønsker forfatterne å takke følgende for veiledning og bistand i arbeidet med denne utredningen:

Ulrika Facht, Sveriges mediebarometer, Nordicom

Susanne Malmer, Statistiska centralbyrån

Ruben Sjøgaard, administrerende direktør, Mediacom

Richard van der Wurff, Amsterdam School of Communications Research, University of Amsterdam

Erik Wilberg, førsteamanuensis ved Handelshøyskolen BI

Ole Harald Nafstad, journalist, Ukebrevet Mandag Morgen

Samt Jo Torgersen, Jon Fredrik Vassengen og Marit Rødseth for innspill og tilbakemeldinger underveis.

Ida Rødseth Kjosås

Henrik Hylland Uhlving

Bergen, september 2010

<b>1.0</b>	<b>INTRODUKSJON</b>	<b>9</b>
1.1	Bakgrunn	9
1.2	Formål og problemstilling	10
1.3	Oppgavens struktur	12
<b>2.0</b>	<b>DET SVENSKE REKLAME- OG MEDIEMARKEDET</b>	<b>13</b>
2.1	Generelt om reklamemarkedet	13
2.2	Reklameomsetning i redaksjonelle medier	13
2.3	Det svenske mediemarkedet	18
2.3.1	Dagsaviser	18
2.3.2	Tidskrifter	19
2.3.3	TV	20
2.3.4	Radio	20
2.3.5	Internett	21
<b>3.0</b>	<b>FORSKNINGSSTATUS</b>	<b>23</b>
3.1	Reklameomsetning og økonomisk aktivitet	23
3.2	Forskjeller mellom medier	24
3.3	Konkurransen mellom mediekanalene	26
3.4	Forskjeller mellom land	27
<b>4.0</b>	<b>TEORETISK RAMMEVERK</b>	<b>29</b>
4.1	Dekomponering av tidsserier	29
4.1.1	Konjunktursyklus	29
4.1.2	Langsiktig trend	30
4.1.3	Sesongvariasjon	32
4.1.4	Måling av konjunktursyklus	33
4.1.5	Produksjonsgapet	33
<b>5.0</b>	<b>ØKONOMETRISK METODE</b>	<b>35</b>
5.1	Estimering med minste kvadraters metode	35
5.1.1	Gauss-Markov vilkår	35
5.2	Regresjonsanalyse med tidsserier	36
5.2.1	Autokorrelasjon	37
5.2.2	Dynamiske modeller	37
5.2.3	Stasjonærhet	39

<b>5.3</b>	<b>Estimering med paneldata</b>	<b>41</b>
5.3.1	Fasteffekt estimering	43
<b>6.0</b>	<b>MODELL OG DATA</b>	<b>45</b>
<b>6.1</b>	<b>Datasett og utvalg</b>	<b>45</b>
6.1.1	Data for utvalget	45
<b>6.2</b>	<b>Modeloppbygging</b>	<b>46</b>
6.2.1	Forklaringsvariabler	46
6.2.2	Dynamiske effekter	48
<b>6.3</b>	<b>Datakilder</b>	<b>48</b>
6.3.1	Data for konjunkturindikatorer	48
6.3.2	Data for kanaloppslutning	49
6.3.3	Dickey-Fuller test for stasjonærhet	50
<b>6.4</b>	<b>Formulering av modeller</b>	<b>52</b>
<b>7.0</b>	<b>ØKONOMETRISK ANALYSE</b>	<b>55</b>
<b>7.1</b>	<b>Deskriptiv statistikk</b>	<b>55</b>
7.1.1	BNP-utvikling	55
7.1.2	Reklameomsetning	58
7.1.3	Oppslutning	64
<b>7.2</b>	<b>Empiriske resultater</b>	<b>65</b>
7.2.1	Modell for enkeltmedier	65
7.2.2	Forskjeller mellom medier	76
7.2.3	Forskjeller innad i mediegruppene	80
<b>7.3</b>	<b>Drøfting av resultater</b>	<b>85</b>
7.3.1	Trykte medier versus kringkastingsmedier	85
7.3.2	Annonsemarkedet på Internett	85
7.3.3	Forskjeller mellom undergruppene	86
7.3.4	Generaliserbarheten av resultatene	87
<b>7.4</b>	<b>Svakheter og begrensninger</b>	<b>89</b>
7.4.1	Oppslutningsmål	89
7.4.2	Ulike modningsgrad for bransjene	90
7.4.3	Svakheter ved datagrunnlaget	90
<b>7.5</b>	<b>Validering av resultater</b>	<b>92</b>
7.5.1	Alternativt mål for økonomisk aktivitet	92
7.5.2	Resultatenes gyldighet over tid	92
7.5.3	Alternativt oppslutningstall for aviser – opplagstall	93
7.5.4	Følsomhetstest for lambdaverdier:	94
<b>8.0</b>	<b>OPPSUMMERING OG KONKLUSJON</b>	<b>95</b>

<b>8.1</b>	<b>Oppsummering av viktigste funn</b>	<b>96</b>
8.1.1	Resultater for dagsavis: storby-, lokal- og kveldsavis	97
8.1.2	Resultater for tidsskrift: fag- og populærtidsskrift	97
8.1.3	Resultater for TV-mediet	98
8.1.4	Resultater for radiomediet	98
8.1.5	Resultater for Internett: display-, rubrikk- og søkeordsmarkedsføring	99
8.1.6	Hovedkonklusjon	99
<b>8.2</b>	<b>Videre forskning</b>	<b>100</b>
<b>9.0</b>	<b>REFERANSER</b>	<b>102</b>
<b>9.1</b>	<b>Artikler</b>	<b>102</b>
<b>9.2</b>	<b>Rapporter og publikasjoner</b>	<b>104</b>
<b>9.3</b>	<b>Nettsider</b>	<b>105</b>
<b>9.4</b>	<b>Bøker</b>	<b>105</b>
<b>9.5</b>	<b>Databaser</b>	<b>106</b>
	<b>VEDLEGG</b>	<b>107</b>
	<b>Vedlegg A:</b>	<b>107</b>
	Autokorrelasjonstester modell I b, tabell 7.3 a	107
	Autokorrelasjonstester modell II, tabell 7.4	107
	Autokorrelasjonstester, modell I b, tabell 7.5: Regresjonsresultater – undergrupper	108
	Autokorrelasjonstester modell II, tabell 7.6: Paneldatamodell undergrupper	108
	<b>Vedlegg B:</b>	<b>110</b>
	Test av interaksjonsforskjeller:	110
	<b>Vedlegg C:</b>	<b>111</b>
	Tabell 10.1: Modell I b, med privat konsum som mål på økonomisk aktivitet	111
	<b>Vedlegg D:</b>	<b>112</b>
	Tabell 10.2: konsistens over tid – modell 1, 2002-2009	112
	<b>Vedlegg E:</b>	<b>113</b>
	Tabell 10.3: konsistens over tid: periode 1994-2001	113
	<b>Vedlegg F:</b>	<b>114</b>
	Tabell 10.4: konsistens over tid – periode 1995-2008	114
	<b>Vedlegg G:</b>	<b>115</b>
	Tabell 10.5: Følsomhetstest for lambdaverdier: Lambda = 800	115
	<b>Vedlegg H:</b>	<b>116</b>
	Tabell 10.6: følsomhetstest for ulike lambdaverdier: Lambda = 8000	116

**Vedlegg I:**

Tabell 10.7: Følsomhet overfor faktiske opplagstall versus kanalbruk

**117**

117



---

**Liste over tabeller**


---

Tabell 3.1	Gjennomsnittlige vekstrater for reklameomsetning i resesjons- og vekstår	25
Tabell 3.2	Prosentvis fall i reklameomsetning i Sverige i resesjonsåret 1993	26
Tabell 6.1	Augmented-Dickey-Fuller test	51
Tabell 7.1	Deskriptiv statistikk for omsetning	58
Tabell 7.2	Deskriptiv statistikk for kanalbruk	64
Tabell 7.3a	Regresjonsresultater - enkeltmedier	74
Tabell 7.3b	Regresjonsresultater - langsiktige effekter av BNP-sjokk	75
Tabell 7.4	Regresjonsresultater - paneldatamodell	79
Tabell 7.5	Regresjonsresultater - enkeltmedier undergrupper	83
Tabell 7.6	Regresjonsresultater - paneldatamodell undergrupper	84
Tabell 8.1	Effekt av positive sjokk, kort/lang sikt hovedmedier	96
Tabell 8.2	Effekt av negative sjokk, kort/lang sikt hovedmedier	96
Tabell 8.3	Effekt av positive og negative sjokk undergrupper	96
Tabell 10.1	Regresjonsresultater - privat konsum som mål på økonomisk aktivitet	111
Tabell 10.2	Regresjonsresultater - konsistens over tid – modell 1, 2002-2009	112
Tabell 10.3	Regresjonsresultater - konsistens over tid: periode 1994-2001	113
Tabell 10.4	Regresjonsresultater - konsistens over tid – periode 1995-2008	114
Tabell 10.5	Regresjonsresultater - følsomhetstest for lambdaverdier: $\lambda = 800$	115
Tabell 10.6	Regresjonsresultater - følsomhetstest for ulike lambdaverdier: $\lambda = 8000$	116
Tabell 10.7	Regresjonsresultater – følsomhet, faktiske opplagstall vs. kanalbruk	117

---

**Liste over figurer**

---

Figur 2.1	Markedsannonsering i ulike bransjer i 2008	16
Figur 2.2	Reklameomsetning i svenske redaksjonelle medier 1990-2009	16
Figur 2.3	Mediekanalenes relative markedsandeler	17
Figur 2.4	Aggregert opplag (per utgivelsesdag) svenske dagsaviser	18
Figur 3.1	Illustrasjon produksjonsgapet	33
Figur 7.1a	Sesongjustert BNP 1994-2009	57
Figur 7.1b	BNP-avvik 1994-2009	57
Figur 7.2	Omsetningsutvikling dagsavis 1994-2009	61
Figur 7.3	Omsetningsutvikling tidsskrift 1995-2009	61
Figur 7.4	Omsetningsutvikling TV 1995-2009	62
Figur 7.5	Omsetningsutvikling Radio 1994-2009	62
Figur 7.6	Omsetningsutvikling Internett 1999-2009	63
Figur 7.7	Omsetningsutvikling alle medier 1994-2009	63
Figur 7.8	Utvikling kanalbruk 1994-2009	64
Figur 7.9	BNP-sjokk- koeffisienter	68
Figur 7.10	Positive og negative sjokk-koeffisienter	69
Figur 7.11	Hofstedes kulturelle dimensjoner	88

## 1.0 Introduksjon

### 1.1 Bakgrunn

Krisen i det globale finansmarkedet rammet verdensøkonomien høsten 2008. Den påfølgende realøkonomiske nedgangen førte til dårlige tider i mediebransjen verden over, da annonseinntektene falt dramatisk. I følge World Advertising Research Center krympet det totale reklamemarkedet i Europa, USA, Canada og Japan med 24 milliarder euro i 2008, som tilsvarer et fall på 7,6 prosent fra året før (IRM, 2009a). Det meste av fallet fant sted i de tradisjonelle mediekanalene: avis, tidsskrift, TV og radio,<sup>1</sup> som tapte over 10 prosent av sine inntekter. Bryter man tallene ned på enkeltmedier er det imidlertid store innbyrdes forskjeller. Avisene tapte 16 prosent<sup>2</sup> av annonseinntektene; radio og tidsskrift tapte begge 11,5 prosent, mens TV-bransjen kun tapte 5,9 prosent av sine annonseinntekter. Nedgangen har ført til permitteringer og nedleggelse og en økende bekymring for de redaksjonelle mediens evne til å fylle sin samfunnsrolle.

Finanskrisen, og lavkonjunkturen som fulgte i kjølvannet, er en viktig forklaring på nedgangen, men for flere mediekanaler var fallet en forsterkning av langsiktige trender. De nedadgående tendensene blir i stor grad tilskrevet internettets stadig viktigere rolle som markedsføringskanal. Internett har blitt en viktig konkurrent om publikums tid, og etter hvert også annonsørens reklamebudsjetter. Tendensen mot mer nettbasert reklame har også fått markedsanalytikere til å spå dårligere tider fremover. Revisjonsselskapet PricewaterhouseCoopers (2009a, s. 1) mener vestlige mediemarkeder beveger seg mot «more targeted and cost-effective ad models enabled by digital. This in turn may result in a permanent reduction in total advertising spend, as dollars formerly ‘wasted’ through inaccurate targeting are saved and reallocated to other priorities». Av dette følger det at de senkede friksjonskostnadene ved å nå det ønskede publikum med et budskap, gjør at den totale andelen brukt på reklame vil falle.

Sammenfallet mellom strukturendringen i markedet, og nedgangskonjunkturen som følge av finanskrisen, har særlig rammet avisene. Ansvarlig redaktør i Bergens Tidende, Trine Eilertsen, beskriver jobben sin som å takle effektene av global oppvarming og en tsunami

---

<sup>1</sup> Vi referer i hele oppgaven til de tradisjonelle publiseringskanalene til de ulike mediene, og ikke nettutgavene

<sup>2</sup> Prosentendringer regnet ut fra løpende euro-priser.

samtidig.<sup>3</sup> Tsunamien refererer da til finanskrisen som driver bort konjunkturfølsomme annonsekroner, mens globale oppvarming blir en metafor for langsiktige endringer i medievaner som driver bort lesere – og annonsørene med dem – fra papiravisen. Dette har også samfunnspolitiske konsekvenser. Papiravisen har i flere tiår hatt en helt spesiell funksjon som offentlig arena og demokratibygger. Når papiravisens annonseinntekter er truet, truer det også deres samfunnsrolle. Derfor har de fundamentale endringene som foregår i mediebransjen også større samfunnspolitisk interesse.

## 1.2 Formål og problemstilling

For å kunne si noe om den siste tidenes omveltninger i mediebransjen skyldes følsomhet overfor økonomiske nedgangskonjunkturer, eller er et resultat av strukturendringer i mediebransjen, trenger vi kunnskap om konjunkturfølsomhet i de ulike mediekanalene. Bedre kjennskap til hvordan mediekanalene følger konjunktursvingningene kan gi indikasjoner på hva aktørene i mediemarkedet kan forvente seg når økonomien tar seg opp igjen. Aviser ser særlig ut til å være utsatt i nedgangskonjunkturer. Men vil avisene kunne hente inn tapet ved neste oppgangskonjunktur? Variasjon i konjunkturfølsomhet er viktig å studere da selv små svingninger kan få store økonomiske konsekvenser for aktørene i de ulike bransjene, og dermed deres mulighet til å realisere kommersielle og samfunnsmessige mål. I denne utredningen ønsker vi å studere sammenhengen mellom konjunkturrelle svingninger og reklameomsetning. Formålet med oppgaven er å bedre kunnskapen om konjunkturfølsomhet for annonseinntekter i redaksjonelle medier. Problemstillingen i utredningen er som følger:

*Finnes det systematiske forskjeller i hvordan konjunktursvingninger påvirker annonseinntekter i redaksjonelle medier?*

Resultatene kan hjelpe mediekonsern som ønsker å begrense konjunkturrisiko med diversifiseringsbeslutninger, eller benyttes som grunnlag for markedsavgrensninger og konkurranseanalyser. Resultatene er også relevant for andre praktikere, politikere og akademikere som har interesse for makroøkonomiske svingningers betydning for mediens finansielle utvikling.

---

<sup>3</sup> Eilertsen, Trine, 12. november 2009, temamøte for masterprofil i samfunnsøkonomi, NHH.

Vi vil begrenser fokuset til de redaksjonelle mediene: dagsavis, tidsskrift, TV, radio og Internett. Felles for de redaksjonelle mediene er at de fungerer som markedsføringskanaler samtidig som de formidler redaksjonelt innhold.<sup>4</sup> Redaksjonelle medier spiller en viktig rolle som offentlig arena, i tillegg til å ha kommersiell interesse.

Det er vanskelig å finne gode data for den type analyser vi ønsker å gjennomføre. Omsetningstall for blant annet det norske markedet er begrenset. Vi velger derfor å studere *det svenske markedet*, der vi finner svært gode data for mediernes annonseinntekter. Strukturen i det svenske mediemarkedet er imidlertid sammenlignbar med øvrige skandinaviske og flere andre vestlige land. Dette gjør at våre konklusjoner vil kunne ha relevans utover en svensk kontekst.

Arbeidet vårt bygger på tidligere forskning i medieøkonomi, men utvider tidligere studier på flere måter. Tidligere forskningsarbeider om konjunkturfølsomhet i annonsemarkedet har for det meste basert seg på å studere den generelle sammenhengen mellom konjunkturutvikling og reklameomsetning. Vi videreutvikler denne metoden ved å inkludere *separate variabler* for positive og negative avvik fra den langsiktige trenden i økonomien (BNP-sjokk). Slik kan vi både undersøke om *enkeltmedier* påvirkes ulikt av oppgangs- og nedgangskonjunkturer, samt få et rikere bilde av eventuelle forskjeller i konjunkturfølsomhet. I en paneldatamodell tester vi også om det finnes signifikante forskjeller i konjunkturfølsomhet *mellom mediene*.

Endrede medievaner kan tenkes å ha en sammenheng med endringer i mediernes reklameomsetning, da opplag, seer- og lyttertall danner grunnlaget for annonseinntekter. I våre analyser kontrollerer vi for hvordan endringer i oppslutning påvirker reklameomsetningen. På denne måten kan vi analysere effekten av konjunktursvingninger mer isolert.

Tidligere studier har primært basert seg på *årlige* data og analysert forskjeller mellom land. Vi benytter *kvartalsvise* reklameomsetningstall for perioden 1994 til 2009 fra det svenske mediemarkedet. På denne måten får vi et detaljert bilde av dette markedet. Vi har tilgang på kvartalsvise tall for internettannonsering tilbake til 1999 og har dermed mulighet til å

---

<sup>4</sup> Internett havner i en gråsoner som redaksjonell mediekanal, da mye av annonseomsetningen her er av ikke-redaksjonell art, som for eksempel rubrikkannonser (jfr. Finn.no/Blocket.se). Salg av reklame rundt aggregert- og/eller originalt innhold er imidlertid en utbredt forretningsmodell på nett. Vi finner det derfor forsvarlig innenfor rammene av denne utredningen å inkludere Internett som en redaksjonell mediekanal.

inkludere dette mediet i våre analyser. Dataene gir oss også mulighet til å studere *undergrupper* av de ulike mediene. Vi vil se på ulike typer dagsaviser, tidsskrifter og ulike former for nettannonsering.

### **1.3 Oppgavens struktur**

For å belyse problemstillingen vil vi gjøre en økonometrisk analyse av tidsserie- og paneldata. Oppgaven er strukturert som følger: I del 2 beskriver vi viktige struktur- og utviklingstrekk i det svenske reklame- og mediemarkedet. I del 3 går vi gjennom tidligere forskning som oppgaven bygger på. I del 4 presenterer vi relevant bakgrunnsteori for konjunkturanalyse. I del 5 presenteres økonometriske metoder benyttet i oppgaven. I del 6 presenterer vi vår modell for reklameomsetning og drøfter ulike tilgjengelige datakilder. I del 7 gjennomfører vi empiriske tester og presenterer resultatene. I del 8 sammenfatter vi funnene fra den empiriske analysen, samt skisserer noen forslag til videre forskning.

## 2.0 Det svenske reklame- og mediemarkedet

I denne delen av utredningen presenteres det svenske reklame- og mediemarkedet. Strukturen i kapittelet er som følger: I avsnitt 2.1 går vi gjennom nøkkeltall for reklamemarkedet i Sverige, og hvordan reklamekjøp fordeler seg mellom ulike bransjer. I avsnitt 2.2 beskrives omsetningsutviklingen i de redaksjonelle mediene. Vi studerer hvordan markedsandelene har endret seg over tid, og sammenligner utviklingen i Sverige med andre land. I avsnitt 2.3 ser vi på noen land- og bransjespesifikke strukturer og utviklingstrekk.

### 2.1 Generelt om reklamemarkedet

Det svenske reklamemarkedet har lenge vært inne i en høykonjunktur. I 2008 var omsetningen på sitt høyeste nivå, med aggregerte annonseinntekter på 32,4 milliarder svenske kroner.<sup>5</sup> I 2009 falt imidlertid omsetningen dramatisk, og markedet krympet til 28,3 milliarder.<sup>6</sup> Dette innebærer en nedgang på hele 12,7 prosent mot året før. Tall for første kvartal 2010, og prognoser for videre utvikling, gir imidlertid indikasjoner på at markedet vil hente seg noe inn igjen i 2010. Figur 2.1 viser hvordan reklamekjøpet i 2008 fordelte seg mellom ulike annonsører. 25 prosent av det totale reklamekjøpet kom fra detaljhandel, med en bruttoinvestering på rundt 9,4 milliarder. Videre fulgte *organisasjoner*, med 11 prosent, og reklame for *kontor og data* og *nytellesmidler* som begge hadde en andel på 9 prosent av totalmarkedet (Tidningsutgiverne 2009, etter Sifo).

### 2.2 Reklameomsetning i redaksjonelle medier

Reklame i de redaksjonelle mediene avis, tidsskrift, TV, radio og Internett utgjorde 67 prosent av reklamemarkedet i 2009, med en total bruttoinvestering på 18,9 milliarder svenske kroner. Dette innebar en nedgang på 13,7 prosent fra 2008. Det var imidlertid store forskjeller mellom de ulike mediene. Reklameomsetning i dagspresse og tidsskrift falt med henholdsvis 20 og 27,5 prosent fra 2008, mens TV og radio opplevde en nedgang på 11,8 og 12,2 prosent. I 2009 var samlet omsetning i internettannonseringsmarkedet 5017,80 millioner, som innebar en *økning* på 3,0 prosent fra året før. Figur 2.2 viser reklameomsetning i de redaksjonelle mediene i perioden 1990-2009. Vi ser at annonseinntektene synes å gå i bølger med fem til åtte år mellom hver topp og bunn. Samtidig virker det å være en oppadgående trend i

<sup>5</sup> Med mindre annet er oppgitt er reklameomsetningstall hentet fra IRMs database i 2010.

<sup>6</sup> I løpende svenske kroner

omsetningen. Fra figur 2.3 (a) ser vi at avisenes markedsandel, målt i omsetning, har falt 35 prosentpoeng, fra 1993 til 2009. TV har økt sin markedsandel fra 16 til 23 prosent, og radio og Internett hadde kapret henholdsvis 3 og 27 prosent innen 2009. Denne utviklingen er ikke sær-svensk. I Norge ser man flere av de samme trendene. Fra figur 2.3 (b) ser vi at avisene har tapt markedsandeler, mens Internett og TV har kapret andeler. Norske tidsskrifter har, i motsetning til svenske, fått svekket sin posisjon. I 2009 hadde svenske trykte medier falt til en markedsandel på 47 prosent, mens de i Norge hadde 57 prosent av markedet. Sammenligner vi med henholdsvis Europas, og verdens største reklamemarkeder, Tyskland (figur 2.3 c) og USA (figur 2.4 d), ser vi at avismediene ikke har vært like dominerende i disse markedene. Det er også interessant å merke seg den relative styrken TV har hatt begge steder, og da spesielt i USA. Det er også sterk vekst i internettreklame begge steder, relativt sett er likevel nettannonsering viktigere i Sverige.<sup>7</sup>

### Tosidige markeder

Felles for de redaksjonelle mediene er at de alle inngår i såkalte *tosidige markedsstrukturer*, der aktørene må forholde seg til flere brukergrupper samtidig.<sup>8</sup> Nyttens for medlemmene på den ene siden av markedet avhenger av hvor mange medlemmer som er tilknyttet den andre siden av markedet, og nettverkseffekter fra begge brukergrupper må vurderes i markedstilpasningen (Armstrong, 2004).

I avismarkedet og markedet for tidsskrift genereres inntektene gjennom salg av aviser/tidsskrift til lesere (abonnementer og løssalg), og salg av annonseplass til annonsører (tekstsideannonser, plassannonser og rubrikk). Etterspørsel etter annonseplass øker med økt lesermasse, men antallet lesere kan tenkes å reduseres med økt reklamemengde. For reklamefinansierte tv- og radiokanaler vil brukergruppene være seere/lyttere og annonsørene. Annonsørene vil vektlegge hvor mange seere/lyttere kanalen har, og seerne/lytteren kan tenkes å bry seg om hvor mange annonsører, og dermed reklameavbrekk, tv-kanalen/radioprogrammet har (Gabrielsen, 2005). Økt seermasse vil føre til økt verdi av reklame, men økt reklameinnhold kan føre til færre seere/lyttere. Markedet for internettannonsering kan også sies å være tosidig, De relevante brukergruppene er informasjonssøkerne på den ene siden, og annonsørene på den andre. Annonsørene bryr seg

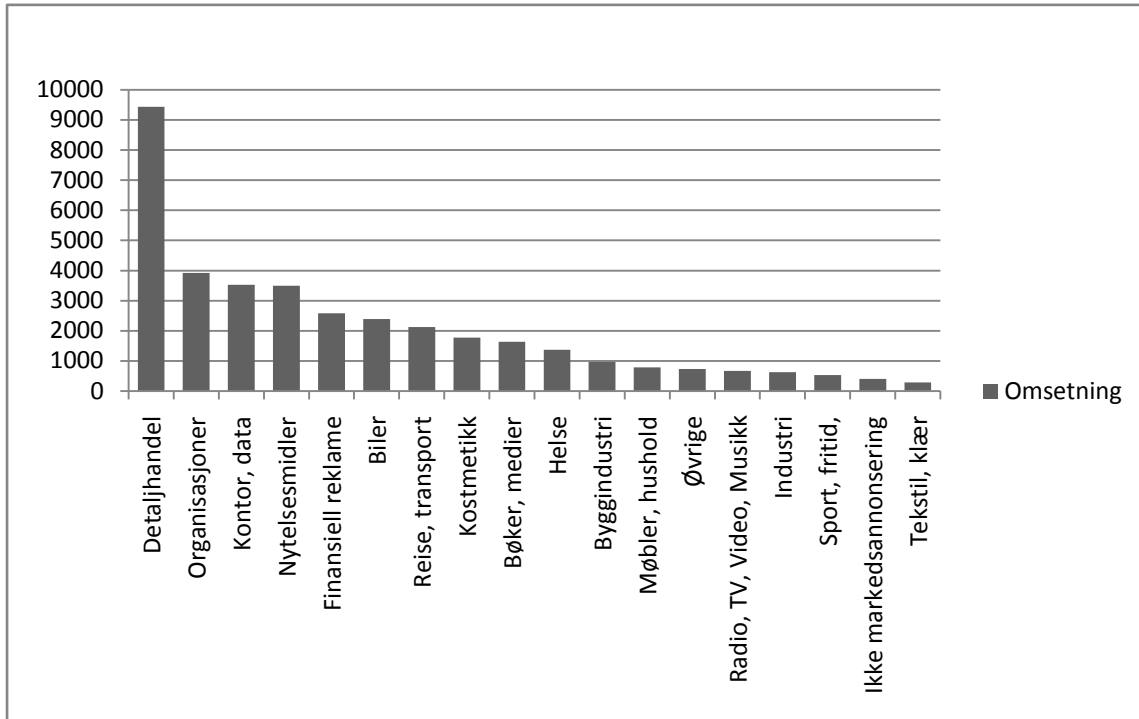
<sup>7</sup> Merk at tall for Tyskland og USA her er for 1993 og 2008.

<sup>8</sup> I denne oppgaven tar vi ikke stilling til om de redaksjonelle kanalene inngår i et avgrenset marked

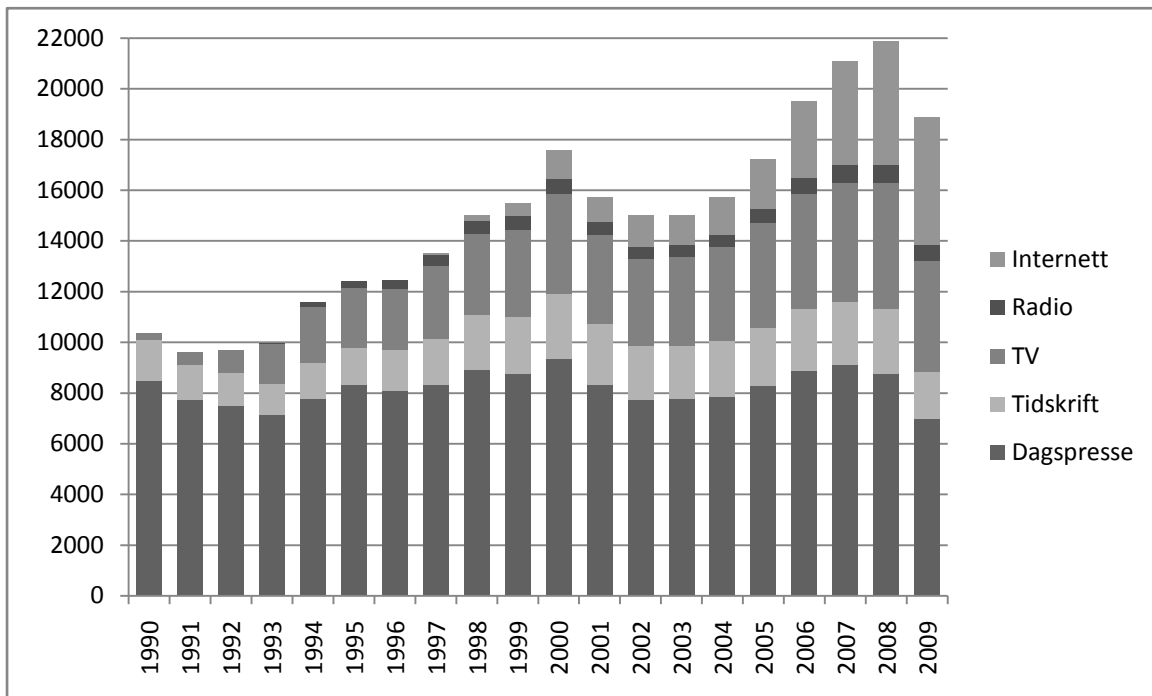


om hvor mange informasjonssøkere søkemotoren/nettsiden har, mens informasjonssøkerne kan tenkes å bry seg om hvor mange annonsører som finnes på siden.

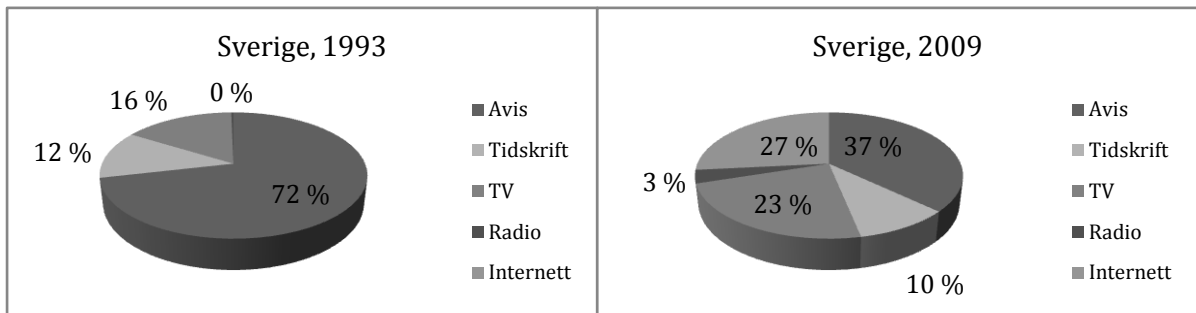
Den tosidige strukturen i mediemarkedet gjør at opplagstall for aviser og tidsskrifter, seer- og lyttertall for henholdsvis TV og radio, og sidevisninger på nett har avgjørende betydning for etterspørselen etter annonseplass i de ulike mediene, og dermed deres reklameomsetning. Medievanene har imidlertid endret seg mye det siste tiåret. I hovedsak dreier det seg om økt bruk av internett, mens de øvrige kanalene har mistet brukere.



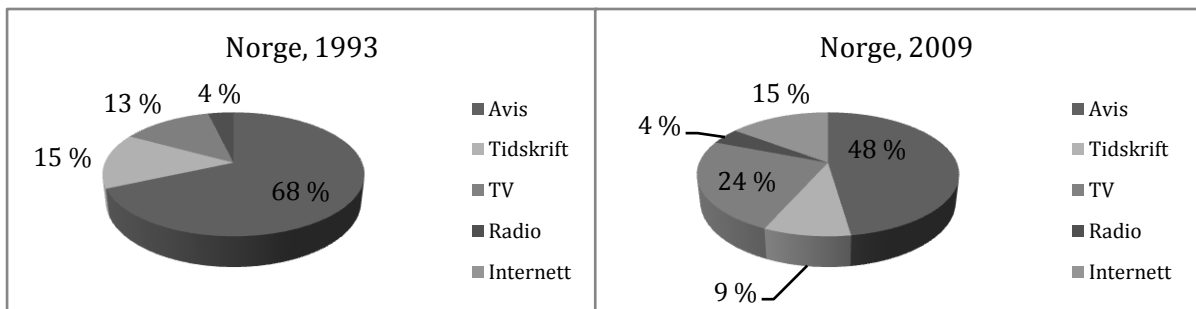
Figur 2.1: Markedsannonsering ulike bransjer i 2008, Sverige (Tidningsutgiverne, etter Sifo 2009).



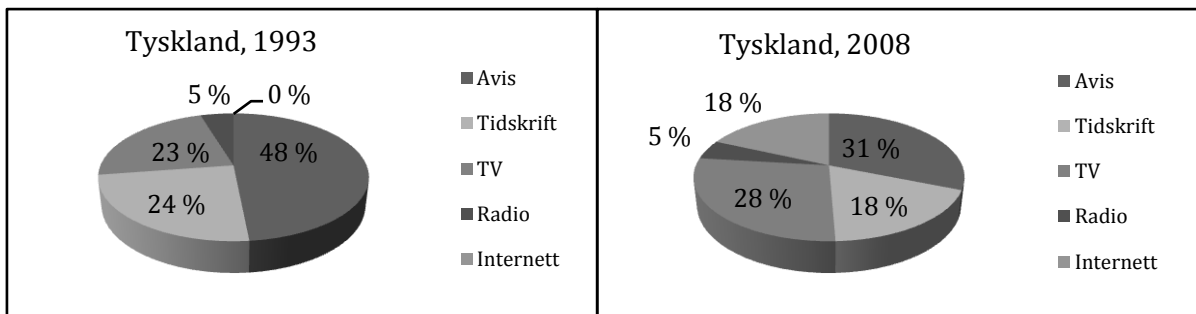
Figur 2.2: Reklameomsetning i svenske redaksjonelle medier 1990-2009, i 2009-SEK (IRM, 2010).



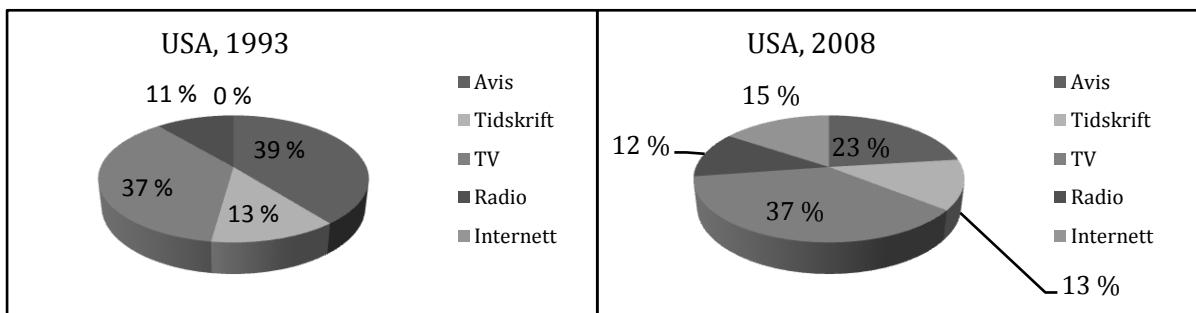
Figur 2.3 a) Mediekanalenes relative andeler av reklamemarkedet 1993 og 2009, Sverige (IRM, 2010).



Figur 2.3 b) Mediekanalenes relative andeler av reklamemarkedet 1993 og 2009, Norge (IRM, 2010).



Figur 2.3 c) Mediekanalenes relative andeler av reklamemarkedet 1993 og 2008 Tyskland (IRM, 2010).



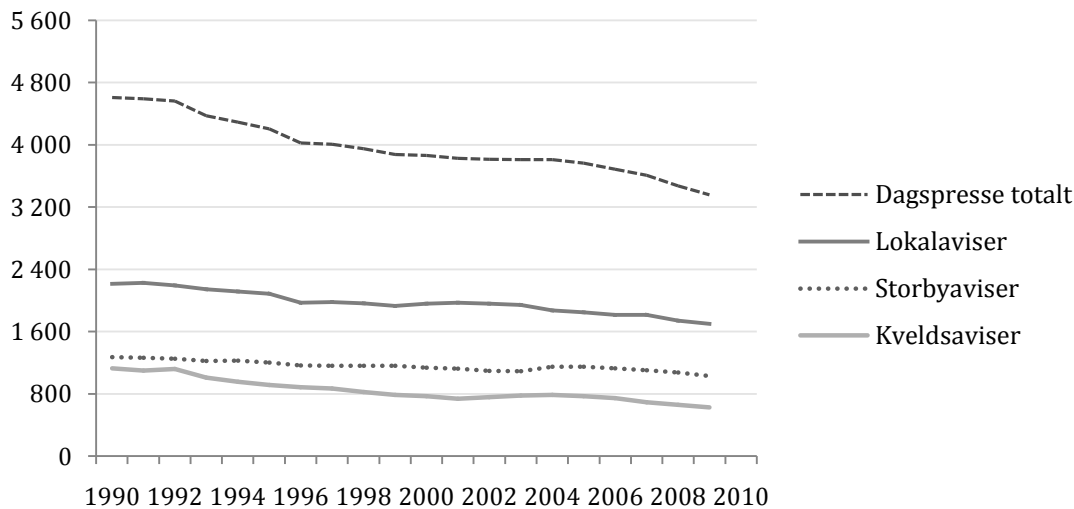
Figur 2.3 d) Mediekanalenes relative andeler av reklamemarkedet 1993 og 2008, USA (IRM, 2010).

## 2.3 Det svenske mediemarkedet

### 2.3.1 Dagsaviser

Det svenske avismarkedet har dype historiske røtter. Som i Norge har flere av avisene tradisjonelt hatt en sterk partitilknytning. Siden 80-tallet er imidlertid partibåndene løsnet opp og avisene blir i dag drevet som kommersielle foretak. I 2009 fantes det totalt 160 avistitler i Sverige, hvorav 78 defineres som dagsaviser. Dagsaviser publiserer aviser 4-7 dager i uken og finnes både som morgenaviser (storbyaviser<sup>9</sup> og lokalaviser) og kveldsaviser. Kveldsaviser er en betegnelse som brukes på de fire avisene Aftonbladet, Expressen, GT og Kvällsposten, som tidligere kom ut på ettermiddagen. I redaksjonell profil tilsvarer dette de to norske riksdekkende tabloidavisene Dagbladet og VG. Blant storbyavisene regnes riksdekkende morgenaviser, samt aviser som utkommer i landets største byer og som har et dekningsområde i regionen rundt byene. Lokalaviser er klassifisert som aviser som har et begrenset geografisk dekningsområde.

Opplag for svenske dagsaviser har falt jevnt de siste 20 årene (figur 2.4). Fra 1990 til 2009 ble det solgt ca. 1,2 millioner færre aviser i Sverige, tilsvarende et gjennomsnittlig årlig fall på 1,5 %.



**Figur 2.4:** Aggregert opplag (per utgivelsesdag) dagsaviser: lokal-, storby- og kveldsaviser (i tusen eks.) (Tidningsstatistik (TS)-boken 1980–2009, TS-tidningen 1/2009, bearbeidet i Nordicom, 2009a)

<sup>9</sup> I svenske storbyer finnes det også et marked for «gratisaviser», det vil si daglige nyhetsaviser som deles ut gratis på offentlige steder. I 2009 var det 92 gratisaviser i Sverige, hvorav 10 var dagsaviser (Nordicom, 2009a), som til sammen omsatte reklame for 1.7 milliarder SEK. Nordicom har ikke opplutningstall for gratisaviser. Vi har derfor valgt å ikke studere gratisaviser.

Samlet opplag for dagsaviser i 2009 var 3,6 millioner aviser per utgivingsdag. Aftonbladet var den største storbyavisen, med et opplag på 358 600 aviser, etterfulgt av Dagens Nyheter og Expressen<sup>10</sup> med et opplag på henholdsvis 316 200 og 291 000 aviser. Den største lokalavisen var Helsingborgs Dagblad med et opplag på 76 400 aviser, etterfulgt av Dalarnas Tidningar og Nerikes-Tidningen med henholdsvis 61 000 og 60 700 aviser per utgivelsesdag (Tidnings Statistikk 2010). For alle avistyper er detaljhandel den viktigste annonsøren. Den er imidlertid mer betydelig i lokalaviser, der den utgjorde 53 prosent av annonseinntektene i 2008, mot 29, og 20 prosent i henholdsvis storbyaviser og kveldsaviser. Reklame for organisasjoner utgjorde videre 26 prosent for storbyaviser og 15 prosent for lokalaviser, mens biler og biltilbehør var den nest viktigste annonsekjøperen for kveldsaviser, med et reklamekjøp på 16 prosent av totale annonseinntekter (Sifo Research International, 2009, etter Tidningsutgivarne, 2009).

Pressestøtten i Sverige gis både direkte og indirekte. Den direkte støtten gis som driftsstøtte eller distribusjonsstøtte, og var i 2009 på til sammen 550,9 millioner SEK (Presstönadsnemnda, 2010). Driftsstøtte går til aviser som er «nummertø-aviser» i sitt nedslagsfelt, og som ikke går med overskudd. Andre krav om spredning, antall utgivelsesdager, opplag, og lignende må også være oppfylt. Den indirekte støtten kommer i form av generelle skatteletter for dagspressen, viktigst er momsfrigjø, lavere portoavgift og lavere reklameskatt. Reklameskatten har vært senket for flere avistyper på forskjellige tidspunkter: storbyaviser (2006) og kveldsaviser (1983). Målet med pressestøtten har vært å verne om mangfoldet. Dette har ikke hindret at svenske nummer én-aviser har kjøpt opp nummertø-aviser. Driftsstøttens størrelse har vært relativt uforandret de siste 20 årene. Siden 2006 har det imidlertid pågått debatt om å kutte eller legge ned pressestøtten.

### 2.3.2 Tidsskrifter

Det svenske markedet for magasiner og tidsskrifter<sup>11</sup> er svært differensiert. Utgiverne konkurrerer med hverandre i flere ulike – og mer eller mindre klart definerte – undermarkeder, som ungdoms-, dame-, herre-, bil-, sport-, IT- og forbrukerrettede tidsskrifter. Markedet er skiftende, ved at titler blir lansert og lagt ned i høyt tempo. I 2006 ble eksempelvis 100 titler lansert (The Swedish Radio and TV Authority, 2009). I 2009 var *Allers* det største tidsskriftet, med et opplag på 213 800 tidsskrift per utgivelse, etterfulgt av

<sup>10</sup> Inklusive GT og Kvällsposten

<sup>11</sup> Heretter kalt *tidsskrifter*

*Hemmets Journal* og *Hemmets Veckotidning* med et gjennomsnittlig opplag på henholdsvis 211 800 og 202 800 tidsskrift per utgivelse (Tidnings Statistikk, 2010). Den viktigste annonsøren for populærtidsskrift var i 2008 detaljhandel, som utgjorde 16 prosent av de totale annonseinntektene. Videre utgjorde byggindustri og hygiene og kosmetikk 11 prosent av markedet hver. Den viktigste reklamekjøperen for fagtidsskrift var i 2008 industri, som utgjorde 19 prosent av de totale annonseinntektene. Andre store grupper var kontor og data med 16 prosent av inntektene og organisasjoner med 11 prosent.

### **2.3.3 TV**

Det svenske TV-markedet har lenge vært dominert av *De fem store*: SVT1, SVT2, TV3, TV4 og Kanal 5. Disse kanalene trekker til seg flest seere, men har møtt tiltagende konkurranse fra et økende antall kanaler. I 1999 startet sendingen i det digitale bakkenettet i Sverige. I begynnelsen av 2008 gikk Sverige helt til digitale sendinger. Det digitale bakkenettet har gjort at dekningsgraden til flere av de kommersielle kanalene har økt kraftig. TV-titting har blitt fragmentert mellom flere plattformer og kanaler, men re-allokeringen av seerne har først og fremst skjedd innen kanalfamiliene. Det vil si at de fem store aktørene, ved hjelp av kostnadsdeling og krysspromotering, har klart å holde på de store seermassene (The Swedish Radio and TV Authority, 2009). De fem kanalene hadde 64 prosent av seertiden i 2008 (MMS, 2008). De viktigste annonsørene var i 2008 detaljhandel, som sto for 18 prosent av det totale reklamekjøpet. Andre store grupper var nytelsesmidler med 17 prosent, kontor og data med 13 prosent og finansiell reklame med 11 prosent.

De siste par årene har det vært en marginal økning i TV-titting. I 2008 utgjorde TV-titting 160 daglige minutter for gjennomsnittssvensken (MMS, 2009, etter The Swedish Radio and TV Authority, 2009). Forskjellene er betydelige mellom aldersgruppene. Eldre personer ser mer TV, først og fremst som følge av økningen i antallet tilgjengelige kanaler, mens frafallet av de yngre blir forklart med endrede medievaner. Unge menn ser i økende grad TV via internett. Vanlig programmert TV utgjør imidlertid hovedvekten av TV-konsumet i alle grupper (The Swedish Radio and TV Authority, 2009).

### **2.3.4 Radio**

Det tradisjonelle Radio-Sverige består av riksdekkende, ikke-kommersiell kringkasting, lokal kommersiell radio og ikke-kommersiell nærradio. Kommersiell lokalradio ble introdusert i

1993 og krever lissens fra myndighetene. Våren 2009 var det 89 radiokringkastingslisenser fordelt på 38 kringkastingsområder. Høye lisenskostnader, krav om egenproduksjon og et svakere reklamemarked enn antatt, førte til at mange lisenshavere fikk problemer med lønnsomheten. En rekke lisenser fusjonerte til nettverk, noe som resulterte i et standardisert lyttertillbud hvor et par aktører dominerte hele radiomarkedet. Nye regler ble vedtatt 1. juli 2001. Disse tok sikte på å bryte opp enkeltaktørens markedsdominans, men lyktes ikke i særlig stor grad (SOU 2008: 96). I praksis tilhørte per mai 2009 alle lisenser ett av de to store nettverkene: MTG Radio eller SBS Radio. Radio har lenge vært det mest brukte massemediet i Sverige, men de senere år har det mistet lyttere. En gjennomsnittsdag i 2008 lyttet 75 prosent av svensker mellom 9 og 79 år på radio i fem minutter eller mer (Nordicom, 2009a). Det tilsvarer en daglig lyttermasse på 5,8 millioner. En tredjedel av disse lyttet daglig til lokale kommersielle radiokanaler. Den viktigste annonsøren for radio var i 2008 detaljhandel, som sto for 30 prosent av de totale annonseinntektene. Deretter biler og biltilbehør med 15 prosent og kontor og data med 14 prosent.

### **2.3.5 Internett**

Internettmarkedsføring er den annonsetypen som har vist kraftigst vekst de siste årene. Nettet gir nye og kostnadseffektive muligheter til å nå et stort publikum. Online-markedet består hovedsaklig av display-, rubrikk- og søkeordmarkedsføring. *Displayannonser* er alle typer bannerannonser, innholdssamarbeid og sponing hvor nettstedet får betalt for å publisere annonsørens innhold. Dette omfatter også slike inntekter fra nettaviser. Kategorien *rubrikk* inneholder betaling til rubrikknettsteder, katalogannonsering samt alle former for bil-, bolig- og stillingsannonser. *Søkeordsmarkedsføring* viser til inntekter fra sponsede søkeordstreff og søkeordsoptimering. Sponsede søketreff omfatter de delene av siden som søkemotorene setter av til betalte annonser, relatert til det aktuelle ordet brukeren har søkt på; søkeordsoptimering viser til betaling for å nå så høyt opp i søkeresultatene som mulig. Søkeordsmarkedsføring har vokst kraftig i Sverige de siste årene. I 2003 hadde Google og andre tilbydere av søkeordsmarkedsføring under 3 prosent av det svenske markedet. I 2009 hadde de 30 prosent (IRM, 2009b). I 2003 var rubrikk den klart største typen internettmarkedsføring, med 57 prosent av omsetningen på nett. I 2009 var de passert av displayannonser. Men de tre formene for nettmarkedsføring er i dag jevnstore, med henholdsvis 38, 33 og 30 prosent av markedet.

Viktige drivere for etterspørsel etter internettannonsering er hvor mange som er på nett, hvor mye tid de bruker der, og hva de brukere nettet til. I 1999 hadde rundt halvparten av de mellom 15 og 56 år tilgang til Internett hjemme, i 2008 var dette tallet nærmere 95 prosent (Nordicom, 2009c). Gjennomsnittsvensken brukte i 1999 Internett 19 minutter en gjennomsnittsdag, et tall som ble mer enn tredoblet frem til 2008. Tallene viser at Internett har blitt allemannseie i løpet av 2000-tallet. Større deler av mediekonsumet vårt flyttes over på nett. Andelen svensker som leste dagsaviser på nett en gjennomsnittsdag økte fra 6 prosent i 2002 til 17 prosent i 2008. Blant unge mellom 15 og 24 år bruker 57 prosent sosiale medier som Facebook, MSN, Twitter og lignende daglig (Nordicom, 2009c), mens den eldre nettgarde mellom 25 og 44 år bruker mesteparten av tiden på nett til å søke etter informasjon eller å sende e-post. I 2008 hadde 77 prosent av svensker handlet på nett, 52 prosent gjorde det jevnlig, og 10 prosent mer enn én gang i måneden (World Internet Institute, 2009).



## 3.0 Forskningsstatus

### 3.1 Reklameomsetning og økonomisk aktivitet

Sammenhengen mellom reklameomsetning og økonomisk aktivitet er et vel etablert forskningsfelt. Blant annet finner Jones (1985) et sammenfall mellom brutto nasjonal inntekt<sup>12</sup> og reklameomsetning i perioden 1961 til 1983, Swerdlow og Blessions (1993, etter Van der Wurff, Bakker & Picard, 2008) finner en sterk sammenheng mellom reklameomsetning og økonomisk aktivitet, og O'Donovan, Rae og Grimes (2000) finner at reklameomsetning er sterkt prosyklisk. Deleersnyder, Dekimpe og Steenkamp (2009, s.1) slår fast at reklameomsetning er «considerably more sensitive to business-cycle fluctuations than the economy as a whole». McCombs (1927) fremlegger en hypotese om «The Principle of Relative Constancy» (PRC), der han postulerer at en konstant andel av den økonomiske aktiviteten i et land tilfaller mediene. PRC har imidlertid fått kritikk for ikke å være teoretisk fundert og lite robust for lengre tidsserier (Demers, 1994), og å ikke være overførbart på tvers av landegrenser (Chang og Chan-Olmsted, 2005).

Graden av sammenfall mellom annonseinntekter og konjunkturelle svingninger i økonomien er kartlagt i flere studier. I en studie av 37 land estimerer Deleersnyder et al. (2009) det de kaller elastisitetskoeffisienter for reklameomsetningens «co-movement».<sup>13</sup> Koeffisienten sier i hvilken grad konjunktursyklusen i den generelle økonomien omsettes i sykliske svingninger i reklameomsetningen. De finner at en 1 prosent endring i avvik fra langsiktig BNP-trend (BNP-sjokk) i gjennomsnitt fører til en 1,39 prosent endring i avvik fra langsiktig reklameomsetningstrend. Det er imidlertid stor variasjon mellom landene. I kvartilet med land som har de mest konjunkturfølsomme mediene finner de at effekten er 2,8 prosent, mens de for det minst følsomme kvartilet ikke finner noen effekt. Picard (2001a) studerer nedgangskonjunkturer i ni industrialiserte land (hvorav åtte europeiske), og finner at et 1 prosent fall i BNP fører til et 5 prosent fall i reklameomsetning. Shaver & Shaver (2005) ser

<sup>12</sup> Rundt 1990 erstattet brutto nasjonalprodukt (BNP), brutto nasjonal inntekt (BNI) som hovedindikator for nasjonal økonomi. BNI er definert som markedsverdien av alle varer og tjenester produsert av et lands innbyggere og bedrifter, boende i landet eller utenlands (Van der Wurff et al., 2008).

<sup>13</sup> Deleersnyder et al. (2009) estimerer følgende modell for reklameomsetningens konjunkturfølsomhet:

$$\ln(\tilde{O}msetning_{HP\_sjokk})_t = \beta_1 \ln(\tilde{B}NP_{HP\_sjokk})_t + \varepsilon_t$$

Forfatterne LN- og HP-transformerer med andre ord både reklameomsetnings- og BNP-variabelen, og finner da reklameomsetningens *co-movement* elastisitet ( $\beta_1$ ).

på data fra åtte industrialiserte land (hvorav fem asiatiske) på slutten av 1990-tallet. De finner en statistisk signifikant sammenheng mellom reklameomsetning og BNP i seks av åtte land, og estimerer at et 1 prosent fall i BNP fører til et 2,2 prosent fall i reklameomsetning. Picard (2008) finner i en studie av amerikanske data fra perioden 1950-2005 at sammenhengen mellom BNP og reklameomsetning blir svakere, og at reklameomsetning i perioden er blitt mer volatil.

En teori om årsakene til at vekst/fall i økonomisk aktivitet påvirker reklameomsetning, er at mange bedrifter fører en politikk hvor de låser reklameforbruket til en gitt andel av salgsinntekt (Schmalensee, 1972). Flere survey-undersøkelser av reklamekjøpere konkluderer med at prosent av forventet salg, prosent av tidligere års salg og «what we can afford» er typiske forklaringer reklamekjøpere oppgir som grunnlag for å bestemme markedsføringsbudsjetter. (San Augustine og Foley, 1975; Hooley og Lynch, 1985, etter Van der Wurff et al., 2008, s. 30). Dette kan bidra til å forklare den observerte sammenhengen mellom økonomisk aktivitet og reklameomsetning. Andre forklaringer på hvorfor reklameomsetning svinger i takt med økonomien er at markedsføring anses som lett «utsettbare» utgiftsposter (Ostheimer, 1980), og at reklamebudsjett raskt kan endres, i motsetning til for eksempel personal- og utstyrskostnader (Van der Wurff et al., 2008).

Retningen på den kausale sammenhengen mellom økonomiske svingninger og reklameomsetning har vært omdiskutert. Taylor og Weiserbs (1972) finner at aggregert reklameomsetning virker inn på konsum, på bekostning av sparing. Callahan (1986) argumenterer derimot for at reklame ikke forandrer konsumnivået, kun hvordan konsumet fordeler seg mellom ulike merkevarer og produkter. Ashley, Granger & Schmalensee (1980) finner i en studie av kausalsammenhengen mellom reklameomsetning og aggregert konsum at de ikke kan forkaste hypotesen om at reklame *ikke* påvirker konsum, men de finner bevis for at konsum påvirker reklameomsetning. I sin litteraturgjennomgang karakteriserer imidlertid Van der Wurff et al. (2008, s.30) effekten av reklame på det generelle økonomiske aktivitetsnivået som «probably minimal».

### **3.2 Forskjeller mellom medier**

Når det gjelder forskjeller i konjunkturfølsomhet mellom ulike medier, finner flere studier at trykte medier (aviser og tidsskrift) blir sterkere påvirket av økonomiske svingninger enn TV-

og radioreklame (Picard, 2001a; Shaver & Shaver, 2005; Van der Wurff et al., 2008). Ostheimer (1980) finner i en studie av reklameomsetning og økonomiske konjunkturer at annonseinntekter i tidsskrifter og magasiner faller spesielt mye i resesjonsperioder. Van der Wurff et al. (2008) ser på gjennomsnittsvest/fall i reklameomsetning i 21 land i henholdsvis resesjons- og vekstår (definert som kalenderår med henholdsvis negativ og positiv vekstrate, dvs. et år der realveksten var lavere/høyere enn året før) i perioden 1991-2001. De finner at verken radio eller TV-mediet i gjennomsnitt opplever fall i reklameomsetning i resesjonsår, men at disse i gjennomsnitt har betydelig omsetningsøkning i vekstår. Dagsavis og tidsskrift er utsatt både for resesjons- og vekstår. Funnene deres er oppsummert i tabell 3.1.

**Tabell 3.1:** Gjennomsnittlige vekstrater for reklameomsetning i resesjons- og vekstår (Van der Wurff et al. 2008).<sup>14</sup>

Medium	Resesjonsår	Vekstår	Signifikans. <sup>15</sup>
Dagsavis	- 3 %	5 %	**
Tidsskrift	- 2 %	5 %	**
TV	+ 11 %	+ 11 %	
Radio	+ 0.2 %	+ 10 %	*

Deelsnyder et al. (2009) finner at en 1 prosent økning i avvik fra BNP-trend i gjennomsnitt for alle land gir en 1,54 prosent økning i avvik fra langsiktig reklameomsetningstrend for dagsavis, 1,7 prosent for tidsskrift, 1,27 prosent for TV og 0,79 prosent for radio. De konkluderer med at omsetning i trykte medier (dagsavis og tidsskrift), synes å være sterkere relatert til endringer i økonomien, enn omsetning i kringkastingsmediene TV og radio. De er imidlertid store forskjeller mellom landene i studien.

Picard (2001a) utforsker hvordan omsetning i forskjellige medier i ulike land klarer seg i resesjonsår. Picard finner at aviser og magasiner i gjennomsnitt taper 16 prosent av annonseinntektene i resesjonsår, mens TV i gjennomsnitt taper kun 4,1 prosent. Han konkluderer med at: «When media are considered separately, it becomes clear that print media (newspapers and magazines) advertising expenditures are most affected by recessions, and that electronic media (TV and radio) are least affected», (Picard 2001a, s.11). For Sverige finner Picard store forskjeller i omsetningsfall mellom mediekanalene i resesjonsåret 1993. Funnene er oppsummert i tabell 3.2. Han finner blant annet at omsetning for avis og tidsskrift falt rundt 30 prosent i resesjonsåret, mens TV-mediet *vokste* med nærmere 35 prosent.

<sup>14</sup> Forfatterens tabellutdrag

<sup>15</sup> Indikerer hvorvidt det er signifikant forskjell i vekstrate mellom resesjons- og vekstår (\*\*p < .001; \*p < .01).

**Tabell 3.2:** Prosentvis fall i reklameomsetning i Sverige i resesjonsåret 1993 (Picard, 2001a).<sup>16</sup>

År:	Avis	Tidsskrift	TV	Radio	Kino	Utendørsreklame
1993	-29,21 %	-29.36 %	34.85 %	-	-30.37 %	-23.67 %

Disse dataene gir imidlertid et noe skjevt bilde av det svenske markedet. I 1993 var kommersielt fjernsyn nettopp blitt tillatt i Sverige. Kraftig vekst i reklameomsetningen (fra tilnærmet null) er ikke egnet til å overraske, men heller ikke særlig representativt for konjunkturfølsomheten i en normalt tilstand. Under de spesielle forholdene som var i medie-Sverige på begynnelsen av nittitallet bør man være forsiktig med å la Sverige omfattes av Picards generelle konklusjon.

En teori for hvorfor aviser synes å være spesielt hardt rammet av økonomiske nedturer er deres avhengighet av detaljhandel og rubrikkannonser, to typer reklame som er spesielt konjunkturfølsomme (Picard, 2001b og 2002; Picard & Rimmer, 1999). TV brukes derimot til å markedsføre større merkevarer overfor befolkningen som helhet, en type annonsering som er mindre konjunkturfølsom (Van der Wurff et al., 2008). Picard (2001a) viser til at konsumvareprodusentene, store tjenesteleverandører og nasjonale detaljvarekjeder bruker TV, allmenne tidsskrift og radio, mens lokal detaljhandel bruker aviser, spesialtidsskrifter og radio. Linnette (2002, etter Van der Wurff et al., 2008) hevder videre at tidsskrifter og magasiner er spesielt følsom overfor nedgangskonjunkturer fordi de tilbyr tilgang til nisjepublikum; en fordel i oppgangstider, men på den andre siden noe som begrenser annonseinntektene i dårlige tider. En annen teori for hvorfor aviser er spesielt konjunkturutsatt er at mediet er mer fleksibelt i forhold til terminering av kortsiktige markedsføringskampanjer. Annonsører kutter lettere denne utgiften fra sine budsjetter, da disse kampanjene som regel ikke er del av bedriftens langsiktige strategi (Yneu Yang, 1960, etter Van der Wurff et al., 2008)

### 3.3 Konkurransen mellom mediekanalene

O'Donovan et al. (2000) finner at allokeringen av reklameomsetningen avhenger av leser- og seertall. De finner også at dagsaviser og magasiner er komplementære; mens trykte medier er substitutter for TV-reklame. I følge Huysmans, De Haan & Van den Broek (2005, etter Van der Wurff et al., 2008) er mediekkanaler substitutter for brukerne på lengre sikt; mens brukerne

<sup>16</sup> Forfatterens tabellutdrag

på kort sikt synes å gjøre vanebaserte valg mellom tilgjengelige medier. En tilsvarende effekt kan slå ut også blant annonsører når de skal bestemme seg for hvordan de skal disponere sine reklamebudsjetter, mener Van der Wurff et al. (2008). Det synes å være sterke bevis for at Internett substituerer flere andre mediers *funksjon* for brukerne (De Waal, Schoenbach & Lauf, 2005), men det er lite tilgjengelig forskning som viser om Internett substituerer andre medier som annonsekanal (Van der Wurff et al., 2008).

### 3.4 Forskjeller mellom land

Banks (1986) studerer aggregert reklameomsetningen i 43 land og finner at andelen av brutto nasjonal produkt som ble brukt på reklame varierte med graden av økonomisk og sosial utvikling, og landenes næringsstruktur. Andras og Srinivasan (2003) finner at reklameomsetning i land som produserer konsumentvarer er høyere enn reklameomsetning i land som produserer produsentvarer, og utgjør derfor en relativt viktigere del av økonomien i disse landene. Med data for ni land fra begynnelsen av 90-tallet studerer Picard (2001a) graden av korrelasjon mellom nedgang i økonomien og nedgang i landenes totale reklameomsetning. Han finner kun en moderat korrelasjon (0,47) for Sverige på årlige data fra 1990-1994. Det er lavere enn hva han finner i Tyskland (0,98), Finland (0,90), UK (0,65) og Frankrike (0,62); men høyere enn i Italia (0,33), Spania (0,17), USA (0,16) og Japan (0,01).

En annen type variasjon er i fordelingen av reklameomsetning mellom de ulike mediene. Macleod (2004) viser at TV i 2003 var det viktigste reklamemediet i USA, Japan, Frankrike og Italia, mens aviser var det viktigste i Storbritannia, Tyskland og Canada. Tidskrift kommer på tredjeplass i de fleste land, men den relative viktigheten varierer mye fra land til land. Årsakene til disse forskjellene er flere: Historiske ulikheter i lovgiving, markedsføringstradisjon og entreprenørvaner (Banks, 1986; Demers, 1994) i tillegg til forskjeller i industristruktur (Van der Wurff et al., 2008). Van der Wurff et al. (2008) finner videre at BNP predikerer reklameomsetning bedre i land hvor (1) aviser er et dominerende annonsemedium og (2) der reklame utgjør en stor andel av BNP. De fire nordiske landene (Sverige, Norge, Danmark og Finland) blir i denne sammenheng klassifisert som middels reklameintensitet (dvs. reklame som andel av BNP) og høy markedsandel til aviser.

Kulturelle forskjeller kan være en annen årsak til ulikheter mellom land. Deleersnyder et al. (2009) studerer konjunkturfølsomhet for reklameomsetningen i aviser, tidskrifter, radio og TV

i 37 land, i lys av hvordan landene skårer på Hofstedes kulturelle dimensjonsmål (jfr. Hofstede, 2001). De finner at reklameomsetningen er *mindre* konjunkturfølsom i land med høy «*langsiktig orientering*» og høy «*maktavstand*». Kulturer med langtidsperspektiv er dominert av verdier som standhaftighet, sparsommelighet og utholdenhet. Kulturen legger vekt på å beholde et godt rykte, eller å unngå situasjoner som fører til skam. I nasjoner med høy «*maktavstand*» aksepteres absolutte og paternalistiske maktrelasjoner. Underordnede anerkjenner makten til andre basert på hvor de er plassert i en formell hierarkisk posisjon. Videre finner Deleersnyder et al. (2009) at reklameomsetningen er *mer* konjunkturfølsom i kulturer med høy «*usikkerhetsunnvikelse*». Kulturer som skårer høyt på denne kulturelle dimensjonen vektlegger klare regler, og ønsker å minimere usikkerhet gjennom lover og regler.

## 4.0 Teoretisk rammeverk

I dette kapitlet avklares begreper knyttet til studier av makroøkonomiske tidsserier. Vi drøfter dekomponering av tidsserier i konjunktursykler og trender, samt implikasjoner av sesongvariasjon.

### 4.1 Dekomponering av tidsserier

En estimert makroøkonomisk tidsserie ( $y$ ) kan dekomponeres i følgende elementer:

$$y = C + t + Ses + u$$

Parameteren  $C$  er den sykliske komponenten i tidsserien og representerer de midlertidige bevegelser forbundet med konjunkturutviklingen. Parameteren  $t$  beskriver den langsiktige økonomiske vekstraten, også kalt trenden. Leddet  $Ses$  er et uttrykk for sesongvariasjoner, det vil si systematiske endringer i aktivitetsnivået innen et år. Leddet  $u$  representerer støy og målefeil og vil ha en gjennomsnittsverdi lik null over tid.

#### 4.1.1 Konjunktursykler

På kort sikt fluktuierer den økonomiske aktiviteten i et land. Vi får vekselvis perioder med høy økonomisk aktivitet, gjerne etterfulgt av perioder med mer moderat aktivitet. Man opplever også fall i den økonomiske aktiviteten representert som negative svingninger i vekstforløpet. De gjentakende svingningene omtales ofte som konjunktursykler. Ikke alle kortsiktige bevegelser i økonomien faller imidlertid inn under dette begrepet. Burns og Mitchells (1946, s.3) definerer begrepet som:

*«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.»*

Definisjonen synliggjør flere poeng. Det er svingninger i den aggregerte økonomiske aktiviteten som danner grunnlaget for konjunktursyklene. Dette innebærer at det må være

samtidige bevegelser i en rekke sentrale makroøkonomiske variabler, og ikke bare i en enkelt variabel for at svingningene kan defineres som konjunktursyklus. Videre stilles det krav til varighet og styrke på svingningene for at de skal falle inn under definisjonen. Minimumslengde er satt til rundt ett år, noe som innebærer at systematisk sesongvariasjon ikke vil karakteriseres som konjunktursvingninger. Videre er konjunktursvingningene varige i den forstand at de vanligvis varer over en lengre periode og er selvforsterkende. Konjunktursyklene er gjentakende, men ikke med en fast periodelengde.

#### 4.1.2 Langsiktig trend

Trenden i tidsserien representerer den langsiktige økonomiske utviklingen. Det finnes to tilnærminger til hvordan trendkomponenten kan karakteriseres. Den tradisjonelle tilnærmingen er at trenden er deterministisk (lineær), og at den er bestemt av den langsiktige vekstraten i økonomien. Konjunktorene er da stokastiske svingninger rundt denne trenden. Dette medfører at volatiliteten i tidsseriene oppstår på grunn av svingninger i sykelkomponenten, og ikke svingninger i trenden. En deterministisk trend kan skrives som:

$$\tau_t = \tau_0 + \mu t$$

hvor  $\mu$  er en konstant trendfaktoren per periode,  $t$  er tidspunktet for observasjonen og  $\tau_0$  er konstantleddet (Balke, 1991). Vekstraten er da endringen i trenden fra en periode til den neste ( $\tau_t - \tau_{t-1}$ ). Det mer moderne synet på trender i økonomiske tidsserier er at sjokk kan generere langsiktige endringer i trendkomponenten. Trenden kan derfor være stokastisk (Nelson & Plosser, 1982). Teknologisk fremgang som øker produktiviteten i produksjonen og dermed veksten i BNP, kan være et eksempel på slike endringer. En stokastisk trend kan skrives som:

$$\tau_t = \mu + \tau_{t-1} + \varepsilon_t$$

Notasjonen er som tidligere, men  $\mu$  er nå størrelsen på en relativ vekstkonstant.  $\varepsilon$  representerer feilleddet, en stasjonær tilfeldig variabel som har en gjennomsnittsverdi lik null. Endringen i trendveksten svinger rundt et konstant gjennomsnitt. En omskrivning av trendkomponenten gir:

$$\tau_t = \tau_0 + \mu t + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$$



Trendkomponenten er dermed ikke utelukkende avhengig av den gjennomsnittlige vekstraten  $\mu$ , men også av alle tidligere verdier for  $\varepsilon$ . Endringene i det langsiktige nivået på tidsserien vil bli permanente, siden sjokkene som slår inn på trendkomponenten er permanente. En kan også ha en deterministisk trend som skifter med ujevne stokastiske mellomrom. Trenden skifter da stigningstall fra tidspunktet når sjokket inntreffer, og kurven får en knekk.

Antagelser vedrørende trendkomponenten i en tidsserie vil få avgjørende betydning for estimeringen av det sykliske forløpet. Legges antagelser om stokastiske endringer i trend til grunn for analysen, kan den estimerte trenden og sykelforløpet kunne avvike radikalt fra en trend estimert på deterministisk grunnlag.

### **Trendjustering med Hodrick-Prescott filter**

En mye brukt metode for detrending av økonomiske tidsserier er å benytte et såkalt Hodrick-Prescott filter (HP-filter). Hodrick-Prescott filteret er en matematisk metode for å skille ut en glattet ikke-lineær langsiktig trend fra en tidsserie. Den sykliske komponenten i tidsserien, også kaldt produksjonsgapet, defineres deretter som avviket fra denne trenden. For å beregne trenden minimeres sykelutslagene, samtidig som det settes begrensninger på hvor mye den potensielle produksjonen kan variere. HP-filteret identifiserer de langsiktige fluktueringer som veksttrenden, mens de kortsiktige endringene klassifiseres som sykliske utslag. Rent matematisk minimeres følgende uttrykk:

$$\min (x_t) \left\{ \sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} ((\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1}))^2 \right\}$$

for  $t = 1, 2, \dots, T$ , der  $y_t$  er faktisk produksjon, og  $\tau_t$  er potensiell produksjon eller trend. 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 ( $\lambda$ ).  $\lambda$  gir uttrykk for hvor mye vi tillater at veksten i potensiell produksjon varierer (Hodrick & Prescott, 1997). Ved en høy  $\lambda$  tillegges andre ledd stor vekt og man tillater lite variasjon. For en  $\lambda$  lik uendelig vil kun variasjon i potensiell produksjon minimeres og man får en tilnærmet lineær trend. Dette tilsier større produksjonsgap ved høy  $\lambda$ . Motsatt vil en  $\lambda$  lik null kun vektlegge første ledd

(minimering av faktisk og potensiell produksjon) og gi et produksjonsgap lik null (Bjørnland et al., 2004). Valget av  $\lambda$  er basert på en skjønnsmessig vurdering. Kydland og Prescott (1990, etter Frøyland & Nymoen, 2000) argumenterer for bruk av  $\lambda=1600$  for kvartalsdata, noe som etter hvert har blitt en etablert standard.

HP-filtelet har imidlertid visse svakheter som det er viktig å være klar over. Dette gjelder spesielt de forutsetningene som ligger til grunn for trendestimeringen. Ved bruk av HP-filtelet antar man for det første at den potensielle produksjonen på sikt vil følge en normalbane. Det er imidlertid manglende teoretisk fundament for en slik trendantagelse. En annen ulempe er variasjonen i resultatene avhengig av valg av  $\lambda$ . Videre kan det nevnes svakheter knyttet til endepunktproblematikk. HP-filtelet er et tosidig filtelet, 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  $\lambda$ , jo større blir denne problematikken og trendestimatet mister dermed validitet. Benedictow og Johansen (2005) foreslår å bruke tidligere observasjoner og prognoser for fremtiden i beregninger av HP-trenden for å minimere endepunktproblematikken. En annen svakhet knytter seg til at lange konjunktursykler gjerne ikke fanges opp av standardiserte  $\lambda$ -verdier og resulterer ofte i ned- eller oppjustering av den potensielle produksjonen. Eksempelvis vil en lang oppgangskonjunktur tolkes som økende potensiell produksjon/trend og dermed skape et ukorrekt bilde av trenden. Som et siste punkt kan det nevnes at HP-filtelet 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. Romer (1999) har imidlertid påpekt at dette ikke stemmer overens med faktiske observasjoner, og at oppgangskonjunkturer gjerne er lengre enn nedgangskonjunkturer.

#### **4.1.3 Sesongvariasjon**

Sesongvariasjon kan sees på som et jevnt, repeterende mønster rundt en nivålinje og er svært vanlig i økonomiske tidsserier som er målt månedlig eller kvartalsvis. Sesongvariasjon kommer av at den økonomiske aktiviteten i varehandelen eksempelvis er større rundt juletider, eller at den generelle økonomiske aktiviteten er lavere i sommermånedene. Når en

studerer makroøkonomisk utvikling ønsker en å skille de sykliske utslagene forbundet med konjunktursvingninger fra fluktuasjoner som skyldes sesongvariasjon.

#### 4.1.4 Måling av konjunktursykler

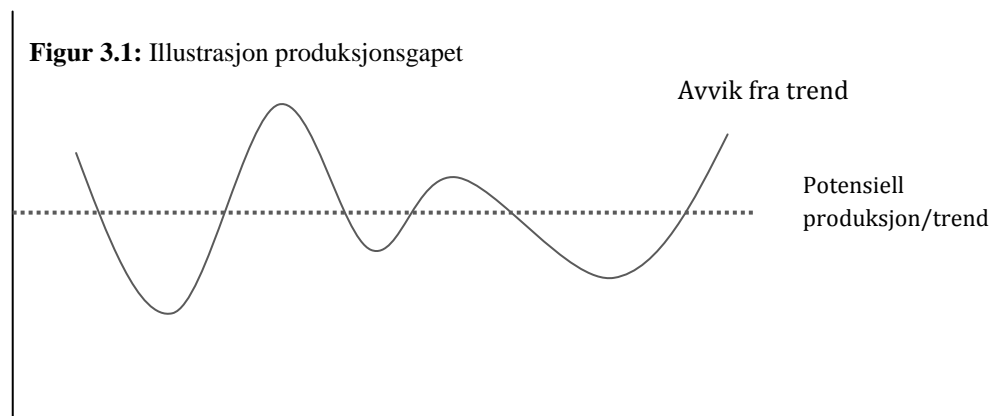
I dateringen av konjunkturvendepunkter er det to ulike standarder som anvendes, klassiske konjunktursykler og vekstsykler.

I henhold til denne klassiske standarden måles sykelforløpet gjennom vendepunkter, som svarer til lokale maksimums- og minimumsverdier for verdier for aggregert økonomisk aktivitet. Vendepunktene defineres ut fra hvorvidt veksten er positiv eller negativ. Økonomien er i en oppgangperiode når den totale aggregerte økonomiske aktiviteten vokser, og i en nedgangsperiode når aktiviteten faller.

I vekstsykelperspektivet vurderes imidlertid sykelforløpet relativt til den langsiktige trenden i en tidsserie. Konjunktursykler klassifiseres ut fra endringer i veksttakten i den aggregerte økonomien. Ved høykonjunktur ligger veksttakten over den langsiktige trenden, mens den ved lavkonjunkturer ligger under den langsiktige trenden. Konjunkturbunner og -topper klassifiseres ( gjerne ) som de punktene hvor man finner størst avvik mellom faktiske observasjoner og trenden.<sup>17</sup>

#### 4.1.5 Produksjonsgapet

Vekstsykelperspektivet identifiserer det som kalles produksjonsgapet i økonomien (vist i figur 3.1), definert som avviket mellom faktisk og potensiell produksjon (Benedictow et al., 2005).



<sup>17</sup> I denne oppgaven vil vi benytte begrepene tilknyttet vekstsykler til å beskrive de konjunkturrelle syklene i våre tidsserier.

Negative produksjonsgap tilsvarer lavkonjunkturer, der faktisk produksjon ligger under trendlinjen (potensiell produksjon). Motsatte vil et positiv produksjonsgap tilsvare høykonjunktur, hvor avviket ligger over langsiktig trend.

Konjunkturbunner og -topper nås der avviket mellom faktisk serie og trend er størst. Konjunkturedgang defineres som periodene mellom en konjunkturtopp og en konjunkturbunn. Tilsvarende er det konjunkturoppgang i periodene mellom en konjunkturbunn og en konjunkturtopp. (Benedictow og Johansen, 2005).

## 5.0 Økonometrisk metode

I dette kapitlet presenteres metode for estimering med tidsserie og paneldata som benyttes i de påfølgende økonometriske analysene. I avsnitt 5.1 presenteres teori for estimering med minste kvadraters metode. I avsnitt 5.2 drøftes estimering med tidsseriedata. Vi presenterer tester for autokorrelasjon og stasjonærhet. I avsnitt 5.3 presenteres ulike estimeringsmetoder for regresjon med paneldata, fasteffektestimering og tilfeldigeffektestimering.

### 5.1 Estimering med minste kvadraters metode

Regresjonsanalyse med minste kvadraters metode dreier seg om å studere hvordan variasjon i en variabel, ( $x$ ) kan forklare variasjon i en annen variabel ( $y$ ). En regresjonsmodell for tverrsnittdata med flere forklaringsvariabler kan skrives som:

$$y = \alpha_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k + \mu$$

der variabelen  $y$  er den avhengige, eller forklarte variabelen, og variablene  $x_1, x_2, \dots, x_k$  er forklaringsvariabler. Parameteren  $\alpha_0$  betegner konstantleddet, og  $\beta_1, \dots, \beta_k$  helningskoeffisientene til de ulike forklaringsvariablene. Feilleddet,  $\mu$  fanger opp alle andre faktorer enn  $x_1, x_2, \dots, x_k$  som påvirker  $y$ . Dersom vi antar en lineær sammenheng mellom forklaringsvariablene og den avhengige variabelen, kan vi benytte *minste kvadraters metode* for å estimere parametrene i modellen. Koeffisientene som estimeres med OLS kan uttrykkes slik:

$$\hat{\beta}_k = \frac{\sum_{k=0}^n (x_k - \bar{x})(k - \bar{y})}{\sum_{k=0}^n (k - \bar{x})^2}$$

Der  $\bar{y}$  og  $\bar{x}$  er gjennomsnittlig verdi av  $y$  og  $x$ . Minste kvadraters metode minimerer summen av de kvadrerte avvikene mellom de predikerte verdiene for den avhengige variabelen og de virkelige verdiene. Tolkningen av en koeffisient ( $\beta_k$ ) er *ceteris paribus*, det vil si alle andre relevante faktorer holdt konstant.

#### 5.1.1 Gauss-Markov vilkår

Det er i utgangspunktet fem antagelser som ligger til grunn for estimering med minste kvadraters metode. Disse kalles Gauss-Markov-antagelsene, eller -vilkårene. Først og fremst må det kunne antas at den virkelige sammenhengen er lineær i parametrene  $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ . Denne forutsetningen er viktig for at det skal være mulig å predikere en lineær sammenheng

mellom den avhengige variabelen og forklaringsvariablene<sup>18</sup>. For at estimatene skal kunne ha gyldighet for, eller kunne beskrive, den sanne populasjonsregresjonen, må i tillegg utvalget estimatene er basert på være representativt for populasjonen. Dette innebærer at det må være et tilfeldig utvalg, og dermed ingen sammenheng mellom observasjonene. Videre må det være variasjon i variablene, og ingen perfekt korrelasjon mellom dem. Det kan heller ikke være noen systematisk sammenheng mellom forklaringsvariablene og feilleddet, det vil si at for en hver  $x_k$  skal den forventede verdien av  $\mu$  være lik null.

$$E(\mu|x_1, x_2, \dots, x_k) = 0$$

Variansen i feilleddet skal i tillegg være konstant for alle  $x_k$ , variansen skal ikke avhenge av størrelsen på forklaringsvariablene.

$$Var(\mu|x_1, x_2, \dots, x_k) = \sigma^2$$

Dersom dette ikke er tilfellet, vil modellen inneha heteroskedastisitet. Antagelsene om feilleddet er sentrale i utledningen av egenskapene til estimatene fra minste kvadraters metode. Dersom Gauss-Markov vilkårene er oppfylt, kan det vises at estimatorene oppnådd ved minste kvadrats metode gir best estimat.<sup>19</sup>

## 5.2 Regresjonsanalyse med tidsserier

Tidsseriedata består av observasjon for samme individ over tid. En regresjonsmodell for tidsseriedata med flere forklaringsvariabler kan skrives som:

$$y_t = \alpha_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 x_t + \dots + \beta_k x_t + \mu_t$$

der notasjonen  $t$  angir tidsperioden. Forutsetningene for minste kvadraters metode endrer seg noe ved bruk av tidsseriedata. For det første kan man ikke lenger si at man trekker fra et tilfeldig utvalg. I stede karakteriseres en tidsserie som en stokastisk prosess  $X_t$ . Når man samler inn en serie med data, får vi et mulig utfall, eller realisering, av denne stokastiske prosessen. Hvert element  $x_1, x_2, \dots, x_t$  av den stokastiske prosessen  $X_t$  er da en tilfeldig variabel.

<sup>18</sup> Det vil også kunne være slik at parameterne i noen tilfeller ikke er lineære. Dette kan løses ved å se på variablene på eksempelvis endringsform eller logform. Da antar man at det er en lineær sammenheng mellom forklaringsvariablene og henholdsvis veksten og vekstraten i den avhengige variabelen.

<sup>19</sup> Estimatoren er BLUE: best linear unbiased estimator

### 5.2.1 Autokorrelasjon

Et annet viktig krav til tidsseriedata er at det ikke er korrelasjon mellom feilleddene i to forskjellige tidsperioder. For å kunne benytte minste kvadraters metode må en kunne anta at:

$$\text{Corr}(\mu_t, \mu_s | X) = 0 \text{ for alle } t \neq s$$

Ved brudd på denne forutsetningen vil feilleddene inneholde *autokorrelasjon*, nærmere bestemt at observasjonene påvirker hverandre over tid. Koeffisientestimatene vil fremdeles være forventningsrette, men estimatene vil ikke lenger være den beste, lineære og forventningsrette estimeringsmetoden (ikke BLUE) da standardfeil og varians ikke lenger er gyldig. Ved fravær av autokorrelerte feilledd og dersom det forutsettes normalitet i feilleddene, kan vi benytte oss av t-tester, f-tester og konfidensintervaller for testing.

### Ljung-Box test for autokorrelasjon

For å avgjøre hvorvidt en modell inneholder autokorrelasjon kan man benytte en modifisert Box-Pierce<sup>20</sup> test (Ljung og Box (1979)), der vi tester tilstedeværelsen av autokorrelasjon av høyere orden. Nullhypotesen er at det ikke foreligger autokorrelasjon. Teststatistikken for testen er:

$$Q = n(n+2) \sum_{j=1}^h \frac{\hat{p}_j^2}{n-j} \quad \text{der} \quad \hat{p}_j^2 = \frac{\sum_{t=j+1}^T \varepsilon_t \varepsilon_{t-1}}{\sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2}$$

hvor  $n$  er antall observasjoner i utvalget,  $\hat{p}_j^2$  angir verdien for den estimerte autokorrelasjonskoeffisienten ved lag  $j$ , og  $h$  er antallet lag som testes. Teststatistikken er kjikvadratfordelt i store utvalg med  $h$  frihetsgrader. For signifikansnivå  $\alpha$ , vil nullhypotesen forkastets hvis:  $Q > \chi_{1-\alpha, h}^2$ . Hvor  $\chi_{1-\alpha, h}^2$  er  $\alpha$ - kvantilen i kjikvadratfordelingen. Dersom verdien på den respektive testens teststatistikk er større enn den kritiske verdien forkaster vi nullhypotesen om autokorrelasjon.

### 5.2.2 Dynamiske modeller

Innbygging av dynamikk i modeller kan eliminere problemet med autokorrelasjon. Dynamikk innebærer å benytte tidsforsinkede (laggede) verdier av den avhengige eller de uavhengige

<sup>20</sup> Også kalt Ljung-Box test for autokorrelasjon av høyere orden.

variablene som forklaringsvariabler i modellen. Avhengig av hvilke variabler man lagrer, oppnås ulike typer dynamiske modeller. For eksempel er det mulig å la *alle* variablene være tidsforsinket som i en Autoregressive Distributed Lag (ADL)-modell<sup>21</sup> eller en feilkorreksjonsmodell (ECM)-modell. En annen mulighet er kun å la den avhengige variabelen være avhengig av tidligere observasjoner av seg selv, og en tredje mulighet at kun forklaringsvariablene er tidsforsinkede. Disse to sistnevnte modelltypene går ofte under betegnelsen «partial adjustment»- modeller.

En «partial adjustment»- modell med forsinket avhengig variabel kan skrives som<sup>22</sup>:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{t-k}^k \varphi y_{t-k} + \beta_1 x_t + \varepsilon_t.$$

der  $\sum_{t-k}^k \varphi$  er effekten av  $y_{t-k}$  på  $y_t$ . Økonomiske forklaringer på en «partial adjustment»-modell er at for eksempel etterspørselen ikke bare bestemmes av strukturelle variabler, men også av forsinket respons på forandringer i økonomiske variabler på grunn av eksempelvis adferdsmessige tilpassningstreggheter (vaner), forventninger eller justeringskostnader. Vanedannelse og justeringskostnader gjør at de øvrige variablene bare virker med en andel av sin fulle effekt i periode  $t$ .

Beregning av koeffisienter for langsiktige (totale) effekter av forklaringsvariablene kan gjøres med følgende fremgangsmåte:

I langsiktig likevekt («steady state») antar vi at følgende holder:  $y_t = y_{t-1} = y$

Vi kan dermed skrive om modellen til:  $(1 - \sum_{t-k}^k \varphi)y = \alpha_0 + \beta_1 x + \varepsilon$

Vi finner den totale effekten av forklaringsvariabelen ved å løse for den samlede effekten på den avhengige variabelen.

$$y = \frac{1}{(1 - \sum_{t-k}^k \varphi)} \alpha + \frac{\beta_1}{(1 - \sum_{t-k}^k \varphi)} x + \frac{1}{(1 - \sum_{t-k}^k \varphi)} \varepsilon$$

Estimatet for de langsiktige effektene av  $\beta_1$  er nå gitt ved:

<sup>21</sup> I autoregressive modeller inngår laggede utgaver av den avhengige variabelen som forklaringsvariabler. I «distributed lag»-modeller inngår laggede høyresidevariabler. «Autoregressive distributed lag» er dermed en modell med både lagget avhengig variabel og laggede høyresidevariabler.

<sup>22</sup> «Partial adjustment»-modeller brukes i den videre økonometriske analysen, og utdypes derfor nærmere her.



$$\beta_1^{Lang\ sikt} = \frac{\beta_1}{1 - \sum_{t-k}^k \varphi}$$

Tilpasningen eller justeringshastigheten er her  $k$  perioder. Justeringshastigheten uttrykker hvor mange perioder det tar før virkningene av endringer i forklaringsvariablene blir fullstendig reflektert i den avhengige variabelen. Bevegelsen mot en langsiktig likevekt skjer gradvis, derav navnet «partial adjustment». Størrelsen på leddet  $\sum_{t-k}^k \varphi$  sier noe om hvor fort variablene beveger seg til «steady state». Dersom summen av de tidsforsinkede verdiene av den avhengige variabelen er nær 1 er tilpassningstregghetene betydelig, dersom summen ligger nær null vil tilpassningstregghetene være mindre. Dersom  $\sum_{t-k}^k \varphi < 0$  er det ikke tregghet i systemet. Aktørene reagerer tvert imot mer på kortsiktige endringer i forklaringsvariablene enn langsiktige endringer. Dersom  $\sum_{t-k}^k \varphi = 1$  er serien ikke-stasjonær. I ikke-stasjonære serier avtar ikke virkningene av laggete variabler, slik at alle tidligere hendelser har betydning for utvikling i den avhengige variabelen<sup>23</sup>.

En svakhet med «partial adjustment» modeller er at effekten på lang sikt skaleres med samme faktor. Parametrene i en ligning blir da ensidig enten større eller mindre på lang sikt.

### 5.2.3 Stasjonærhet

For å benytte makroøkonomiske variabler i en tidsserieanalyse kreves det stasjonære data. Stasjonærhet innebærer at seriens gjennomsnitt og varians er konstant over tid, og at kovariansen mellom to av seriens verdier bare er avhengig av tidsgapet som separerer de to verdiene og ikke de faktiske tidspunktene hvor variabelen er observert. Dette kan uttrykkes ved:

$$E(y_t) = \mu$$

$$Var(y_t) = \sigma^2$$

$$Cov(y_t, y_{t+h}) = Cov(y_t, y_{t+h}) = \gamma_h$$

Forventningen til  $Y$  er konstant for alle  $t$ . Variansen til  $Y_t$  er konstant og avhenger ikke av tiden  $t$ . For alle  $t$  og  $h \geq 1$  er kovariansen mellom  $Y_t$  og  $Y_{t+h}$  avhengig kun av  $h$  og ikke av  $t$  (Harris, 1995). Dersom tidsserien ikke oppfyller de nevnte kravene sies den å være ikke-stasjonær. En ikke-stasjonær tidsserie har et gjennomsnitt og en varians som varierer med tiden, og beveger seg tilfeldig oppover eller nedover uten noe bestemt mønster. Dersom en

<sup>23</sup> Stasjonærhet er nærmere omtalt i avsnitt 5.2.3

tidsserie er ikke-stasjonær kan vi ikke generalisere resultater over tidsperioden man studerer, og resultatene kan dermed ikke benyttes til prognoser. Eksempler på ikke-stasjonære tidsserier er *random walk*-prosesser. Vi skiller mellom to typer random walk: random walk *uten* drift (dvs. uten konstantledd), og random walk *med* drift (dvs. med konstantledd).<sup>24</sup> Dersom random walk-prosessen beveger seg tilfeldig opp og ned, men i en bestemt retning sier man at prosessen følger en trend. Denne trenden kan være stokastisk (tilfeldig) eller deterministisk (lineær).

### Spuriøse regresjoner

Dersom man benytter ikke-stasjonære variabler i regresjonsanalyse, vil den statistiske validiteten til resultatene være tvilsom. Dette gjelder spesielt hvis variablene 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 ( $R^2$ ), til tross for at det ikke finnes noen reell sammenheng mellom variablene. Trender i datasett kan implisere sammenhenger mellom variabler som i realiteten kun er tilstede grunnet korrelerte tidstrender (Harris 1995). I økonometrien omtales dette gjerne som spuriøse regresjoner. Mange makroøkonomiske tidsserier, som eksempelvis BNP-utvikling, inneholder trender, og for å unngå spuriøse regresjoner bør man derfor detrendede tidsseriene før de benyttes til analyse. Detrendede tidsserier kan være stasjonære, og kalles da trendstasjonære tidsserier.

### Dickey-Fuller test for stasjonærhet

For å kartlegge om tidsserier er gjenstand for ikke-stasjonærhet kan man benytte en Dickey-Fuller test som tester for såkalte enhetsrøtter (unit roots). Den utvidede testen, Augmented Dickey-Fuller test (ADF-test), tillater tidsforsinkede verdier av variabelen en undersøker, slik at autokorrelasjon ikke påvirker testverdiene. Avhengig av egenskapene til den underliggende tidsserien har vi tre versjoner av ADF-testen. Følger tidsserien en signifikant tidstrend, bør man inkludere en trend i testen. Har tidsserien konstant tilbakevendende gjennomsnitt, men ikke lik null, bør man inkludere en konstant i testen. Hvis en ikke ser noen klare trendtendenser eller tilbakevendende gjennomsnitt rundt en konstant, bør man spesifisere dette i testen. Det finnes ikke klare regler for inkludering av en trendvariabel og konstantledd, ofte må man basere seg på antagelser om økonomiske sammenhenger og visuelle

<sup>24</sup> Random walk:  $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$ , og Random walk med drift:  $y_t = \mu + y_{t-1} + \varepsilon_t$

inspeksjoner av grafer (Wooldridge, 2006). Egenskapene ved de ulike tidsseriene kan beskrives ved:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \delta_p \Delta y_{t-p} + e_t \quad (\text{med konstant, med trend})$$

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \delta_p \Delta y_{t-p} + e_t \quad (\text{med konstant, uten trend})$$

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \delta_p \Delta y_{t-p} + e_t \quad (\text{uten konstant, uten trend})$$

For å gjennomføre den formelle testen trenger vi også å vite hvor mange tidsforsinkede variabler (notasjon  $p$ ) vi skal inkludere for å bli kvitt eventuell autokorrelasjon. En enkel regel er å inkludere så mange lags som er signifikant i regresjonen. Dette innebærer at en starter med et gitt antall lag, og eliminerer iterativt de som ikke er signifikante. Hvor mange lag en i utgangspunktet skal inkludere før en starter elimineringen kan beregnes ved å benytte Schwert formel (Ng, S. & P. Perron, 1994):

$$l_{12} = \text{int} \left\{ 12 \left( \frac{T}{100} \right)^{1/4} \right\}$$

hvor  $T$  er antall observasjoner i tidsserien. Nullhypotesen for alle versjoner er at tidsserien inneholder en enhetsrot, og er dermed ikke-stasjonær  $\gamma = 0$ , mot alternativhypotesen  $\gamma < 0$ .

Teststatistikken  $DF_t = \frac{\hat{\gamma}}{SE(\hat{\gamma})}$  beregnes og sammenlignes med kritiske verdier for ADF-testen.

Er teststatistikken mindre enn kritisk verdi, forkastes nullhypotesen om tilstedeværelsen av enhetsrøtter.

Svakheten med ADF-testen er at den har relativt lav styrke. Testen forkaster for ofte nullhypotesen når den er sann og forkaster for sjeldent nullhypotesen når den ikke er sann. Testen er dessuten sensitiv for hvor mange lag en velger å inkludere, og om en inkluderer trend og konstant. Man kan med andre ord ofte få det resultatet en vil ha. En annen svakhet med testen er at den kan finne enhetsrøtter i stasjonære tidsserier på grunn av strukturelle endringer eller brudd i tidsserien.

### 5.3 Estimering med paneldata

Et paneldatasett, eller longitudinelt datasett, er en kombinasjon av tidsserie og tverrsnittdata der en gruppe individer følges over tid. Bruk av paneldata i regresjonsanalyse har flere fordeler sammenlignet med tverrsnitt- og tidsseriedata. For det første kan bruk av paneldata

løse problemet med utelatte variabler, ved at uobserverte effekter behandles i modellen. Kombinasjon av tidsserie- og tverrsnittdata gir også mer informasjon, da det blir mer variasjon i dataene, mindre kollinearitet mellom variabler, og flere frihetsgrader (Gujarati et al., 2009). Potensielt  $nT$  observasjoner bestående av tidsserier med lengde  $T$  for  $n$  parallelle enheter. Paneldata gir også mulighet til å avdekke dynamiske effekter som ellers er vanskelig å påvise. Notasjonsmessig skiller paneldatamodeller seg noe fra minste kvadraters metode, der kontrollering for en individspesifikk heterogenitet er den sentrale forskjellen. En modell for paneldata kan skrives som:

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{jit} + \sum_{p=1}^s \gamma_p Z_{pi} + \mu_{it}$$

der  $Y$  er den avhengige variabelen,  $X_j$  er *observerte* forklaringsvariabler, og  $Z_p$  er *uobserverte* forklaringsvariabler (Dougherty, 2002). Indeksen  $i$  refererer til individet (mediet),  $t$  refererer til tidsperioden, og  $j$  og  $p$  brukes til å skille mellom observerte og uobserverte forklaringsvariabler. En omskrivning gir:

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{jit} + \alpha_i + \mu_{it} \quad \text{hvor} \quad \alpha_i = \sum_{p=1}^s \gamma_p Z_{pi}$$

$\alpha_i$ , utgjør individspesifikk uobservert heterogenitet, og representerer den samlede effekten av de uobserverte effektene av variablene  $Z_p$  på  $Y_i$ . Hvis  $\alpha_i$  er korrelert med noen av forklaringsvariablene  $X_j$ , vil regresjonsestimatene fra en regresjon av  $Y$  på  $X_j$  variablene gi forventningsskjevhet, noe som er et vanlig problem i regresjonsanalyse. Med paneldata kan man imidlertid løse dette problemet.

Det finnes to hovedtilnærminger til hvordan man kan tilpasse en modell med paneldata, *fasteffekt* regresjon og *tilfeldigeffekt* regresjon. De to estimeringsmetodene er begge (noe mer) avanserte versjoner av minste kvadraters metode, men med inkludering av individspesifikk heterogenitet. Det som skiller paneldatamodellene fra hverandre er hvilke antagelser som blir gjort om hvordan denne heterogeniteten arter seg. I fasteffektmodellen antas det at den individspesifikke heterogeniteten er ulik for hvert individ og konstant over tid. I tilfeldigeffektmodellen antas komponenten å være en del av feilledet. Det vil si at, som i vanlig minste kvadraters metode, ikke-inkluderte, relevante variabler antas å kunne

oppsummeres som et tilfeldig feilledd. I tilfeldigeffektmodellen deles feilleddet dermed opp i to deler. Individspesifikk heterogenitet som er konstant over tid, antas i gjennomsnitt å være lik null, med konstant varians, tilsvarende den generelle delen av feilleddet.

Avveiningen om en fasteffektmodell eller tilfeldigeffektmodell skal brukes kan være vanskelig. Fasteffektmodellen gir forventingsrette resultater, både dersom individspesifikk heterogenitet ikke henger sammen med forklaringsvariablene og dersom den gjør det. Tilfeldigeffektmodellen gir i det første tilfellet mer effisiente resultater enn fasteffektmodellen, men gir i det andre tilfellet inkonsistente resultater. Dette gjør at fasteffektestimatorene vil være den mer robuste av dem. Videre vil fasteffektmodellen være et godt valg dersom kvantifisering av individspesifikk heterogenitet er interessant. Dersom fasteffektmodellen skal brukes, må det imidlertid være (i alle fall noe) individuell variasjon i forklaringsvariablene for at sammenhenger skal kunne estimeres. Dersom dummyer er viktige forklaringsvariabler, vil altså tilfeldigeffektmodellen være å foretrekke. For å kunne benytte tilfeldigeffektmetoden må imidlertid to krav være oppfylt.  $Z_p$  variablene må være uavhengig fordelt for alle  $X_j$  variablene. Hvis dette ikke er tilfellet vil  $\alpha$ , og dermed  $\varepsilon$ , være korrelert med  $X_j$  variablene og tilfeldigeffektmodellen vil være forventningskjev. De uobserverte  $Z_p$ -variablene må også være trukket tilfeldig fra en gitt fordeling. Dersom individene for eksempel er land, næringer, eller tilsvarende enheter som kan ses på som «one of a kind» (Verbeek, 2004, s. 351) kan ikke tilfeldigeffektmodellen benyttes. I denne oppgaven studerer vi omsetningsutvikling i spesifikke redaksjonelle medier i Sverige noe som bryter med kravet om tilfeldig utvalg. Vi vil derfor benytte fasteffektestimering i våre paneldatanalyser.

### 5.3.1 Fasteffekt estimering

Det finnes flere varianter av fasteffektestimering. Vi vil presentere tre versjoner, within-group estimering, førstedifferanseestimering og dummy-variabel estimering. I de to første elimineres heterogeniteten, mens den i den siste eksplisitt trekkes frem i modellen.

Med *within-group metoden* blir gjennomsnittsverdien av variablene for et gitt individ trukket fra det individet. Estimatorene for  $\hat{\beta}$  er basert kun på individenes variasjon over tid, eller variasjon innen individene, i motsetning til estimatoren fra minste kvadraters metode, som utnytter variasjon både over individer og over tid. Begrensninger ved denne metoden er at variabler som er konstant for hvert individ over tid, ikke kan estimeres og droppes dermed fra

modellen. En annen svakhet med within-group-fasteffektmodellen er at vi mister en del frihetsgrader. Med et balansert panel med  $nT$  observasjoner vil antallet frihetsgrader reduseres til  $n(T - 1) - k$ .

Ved *førstedifferanseestimering* blir den uobserverte heterogeniteten eliminert fra modellen ved å trekke fra observasjonen fra perioden før fra observasjonen i inneværende periode. Svakheten ved denne teknikken er, i likhet med within-group estimering, at variabler som er konstant for hvert individ over tid droppes fra modellen. I tillegg mister man  $n$  frihetsgrader fordi første observasjon for hvert individ ikke defineres.

Med *minste kvadraters dummy variabel regresjon* blir den uobserverte effekten eksplisitt brakt inn i modellen. Vi definerer et sett med dummyvariabler  $A_i$ , hvor  $A_i$  er lik 1 hvis observasjonen relateres til individ  $i$ , og 0 ellers. Modellen kan skrives som:

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{jit} + \sum_{i=1}^n \alpha_i A_i + \mu_{it}$$

Vi definerer et av individene som referansekategori, slik at  $\beta_0$  er det aktuelle individets konstantledd, og  $\alpha_i$  blir skiftparametre for de andre kanalenes konstantledd. Den uobserverte effekten blir nå koeffisienten til de individuelle dummyvariablene,  $\alpha_i A_i$  representerer den faste effekten på variabelen  $Y$  for individ  $i$ . Modellen kan nå tilpasses med minste kvadraters metode. Metoden er gjenstand for den samme begrensningen som de øvrige fasteffektmetodene, ved at variabler som er konstant for hvert individ over tid droppes fra modellen. Med et stort antall individer vil ikke denne metoden være spesielt praktisk, tatt i betraktning behovet for antallet dummyvariabler.

## 6.0 Modell og data

I dette kapittelet presenteres modell og data for den økonometriske delen av utredningen. Hovedstrukturen er som følger: I avsnitt 6.1 bygges regresjonsmodellene som ligger til grunn for de empiriske analysene. Vi drøfter hvilke forklaringsvariabler modellene bør kontrollere for, og ulike dynamiske spesifikasjoner. I avsnitt 6.2 drøftes mål og datakilder som kan benyttes for å fange opp de ønskede sammenhengene. Potensielle datakilder vurderes ut fra relevans, konsistens, detaljeringsnivå og sammenlignbarhet. I del 6.3 testes variablene for stasjonærhet.

### 6.1 Datasett og utvalg

Datasettet som benyttes i studiet er omsetningstall fra *Institutt for reklame- og mediestatistikk* (IRM). IRMs database er svært detaljert og er, med undergrupper, spesifisert på 29 ulike mediekanaler, alt fra lokalaviser og TV til eventmarkedsføring og direkteklame. 25 av disse har de siste årene vært estimert på kvartalsnivå, men lengden på tidsseriene varierer betydelig. I denne utredningen har vi begrenset omfanget av analysene til å studere de fem viktigste redaksjonelle mediekanalene i Sverige: dagsaviser, tidsskrift, TV, radio og internett. For tre av de fem kanalene har vi også tilgjengelig data for ulike undergrupper. For avis vil vi studere data for lokalaviser, storbyaviser og kveldsaviser. For tidsskrift vil vi studere data for populærtidsskrift og fagtidsskrift. For Internett vil vi studere data for display-, rubrikk- og søkeordsmarkedsføring.

#### 6.1.1 Data for utvalget

IRM samler sine data delvis direkte og delvis indirekte via ulike typer bransjeorganisasjoner. Beregningene for *dagspresse* er basert på underlag fra samtlige aviser som er tilknyttet bransjeorganisasjonene *Tidningsutgiverna*. Det vil si de aller fleste svenske dagsaviser, med kun få unntak. Beregningene for *radio* baserer seg på underlag fra samtlige kommersielle radiostasjoner. Tall for omsetning i *TV-markedet* baserer seg på målinger som omfatter underlag fra TV3, TV4 (inklusive lokal-TV, TV4+, TV4 Fakta, TV4 Film, TV400 og TV4 Sport), Kanal 5, TV6, TV7, TV8, Kanal 9, Kanal Lokal, ZTV, MTV, Discovery Channel, Canal Plus, The Voice og SVT. Programsporing inngår også i materialet. Målinger for *tidsskrift* er innhentet fra medlemmer i *Sveriges Tidsskrifter* samt ett fåtall frittstående aktører. Totalt inngår rundt 80 titler for populærpressen og nærmere 300 titler for fagpressen.

Tilveksten baseres på sammenlignbart materiale. Omsetningstall for *Internett* måles gjennom annonsenettnettverk og nettsteder som tilbyr annonseplass. Totalt omfatter innsamlingen 60 foretak. (IRM, 2010).

## 6.2 Modelloppbygging

Basert på strukturen i datasettet vil vi konstruere to grunnmodeller. Modell I bygges med utgangspunkt i separate tidsseriedatasett for hvert enkelt medium. Modellen benyttes til å undersøke i hvilken grad *enkeltmediene* påvirkes av konjunkturrelle svingninger. Modell II bygges med utgangspunkt i et paneldatasett, der dummyvariabler kontrollerer for mediespesifikke effekter. Paneldatamodellen benyttes til å undersøke om det finnes signifikante forskjeller i konjunkturfølsomhet *mellom* mediene.

### 6.2.1 Forklaringsvariabler

Vår problemstilling dreier seg om å studere sammenhenger mellom makroøkonomisk aktivitet og reklameomsetning. Et mål på økonomisk aktivitet vil derfor være en viktig forklaringsvariabel i analysen. Indikatorer for økonomisk aktivitet inneholder som regel både langsiktige trender og kortsiktige konjunkturrelle svingninger. Da vi studerer virkningene av konjunktursvingninger, ønsker vi å skille disse effektene. Vi inkluderer derfor både en variabel for langsiktig BNP-vekst (trendvariabel), og en variabel for avvik fra trend (sjokkvariabel), i modellen. Sjokkvariabelen representerer de konjunkturrelle svingningene. For å kunne undersøke om enkeltmedier påvirkes ulikt av oppgangs- og nedgangskonjunkturer ønsker vi videre å studere effekten av positive og negative konjunktursjokk atskilt. For å modellere dette forholdet inkluderes én variabel for positive avvik fra den økonomiske trenden (positive sjokk) og én variabel for negative avvik fra trend (negative sjokk).

Det kan også tenkes at modellen vår ikke fanger opp alle effekter som virker over tid. For å kontrollere for slike generelle uobserverte trender kan vi inkludere en tidstrend. Et problem ved å ha variabler for både økonomisk trend og tidstrend i modellen er at disse er svært korrelert.<sup>25</sup> Vi velger derfor å utelukke en variabel for tidstrend fra modellen.

---

<sup>25</sup> Korrelasjonskoeffisient mellom variabelen for tid og BNP-trend = 0,9918



I modellen ønsker vi også å kontrollere for effekten av endret oppslutning rundt mediene. Dersom eksempelvis avismediet generelt får mindre oppslutning, i form av færre lesere, er vår hypotese at de vil bli en mindre etterspurt reklamekanal, som igjen vil kunne føre til lavere reklameomsetning for mediet på aggregert nivå. Øker oppslutningen over tid, forventer vi økt reklameomsetningen. Vi antar med andre ord en positiv sammenheng mellom oppslutning i periode ( $t$ ) og reklameomsetningen i medium ( $i$ ) i periode  $t$ .

Å benytte en variabel for oppslutning i modellen er imidlertid ikke uproblematisk. Ut fra teorien om tosidige markeder vil annonsørens etterspørsel etter å annonsere i mediet, og brukernes etterspørsel etter mediet bestemmes samtidig, slik at det kan oppstå endogenitet i modellen. Den avhengige variabelen, reklameomsetning, påvirkes av antall brukere, og antall brukere kan tenkes å bli påvirket av økt reklame. Størrelsen på endogeniteten kan variere mellom kanalene. Man kan eksempelvis se for seg at radiolyttere og tv-seere lettere påvirkes negativt av for mange reklameavbrekk, enn eksempelvis brukerne av tidsskrift, der reklame gjerne blir sett på som en positiv del av produktet. Størrelsen på nettverkseffektene er ikke nødvendigvis symmetrisk mellom de to brukergruppene. Det virker sannsynlig at den positive effekten av økt antall lesere/seere/lyttere på etterspørselen etter reklameplass er større enn den negative effekten av økt reklame for leserne/lytterne/seerne. Den første effekten vil være direkte relatert til etterspørselen, mens den negative effekten av økt reklame kun virker indirekte, da mediet i seg selv har en verdi for brukeren. En eventuell negativ effekt av reklame kan også tenkes å kun slå inn når reklamemengden overstiger et visst nivå. For TV- og radiomediet er beslutningen om reklamemengde regulert ved lov. Reklame kan maksimalt utgjøre 15 prosent av daglig sendetid, og kan kun utgjøre 12 minutter for hver klokke (Radio- og TV-lag, 1996). Vi forutsetter at optimaliseringsproblemet allerede er internalisert i mediebedriftenes beslutninger (eventuelt lovregulert), slik at økt antall brukere ikke øker *mengden* reklame i mediene, men kun øker verdien (prisen) av annonseringsplassen/tiden. Vi mener derfor det er forsvarlig og interessant å inkludere en oppslutningsvariabel i modellen.

Dataene vi bruker er målt kvartalsvis, det er dermed sannsynlig at reklameomsetningen i mediekanalene kan variere avhengig av tid på året vi måler. Vi inkluderer derfor dummyvariabler ( $Dq$ ) for kvartalene for å kontrollere for sesongvariasjon.

## 6.2.2 Dynamiske effekter

Atferdsmessige tilpasningstreggheter gjør at vi får autokorrelasjon i modellen. Vi ønsker derfor å justere for tidsforsinkede effekter. Avhengig av hvilke variabler man lagrer, oppnås ulike typer dynamiske modeller. Valg av modell er en avveining mellom en rikt spesifisert modell på bekostning av frihetsgrader, eller en enklere modell som i større grad ivaretar statistisk validitet. Ved å teste for autokorrelasjon<sup>26</sup> ved ulike dynamiske spesifiseringer av modellen har vi kommet frem til at en «partial adjustment»-modell, der kun den avhengige variabelen er tidsforsinket, er mest hensiktsmessig. Tilpasningstiden eller justeringshastigheten er her antall lag, og uttrykker hvor mange perioder det tar før virkningen av endringer i forklaringsvariablene blir fullstendig reflektert i den avhengige variabelen.

## 6.3 Datakilder

### 6.3.1 Data for konjunkturindikatorer

Det vanligste målet på økonomisk aktivitet i et land er bruttonasjonalprodukt (BNP). Bruttonasjonalprodukt er «et mål på samlet verdiskaping i et land og inkluderer all markedsrettet næringsvirksomhet, samt offentlig forvaltning, ideelle organisasjoner og produksjon for eget forbruk» (SSB, 2010). Vi benytter kvartalsvise BNP-tall fra produksjonssiden fra *Statistiska Centralbyrån* i faste 2000-kroner. For å skille ut sesongeffekter benytter vi en enkel form for manuell sesongjustering fra Wooldridge (2006). Vi gjennomfører en regresjon av BNP mot kvartalsdummyer  $q_2$ - $q_4$ . Residualene ( $\check{y}$ ) er da gitt ved:

$$\check{y}_t = y_t - \beta_0 - \beta_1 q_2 - \beta_2 q_3 - \beta_3 q_4$$

og tilsvarer nå tidsserien uten sesongvariasjon.<sup>27</sup> Videre LN-transformeres den sesongjusterte BNP-variabelen. For å skille de sykliske utslagene fra den langsiktige veksten i BNP benytter vi videre et Hodrick-Prescott filter med  $\lambda$ -parameter lik 1600. Vi får da to variabler, en for langsiktig BNP-vekst (trend), og en for forskjellen mellom faktisk BNP og trend (produksjonsgapet) som representerer konjunktursyklene. Variabelen for avvik fra trend deles

<sup>26</sup> Vi benytter en Ljung-Box test for autokorrelasjon av høyere orden. Resultatene fra testen finnes i appendiks A.

<sup>27</sup> Variabelen for reklameomsetning inneholder også betydelig sesongvariasjon, dette kontrolleres det imidlertid for direkte i modellen ved å benytte sesongdummyer.

videre i positive og negative sjokk (positive og negative avvik fra trend).<sup>28</sup> Dersom faktisk BNP er større enn langsiktig trend, tar variabelen for positive konjunktursjokk verdien av differansen, og variabelen for negative konjunktursjokk tar verdien 0. Dersom faktisk BNP er mindre enn langsiktig trend, tar variabelen for positive konjunktursjokk verdien 0, og variabelen for negative konjunktursjokk verdien av differansen. Variabelen for negative sjokk multipliseres deretter med -1. Koeffisienten til den negative effekten får dermed negativt fortegn og tolkningen blir mer intuitiv.

Vi kan også benytte estimater for *husholdningenes forbruk* som mål for konjunktursvingninger. Svingninger i aggregert konsum kan imidlertid slå forskjellig ut på ulike mediekkanaler. Det kan være forskjell i hva slags type reklame de ulike mediene tiltrekker seg (rubrikk, merkevare, o.l.). Dermed kan konsum som konjunkturindikator skape skjevheter i sammenligningen mellom mediene. Et annet mål for konjunktursvingninger er *arbeidsledighet*. Ved å bruke ledighetsrater unngår vi blant annet å måtte justere for langsiktige veksttrender for å klassifisere høy- og lavkonjunkturer. Et problem med dette konjunkturmålet er at *Statistiska Centralbyrån* i Sverige flere ganger har lagt om målingene av arbeidsledighet i tidsperioden av interesse, bl.a. for å harmonisere med EU-standarden. Det er derfor vanskelig å benytte denne indikatoren i analysen.

### 6.3.2 Data for kanaloppslutning

For å kunne modellere variabelen for kanaloppslutning må vi finne universelle oppslutningsmål som kan gi meningsfulle sammenligninger mellom mediene. Klikk-, opplags- og seertall er hyppig brukte mål på oppslutning for henholdsvis nettsider, aviser og TV-kanaler. Dette er også tall som brukes aktivt av mediene for å tiltrekke seg reklamekjøpere. Det er imidlertid ikke uproblematisk å sammenligne antall avislesere med antall radiolyttere eller antall sidevisninger av en nettside. Et alternativ mål for oppslutning er tid brukt på hvert enkelt medium. I Nordicoms *Mediebarometer* kartlegges svenske medievaner.<sup>29</sup> I Mediebarometeret intervjues rundt 4000 svensker om tilgang til, og bruk av ulike medier. Et av målene de bruker er antallet minutter brukt på hvert enkelt medium en gjennomsnittsdag. Dette oppslutningsmålet er både representativt, sammenlignbart og konsistent over tid, og det virker rimelig at tallene reflekterer de endringene i medievaner som

<sup>28</sup> Etter Levestein og Suslow (2006)

<sup>29</sup> Nordicom er et nordisk informasjonssenter for media and kommunikasjonsforskning, ved Gøteborg Universitet.

ligger bak langsiktige trender, som papiravisenes inntektsfall og den eksplosive veksten i internettbruk. For å gjøre dataene fra Nordicom egnet til analyse må vi justere enkelte av tidsseriene.<sup>30</sup> Nordicoms mål av daglig avisbruk, har siden år 2000 inkludert nettaviser. Dette har vi justert for ved å trekke fra andelen som utelukkende leser aviser på nett (Nordicom, 2009c).<sup>31</sup> Nordicom skiller ikke ut antall minutter brukt på kommersiell radiolytting. For oss er det tiden brukt på reklamefinansiert mediekonsum som er relevant. For å justere Nordicom-tallene bruker vi de offisielle radiolytting-tallene fra Nordicom. Vi trekker fra andelen tid brukt på kommersielle radiokanaler, basert på de offisielle lyttertallene fra TNS Sifo (TNS Sifo Årsrapporter 1999-2009). Nordicoms minuttmaal for TV-, tidsskrift- og internettbruk benyttes som de er.

### 6.3.3 Dickey-Fuller test for stasjonærhet

Før vi kan benytte de ulike variablene i regresjonsmodellene tester vi om de er stasjonære. Vi benytter den Augmenterte Dickey-Fuller testen. En grafisk inspeksjon viser at enkelte har trendlignende egenskaper. Med Scwertz-formel beregnes maks antall lag vi kan inkludere i testen. Deretter eliminerer vi alle ikke-signifikante lag. Dersom vi beholder nullhypotesen kan vi ikke utelukke at tidsserien har en såkalt enhetsrot og dermed er ikke-stasjonær. Resultatene fra testene vises i tabell 6.1.

Vi kan forkaste  $H_0$  om ikke-stasjonære tidsserier for omsetningsvariabelen for samtlige hovedmedier på 10 %-nivå. Oppslutningsvariabelen er stasjonær for alle medier, utenom radio. Vi velger likevel å gå videre med tidsserien. For tidsseriene for omsetning i undergruppene kan vi forkaste  $H_0$  for alle kanaler bortsett fra for undergruppen rubrikk. For tidsseriene for kanalbruk i undergruppene kan vi forkaste  $H_0$  for alle medier bortsett fra kveldsavis.

---

<sup>30</sup> Justeringene har vært gjort i samråd med fagansvarlig for Mediebarometeret i Nordicom, Ulrika Facht.

<sup>31</sup> 2009-tall var ikke offentliggjort, men vi fikk disse fra Nordicom på direkte forespørsel.

**Tabell 6.1: Augmented Dickey-Fuller test**

Variabel	n	Test statistikk	P-verdi	Lag
Ln BNP-avvik (HP)	64	-3,27***	0,0020	5
Ln Positive BNP-avvik	64	-2,984**	0,0364	5
Ln Negative BNP-avvik	64	-2,836*	0,0533	1
Ln(Omsetning) Dagspresse	64	-3,555**	0,0339	4
Ln(Omsetning) Tidsskrift	60	-2,79*	0,0598	8
Ln(Omsetning) TV	60	-3,26*	0,0730	8
Ln(Omsetning) Radio	44	-3,29*	0,0679	8
Ln(Omsetning) Internett	44	-3,434**	0,0471	4
Ln (Kanalbruk) Avis	16	-4,112***	0,0009	6
Ln (Kanalbruk) Tidsskrift	15	-3,269**	0,0163	5
Ln (Kanalbruk) TV	15	-4,076***	0,0068	4
Ln (Kanalbruk) Radio	11	-2,081	0,5570	0
Ln (Kanalbruk) Internett	11	-4,672***	0,0008	3
Ln(Omsetning) Storbyavis	64	-3,182*	0,0881	4
Ln(Omsetning) Lokalavis	64	-3,278*	0,0699	9
Ln(Omsetning) Kveldsavis	64	-3,326*	0,0621	8
Ln(Omsetning) Populærtidsskrift	64	-3,227**	0,0185	7
Ln(Omsetning) Fagtidsskrift	60	-2,978**	0,0370	2
Ln(Omsetning) Display	40	-5,349***	0,0000	4
Ln(Omsetning) Rubrikk	40	-2,979	0,1380	5
Ln(Omsetning) Søkord	24	-3,441**	0,0462	9
Ln(Kanalbruk) Storbyavis	16	-4,208***	0,0044	0
Ln(Kanalbruk) Lokalavis	16	-4,208***	0,0044	0
Ln(Kanalbruk) Kveldsavis	16	-2,573	0,2926	0
Ln(Kanalbruk) Populærtidsskrift	16	-3,336**	0,0134	0
Ln(Kanalbruk) Fagtidsskrift	15	-8,646***	0,0000	5
Ln (Kanalbruk) Internett <sup>32</sup>	11	-4,672***	0,0008	3

Stjerner indikerer signifikans på ulike nivåer: \* < 0.10, \*\* < 0.05, \*\*\* < 0.01

<sup>32</sup> Vi bruker samme mål for kanaloppslutning for undergruppene av Internett som for hovedkategorien

## 6.4 Formulering av modeller

Over har vi drøftet våre antagelser om de kvalitative sammenhengene som påvirker mediens reklameomsetning, hvilke datakilder vi har tilgjengelig for å modellere disse sammenhengene og gjennomført forberedende tester av de aktuelle tidsseriene. Vi kan nå skissere modellene vi ønsker å estimere.

Modell I (a) modellerer reklameomsetningen for enkeltmedier. Vi antar at reklameomsetning i periode ( $t$ ) avhenger av reklameomsetning i tidligere perioder ( $t - k$ ), økonomisk aktivitet (trend og sjokk) og mediets oppslutning (kanalbruk). Kvartalsdummyer kontrollerer for sesongvariasjon. Modell I (b) er en utvidelse av modell I (a), der vi skiller variabelen for konjunktursjokk i separate variabler for positive og negative konjunktursvingninger. I denne modellen antar vi altså at reklameomsetning i periode ( $t$ ) avhenger av reklameomsetning i tidligere perioder ( $t - k$ ), langsiktig økonomisk vekst (trend), høy- og lavkonjunkturer i økonomien (positive og negative sjokk), samt oppslutning rundt mediet. Kvartalsdummyer kontrollerer for sesongvariasjon.

### Modell I (a) for enkeltmediene:

$$Z_t = \alpha_0 + \sum_{t-k}^k \varphi Z_{t-k} + \beta_k TREND\_HP_t + \beta_k SJOKK\_HP_t + \beta_k Kanalbruk_t + \sum_4^2 \beta_k D_q + \varepsilon_t$$

Der  $\sum_{t-k}^k \varphi Z_{t-k}$  er effekten av reklameomsetning ( $Z$ ) fra tidligere perioder ( $t - k$ ) på reklameomsetning i inneværende periode ( $t$ ).  $TREND\_HP$  er variabelen for den HP-filtrerte langsiktige veksten i BNP,  $SJOKK\_HP$  representerer konjunktursyklene, og  $Kanalbruk$  modellerer effekten av endringer i oppslutning. Variablene  $Z$ ,  $TREND\_HP$ ,  $SJOKK\_HP$  og  $Kanalbruk$  LN-transformeres.  $\sum_4^2 \beta_k D_q$  representerer dummyvariabler for kvartalene andre til fjerde kvartal. Feilledet,  $\varepsilon_t$  inneholder alle andre faktorer som påvirker  $Z$ .

**Modell I (b) for enkeltmediene:**

$$Z_t = \alpha_0 + \sum_{t-k}^k \varphi Z_{t-k} + \beta_k TREND\_HP_t + \beta_k POS\_HP_t + \beta_k NEG\_HP_t + \beta_k Kanalbruk_t + \sum_4^2 \beta_k D_q + \varepsilon_t$$

Variabelen *SJOKK\_HP* fra modell I (a) er nå erstattet med variablene *POS\_HP* og *NEG\_HP*, der *POS\_HP* representerer effekten av positive konjunktursykler og *NEG\_HP* representerer effekten av negative konjunktursykler.

**Modell for paneldata:**

For å kunne teste om det finnes signifikante forskjeller i konjunkturfølsomhet mellom mediene formulere vi også en modell for paneldata,<sup>33</sup> Datasettet for Modell II struktureres derfor som et paneldatasett der kanalene er individene vi studerer over tid. For å kontrollere for kanalspesifikk heterogenitet benytter vi dummyvariabelestimering. Vi inkluderer dummyvariabler ( $D_i$ ) for alle medier utenom én referansekategori.  $\alpha_0$  i modellen er konstantledd til referansekategorien, og  $\beta_k D_i$  blir skiftparametre for de øvrige medienes konstantledd. Mediedummyene fanger opp mediespesifikk variasjon, og heterogeniteten trekkes derfor eksplisitt frem i modellen. For å undersøke om det finnes systematiske forskjeller i konjunkturfølsomhet mellom ulike mediekanaler, inkluderer vi også interaksjonsledd<sup>34</sup> mellom kanaldummyene og sjokkvariablene. Koeffisienten for interaksjonsleddene fungerer som individuelle helningsparametre for den aktuelle kanal.

**Modell II:**

$$Z_{it} = \alpha_0 + \sum_{t-k}^k \varphi Z_{it-k} + \beta_k TREND\_HP_t + \beta_k POS\_HP_t + \beta_k NEG\_HP_t + \beta_k Kanalbruk_{it} + \sum_5^2 \beta_k D_i + \sum_4^2 \beta_k D_q$$

<sup>33</sup> Et paneldatasett er en kombinasjon av tidsserie og tverrsnittdata der en gruppe individer, her kanaler, følges over en gitt tidsperiode. For nærmere beskrivelse se kapittel 5.

<sup>34</sup> Også kalt differential slope dummy coefficients (Gujarati et al. 2009)

$$+ \sum_5^2 \beta_k [D_i \times POS\_HP_t] + \sum_5^2 \beta_k [D_i \times NEG\_HP_t] + \varepsilon_t$$

Der  $\sum_{t-k}^k \varphi Z_{it-k}$  er effekten av reklameomsetning ( $Z$ ) fra tidligere perioder ( $t - k$ ) på reklameomsetning i inneværende periode ( $t$ ) for kanal  $i$ ,  $TREND\_HP$  er variabelen for den HP-filtrerte langsiktige veksten i BNP,  $POS\_HP$  representerer effekten av positive konjunktursykler og  $NEG\_HP$  representerer effekten av negative konjunktursykler.  $Kanalbruk$  modellerer effekten av endringer i oppslutning for kanal  $i$ .  $\sum_5^2 \beta_k D_i$  representerer dummyvariabler for kanalene: tidsskrift ( $i = 2$ ), TV ( $i = 3$ ), radio ( $i = 4$ ) og Internett ( $i = 5$ ), og tilsvarende for undergruppene. Interaksjonsleddene  $\sum_5^2 \beta_k [D_i \times POS\_HP_t]$  representerer interaksjonene mellom kanalene og positive konjunktursjokk, og interaksjonsleddene  $\sum_5^2 \beta_k [D_i \times NEG\_HP_t]$  representerer interaksjonene mellom kanalene og negative konjunktursjokk.



## 7.0 Økonometrisk analyse

I denne delen av utredningen presenteres de empiriske analysene. Hovedstrukturen er som følger: I avsnitt 7.1 beskrives dataene ved hjelp av deskriptiv statistikk og grafiske analyser. Vi ser på utviklingen i mediekanalenes reklameomsetning og oppslutning, samt BNP-utvikling over tid. I avsnitt 7.2 gjennomgår vi resultatene av regresjonsanalyser av modellene fra kapittel 6. Tabell 7.3a viser resultatene av modell I (a) hvor BNP-sjokk forklarer svingninger i reklameomsetning i de ulike mediene, og modell I (b) der variabelen for BNP-sjokk er skilt i høy- og lavkonjunkturer. Tabell 7.3 b viser de langsiktige effektene av BNP-sjokk. Tabell 7.4 gjengir resultatene fra modell II, hvor observasjonene er samlet til et paneldatasett. Gjennom interaksjonsledd tester vi om det finnes signifikante forskjeller i konjunkturfølsomhet mellom kanalene. I tabell 7.5 vises resultatene av modell I (b) for ulike typer aviser (storby-, lokal- og kveldsaviser), tidsskrifter (populær- og fagtidsskrifter) og internettannonsering (banner, rubrikk og søkeord). Tabell 7.6 viser resultatene av modell II for paneldatasett av undergruppene. Vi undersøker om det finnes signifikante forskjeller i konjunkturfølsomhet mellom undergruppene. I del 7.3 drøfter vi funnene fra de empiriske analysene, i del 7.4 gjennomgår vi begrensninger ved analysene, og i del 7.5 validerer vi resultatene.

### 7.1 Deskriptiv statistikk

#### 7.1.1 BNP-utvikling

Tidsserien for sesongjustert kvartalsvis bruttonasjonalprodukt for svensk økonomi fra perioden 1994-2009 er vist i figur 7.1a<sup>35</sup>. Sammen med tidsserien vises den HP-filtrerte trenden.<sup>36</sup> Grafen viser en relativt ujevn oppadgående trend, og konjunkturelle svingninger rundt denne. I figur 7.1b vises avviket fra trenden over tid, slik at konjunktursyklene tydeliggjøres. Vi ser en innhentingsperiode etter 90-tallskrisen frem mot 1995, med ny lavkonjunktur fra 1996 til 1999, ekspansjon fra 1999, og høykonjunktur frem mot 2001 og IT-boblens topp. En ny lavkonjunktur følger fra 2001/2002 til 2006. Deretter innhenting, og økonomien opplever den seneste høykonjunkturen. I løpet av høsten 2008 går økonomien inn i en ny lavkonjunktur. Nedgangen i økonomien sammenfaller med en internasjonal økonomisk tilbakegang. Vi ser at Sverige ble hardt rammet av den internasjonale

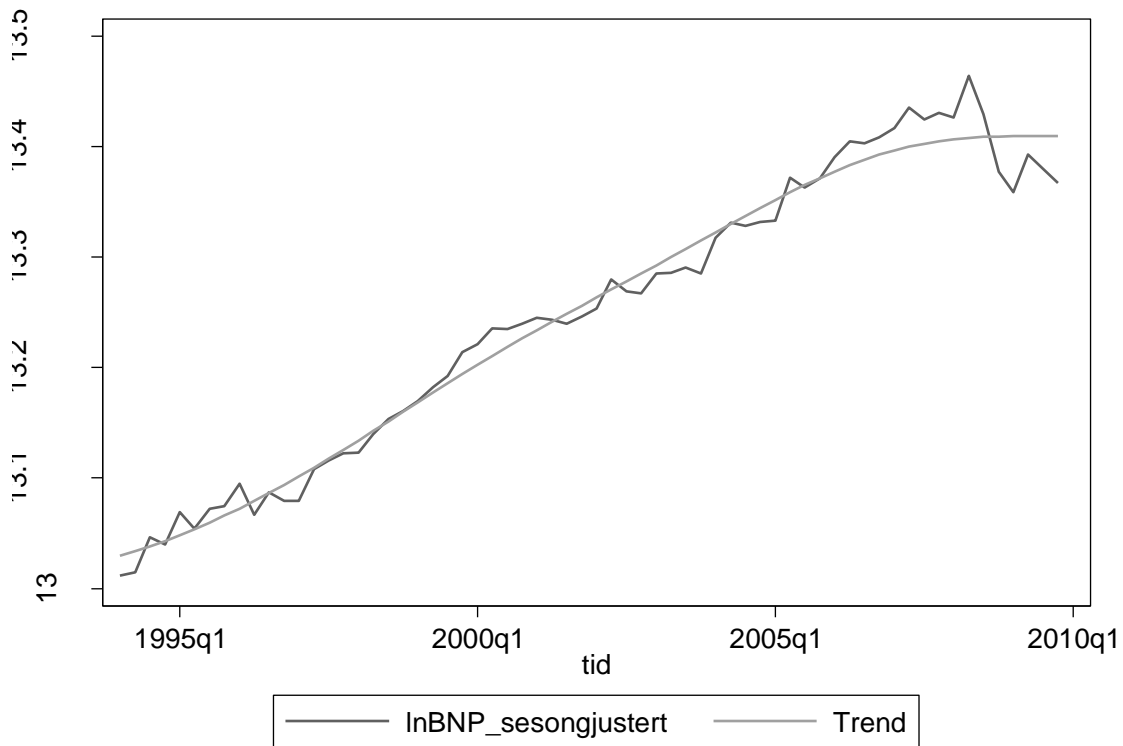
<sup>35</sup> Tidsserien er LN-transformert

<sup>36</sup> For å kompensere for endepunktproblematikk er trenden regnet fra en lengre tidsserie enn det som er benyttet i oppgaven.

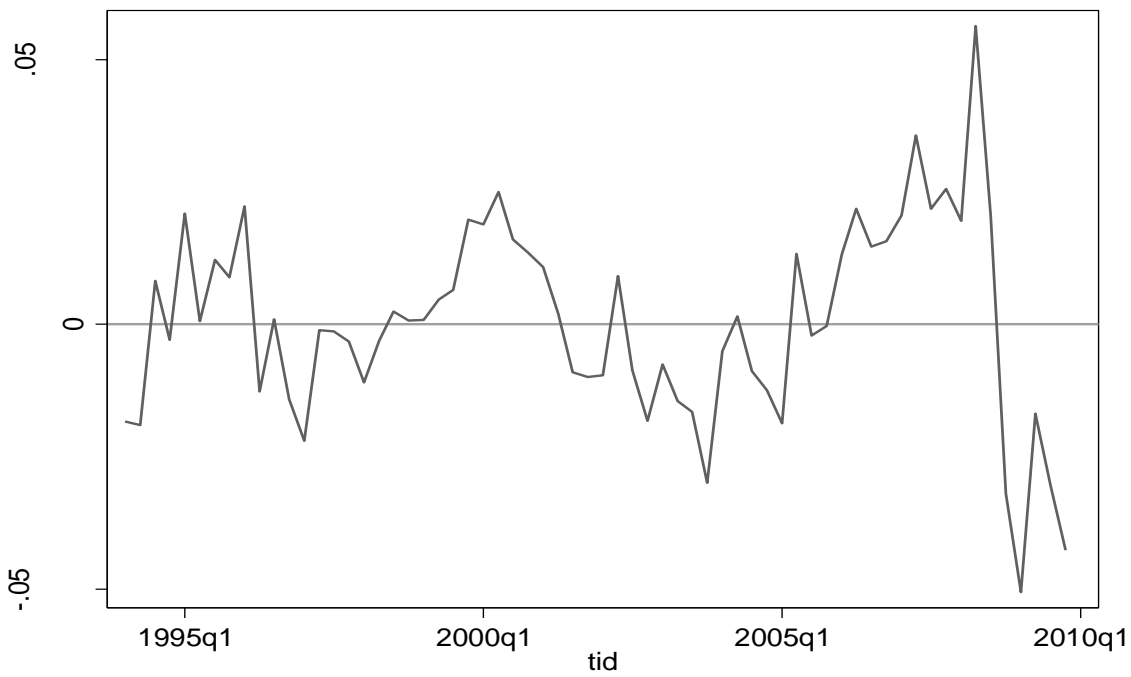
finanskrisen,<sup>37</sup> med et BNP-fall på 6,5 % første kvartal 2009 sammenliknet med tilsvarende kvartal året før.

---

<sup>37</sup> Den Norske ambassaden i Sverige: <http://www.norge.se/en/Norsk/fakta/okonomi/>



Figur 7.1 a: Sesongjustert BNP 1994-2009 (Statistiska Centralbyrån 2010) med HP-trend



Figur 7.1 b: BNP-avvik 1994-2009

### 7.1.2 Reklameomsetning

Tabell 7.1 viser deskriptiv statistikk for omsetningsvariabelen.<sup>38</sup> Vi ser at det er forskjeller i lengde på tidsseriene. Blant hovedgruppene har eksempelvis avismediet 64 observasjoner, fra perioden 1994 til 2009, mens Internett og radio har 44 observasjoner, fra perioden 1999 til 2009. Det er også betydelige forskjeller i relativ størrelse på de ulike kanalenes omsetning. Omsetning for dagsaviser har en gjennomsnittsverdi på 2007,3 millioner svenske kroner i kvartalet, mens gjennomsnittlig omsetning i radiomediet er på 133,0 millioner svenske kroner i kvartalet.<sup>39</sup>

**Tabell 7.1:** Deskriptiv statistikk for omsetningsvariabelen

Kanal	Gjennomsnitt	Standardavvik	Min	Max	n	Tidsperiode
Dagsavis	2007,3	291,3	1256,5	2599,1	64	1994q <sub>1</sub> -2009q <sub>4</sub>
Tidsskrift	514,4	104,6	297,2	740,4	60	1995q <sub>1</sub> -2009q <sub>4</sub>
TV	872,6	215,0	413,5	1324,0	60	1995q <sub>1</sub> -2009q <sub>4</sub>
Radio	133,0	24,43	87,27	176,14	44	1999q <sub>1</sub> -2009q <sub>4</sub>
Internett	522,5	347,75	83,83	1301,48	44	1999q <sub>1</sub> -2009q <sub>4</sub>
Storbyavis	842,22	176,60	410,42	1216,6	64	1994q <sub>1</sub> -2009q <sub>4</sub>
Lokalavis	990,2	116,02	702,12	1227,53	64	1994q <sub>1</sub> -2009q <sub>4</sub>
Kveldsavis	174,56	32,68	114,58	235,32	64	1994q <sub>1</sub> -2009q <sub>4</sub>
Populærtidsskrift	153,64	29,10	98,62	219,02	64	1994q <sub>1</sub> -2009q <sub>4</sub>
Fagtidsskrift	358,68	88,47	191,88	591,61	60	1995q <sub>1</sub> -2009q <sub>4</sub>
Internett display	226,37	132,32	54,26	499,18	40	2000q <sub>1</sub> -2009q <sub>4</sub>
Internett rubrikk	225,89	84,181	73,72	405,67	40	2000q <sub>1</sub> -2009q <sub>4</sub>
Søkeordmarkedsføring	173,25	124,29	17,17	386,98	24	2001q <sub>1</sub> -2009q <sub>4</sub>

Det er også store forskjeller i relativ størrelse på omsetning i de ulike undergruppene. Omsetning for storbyavis har en gjennomsnittsverdi på 872,6 millioner svenske kroner i kvartalet, mens gjennomsnittlig omsetning for lokalavis er på 990,2 millioner svenske kroner i kvartalet. Gjennomsnittlig omsetning for fagtidsskrift er på 358,68 millioner svenske kroner i kvartalet, noe som er betraktelig mer enn omsetning i populærtidsskrift som har en gjennomsnittlig omsetning på 153,64 millioner svenske kroner i kvartalet.

Figur 7.2 til 7.6 viser grafiske fremstillinger av omsetningsutviklingen for mediekanalene. De faktiske tidsseriene bærer preg av sesongeffekter, og det er derfor lagt inn hjelpelinjer for å

<sup>38</sup> Her på level-form.

<sup>39</sup> Alle tall i faste 2000-SEK

markere utviklingstrendene bedre. Hjelpelinjen er basert på fem måneders glidende gjennomsnitt.

I figur 7.2 illustreres omsetningsutvikling i avismediet fra første kvartal 1994 til siste kvartal 2009. Grafen avdekker en nedadgående trend fra år 2001 og frem til i dag. Det synes imidlertid også å være klare opp- og nedgangskonjunkturer. Fra 1994 til 2000 ser vi en jevn oppadgående trend, med en liten nedtur rundt 1996, nedgang fra 2000 til 2004, og en innhentingsperiode fra 2005 til 2007. En ny nedgangsperiode følger fra 2008. Høyeste registrerte omsetning i perioden var 2599,1 millioner i andre kvartal år 2000, mens laves registrerte var 1256,5 i tredje kvartal 2009.<sup>40</sup>

Omsetningsutvikling for tidsskrift vises i figur 7.3. Vi ser et fall i omsetning fra år 2001 til år 2003, deretter innhenting frem til 2007, med et nytt fall fra 2007. Høyeste registrerte omsetning i perioden var 740,4 millioner i andre kvartal år 2000, mens laves registrerte var 297,2 i tredje kvartal 2005. Tredje kvartal 2009 var imidlertid omsetningen neste tilbake på 1995-nivå igjen, med en omsetning på 331,87 millioner svenske kroner.

Omsetningen for TV, vist i figur 7.4, antyder en oppadgående trend. Vi ser imidlertid det samme karakteristiske fallet fra år 2001 til rundt 2003, og innhenting frem mot 2007. Det er imidlertid ingen klar nedgang igjen fra 2007. Høyeste registrerte omsetning i perioden var 1324,0 millioner i fjerde kvartal år 2008, mens laves registrerte var 413,5 i tredje kvartal 1995.

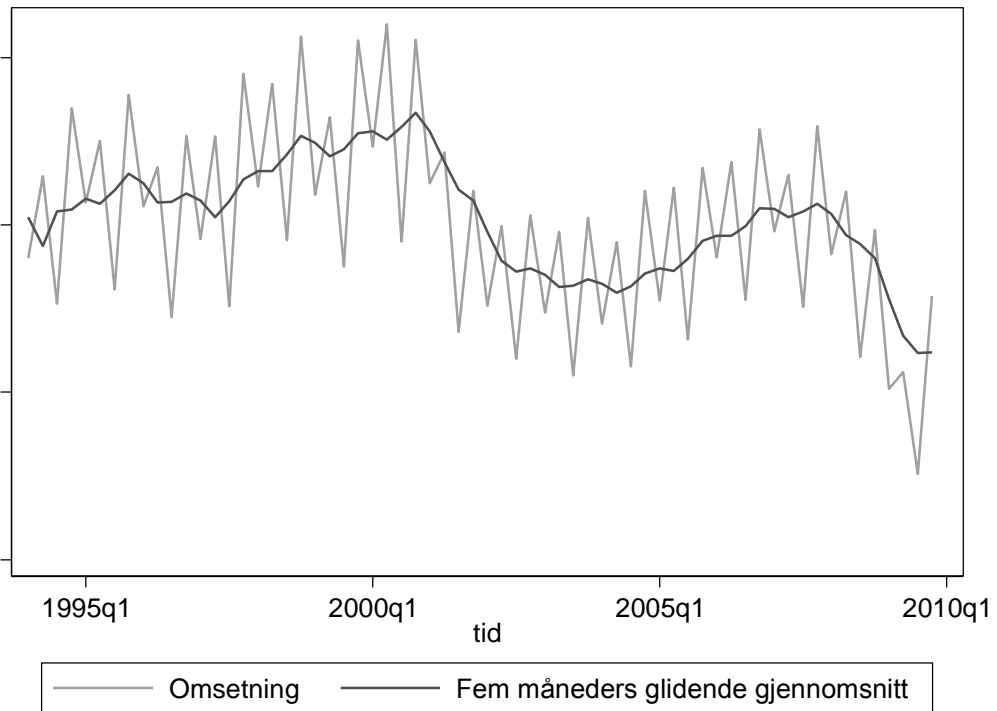
Figur 7.5 illustrerer omsetningsutvikling i radio. Grafen antyder også her store svingninger over tid. Vi ser en nedgang fra år 2001 til 2004, og innhenting frem mot 2007 før omsetningen flater ut. Høyeste registrerte omsetning i perioden var 176,14 millioner i andre kvartal år 2008, mens laves registrerte var 87,27 i første kvartal 2003.

Omsetningsutvikling for Internett, vist i figur 7.6, viser at dette mediet har hatt noe annerledes utvikling enn de øvrige. Vi ser en tydelig oppadgående trend med få svingninger. Høyeste registrerte omsetning i perioden var 1310,48 millioner i fjerde kvartal år 2009, mens laves registrerte var 83,83 i første kvartal 1999.

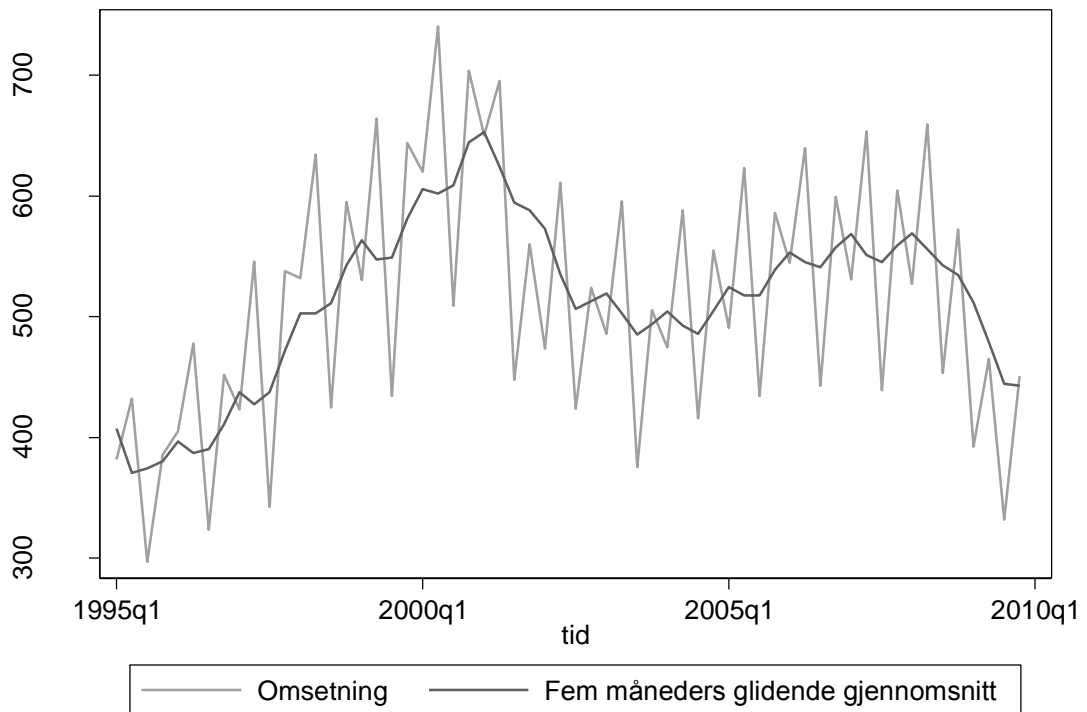
---

<sup>40</sup> Alle tall i faste 2000-SEK

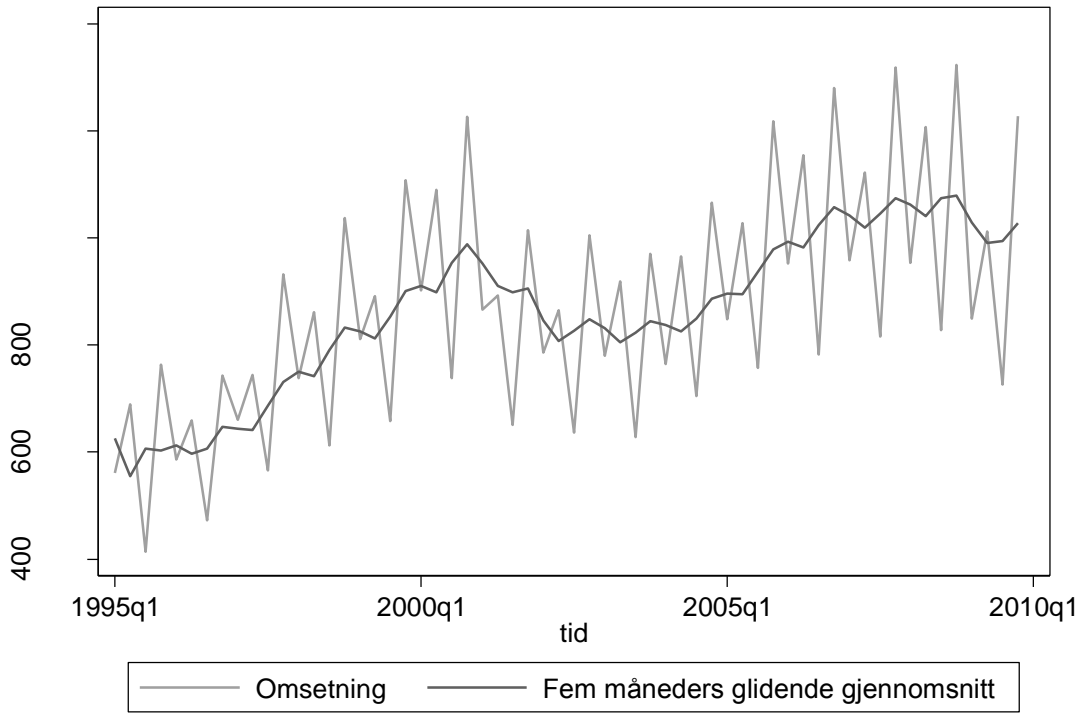
I figur 7.7 er omsetningsutviklingen vist ved fem måneders glidende gjennomsnitt for hvert av mediene. Alle viser tegn til å følge det samme underliggende konjunkturrelle mønsteret, men på ulike nivåer og i ulik grad. Omsetning i TV, Internett (og radio) viser oppadgående tendenser over tid, mens avis og tidsskrift viser nedadgående tendenser over tid, særlig etter 2001. Avis er fremdeles det klart største annonseringsmediet, etterfulgt av Internett som i 2009 gikk forbi TV-mediet. Radio har gjennom hele perioden vært det minste annonsemediet.



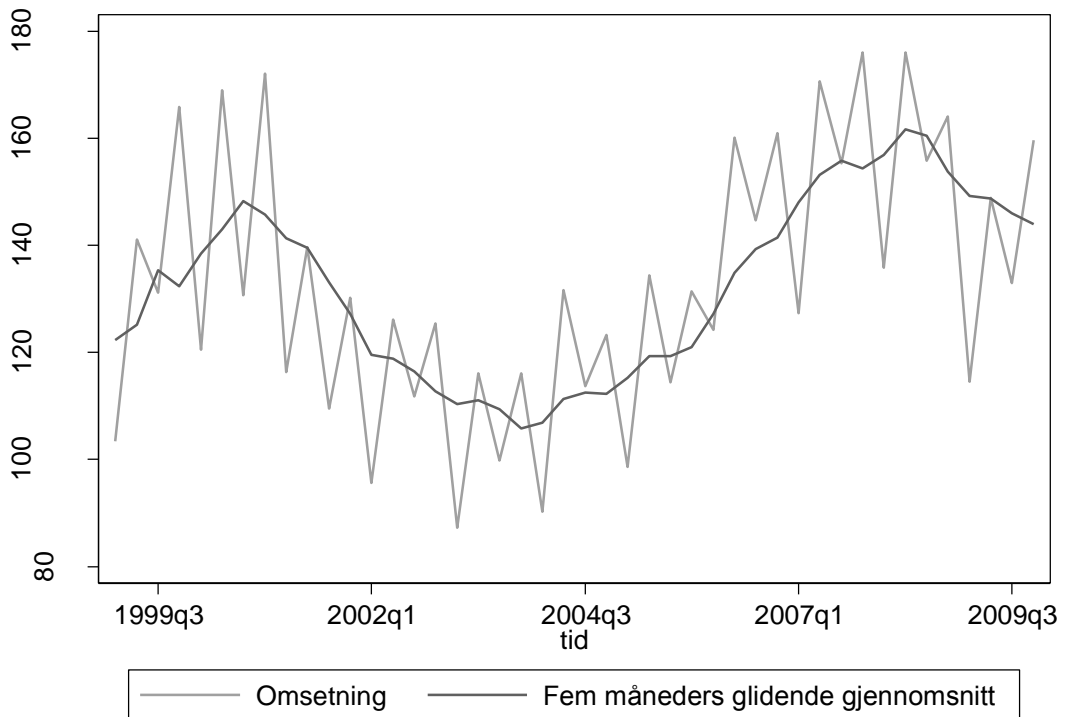
Figur 7.2: Omsetningsutvikling avis 1994-2009



Figur 7.3: Omsetningsutvikling tidsskrift 1995-2009

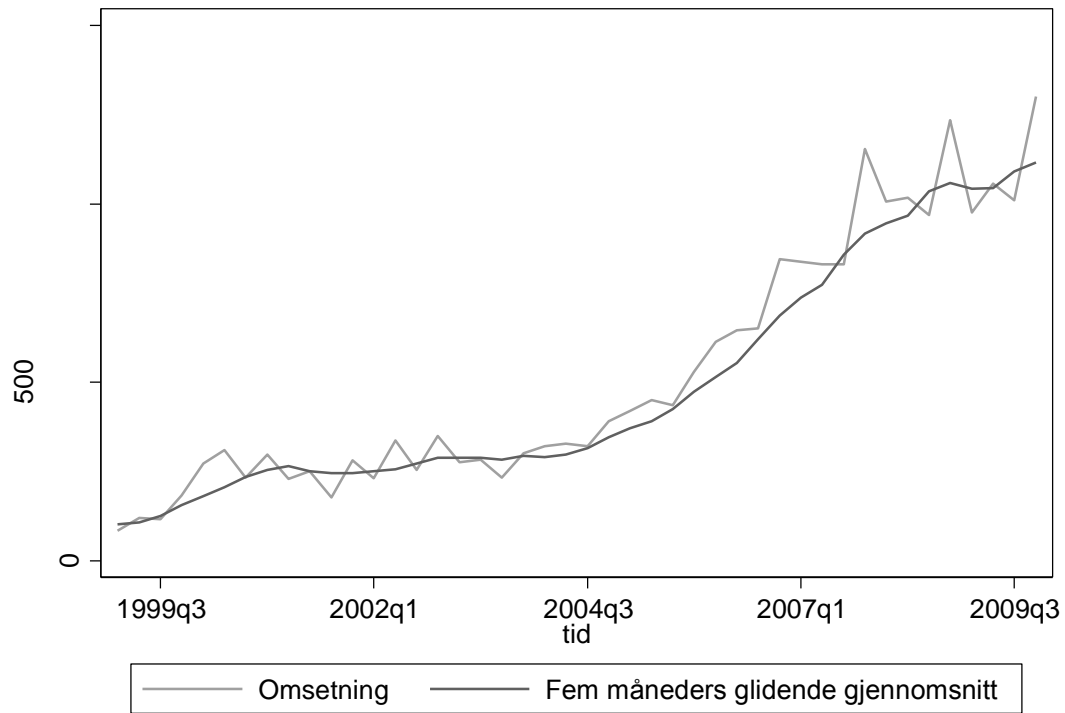


**Figur 7.4:** Omsetningsutvikling TV 1995-2009

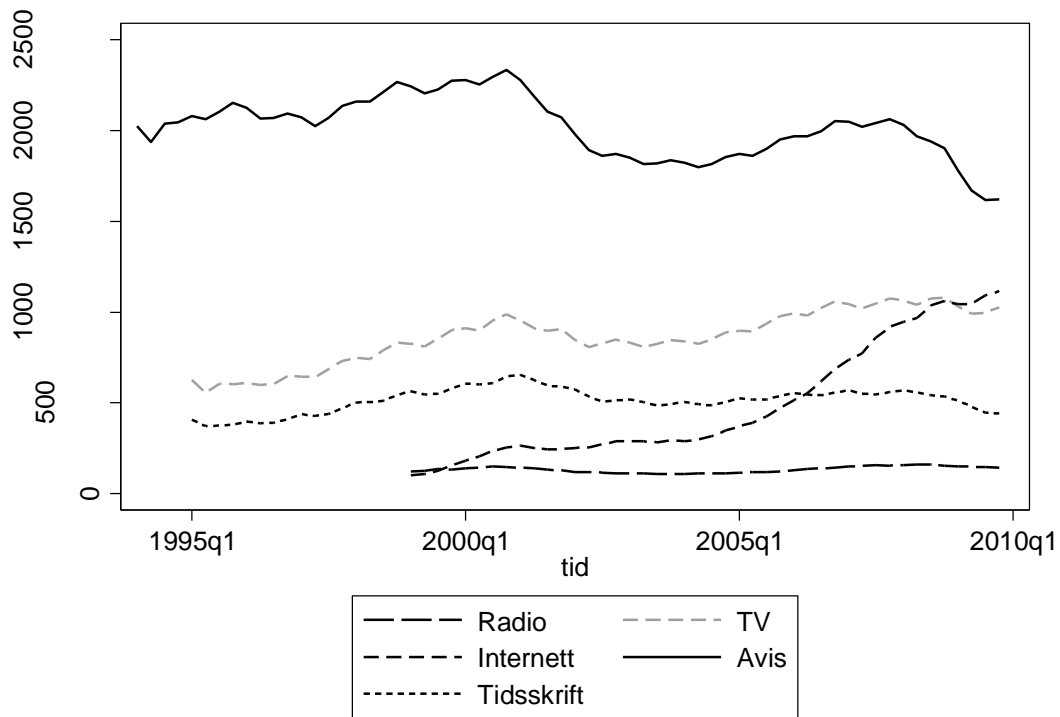


**Figur 7.5:** Omsetningsutvikling radio 1999-2009





**Figur 7.6:** Omsetningsutvikling Internett 1999-2009



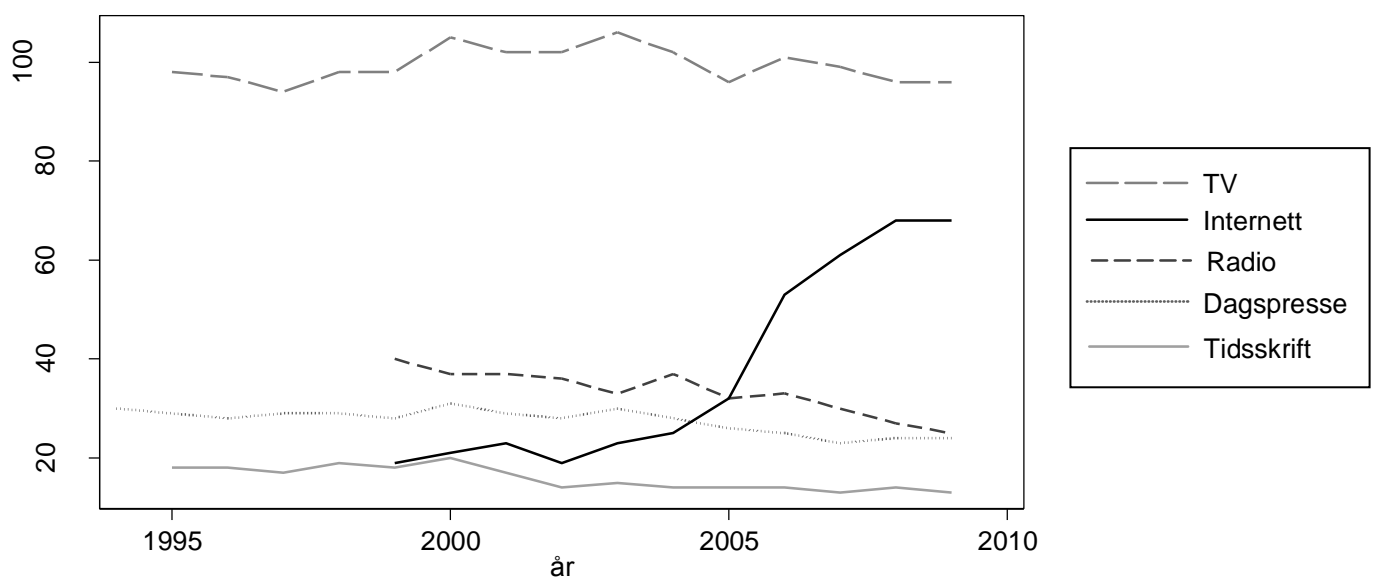
**Figur 7.7:** Utvikling omsetning 1994-2009

### 7.1.3 Oppslutning

Tabell 7.2 viser deskriptiv statistikk for oppslutningsvariabelen, kanalbruk, målt som antall minutter brukt på de ulike mediene en gjennomsnittsdag. TV har den største gjennomsnittlige daglige brukstiden med et gjennomsnitt på 99,33 minutter daglig i perioden, etterfulgt av Internett som har en gjennomsnittlig minuttbruk på 37,45 minutter. Internett har størst spredning i verdiene, fra 19 minutter til 68 minutter. Fra figur 7.8 ser vi at kanalbruken for mediekanalene radio, avis og tidsskrift alle går i negativ retning. Kanalbruk for Internett har oppadgående trend, mens TV ligger stabilt rundt 100 minutter.

**Tabell 7.2:** Deskriptiv statistikk for kanalbruk

Kanal	Gjennomsnitt	Standardavvik	Min	Max	Antall obs.	Tidsserie
Avis	27,5625	2,4212	23	31	16	1994-2009
Tidsskrift	15,8667	2,3563	13	20	15	1995-2009
TV	99,333	3,5187	94	106	15	1995-2009
Radio	33,3636	4,6319	25	40	11	1999-2009
Internett	37,4545	20,5346	19	68	11	1999-2009
Storbyavis	21,1250	0,8850	20	23	16	1994-2009
Lokalavis	21,1250	0,8850	20	23	16	1994-2009
Kveldsavis	6,00	1,3663	4	8	16	1994-2009
Populærtidsskrift	10,1250	0,7188	9	12	16	1994-2009
Fagtidsskrift	15,00	2,1201	3	9	15	1995-2009
Internett display	39,30	20,6616	19	68	10	2000-2009
Internett rubrikk	39,30	20,6616	19	68	10	2000-2009
Internett søkeord	51,1667	18,541	25	68	6	2004-2009



**Figur 7.8:** Utvikling kanalbruk 1994-2009 (Nordicom, 2010)

## 7.2 Empiriske resultater

I dette avsnittet presenteres resultatene fra våre økonometriske analyser. Avsnitt 7.2 er strukturert som følger: I del 7.2.1 undersøker vi i hvilken grad *enkeltmediene* påvirkes av oppgangs- og nedgangskonjunkturer. I del 7.2.2 studerer vi om det finnes signifikante forskjeller i konjunkturfølsomhet *mellom* mediene. I del 7.2.3 studerer vi konjunkturfølsomhet for undergrupper av mediekanalene; vi ser på ulike typer aviser, tidsskrifter og internettannonsering.

### 7.2.1 Modell for enkeltmedier

Tabell 7.3 (a) og (b) viser regresjonsresultatene for enkeltmediene. Hvert medium har to kolonner i tabellen. I den første kolonnen ser vi på hvordan økonomiske konjunkturer forklarer svingninger i reklameomsetning i mediene (jfr. Modell I a). I den neste kolonnen har vi delt avviksvariabelen i positive og negative avvik fra trend (jfr. Modell Ib)<sup>41</sup>. Tabell 7.3 (b) viser de langsiktige effektene av konjunkturrelle svingninger, og de langsiktige effektene av positive og negative sjokk. Med utgangspunkt i kolonne to for hvert medium vil vi i det videre gjennomgå størrelse, retning og signifikans for forklaringsvariablene.

### Bransjedynamikk: sesongeffekter

Resultatene i tabell 7.3 (a) viser at det finnes tydelige sesongeffekter i reklameomsetningen for flere av mediene. Samtlige kanaler har en sterkt signifikant høyere omsetning i fjerde kvartal i forhold til referansekategori første kvartal. Omsetningsøkning sett i sammenheng med julehandel er en nærliggende forklaring. Avis, tidsskrift og TV har relativt like sesongmønstre. Alle har høyere omsetning i andre og fjerde kvartal, mens juli- september er dårligere reklamemåneder for disse kanalene. For TV er denne negative sommereffekten signifikant. For radio er mønsteret noe annerledes. Både andre, tredje og fjerde kvartal har signifikant høyere reklameomsetning enn første kvartal. For nett er omsetning signifikant høyere i fjerde kvartal, mens både andre og tredjekvartal har lavere, om enn ikke signifikant lavere, omsetning.

---

<sup>41</sup> Lagstrukturen i modellene baserer seg på Ljung-Box test for autokorrelasjon av høyere orden, der antall lag minimerer autokorrelasjon. Resultater av autokorrelasjonstester følger i appendiks A. Med en lagstruktur med tre lag av avhengig variabel forkastes nullhypotesen om autokorrelasjon for samtlige medier.

Ulike sesongeffekter er interessant fordi det antyder underliggende bransjedynamiske forskjeller i reklamemarkedene for de ulike mediene. Enten ved at ulike typer annonsører trekkes til forskjellige kanaler, eller at bruken av mediene er forskjellig. Det kan eksempelvis tenkes at radio benyttes mer om sommeren, og at omsetningen i disse månedene derfor er høyere for dette mediet.

### **Effekten av endringer i oppslutning**

Variabelen som viser effekten av oppslutningsendringer, kanalbruk, tolkes som følger: en 1 prosent økning i kanalbruk gir en  $\beta$ -prosent endring i reklameomsetning. Vi forventet en positiv sammenheng mellom kanalbruk og omsetning, ved at økt oppslutning rundt et medium skulle gjøre det mer attraktivt for annonsører.

Resultatene i tabell 7.3 (a) viser at en økning i kanalbruk, alt annet konstant, gir en økning i reklameomsetning for mediene dagsavis, tidsskrift og internett. Effekten er signifikant for Internett og tidsskrift. En 1 prosent økning i oppslutning for tidsskrift, gir en estimert økning i omsetning på 0,316 prosent. En 1 prosent økning i bruk av Internett, gir en estimert økning i nettomsetning på 0,498 prosent. Vi ser også at sammenhengen er negativ for TV og radio, noe som i utgangspunktet ikke er logisk. Effekten er imidlertid ikke signifikant. Det er interessant å merke seg at annonseinntekter i kringkastingsmediene dagsavis, TV og radio dermed ikke synes å være spesielt følsom overfor endringer i oppslutning. Omsetningsveksten i internettmediet ser imidlertid ut til å henge nøye sammen med den kraftige veksten i bruk av mediet.

Variabelen som måler kanalbruk har noen svakheter. Blant annet inneholder den for enkelte medier lite variasjon. Variabelen er også korrelert med BNP-trend for enkelte av mediene.<sup>42</sup> Vi studerer kvartalsvise endringer i omsetning, men oppslutningstallene er kun tilgjengelig på årsbasis, disse er dermed «glattet», og fanger ikke opp sesongvariasjon i oppslutningen. Svakheterne ved variabelen kan være mulige forklaringer på hvorfor vi ikke finner flere signifikante sammenhenger for denne effekten.

---

<sup>42</sup> Korrelasjonskoeffisienter  $\ln(\text{BNP-trend})$  og  $\ln(\text{Kanalbruk})$ :  
Dagsavis: -0,7422; Tidsskrift: -0,8569; TV: 0,9570; Radio: -0,8494; Internett: 0,8901

### **Effekten av langsiktige økonomiske trender**

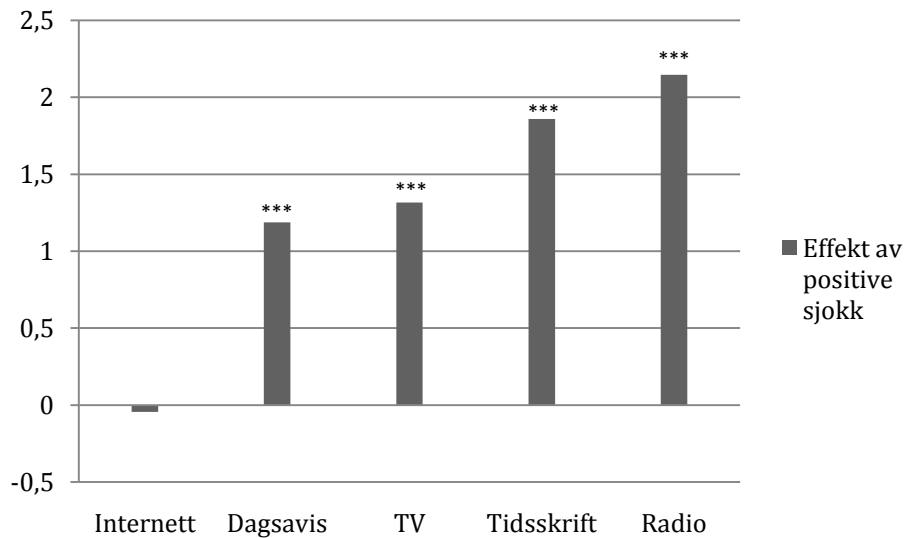
Variabelen som viser effekten av langsiktig BNP-trend tolkes som følger: en 1 prosent økning i BNP-trenden gir en  $\beta_k$  prosent endring i reklameomsetning. Vi forventet i utgangspunktet en positiv sammenheng mellom BNP-trend og reklameomsetning. Vedvarende vekst i økonomien, alt annet konstant, skulle tilsi at reklameomsetningen øker.

Resultatene i tabell 7.3 (a) viser at den langsiktige BNP-trenden har en positiv sammenheng med reklameomsetning for mediene tidsskrift, TV og Internett. For TV og tidsskrift er effekten signifikant. En 1 prosent økning i langsiktig BNP-trend, for TV gir en økning i reklameomsetning på 0,278 prosent, og tilsvarende en 0,429 prosent økning for tidsskrift. For dagspresse er sammenhengen signifikant negativ. Det vil si at en vedvarende vekst i økonomien skulle føre til lavere reklameomsetning for aviser, noe som virker svært lite intuitivt. For enkelte av mediene er imidlertid variabelen for BNP-trend, som tidligere nevnt, korrelert med variabelen for kanalbruk, og må derfor tolkes med varsomhet. For dagsavis synes det å være en bakenforliggende sammenheng som blir tillagt BNP-trenden. Mest nærliggende er det at variabelen for kanalbruk ikke fanger opp trendene på en adekvat måte.

### **Effekten av konjunktuelle svingninger (BNP-sjokk)**

En positiv sammenheng mellom reklameomsetning og BNP-sjokk vil si at mediene er prosykliske, og at mye av variasjonen i annonseinntektene kan forklares med variasjon i konjunktuelle svingninger. Negativ sammenheng tilsier at mediene er motsykliske, dvs. følger et motsatt konjunktelt mønster enn økonomien som helhet. Tolkningen av variabelen for BNP-sjokk vil være som elasticitet, der en 1 prosent endring i kortsiktige konjunktuelle svingninger gir en endring på, alt annet konstant,  $\beta$ -prosent i reklameomsetning.

Resultatene fra regresjonene i tabell 7.3 (a) viser en signifikant positiv sammenheng mellom konjunktursjokk og reklameomsetning for mediene dagspresse, tidsskrift, TV og radio. Funnet antyder at endringer i konjunktuelle svingninger dermed kan forklare endringer i annonseinntekter i disse mediene. Størrelsen på koeffisientene varierer imidlertid noe, og enkelte av mediene kan dermed synes å være mer konjunkturutsatt. Sjokk-koeffisienten er presentert grafisk i figur 7.9.



**Figur 7.9:** BNP-sjokk-koeffesienter fra tabell 7.3 a  
 Stjerner indikerer signifikans på ulike nivåer: \* < 0.10, \*\* < 0.05, \*\*\* < 0.01

Svakest er effekten av BNP-sjokk for avis: en 1 prosent endring i kortsiktig avvik fra BNP-trend gir en endring i reklameomsetning på 1,2 prosent. Fulgt av TV med 1,3 prosent og tidsskrift med 1,9 prosent. Sterkest er effekten for radio: en 1 prosent endring i konjunktursvingninger gir en endring i reklameomsetning på hele 2,15 prosent. For Internett er effekten negativ, men ikke signifikant. Dette kan tolkes som at annonseinntekter i internettmediet ikke synes å være følsom overfor konjunkturer.

Størrelsen på koeffisientene antyder at radio er det mest konjunkturfølsomme mediet, etterfulgt av tidsskrift og TV, mens dagsavis er det minst følsomme mediet. Dette er overraskende, da det ikke samsvarer med antagelser og tidligere funn, blant annet Van der Wurff et al. (2008) som finner at trykte medier (tidsskrift, avis) er mer konjunkturutsatte enn elektroniske medier (TV og radio).

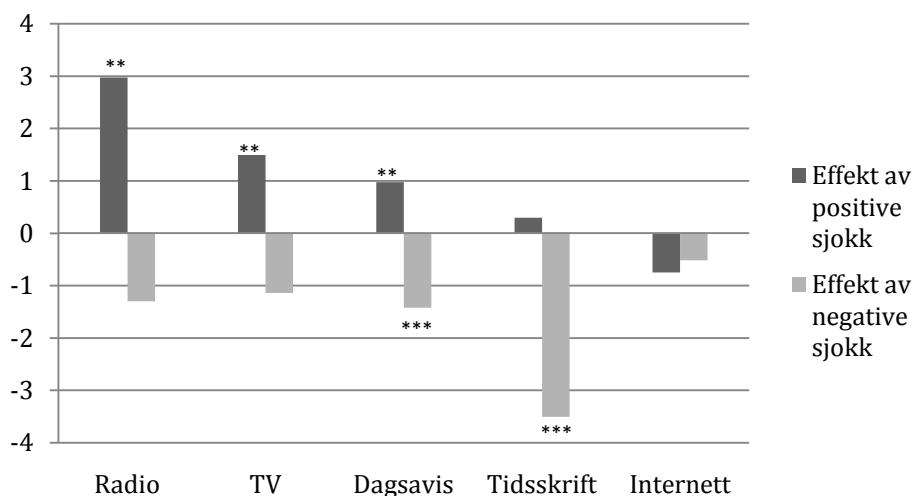
### Effekten av positive og negative sjokk

For å studere om mediene reagerer forskjellig på oppgangs- og nedgangskonjunkturer har vi skilt sjokkvariabelen i to variabler: henholdsvis en for positive og en for negative konjunktursjokk. Vi forventet at positive sjokk ville føre til økt reklameomsetning, og negative sjokk vil føre til redusert omsetning. Tolkningen av variabelen for positive og negative sjokk vil være som elastisitet, der en 1 prosent endring i kortsiktige konjunkturrelle svingninger gir en endring på, alt annet konstant,  $\beta$ -prosent i reklameomsetning. Den negative

sjokkvariabelen er multiplisert med -1, slik at tolkningen blir at en økning i det negative avviket fra BNP-trend fører til en  $\beta$ -prosent fall i reklameomsetning.

Sjokk-koeffisienten for positive og negative sjokk er presentert grafisk i figur 7.10. Vi ser at det er en positiv sammenheng mellom positive konjunktursjokk og reklameomsetning i avis, tidsskrift, TV og radio. Effekten er kun signifikant for avis, TV og radio. For alle mediene er det også en negativ sammenheng mellom nedgangskonjunkturer og lavere omsetning. Effekten er kun signifikant for de trykte mediene: avis og tidsskrift. For avis og tidsskrift har negative konjunktursjokk større absolutte utslag på omsetningen enn positive sjokk. For TV og radio gir positive konjunktursjokk større utslag på omsetningen enn negative sjokk.

En 1 prosent økning i positive avvik fra BNP-trend gir en økning i reklameomsetning for dagsaviser på 0,977 prosent, mens en 1 prosent økning i negative avvik fra BNP-trend gir en nedgang i reklameomsetning på 1,421 prosent. Begge effekter er signifikante. For tidsskrift vil en 1 prosent økning i positive sjokk gi en økning i reklameomsetning på 0,294 prosent, mens en 1 prosent økning i negative sjokk gir en nedgang i reklameomsetning på 3,508 prosent. Den negative effekten er sterkt signifikant. For TV vil en 1 prosent økning i positive sjokk gi en økning i reklameomsetning på 1,496 prosent, mens en 1 prosent økning i negative sjokk gir en nedgang i reklameomsetning på 1,141 prosent. Den positive effekten er signifikant. For radio vil en 1 prosent økning i positive sjokk gi en økning i reklameomsetning på 2,971 prosent, mens en 1 prosent økning i negative sjokk gir en nedgang i reklameomsetning på -1,300 prosent. Den positive effekten er signifikant. For Internett er begge effektene av konjunktursjokk negative, men ikke signifikante.



**Figur 7.10:** Positive og negative sjokk-koeffisienter fra tabell 7.3 a  
Stjerner indikerer signifikans på ulike nivåer: \* < 0.10, \*\* < 0.05, \*\*\* < 0.01

Oppdelingen i positive og negative konjunktursjokk nyanserer resultatene fra forrige avsnitt. Når vi estimerte modellen med kun én sjokkvariabel (BNP-sjokk) påtvinger vi symmetri i sjokkeffektene. Resultatene vi får da viser at effekten av konjunkturavvik synes å være størst for tidsskrift og radio, svakere for TV og avis og fraværende for internett. Når vi skiller sjokkvariabelen i henholdsvis positive og negative avvik fra BNP-trend forutsetter ikke lenger modellen at oppgangskonjunkturer og nedgangskonjunkturer skal ha symmetrisk effekt på reklameomsetning. Resultatene viser at *negative* konjunkturer har større effekt enn positive sjokk på reklameomsetningen for trykte medier. Mens *positive* konjunktursjokk gir større utslag på omsetningen i TV og radio, sammenlignet med negative sjokk.

Vi finner fremdeles ikke signifikante sammenhenger mellom omsetning i internettmediet og konjunktursjokk. Resultatene for Internett kan indikere at dette markedet foreløpig ikke er modent nok til at man kan finne sammenhenger mellom konjunkturrelle svingninger og omsetningen i dette mediet. Av figur 7.6 foran ser vi at det har vært, og fremdeles er, en bratt vekst i reklameomsetningen for internett. Denne veksten forklares i vår modell nesten utelukkende av økt oppslutning, og virker ikke å bli påvirket av konjunkturer. Vi så at variabelen for kanalbruk var positiv og sterkt signifikant. De tradisjonelle mediene ser ut til å være mest følsom overfor konjunktursvingninger, men ikke oppslutningsendringer, mens Internett ser ut til å være følsom overfor oppslutningsendringer, men er lite konjunkturfølsom.

Avis er det mediet som påvirkes mest symmetrisk i opp- og nedgangskonjunkturer. En mulig årsak kan være at dette er en moden bransje, med et stabilt antall aktører og stabile rammer. Avisbransjen er den eldste av de kommersielle mediekanalene i vårt datasett. Internett er en ung bransje, TV og radio er unge som kommersielle markeder i Sverige. Tilsvarende har markedet for tidsskrift, til tross for en lang historie, vært relativt ustabil, med store svingninger i antall titler og opplag (jfr. avsnitt 2.3.2).

Størrelsen på koeffisientene for alle signifikante konjunkturutslag er relativt høye. Positive utslag for radio, TV (og avis), og negative utslag for tidsskrift og avis viser at svingningene i omsetningen i mediene er større enn svingningene i økonomien som helhet. For disse mediene vil en 1 prosent økning i negative/positive sjokk, gi mer enn en 1 prosent nedgang/økning i



omsetning. Størrelsen på utslagene samsvarer imidlertid med tidligere forskning. I litteraturgjennomgangen (kapittel 3) så vi blant annet at Deleersnyder et al., (2009, s. 1) fant at reklameomsetning var «considerably more sensitive to business-cycle fluctuations than the economy as a whole». Picard (2001a) fant at et 1 prosent fall i BNP i gjennomsnitt førte til et 5 prosent fall i reklameomsetning, mens Shaver & Shaver (2005) fant at et 1 prosent fall i BNP førte til et 2,2 prosent fall i reklameomsetning.

### Langsiktige effekter av konjunktuelle svingninger

Lagstrukturen for de ulike mediene antyder at det er forskjeller i hvor hurtig effektene av forklaringsvariablene beveger seg til «steady state», og dermed hvor raskt endringer i forklaringsvariablene blir fullt ut reflektert i reklameomsetningen for det aktuelle mediet. Alle medier har en justeringshastighet på tre perioder (tre lag av avhengig variabel fjerner autokorrelasjon), men det synes å være forskjeller i hvor gradvis den fulle effekten inntreffer. Justeringskoeffesienten for mediene kan beregnes som  $1 - \sum_{t-1}^k \varphi$ , hvor  $\sum_{t-1}^k \varphi$  er summen av de tidsforsinkede verdiene av omsetningsvariabelen for  $k$  antall lag.<sup>43</sup> Utregning av justeringskoeffisienten for de enkelte mediene<sup>44</sup> gir verdiene: dagspresse = 0,326, tidsskrift = 0,352, TV = 0,301, radio = 0,375 og Internett = 0,521. Endringer i forklaringsvariablene for Internett reflekteres dermed raskere i omsetningen for dette mediet enn de øvrige mediene. Dagspresse, tidsskrift og radio ser ut til å ha relativt like justeringseffekter, mens TV synes å være det mediet med mest tregheter i effektene av konjunktursjokk og de øvrige forklaringsvariablene.

Tabell 7.3 (b) viser de langsiktige effektene av BNP-sjokk, og de langsiktige effektene av positive og negative BNP-sjokk for reklameomsetning i de ulike mediene.<sup>45</sup> Dagsaviser, tidsskrifter, TV og radio viser alle signifikante langsiktige effekter av konjunktursjokk. Tilpasningstreggheter gjør at effektene av konjunktursjokk, i tillegg til å virke i inneværende kvartal, også påvirker reklameomsetningen i de påfølgende kvartalene, men med avtagende

<sup>43</sup> Se avsnitt 5.2.2 for nærmere forklaring.

<sup>44</sup> Eksempelvis dagspresse:  $1 - (1,057 + (-0,224) + (-0,159)) = 0,326$

<sup>45</sup> Utregning av langsiktig effekt av BNP-sjokk for eksempelvis dagspresse:

$$\frac{1,188}{1 - 1,057 - (-0,224) - 0,159} \approx 3,665$$

effekt. Styrken på de langsiktige effektene varierer fra mediekanal til mediekanal: svakest er effekten for avis, fulgt av TV, radio og tidsskrift. Mønsteret er det samme for de langsiktige effektene av positive og negative konjunktursjokk som de kortsiktige. For radio og TV er det kun de positive sjokkene som slår signifikant ut, for avis og tidsskrift er effekten av negativ sjokk større enn de positive sjokkene. Den langsiktige (totale) effekten av en 1 prosent økning i positive BNP-sjokk gir en estimert omsetningsøkning på 3 prosent for dagsaviser, 4,956 prosent for TV og 8,3 prosent for radio. En 1 prosent økning i negative BNP-sjokk gir en estimert omsetningsreduksjon på 4,36 prosent for dagsavis og 9,962 prosent for tidsskrift. For Internett er de langsiktige effektene ikke signifikante.

### **Delkonklusjon: konjunkturfølsomhet i enkeltmedier**

Resultatene fra tabellene 7.3 (a) og (b) antyder flere interessante forskjeller i mediernes konjunkturfølsomhet. Ved å dele variabelen for BNP-sjokk i positive og negative avvik fra BNP-trend finner vi at oppgangskonjunkturer og nedgangskonjunkturer ikke har symmetrisk effekt på annonseinntektene i mediene. Vi finner at annonseinntektene i *trykte medier* (dagsavis og tidsskrift) er mer følsomme overfor *negative* enn positive konjunktursjokk, mens *kringkastingsmedier* (TV og radio) er mer følsomme overfor *positive* konjunktursjokk, enn negative konjunkturer. Funnene antyder at avis og tidsskrift er mer utsatt i nedgangskonjunkturer, og at disse mediene ikke henter inn den tapte omsetningen i økonomiske oppgangstider. TV og radio opplever en positiv effekt av oppgangskonjunkturer, men de ser ikke store fall i omsetning i nedgangstider. Vi finner også at omsetningen i mediene synes å være mer utsatt for økonomiske svingninger enn økonomien som helhet. Størrelsen på de signifikante sjokk-koeffisientene antyder at en 1 prosent økning i avvik fra langsiktig BNP-trend fører til en mer enn 1 prosent endring i omsetning i mediene.

For internettmidiet finner vi ingen klare konjunkturmønstre i annonseinntektene. Våre analyser antyder at omsetning i internettmidiet ikke har verken kortsiktige eller langsiktige virkninger av konjunktursjokk. Endringer i omsetning for Internett ser imidlertid ut til å være nært relatert til opplutningsendringer.

Resultatene fra studiet av enkeltmediene samsvarer med, men nyanserer funn fra tidligere forskning. Antagelsen om at trykte medier generelt er mer konjunkturutsatt nyanseres når vi skiller mellom positive og negative konjunktursjokk. Våre resultater støtter tidligere forskning

som finner at trykte medier er utsatt for nedgangskonjunkturer, men tilfører at kringkastingsmediene TV og radio er mer følsom overfor positive konjunkturrelle svingninger. Ut fra våre resultater er det dermed ikke grunnlag for å si at trykte medier generelt er mer konjunkturutsatt, slik eksempelvis Deleersnyder et al., (2009) finner. De konkluderer med at omsetning i trykte medier er sterkere relatert til endringer i økonomien, enn omsetning i TV og radiomediet.

Den høye forklaringskraften i alle modellene tyder på at mye av variasjonen i reklameomsetning kan forklares med variablene i modellen. Forklaringsgraden i tidsseriemodeller er imidlertid ofte høy, sammenlignet med eksempelvis modeller med tverrsnittdata. Dette gjelder spesielt dersom det benyttes aggregerte data. Lagstrukturen og kvartalsdummyene står også for en stor andel av forklaringskraften.<sup>46</sup>

Variabelen referert i tabell 7.3 (a) og (b) godkjennes som stasjonære<sup>47</sup> ved den augmenterte Dickey-Fuller testen (se avsnitt 6.3.4). Høy forklaringskraft kombinert med høye t-verdier kan imidlertid være et signal om persistente data (ikke-stasjonære tidsserier). At modellene ikke viser spor av autokorrelasjon og at de samlede langsiktige koeffisientene er lave (summen av lagkoeffisienter ligger ikke nær 1) taler imidlertid mot at persistens er et problem.

---

<sup>46</sup> Kvartalsdummyene står eksempelvis for over 50 prosent av forklaringskraften i modellene.

<sup>47</sup> Bortsett fra kanalbruksvariabelen for radio

Tabell 7.3 a: Regresjonsresultater – enkeltmedier

Regresjon	Dagsavis		Tidsskrift		TV		Radio		Internett	
	1.1	1.2	2.1	2.2	3.1	3.2	4.1	4.2	5.1	5.2
ln(Omsetning) <sub>t-1</sub>	1.058***	1.057***	0.803***	0.753***	0.597***	0.598***	0.579***	0.541***	0.541***	0.552***
ln(Omsetning) <sub>t-2</sub>	-0.212	-0.224	-0.181	-0.178	0.224	0.226	0.238	0.259	0.268	0.272
ln(Omsetning) <sub>t-3</sub>	-0.170	-0.159	0.0949	0.0730	-0.121	-0.125	-0.163	-0.157	-0.338**	-0.345**
Ln(Kanalbruk)	0.0689 (0.0657)	0.0594 (0.0683)	0.220 (0.143)	0.316** (0.143)	-0.146 (0.185)	-0.137 (0.189)	-0.235 (0.205)	-0.159 (0.236)	0.486*** (0.138)	0.498*** (0.146)
Ln(BNP-trend)	-0.116** (0.0499)	-0.112** (0.0508)	0.205 (0.195)	0.429** (0.212)	0.285** (0.119)	0.278** (0.123)	-0.00929 (0.309)	0.0534 (0.326)	1.071 (0.654)	0.989 (0.717)
Ln (BNP-sjokk)	1.188*** (0.289)		1.859*** (0.414)		1.317*** (0.370)		2.146*** (0.714)		-0.0454 (0.983)	
Ln(Positive sjokk)		0.977** (0.473)		0.294 (0.803)		1.496** (0.743)		2.971** (1.425)		-0.750 (2.516)
Ln(Negative sjokk)		-1.421*** (0.504)		-3.508*** (0.836)		-1.141 (0.731)		-1.300 (1.454)		-0.514 (2.089)
2. Kvartal	0.293***	0.299***	0.349***	0.331***	0.145	0.144	0.355***	0.340***	-0.0226	-0.0212
3. Kvartal	-0.0362	-0.0366	-0.235***	-0.243***	-0.154***	-0.152***	0.158***	0.163***	-0.0871	-0.0880
4. Kvartal	0.486***	0.490***	0.435***	0.412***	0.465***	0.465***	0.301***	0.290***	0.201**	0.205**
Konstant	3.589***	3.574***	-1.696	-4.463	-1.189	-1.124	2.423	1.370	-12.78	-11.76
N	61	61	57	57	57	57	41	41	41	41
R <sup>2</sup>	0.969	0.969	0.940	0.945	0.966	0.966	0.916	0.917	0.974	0.974

Standardfeil i parenteser.

Stjerner indikerer signifikans på ulike nivåer: \* &lt; 0.10, \*\* &lt; 0.05, \*\*\* &lt; 0.01

**Tabell 7.3 b:** Langsiktige effekter av BNP-sjokk, og positive og negative BNP-sjokk

	Dagsavis		Tidsskrift		TV		Radio		Internett	
	1.1	1.2	2.1	2.2	3.1	3.2	4.1	4.2	5.1	5.2
BNP-sjokk	3.665*** (0.744)		6.552*** (2.224)		4.390*** (1.349)		6.199*** (1.729)		-0.0860 (1.857)	
Positive sjokk	3.000** (1.374)		0.834 (2.335)		4.956* (2.479)		8.306** (3.694)		-1.438 (4.864)	
Negative sjokk	-4.360*** (1.462)		-9.962*** (2.675)		-3.781 (2.513)		-3.635 (4.004)		-0.986 (4.078)	
<i>N</i>	61	61	57	57	57	57	41	41	41	41

Standardfeil i parenteser

Stjerner indikerer signifikans på ulike nivåer: \* &lt; 0.10, \*\* &lt; 0.05, \*\*\* &lt; 0.01

### 7.2.2 Forskjeller mellom medier

Foreløpig har vi undersøkt i hvilken grad omsetningen i mediene påvirkes av oppgangs- og nedgangskonjunkturer. Vi har funnet at dagsaviser og tidsskrifter påvirkes mer av negative konjunktursjokk enn positive konjunkturer, mens TV og radio er mer følsom for positive enn negative konjunktursjokk. Størrelsen på effektene av BNP-sjokk varierte, og enkelte av mediene kunne dermed synes å være mer konjunkturutsatt. For å undersøke dette mer formelt estimerer vi en paneldatamodell. Vi arrangerer dataene for enkeltmediene i et paneldatasett, og benytter mediedummyer for å kontrollere for mediespesifikk variasjon. *Dagsavis* settes som referansekategori, og mediedummyene ( $K_2 - K_5$ ) fungerer som skiftparametre for det aktuelle mediet i forhold til referansekategorien. Interaksjonsvariabler mellom sjokk-koeffisientene og mediedummyene viser om det finnes signifikante forskjeller i konjunkturfølsomhet mellom mediene. Fortegnet til interaksjonskoeffisientene tolkes som helningsdummyer, dvs. individspesifikke effekter som endrer helningen på omsetningskurven for det aktuelle mediet. Interaksjonskoeffisienten til mediekanalene tolkes dermed som mer/mindre konjunkturfølsom enn referansekategorien dagsavis. Resultatene vises i tabell 7.4. For å få frem alle relevante forskjeller tester vi også de øvrige interaksjonskoeffisientene mot hverandre.

#### Interaksjonseffekter

Fra fortegnene til interaksjonsleddene for tidsskrift og Internett ser vi at positive konjunktursjokk gir mindre positiv effekt, og negative konjunktursjokk gir mer negativ effekt for disse to mediene relativt til referansekategorien dagsavis. Interaksjonene er imidlertid ikke signifikant, og det synes dermed ikke å være empirisk grunnlag for å si at avis er signifikant mer eller mindre følsom overfor konjunkturrelle svingninger enn tidsskrifter og internett.

Fra tabell 7.4 ser vi at positive utslag gir mer positiv effekt, og negative utslag gir mindre negativ effekt på omsetning i TV og radio enn referansekategorien avis. Kun effekten for radio er imidlertid signifikant. Effekten<sup>48</sup> av positive konjunktursjokk på reklameomsetning i radiomediet er at en 1 prosent endring i positive sjokk, gir en økning i omsetning på 4,76

<sup>48</sup> Utledning av de positive og negative effektene for radio blir som følger:

$$\frac{d(\text{Omsetning})}{d(\text{positive sjokk})} = 1,071 + 3,689(\text{Radio}) = 4,76$$

$$\frac{d(\text{Omsetning})}{d(\text{negative sjokk})} = -2,355 + 2,753(\text{Radio}) = 0,398$$

prosent, mot 1,07 prosent for dagsavis. Effekten av negative sjokk på omsetning i radiomediet er at en 1 prosent økning i negative sjokk, ikke gir noen negativ effekt på omsetning i mediet, mot en nedgang på 2,355 prosent for dagsavis. Resultatet antyder at radiomediet synes å være mindre utsatt for nedgangskonjunkturer, og mer utsatt for oppgangskonjunkturer enn avismediet.

Ved å teste<sup>49</sup> de øvrige interaksjonskoeffisientene mot hverandre finner vi flere signifikante forskjeller i konjunkturfølsomhet mellom de andre mediene. Fullstendige utskrifter av testene finnes i appendiks B. Resultatene antyder at reklameomsetningen i radio er signifikant *mer* følsom overfor positive konjunktursjokk enn samtlige medier, tidsskrift er signifikant *mer* følsom overfor negative konjunktursjokk enn TV og radio og dagsavis er *mer* følsom overfor negative konjunkturer enn radio. Vi finner ingen signifikante forskjeller i konjunkturfølsomhet mellom tidsskrifter og dagsaviser.

### **Delkonklusjon: forskjeller mellom medier**

Resultatene fra paneldatamodellen antyder at det finnes enkelte forskjeller i konjunkturfølsomhet mellom mediene. Reklameomsetningen for tidsskrift er signifikant mer utsatt for negative konjunktursvingninger enn TV og radio. Radio er i tillegg signifikant mer utsatt for positive konjunktursjokk enn samtlige medier, og mindre utsatt for negative konjunktursjokk enn dagsavis, tidsskrift og Internett. Resultatene for Internett er noe tvetydige. I tabell 7.3 a er, for internett, koeffisienten for negative konjunktursjokk mindre enn tilsvarende koeffisienter for radio og TV. I paneldatamodellen synes imidlertid effekten av negative konjunktursjokk å være signifikant sterke enn for TV og radio. Resultatene for Internett er følsomme overfor endringer i de øvrige felles koeffisientene (sesong, lag, BNP-trend), det er derfor vanskelig å trekke noen klare slutninger fra interaksjonskoeffisientene for dette mediet.

Det er ikke grunnlag for å si at øvrige forskjeller i konjunkturfølsomhet er signifikante. Igjen ser vi likevel at den gjennomgående tendensen er at trykte medier er mer utsatt for nedgangskonjunkturer enn elektroniske medier, og kringkastingsmedier er mer følsom for positive konjunkturer enn trykte medier. Mellom kringkastingsmediene er radio mer utsatt for

---

<sup>49</sup> Vi benytter en t-test for å teste om stigningstallet til regresjonslinjene (interaksjonskoeffisientene) for mediene er signifikant forskjellig fra hverandre.

positive konjunkturer enn TV. Omsetning i tidsskrift er imidlertid ikke mer følsom overfor konjunkturrelle svingninger enn avis.

Modellenes forklaringskraft ( $R^2$ ) er svært høy. 99,6 prosent av variasjonen i reklameomsetning forklares av variablene i modellen. Den høye forklaringskraften kan antyde at mye av variasjonen i reklameomsetning kan forklares med variasjon i økonomien som helhet. Videre vil mediedummyer, kvartalsdummyer og lagstruktur forklarer svært mye av variasjonen i dataene og dermed bidra til å skape en høy forklaringsgrad. Det er imidlertid fremdeles noe autokorrelasjon i enkelte av panelene.<sup>50</sup>

---

<sup>50</sup> Se appendiks A for fullstendig utskrifter av autokorrelasjonstester.



**Tabell 7.4:** Regresjonsresultater – paneldatamodel

	7.5.1	7.5.2	7.5.3
$\ln(\text{Omsetning})_{t-1}$	0.647***	0.650***	0.575***
$\ln(\text{Omsetning})_{t-2}$	-0.0148	-0.0143	0.166**
$\ln(\text{Omsetning})_{t-3}$	-0.0896*	-0.0889*	-0.327***
$\ln(\text{Omsetning})_{t-4}$	0.712***	0.713***	0.668***
$\ln(\text{Omsetning})_{t-5}$	-0.448***	-0.449***	-0.473***
$\ln(\text{Omsetning})_{t-6}$			-0.203***
$\ln(\text{Omsetning})_{t-7}$			0.282***
$\ln(\text{Omsetning})_{t-8}$			0.128**
$K_2$ (Tidsskrift)	-0.142***	-0.137***	-0.0826*
$K_3$ (TV)	-0.409***	-0.401***	-0.450***
$K_4$ (Radio)	-0.565***	-0.552***	-0.593***
$K_5$ (Internett)	-0.297***	-0.289***	-0.202**
2. Kvartal	0.0557*	0.0561*	0.0382
3. Kvartal	-0.00985	-0.0105	0.00196
4. Kvartal	0.123***	0.124***	0.0923***
$\ln(\text{Kanalbruk})$	0.203***	0.200***	0.248***
$\ln(\text{BNP-trend})$	0.115**	0.125**	0.0894
$\ln(\text{BNP-sjokk})$	1.353***		
$\ln(\text{Positive BNP-sjokk})$		1.116**	1.071
$\ln(\text{Negative BNP-sjokk})$		-1.564***	-2.355***
Positive sjokk $\times$ Tidsskrift			-0.218
Negative sjokk $\times$ Tidsskrift			-1.263
Positive sjokk $\times$ TV			0.145
Negative sjokk $\times$ TV			0.918
Positive sjokk $\times$ Radio			3.689***
Negative sjokk $\times$ Radio			2.753**
Positive sjokk $\times$ Internett			-1.780
Negative sjokk $\times$ Internett			-1.407
Konstant	-0.0348	-0.272	-0.635
$N$	247	247	227
$R^2$	0.994	0.994	0.996

Stjerner indikerer signifikans på ulike nivåer: \* < 0.10, \*\* < 0.05, \*\*\* < 0.01

### 7.2.3 Forskjeller innad i mediegruppene

I denne delen av analysen studerer vi ulike undergrupper av enkelte medier. De mediene hvor undergruppedata er tilgjengelig er: dagspresse, tidsskrifter og internett. I dagspressekategorien sammenligner vi storby-, lokal- og kveldsaviser; for tidsskrift skiller vi mellom populær- og fagtidsskrift; for Internett ser vi på display-, rubrikk- og søkeordsmarkedsføring. Vi studerer både om enkeltmediene påvirkes symmetrisk av oppgangs- og nedgangskonjunkturer, og om det finnes signifikante følsomhetsforskjeller mellom mediene i undergruppene. Resultatene vises i tabell 7.5 og 7.6.

#### Undergrupper av dagsaviser

Kategorien dagsaviser består av undergruppene storbyaviser, lokalaviser og kveldsaviser. Kveldsaviser er en betegnelse som brukes på de fire avisene Aftenbladet, Expressen, GT og Kvällsposten, som tidligere kom ut på ettermiddagen. (I redaksjonell profil tilsvarer dette de to riksdekkende tabloidavisene Dagbladet og VG i Norge). Blant storbyavisene regnes riksdekkende morgenaviser, samt aviser som utkommer i landets største byer og som har et dekningsområde i regionen rundt byene. Lokalaviser er klassifisert som aviser som har et begrenset geografisk dekningsområde. De tre første kolonnene i tabell 7.5 viser resultatene fra estimering av modell I (b) for henholdsvis storby-, lokal- og kveldsaviser.

Resultatene fra de ulike undergruppene antyder at annonseinntektene i ulike typer aviser påvirkes noe forskjellig av konjunkturrelle svingninger. Storbyaviser påvirkes signifikant av både oppgangs- og nedgangskonjunkturer, lokalaviser påvirkes signifikant av nedgangskonjunkturer, mens kveldsaviser ikke viser signifikante effekter av konjunktursjokk. For storbyaviser vil en 1 prosent økning i positive BNP-sjokk gi en forventet omsetningsøkning på 1,4 prosent, mens negative konjunktursjokk gir et forventet fall i omsetning på 1,6 prosent. For lokalaviser vil en 1 prosent økning i negative konjunktursjokk gi et forventet fall i omsetning på 1,7 prosent. Omsetning i storbyaviser synes dermed å bli relativt symmetrisk påvirket av oppgangs- og nedgangskonjunkturer, mens lokalaviser er mer utsatt for negative konjunktursjokk enn positive konjunkturer.

I paneldatamodellen for undergruppene, vist i tabell 7.6 finner vi ingen signifikante forskjeller i konjunkturfølsomhet mellom avistypene. Selv om det synes å være enkelte forskjeller i

hvordan avistypene påvirkes av konjunktorene, er det ikke dekning i dataene for å si at det finnes signifikante forskjeller i konjunkturfølsomhet mellom avistypene.

### **Undergrupper av tidsskrifter**

Kolonne fire og fem i tabell 7.5 viser regresjonsresultatene fra estimering av modell I (b) for henholdsvis populær- og fagtidsskrift. Resultatene fra studiet av undergruppene for tidsskrifter avviker ikke nevneverdig fra de vi fant for hovedkategorien. De to tidsskrifttypene synes å ha relativt like responser på konjunktursvingninger. Begge er svært følsomme overfor negative konjunktursjokk, og påvirkes dermed ikke symmetrisk av konjunkturrelle svingninger. En 1 prosent økning i avvik fra langsiktig BNP-trend gir et fall i annonseinntekter for populær- og fagtidsskrift på henholdsvis 3,0 prosent og 4,5 prosent. Oppgangskonjunkturer viser imidlertid ingen signifikante effekter, relativt sett har likevel populærtidsskrift en noe høyere koeffisient. Paneldatamodellen (tabell 7.6) viser at det ikke er noen signifikante forskjeller i konjunkturfølsomhet *mellom* de to typene tidsskrift.

Av de øvrige variablene er det verdt å merke seg at fagtidsskrift påvirkes signifikant av endringer i oppslutning, mens populærtidsskrift kun viser en positiv men ikke signifikant sammenheng mellom oppslutning og annonseinntekter. BNP-trenden er signifikant og positiv for begge tidsskrifttyper, sesongmønstrene er også mer eller mindre de samme.

### **Undergrupper av Internett**

Kategorien Internett består av undergruppene display-, rubrikk og søkeordsannonser. *Displayannonser* er alle typer bannerannonser, innholdssamarbeid og sponsing hvor nettstedet får betalt for å publisere annonsørens innhold. Dette omfatter også slike inntekter fra nettaviser. Kategorien *rubrikk* inneholder betaling til rubrikknettsteder, katalogannonsering samt alle former for bil-, bolig- og stillingsannonser. *Søkeordsmarkedsføring* viser til inntekter fra sponsede søkeordstreff og søkeordsoptimering. Sponsede søketreff omfatter de delene av siden som søkemotorene setter av til betalte annonser, relatert til det aktuelle ordet brukeren har søkt på; søkeordsoptimering viser til kostnader for å nå så høyt opp i søkeresultatene som mulig. Kolonne seks til åtte i tabell 7.5 viser regresjonsresultatene for henholdsvis: display, rubrikk og søkeordsmarkedsføring.

De tre nettannonseretypene synes å ha svært forskjellige responser på konjunktursjokk og enkelte positive sjokk-koeffisienter har negativt fortegn (!). Ingen av effektene er imidlertid signifikant. Resultatene er konsistent med resultatene fra tabell 7.3 a, der Internett ikke så ut til å bli systematisk påvirket av konjunkturer. Ingen underkategorier avviker fra dette. Da vi ikke finner noen sammenheng mellom konjunktursvingninger og undergrupper av Internett refereres ikke estimeringsresultatene for interaksjonsmodellen.

### **Delkonklusjon: følsomhetsforskjeller undergrupper**

Resultatene fra studiet av undergruppene viser at det synes å være noe variasjon innad i hovedkategoriene. Fra tabell 7.3 a så vi eksempelvis at omsetning i dagsaviser var følsom både overfor positive og negative konjunktursjokk, variabelen var signifikant for begge effekter. Resultatene fra de ulike undergruppene viser at kun *storbyaviser* påvirkes signifikant av både oppgangs- og nedgangskonjunkturer. Lokalaviser påvirkes signifikant av nedgangskonjunkturer, men kveldsaviser viser ikke signifikante effekter av konjunktursjokk. Den negative sjokkeffekten er sterkest for lokalaviser. I paneldatamodellen for avistypene fant vi ingen signifikante forskjeller i konjunkturfølsomhet *mellom* avistypene.

Resultatene for tidsskrifter avviker ikke fra resultatene vi fant for hovedkategorien. De to tidsskrifttypene synes å ha relativt like responser på konjunktursvingninger. Begge er svært følsomme overfor negative konjunktursjokk, og påvirkes dermed ikke symmetrisk av konjunkturrelle svingninger. Selv om størrelsen på koeffisientene kunne antyde følsomhetsforskjeller mellom mediene, viste paneldatamodellen at det ikke var noen signifikante forskjeller i konjunkturfølsomhet mellom de to typene tidsskrifter.

Resultatene for undergruppene for internettmarkedsføring avviker heller ikke fra det vi fant for hovedkategorien. Vi finner ingen signifikante sammenhenger mellom konjunktursjokk og omsetning i de ulike undergruppene.

Tabell 7.5: Regresjonsresultater – undergrupper

	Dagsaviser			Tidsskrifter		Internett		
	Storbyavis	Lokalavis	Kveldsavis	Populærtidsskrift	Fagtidsskrift	Display	Rubrikk	Søkeord
ln(Omsetning) <sub>t-1</sub>	1.120***	0.703***	0.826***	0.426***	0.709***	0.595***	0.445***	0.335**
ln(Omsetning) <sub>t-2</sub>	-0.547**	0.188	0.179	0.0584	-0.346**	0.115	0.689***	0.115
ln(Omsetning) <sub>t-3</sub>	0.115	-0.263**	-0.197	0.0598	0.185	-0.0377	-0.430***	0.0560
ln(Omsetning) <sub>t-8</sub>					0.142**			
Ln(Kanalbruk)	0.370* (0.190)	0.151 (0.113)	0.0281 (0.0822)	0.0831 (0.156)	0.244*** (0.0656)	-0.0195 (0.189)	0.173 (0.106)	2.680*** (0.382)
Ln (BNP-trend)	-0.293*** (0.0864)	0.0256 (0.0382)	0.110 (0.131)	0.460** (0.209)	0.425* (0.226)	3.618*** (1.089)	0.350 (0.797)	-20.23* (9.218)
Ln (Positive BNP-avvik)	1.411** (0.652)	0.461 (0.401)	0.418 (1.086)	0.481 (1.005)	0.0629 (0.973)	2.461 (2.271)	-1.566 (2.240)	-4.106 (2.694)
Ln(Negative BNP-avvik)	-1.598** (0.746)	-1.704*** (0.479)	-1.356 (1.137)	-2.977*** (1.064)	-4.502*** (0.880)	-0.771 (1.779)	-1.263 (2.036)	-3.175 (2.483)
2. Kvartal	0.404***	0.143**	0.356***	0.321***	0.394***	-0.0232	-0.00154	-0.128
3. Kvartal	-0.0455	-0.0326*	-0.00644	0.00137	-0.226***	-0.150**	0.0324	0.00177
4. Kvartal	0.641***	0.290***	0.362***	0.298***	0.527***	0.226**	0.130**	0.345***
Konstant	4.600***	1.673*	-0.689	-4.129*	-4.363	-46.49***	-3.701	262.9*
N	61	61	61	61	52	37	37	21
R <sup>2</sup>	0.968	0.961	0.886	0.881	0.964	0.983	0.938	0.994

Standardfeil i parenteser

Stjerner indikerer signifikans på ulike nivåer: \* &lt; 0.10, \*\* &lt; 0.05, \*\*\* &lt; 0.01

**Tabell 7.6:** Regresjonsresultater – paneldatamodell undergrupper

Dagsaviser		Tidsskrifter	
ln(Omsetning) <sub>t-1</sub>	0.789***	ln(Omsetning) <sub>t-1</sub>	0.475***
ln(Omsetning) <sub>t-4</sub>	0.564***	ln(Omsetning) <sub>t-2</sub>	-0.137*
ln(Omsetning) <sub>t-5</sub>	-0.555***	ln(Omsetning) <sub>t-4</sub>	0.574***
		ln(Omsetning) <sub>t-5</sub>	-0.302***
Ln(Kanalbruk)	-0.0108 (0.0560)	Ln(Kanalbruk)	0.214*** (0.0475)
Ln(BNP-trend)	-0.0886 (0.0601)	Ln(BNP-trend)	0.395*** (0.125)
Ln(Positive sjokk)	0.251 (0.824)	Ln(Positive sjokk)	0.695 (1.102)
Ln(Negative sjokk)	-0.834 (0.920)	Ln(Negative sjokk)	-4.100*** (1.222)
Positive avvik × lokalavis	0.287 (1.128)	Positive sjokk × populær.	-0.0143 (1.461)
Negative avvik × lokalavis	-0.0833 (1.159)	Negative sjokk × populær.	0.222 (1.577)
Positive avvik × kveldsavis	1.228 (1.240)		
Negative avvik × kveldsavis	0.00642 (1.208)		
K7 (Kveldsavis)	-0.333**	K8 (Populærtidsskrift)	-0.461***
K31(Lokalavis)	0.0384**		
2. Kvartal	0.106***	2. Kvartal	0.126***
3. Kvartal	-0.0237	3. Kvartal	-0.0638**
4. Kvartal	0.158***	4. Kvartal	0.160***
Konstant	2.499**	Konstant	-3,337**
<i>N</i>	177	<i>N</i>	114
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.995	<i>R</i> <sup>2</sup>	0.977

Standardfeil i parenteser

Stjerner indikerer signifikans på ulike nivåer: \* &lt; 0.10, \*\* &lt; 0.05, \*\*\* &lt; 0.01

## 7.3 Drøfting av resultater

### 7.3.1 Trykte medier versus kringkastingsmedier

Flere tidligere studier finner at trykte medier er mer følsomme overfor konjunktorene enn kringkastingsmedier. Picard (2001b og 2002) og Picard & Rimmer (1999) forklarer dette med at trykte medier er særlig avhengig av konjunkturfølsomme rubrikk- og detaljhandelsannonser, mens TV, i følge Van der Wurff et al. (2008), er mest avhengig av mindre følsomme merkevareannonser. Våre resultater tilfører tidligere konklusjoner ny innsikt ved å vise at kringkastingsmediene påvirkes sterkt av oppgangskonjunkturer, mens trykte medier påvirkes kraftigst av nedgangskonjunkturer. Dermed trenger også teoriene om hva som er årsaken til disse forskjellene nyanseres. Hvis rubrikkmarkedet er konjunkturfølsomt burde i så fall aviser hente seg tilsvarende inn igjen når økonomien tok seg opp. Når så ikke virker å være tilfellet, er det nærliggende å tro at rubrikk-kjøperne ikke vender tilbake i samme antall etter en nedtur. En mulig forklaring kan være at nedturene fører til skift i annonsørvaner, ved at man prøver ut for eksempel rubrikkannonsering på for eksempel Finn.no, eller den svenske ekvivalenten, Blocket.se. Vi har i våre analyser forsøkt å justere for endrede medievaner, men det kan tenkes at endringer i annonsørvanene først tvinges frem av nedgangskonjunkturer, ved at det først er i nedgangstider at reklamekjøperne blir tvunget til å spare penger og å tenke nytt. Dette er imidlertid kun ment som et kvalitativt drøftningspoeng, og er kun en mulig forklaring på hvorfor vi ser de forskjellene i konjunkturfølsomhet mellom mediene som vi gjør. For å kunne si noe nærmere om de faktiske mekanismene som ligger bak, trengs det ytterligere data og undersøkelser.

### 7.3.2 Annonsemarkedet på Internett

«IT-boblen» på begynnelsen 2000-tallet etterlot seg et inntrykk av Internett-markedet som spesielt volatil. Bildet som ble skapt i kjølvannet av investeringsboblen, hvor forventninger til lønnsomheten som den nye teknologien brakte med seg, førte til kraftige oppblåsning av Internett-selskaperes aksjekurser. Etter å ha justert for den eksplosive veksten i svenskers nettbruk forandres imidlertid dette bildet. Vi ser da at lite av omsetningsveksten forklares av konjunkturer. Nettmediene viste en positiv vekst allerede i andre kvartal 2009, til tross for at Sveriges økonomi fremdeles lå under den langsiktige (HP-)trendveksten vi har beregnet, både

i andre, tredje og fjerde kvartal av 2009. Dette underbygger at det gjennom tidsserien vi ser på er veksten i oppslutning som driver veksten i nettannonsering, og i liten grad konjunkturer.

Resultatene for Internett kan også tyde på at dette markedet ikke er tilstrekkelig modnet til å finne klare sammenhenger mellom konjunkturrelle svingninger og omsetningen i dette mediet. Resultatene i tabell 7.3 a tilsier at nettreklame er det minst utsatte mediet i nedgangstider. En mulig forklaring på dette er at nettet vinner markedsandeler i nedgangstider. Å annonsere i de største mediene, TV- og avis, er relativt dyrt og vanskelig å måle effektene av. Til sammenligning er nettreklame billig og det er mulig å måle antall klikk på en annonse. Spesielt i nedgangstider vil prisfølsomme annonsører kunne se seg tjent med å prøve nettreklamering. Vi har forsøkt å modellere mediebrukernes vaner, og annonsørene følger nødvendigvis etter brukerne, men det tar tid å endre markedsføringsstrategier, og å bygge nødvendig kompetanse på nettannonsering både i mediehusene og hos annonsørene. Dermed sammenfaller annonsørvaner gjerne ikke med brukervaner på kort sikt. I følge bransjeaktører og tidligere forskning er detaljhandel- og rubrikkannonser viktig for trykte medier, mens merkevareannonsering er mest brukt på TV og i radio. Foreløpig finnes det ikke tilsvarende oppfatningen av hva slags type annonsører som reklamerer på nett. I perioden vi studerer kan gjerne profilen på «typiske» nettannonsører ha endret seg flere ganger. Forklaring på hvilke mekanismer som ligger bak nettannonseringens svake konjunkturfølsomhet burde være et fruktbart tema for videre kvalitative og kvantitative studier.

### **7.3.3 Forskjeller mellom undergruppene**

For enkelte av mediene synes det å være innbyrdes forskjeller innad i undergruppen. Det setter hele premisset for denne utredningen, og den tidligere forskningen vi baserer oss på, i et interessant lys: Er det meningsfylt å studere og diskutere ulike typer mediekanaler på denne måten? Eller burde man i stedet klassifisere mediene ut fra konkurransesituasjonen de befinner seg i, eller hva slags type innhold de formidler, snarere enn hva slags distribusjonskanal de «tilfeldigvis» benytter seg av. Gir det mer mening å klassifisere mediene etter hva slags markedsposisjon de har; deler for eksempel Sveriges største avis, Aftonbladet, konjunkturmønstrene med landets største tv-kanal, TV4, snarere enn med en nummertooavis som Skånska Dagbladet i Malmö, som var den største mottakerne av pressestøtte i 2010 (Presstönadsnemda, 2010).



Enkelte av våre funn tyder på at det kan være interessant å omkategorisere mediene etter andre kriterier; innholdet mediene produserer eller konkurransesituasjonen de befinner seg i er kun to muligheter. Problemstillingen vil bare bli mer og mer aktuell ettersom mediekonvergens tiltar i årene fremover og skillelinjene mellom de tradisjonelle mediekanalene og -bransjene viskes ut. Vi mener ikke å si at den tradisjonelle inndelingen av mediekkanaler er meningsløs. Fremdeles er det på mange områder tydelige spor av bransjespesifikk dynamikk og sterke praktiske, sosiale og symbolske former for bransjetilhørighet. Men for å kunne si mer om driverne av forskjellene i konjunkturfølsomhet er det nødvendig å se forbi de, tradisjonelle hovedskillelinjene.

#### **7.3.4 Generaliserbarheten av resultatene**

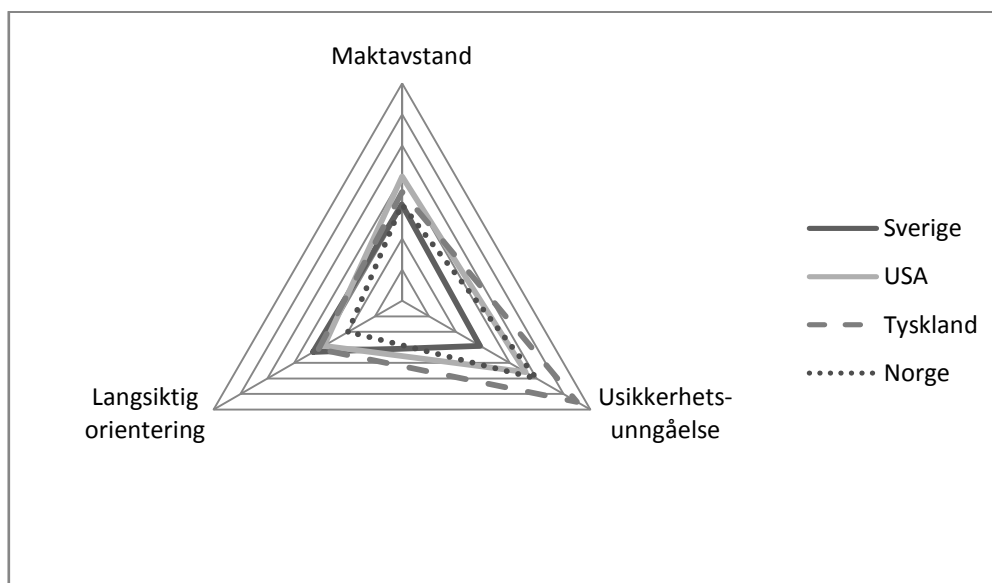
Vi har valgt å gjøre en nasjonal studie fremfor å se på flere land. Med detaljkunnskap om svensk økonomi og mediehistorie kan man få frem andre nyanser enn i de store tverrnasjonale undersøkelsene som har vært gjort tidligere. Men det gjør også at det kan stilles spørsmålstegn ved representativiteten av resultatene våre. Basert på litteraturgjennomgangen i delkapittel 3.4 skal vi kort ta opp to viktige kriterier for sammenligning: nasjonal kultur og struktur i mediesektorer.

Det er mange dimensjoner å sammenligne nasjonale mediemarkeder på. I litteraturgjennomgangen trekker blant annet Andras & Srinivasan (2003) og Banks (1986) frem at graden av økonomisk og sosial utvikling og næringsstrukturen i et land påvirker hvor konjunkturfølsom reklameomsetningen er. Vi har imidlertid valgt å studere nærmere tre relativt like land (sett i forhold til økonomisk og sosial utvikling): Norge, Tyskland og USA. Norge fordi dette er markedet vi kjenner best, Tyskland og USA fordi de er henholdsvis Europas og verdens største reklamemarkeder.

I delkapittel 3.4 trekker vi frem Hofstedes kulturelle dimensjoner. Deleersnyder et al. (2009) konkluderer med at hvordan et land skårer på ulike kulturelle mål, kan gi en pekepinn på hvor tett reklameomsetningen følger konjunktorene i et land. Forskerne finner at i land med høy «langsiktig orientering» og høy «maktavstand» er reklameomsetning signifikant *mindre* konjunkturfølsom; mens den er *mer* konjunkturfølsom i land med høy «usikkerhetsunnvikelse». Antagelsen er at verdiene i en kultur påvirker hvordan bedriftsledere og kunder forholder seg til reklamekjøp og -konsum. I figur 7.11 har vi

sammenlignet hvordan Sverige skårer på de kulturelle faktorene med skåren til Norge, USA og Tyskland (Deleersnyder et al, 2009).

Når det gjelder *maktavstand* er det et nært sammenfall mellom alle de fire landene. I forhold til *langsiktig orientering* er den mindre i Norge enn de øvrige landene. Det trekker i retning av at det norske annonsemarkedet vil være *mer* konjunkturfølsomt enn tilfellet er for det svenske. USA og Tyskland skårer relativt likt med Sverige på langsiktig orientering. De største forskjellene ser vi på faktoren *usikkerhetsunngåelse*. Her skårer Sverige klart lavest. Nordmenn og amerikanere scorer noe høyere her, det vil si at de er mer opptatt enn svensker av å ta trygge valg; det trekker det norske og amerikanske markedet i retning av å være *mer* konjunkturfølsomt enn det svenske. Det samme gjelder enda sterkere grad for tyske annonsører.



**Figur 7.11:** Hofstedes kulturelle dimensjoner: Sverige, USA, Tyskland og Norge

Summen av kulturelle forskjeller tilsier at svenske mediers reklameomsetning er *mindre* konjunkturfølsomme enn alle de aktuelle sammenligningslandene. Deleersnyder et al. (2008) sine analyser gjør det ikke mulig å kvantifisere forskjellene mellom landene. Men da Sverige skårer systematisk «mindre konjunkturfølsomt» enn samtlige av de øvrige landene tilsier det at hvis vi hadde testet de samme modellene i de andre landene skulle vi funnet enda kraftigere konjunkturutslag, og at forskjellene mellom mediene dermed også ville trådt tydeligere frem.

En annen faktor som påvirker sammenlignbarhet på tvers av landegrenser er den relative fordelingen av annonserkroner mellom mediekanalene. USA har en større andel TV- og radioreklame, som tilsier at landet skal være mindre konjunkturutsatt enn Sverige, i følge Picard (2001a). Sammenlignet med USA har Norge en mer «svensk» fordeling av reklamekroner, med en stor avissektor og et relativt lite TV-marked. Tysk TV har noe større markedsandel en svensk TV, men er ikke like store som sine amerikanske kolleger; men også i Tyskland står trykte medier sterkt.

Summen av de bransjemessige og kulturelle strukturene gjør at våre resultater kan ha høy overføringsverdi til Norge, noe mindre til Tyskland og minst til USA. At resultatene har høy overføringsverdi til Norge understøttes i tillegg av at landene har flere mediepolitiske fellestrekk i form av en sterk offentlig kringkaster og omfattende pressestøtteordninger. Kulturelle forskjeller tilsier at det svenske markedet er relativt sett mindre konjunkturfølsomt enn samtlige øvrige land, mens forskjell i bransjestrukturer antyder at Sverige er mer konjunkturfølsomt enn USA. Bransjemessige- og kulturelle faktorer trekker med andre ord i motsatt retning for USA og Sverige.

## **7.4 Svakheter og begrensninger**

Ved å diskutere hvorvidt våre konklusjoner kan gjelde på tvers på landegrenser, har vi allerede vært innom en viktig begrensning ved resultatene våre. I dette avsnittet tar vi for oss andre viktige begrensninger ved våre analyser.

### **7.4.1 Oppslutningsmål**

Et validerings spørsmål er hvorvidt oppmerksomhetsvariabelen vår (*kanalbruk*) er et godt mål på kommersielt relevant oppmerksomhet. Hovedgrunnen til at vi vurderer det er at avisenes oppslutning har falt kraftigere målt i opplag enn målt i antall minutter svensker bruker på avislesning. Tiden svensker bruker på avislesning har falt mindre enn opplaget. Og avisenes opplagstall er et viktigere verktøy for avisenes annonseselgere, enn hvor mange minutter en gjennomsnittsleser bruker på avisen.

En annen begrensning ved oppslutningsmålet er at vi ikke har kvartalstall for kanalbruk-variabelen, kun tall på årsbasis. Dermed risikerer vi at forskjeller i sesongvariasjon mellom mediekanalene ikke blir justert tilstrekkelig for. Informasjon om sesongvariasjon blir fanget

opp av kvartalsdummyene, og generelle forskjeller mellom kanalene fanges opp av kanaldummyene. Likevel hadde kvartalsdata vært å foretrekke for å kontrollere for kanalspesifikke forskjeller i sesongmønstre: som at radiolyttingen går opp, og TV-tittingen ned om sommeren. Kvartalsdata kunne justert for forskjeller i kanalenes reklameomsetning gjennom året.

En siste begrensning ved oppslutningsvariabelen er at den for TV fanger all bruk av mediet og ikke kun den kommersielle, reklamefinansierte delen isolert. Nordicoms minutt mål på TV-titting skiller ikke mellom tid brukt på statlig- og reklamefinansiert fjernsyn.

#### **7.4.2 Ulike modningsgrad for bransjene**

Mediene vi sammenligner er av ulike modningsgrad som bransjer. Sverige åpnet for kommersiell TV og radio i 1992 og 1994 i Sverige; på det tidspunktet hadde de færreste avislesere et forhold til Internett. En bransjes evne til å minimere tap i nedgangstider og maksimere gevinster i oppgangstider kan ventes å avhenge av hvor lenge den har eksistert. I motsatt ende vil også en ung vekstbransje kunne oppleve noen ekstreme vekstår i starten av sin livssyklus, som ikke er representative for vekstdynamikken i en moden bransje. Vi har forsøkt å justere for disse «oppstarteffektene» ved å ta ut tidlige, ekstreme observasjoner hvor veksten i omsetning ligger langt over gjennomsnittet. Det er imidlertid viktig å være bevisst på at særlig internett, fremdeles er et ungt medium i stor vekst. Analysen av undergruppene viser også at internettmediet er svært sammensatt, og at man skal være forsiktig med å snakke om Internett som et homogent medium.

#### **7.4.3 Svakheter ved datagrunnlaget**

Når det gjelder datagrunnlaget vårt er det en utfordring at vi bruker aggregerte tall. Innad i hver enkelt bransje er det store ulikheter i oppslutnings- og inntektssvingninger. Det lyktes oss ikke å få tak i underlagsdataene med individobservasjoner for hver enkelt rapporterte mediekanal. Det ville potensielt gitt oss et bedre datagrunnlag, hvor vi blant annet kunne testet et rikere sett av hypoteser om hvilke medietyper som har like/ulike konjunkturkarakteristika.

Aggregerte tall gjør oss også sårbare for ekstreme individer (store radiostasjoner, TV-kanaler, aviser, etc.) som ikke er representative for mediet og som gir et skjevt bilde av median-aktørens konjunkturfølsomheten i den aktuelle bransjen.

Videre er det for noen av mediene noe begrenset lengde på tidsseriene, og dermed få observasjoner. Dette gjelder spesielt for internett, der vi har observasjoner tilbake til 1999. Få observasjoner kan være en av årsakene til at vi ikke får signifikante resultater for dette mediet.

## 7.5 Validering av resultater

### 7.5.1 Alternativt mål for økonomisk aktivitet

Som alternativt mål for økonomisk aktivitet kan vi benytte privat konsum.<sup>51</sup> Variabelen transformeres under samme forutsetning som BNP-variabelen (se avsnitt 6.3.1). Resultatene er referert i appendiks C. De relative størrelsene på koeffisientene endrer seg noe når vi bruker privat konsum som mål på økonomisk aktivitet. TV synes bl.a. å være minst like utsatt for nedgangskonjunkturer som avis, og har nå en sterkt signifikant effekt av økonomiske nedturer. Sjokkvariablene for Internett har nå fortegn som forventet, selv om ingen av dem er signifikante. Hovedresultatene er imidlertid de samme her som i vår hovedmodell: trykte medier er fremdeles mer følsomme for lavkonjunkturer enn for høykonjunkturer, mens kringkastingsmediene (TV og radio) er mest følsomme for høykonjunkturer sammenlignet med lavkonjunkturer. Alle sjokk-koeffisientene er større når vi bruker privat konsum fremfor BNP. Det er interessant og kan tyde på at reklameomsetningen først og fremst påvirkes av endringer i privat konsum, snarere enn aggregert økonomisk aktivitet. En mulig forklaring kan være at motkonjunkturpolitikk og lignende kontersyklisk økonomisk aktivitet, som fanges opp av det aggregerte BNP-målet, begrenser effekten av BNP-sjokk på reklameomsetning.

### 7.5.2 Resultatenes gyldighet over tid

Vi tester vår økonometriske modell på deler av datasettet for å se hvorvidt koeffisientene er robuste for endringer i tidsperioden vi estimerer modellen for. Vi deler datasettet i to, og tester modell 1b for hovedmediene for perioden 2001-2009 og for perioden 1994-2001. Videre ønsker vi å teste hvor mye resultatene avhenger av første og siste observasjoner, og da spesielt i forhold til ekstremåret 2009. Vi tester derfor modell I b for hovedmediene for perioden 1995-2008.

Når vi tester modellen kun for perioden 2001-2009 (se appendiks D), får vi noe færre signifikante koeffisienter. De generelle mønstrene går imidlertid igjen: Avis og tidskrift er mest følsomme overfor økonomiske nedturer, mens TV og radio er mer følsomme overfor oppturer (selv om ikke disse koeffisientene er signifikante), Internett viser heller ikke hær noe klart mønster.

---

<sup>51</sup> Hentet fra de offisielle svenske nasjonalregnskapene (Statistiska centralbyrån, 2010). Tallene er i faste 2000-SEK.

Når vi tester modellen kun for perioden 1994-2000 ser vi at positive BNP-sjokk slår spesielt kraftig ut for TV i denne første delen av datasettet (se appendiks E). En nærliggende forklaring er at kommersielt TV nettopp var blitt introdusert når våre tidsserier starter. Dermed kan det tenkes at TV var spesielt følsomt for oppgangskonjunkturer i det kommersielle fjernsynets barndom. Vi skal imidlertid være forsikt med å tolke koeffisienten, da det er noe autokorrelasjon i feilleddene når vi estimerer modellen på denne begrensede delen av tidsserien. De relative størrelsesforholdene og fortegnene er imidlertid de samme også når vi ser på denne tidsperioden.

Når tar vekk første og siste år fra hver tidsserie og tester modellen kun for perioden 1995-2008 synes hovedkonklusjonene våre å tre enda tydeligere frem: trykte medier er mer følsomme overfor negative konjunktursjokk og kringkastingsmedier er mest følsomme overfor positive konjunktursjokk (se appendiks F). Dette kan skyldes at vi tar bort ekstremobservasjonene i forbindelse med finanskrisen i slutten av tidsserien. Fortegnene for BNP-sjokk-koeffisientene for Internett har nå også fortegn som forventet, selv om de ikke er signifikante.

Oppsummert synes hovedkonklusjonene våre å være robuste for endringer i tidsperioden vi estimerer modellen for. Enkelte koeffisienter viser noe ustabilitet over tid.

### **7.5.3 Alternativt oppslutningstall for aviser – opplagstall**

I drøftingen av svakheter ved analysene trekker vi frem oppslutningsmålet vi benytter i hovedmodellen (antall minutter brukt på hvert medium). Minuttbruk reflekterer ikke nødvendigvis de kommersielt relevante endringene i oppslutning. Problemstillingen er spesielt aktuell for aviser, hvor opplaget har falt mer enn antall minutter brukt på dagsaviser (jfr. figur 2.4 og figur 7.8). Når vi i hovedmodellen studerer undergruppene av dagsaviser, er oppslutningsvariabelen positiv for alle avistyper, og effekten er signifikant for storbyaviser. Ut fra disse dataene synes altså storbyaviser å være den mest følsomme dagsavistypen overfor endringer i oppslutning. I tabell 7.14 (appendiks G) har vi byttet ut minutter brukt på de ulike avistypene med faktiske årlige opplagstall for avistypene (jfr. figur 2.4). Vi ser at opplagsvariabelen fremdeles er positiv for alle avistyper, men at effekten nå kun er signifikant for kveldsaviser. Et 1 prosent fall i opplag for kveldsaviser, gir et forventet omsetningsfall på 0,64 prosent. Dette tyder på at datagrunnlaget man bruker til å modellere oppslutningen har

betydning for utslagene for avismediet. Det endrede oppslutningsmålet forandrer imidlertid ikke på fortegn og signifikansnivå for konjunktursjokkvariablene.

#### 7.5.4 Følsomhetstest for lambdaverdier:

Som vi tok opp i avsnitt 4.1.3 kan analyser av tidsserier glattet med HP-filter variere avhengig av hvilken verdi man velger for lambda ( $\lambda$ ), i uttrykket:

$$\min (x_t) \left\{ \sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} ((\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1}))^2 \right\}$$

Det første leddet i likningen er et uttrykk for den kvadrerte differansen mellom faktisk og potensiell produksjon. Det andre leddet er kvadratet av endringen i den potensielle produksjonen. Ved en høy  $\lambda$  tillegges andre ledd stor vekt og man tillater lite variasjon. For en høy  $\lambda$  vil kun variasjon i potensiell produksjon minimeres og man får en tilnærmet lineær trend, og tilsvarende større produksjonsgap. Motsatt vil en lavere  $\lambda$  lik null vektlegge første ledd og gi et produksjonsgap lik null. Basert på Kydland og Prescott (etter Frøyland & Nymoen, 2000) har vi brukt  $\lambda=1600$  for kvartalsdataene i hovedmodellen.

For å teste hvor følsomme resultatene våre er overfor valg av lambda, estimerer vi hovedmodellen om igjen for enkeltmedier med henholdsvis 50 prosent og 500 prosent større lambdaverdier, slik også Deelsnyder et al. (2009) gjør i sine analyser. Vi ser av resultatene fra (appendiks H) at ved lambda lik 800 (og altså et mindre produksjonsgap) får vi færre signifikante konjunktursjokk-variabler. Verken positive eller negative sjokk har signifikant effekt på reklameomsetningen i radio, tilsvarende har ikke lenger positive sjokk signifikant effekt på omsetning i dagsavis. Det er som ventet i og med at variasjonen i produksjonsgap/sjokkvariablene blir mindre når man i HP-transformeringen åpner for større variasjon i trendleddet.

I regresjonene referert i tabell 10.7 (appendiks I) har vi satt lambda lik 8000, som gjør at vi påtvinger modellen en mer lineær trend. Resultatene her er mer tvetydige og vanskelig å trekke noen klare konklusjoner ut ifra.

Oppsummert ser vi at analysene våre er følsomme overfor valg av forutseneringer i valg av lambda.



## 8.0 Oppsummering og konklusjon

Formålet med denne utredningen har vært å bedre kunnskapen om hvordan konjunktursvingninger påvirker reklameomsetning i mediene: dagsavis, tidsskrift, TV, radio, Internett, og undergrupper av disse. Gjennom en økonometrisk analyse av tidsserie- og paneldata fra det svenske mediemarkedet i perioden 1994-2009 har vi testet om det finnes *systematiske forskjeller i hvordan konjunktursvingninger påvirker annonseinntekter i redaksjonelle medier*. Bakgrunnen for valg av problemstilling var de store omveltningene mediebransjen har vært utsatt for de siste årene og debatten om de tradisjonelle mediernes fremtid.

I forarbeidet til utredningen fikk vi inntrykk av en utbredt enighet om at det finnes klare forskjeller i konjunkturfølsomhet mellom ulike medietyper. En rekke tidligere forskningsarbeid belyser sammenhengen mellom makroøkonomisk konjunkturutvikling og svingninger i annonseinntekter. Graden av samvariasjon mellom disse størrelsene ble i flere studier benyttet som mål for konjunkturfølsomhet. Andre studier så eksplisitt på effekten av nedgangskonjunkturer. Funnene indikerte blant annet at trykte medier, som avis og tidsskrift, var følsomme for konjunktursvingninger, og da spesielt nedgangskonjunkturer, mens kringkastingsmediene, tv og radio, var mer robuste mot makroøkonomiske nedgangsperioder. Om de trykte mediene klarte å hente inn igjen inntektstapet i oppgangskonjunkturer var imidlertid mindre utforsket. Konjunkturfølsomhet for internettreklame fant vi ingen tidligere vitenskapelige studier av, noe som i seg selv gjorde slike studier interessante.

I våre analyser har vi isolert effekten av konjunkturrelle svingninger ved å skille ut trenden fra den makroøkonomiske tidsserien. Vi skilte videre i *separate variabler* for positive og negative avvik fra den langsiktige BNP-trenden (BNP-sjokk), slik at vi både kunne undersøke om *enkeltmedier* påvirkes ulikt av oppgangs- og nedgangskonjunkturer, samt få et mer nyansert bilde av eventuelle forskjeller i konjunkturfølsomhet. I en paneldatamodell testet vi videre om det fantes signifikante forskjeller i konjunkturfølsomhet *mellom mediene*. I modellene inkluderte vi også en variabel som kontrollerte for oppslutningsendringer. På denne måten har vi kunnet analysere effekten av konjunktursvingninger mer isolert. I det videre vil vi oppsummere de viktigste funnene fra våre analyser.

## 8.1 Oppsummering av viktigste funn

Tabellene 8.1 til 8.4 oppsummerer de viktigste resultatene fra våre undersøkelser. Vi gjengir kun sjokkvariabelen.

**Tabell 8.1:** Effekt av *positive sjokk*, kort/lang sikt hovedmedier (Koeffisienter fra tabell 7.3 a, b)

Mediekanal	Kortsiktig effekt positive sjokk	Signifikans	Langsiktig effekt positive sjokk	Signifikans
Dagsavis	0,977	**	3,000	**
Tidsskrift	0,294	-	0,834	-
TV	1,496	**	4,956	*
Radio	2,971	**	8,306	**
Internett	-0,750	-	-1,438	-

Stjerner indikerer signifikans på ulike nivåer: \* < 0.10, \*\* < 0.05, \*\*\* < 0.01

**Tabell 8.2:** Effekt av *negative sjokk*, kort/lang sikt hovedmedier (Koeffisienter fra tabell 7.3 a, b)

Mediekanal	Kortsiktig effekt negative sjokk	Signifikans	Langsiktig effekt negative sjokk	Signifikans
Avis	-1,421	***	-4,360	***
Tidsskrift	-3,508	***	-9,962	***
TV	-1,141	-	-3,635	-
Radio	-1,300	-	-3,781	-
Internett	-0,514	-	-0,986	-

Stjerner indikerer signifikans på ulike nivåer: \* < 0.10, \*\* < 0.05, \*\*\* < 0.01

**Tabell 8.3:** Effekt av *positive og negative sjokk* undergrupper (Koeffisienter fra tabell 7.5)

Mediekanal	Kortsiktig effekt positive sjokk	Signifikans	Kortsiktig effekt negative sjokk	Signifikans
Storbyavis	1,411	**	-1,598	**
Lokalavis	0,461	-	-1,704	***
Kveldsavis	0,418	-	-1,356	-
Populærtidsskrift	0,481	-	-2,977	**
Fagtidsskrift	0,0629	-	-4,502	***
Displayannonser	2,461	-	-0,771	-
Rubrikkannonser	-1,566	-	-1,263	-
Søkeord	-4,106	-	-3,175	-

Stjerner indikerer signifikans på ulike nivåer: \* < 0.10, \*\* < 0.05, \*\*\* < 0.01

### **8.1.1 Resultater for dagsavis: storby-, lokal- og kveldsavis**

I analysen av enkeltmediene finner vi at annonseinntektene i avismediet er følsomme overfor både oppgangs- og nedgangskonjunkturer. Vi finner at en 1 prosent økning i positive BNP-sjokk på kort sikt gir en estimert økning i reklameomsetning på 1 prosent, og en totaleffekt på 3 prosent over tid. Videre vil en 1 prosent økning i negative BNP-sjokk på kort sikt gi en nedgang i reklameomsetning på 1,4 prosent, og en totaleffekt på 4 prosent over tid. Den negative effekten er større enn den positive effekten både på kort og lang sikt. Resultatene antyder at dagsavis dermed ikke synes å bli symmetrisk påvirket av konjunkturelle svingninger, men er mer utsatt for negative konjunkturer.

I paneldatamodellen finner vi videre at positive konjunktursjokk ikke gir mer positiv effekt, og negative utslag ikke gir mindre negativ effekt på omsetning i dagsavis, relativt til tidsskrift, Internett og TV. Det synes derfor ikke å være empirisk grunnlag for å si at dagsavis er mer eller mindre utsatt for konjunkturelle svingninger enn disse mediene. Videre finner vi at positive utslag gir mer positiv effekt og negative utslag gir mindre negativ effekt på omsetningen i radiomediet enn i avismediet. Funnet tilsier at dagsavis profiterer signifikant mindre fra positive konjunkturelle svingninger enn radiomediet, og at negative konjunktursvingninger relativt sett rammer dagsavis hardere.

I analysen av undergruppene: storby-, lokal- og kveldsaviser finner vi at reklameomsetningen i storbyaviser påvirkes signifikant av både oppgangs- og nedgangskonjunkturer, lokalaviser påvirkes signifikant av nedgangskonjunkturer, mens omsetning i kveldsaviser ikke viser signifikante effekter av konjunktursjokk. Lokalaviser synes å være mest følsom overfor negative konjunktursjokk, mens storbyaviser synes å respondere relativt symmetrisk overfor positive og negative konjunktursjokk.

### **8.1.2 Resultater for tidsskrift: fag- og populærtidsskrift**

I analysen av enkeltmediene finner vi at annonseinntektene i kategorien for tidsskrift kun er følsom overfor nedgangskonjunkturer. Vi finner at en 1 prosent økning i negative BNP-sjokk på kort sikt gir en estimert nedgang i reklameomsetning på 3,5 prosent, og en totaleffekt på 10 prosent over tid. Resultatet antyder at tidsskrift dermed ikke blir symmetrisk påvirket av konjunkturelle svingninger, men er mer utsatt for negative konjunkturer.

I paneldatamodellen finner vi videre at annonseinntektene i tidsskriftkategorien er mer følsom overfor nedgangskonjunkturer enn TV. Vi finner også at tidsskrift er mindre følsom overfor positive utslag, og mer utsatt for negative utslag enn radiomediet. Resultatene underbygger at tidsskrift er mer utsatt for negative konjunkturer enn TV- og radiomediet, og mindre utsatt for positive konjunktursvingninger enn radiomediet. Det synes ikke å være grunnlag for å si at tidsskrift er mer eller mindre utsatt for konjunkturrelle svingninger enn dagsavis og Internett.

I analysen av undergruppene fag- og populærtidsskrifter finner vi at reklameomsetningen i de to tidsskrifttypene virker å ha relativt like responser på konjunktursjokk, da begge synes å være svært følsomme overfor negative konjunktursjokk. En 1 prosent økning i negative BNP-sjokk gir et estimert fall i annonseinntekter for populær- og fagtidsskrift på henholdsvis 3,0 og 4,5 prosent. Effekten av oppgangskonjunkturer er ikke signifikante for noen av tidsskrifttypene. Funnet tilsier at verken fag- eller populærtidsskrifter synes å bli symmetrisk påvirket av konjunkturrelle svingninger, men er mer utsatt for negative konjunkturer.

### **8.1.3 Resultater for TV-mediet**

I analysen av enkeltmediene finner vi at annonseinntekter i TV-mediet kun er følsom overfor oppgangskonjunkturer. En 1 prosent økning i positive BNP-sjokk gir på kort sikt en estimert økning i reklameomsetning på 1,5 prosent, og en total effekt på 5 prosent over tid. Resultatet antyder at TV-mediet ikke synes å bli symmetrisk påvirket av konjunkturrelle svingninger, men er mer følsom for positive konjunkturer.

I paneldatamodellen finner vi videre at positive konjunktursjokk gir mindre positiv effekt for TV relativt til radio. Det synes derfor å være grunnlag for å si at TV-mediet er mindre følsom for oppgangskonjunkturer enn radiomediet. Videre gir positive konjunktursjokk signifikant større effekt på omsetning i TV-mediet enn omsetning for tidsskrift.

### **8.1.4 Resultater for radiomediet**

I analysen av enkeltmediene finner vi at annonseinntekter i radiomediet kun er følsom overfor oppgangskonjunkturer. En 1 prosent økning i positive BNP-sjokk gir på kort sikt en estimert økning i reklameomsetning på 3 prosent, og en total effekt på 8,3 prosent over tid. Resultatet antyder at omsetning i radiomediet dermed ser ut til å være mer utsatt for positive konjunkturer enn negative konjunkturer.

I paneldatamodellen finner vi videre at radiomediet er signifikant mer følsom overfor positive konjunkturer enn samtlige medier, og signifikant mindre følsom overfor negative konjunkturrelle svingninger enn dagsavis, tidsskrift og internett. Funnet tilsier at radio profiterer signifikant mer fra positive konjunkturrelle svingninger enn de øvrige mediene i studien, og at negative konjunktursvingninger relativt sett rammer radio i mindre grad enn dagsavis, tidsskrift og Internett.

### **8.1.5 Resultater for Internett: display-, rubrikk- og søkeordsmarkedsføring**

I analysen av enkeltmediene finner vi at annonseinntekter i internettmediet ikke blir signifikant påvirket av verken oppgangs- eller nedgangskonjunkturer. Effektene av negative konjunktursjokk er små og ikke signifikante, og effekten av positive sjokk er negativ (!), men ikke signifikant. Resultatene antyder at internettmediet ikke synes å bli systematisk påvirket av konjunkturrelle svingninger. Vi finner imidlertid en signifikant positiv sammenheng mellom oppslutningsendringer og endringer i annonseinntektene i dette mediet. Det kan dermed se ut til at inntektsveksten for Internett i stor grad kan tilskrives veksten i internettbruk.

I analysen av undergruppene display-, rubrikk- og søkeordsmarkedsføring finner vi heller ingen signifikante sjokkeffekter. Resultatet er konsistent med det vi fant for hovedkategorien, ved at ingen av undergruppene synes å bli systematisk påvirket av konjunkturrelle svingninger.

### **8.1.6 Hovedkonklusjon**

Vår hovedkonklusjoner er at annonseinntektene i trykte medier (dagsavis og tidsskrift) synes å være mer følsomme overfor negative konjunktursjokk enn positive konjunkturer, mens kringkastingsmedier (TV og radio) synes å være mer følsomme overfor positive konjunktursjokk, enn negative konjunkturer. Annonseinntektene i internettmediet synes ikke å være følsom overfor konjunkturrelle svingninger. Endringer i omsetning for Internett ser imidlertid ut til å være nært relatert til oppslutningsendringer.

Vi finner også enkelte forskjeller i konjunkturfølsomhet mellom mediene. Annonseinntektene i radiomediet ser ut til å være mer utsatt for positive konjunkturer enn samtlige medier, tidsskrifter er mer utsatt for *nedgangskonjunkturer* enn TV og radio, og dagsaviser mer utsatt for *nedgangskonjunkturer* enn radio.

Funnene samsvarer med, men nyanserer etablerte oppfatninger om konjunkturfølsomhet i annonsemarkedet. Tidligere studier finner at trykte medier generelt er mer følsomme overfor konjunkturer, og da spesielt nedgangskonjunkturer, sammenlignet med kringkastingsmediene. Vi finner ikke at trykte medier er mer konjunkturutsatt enn kringkastingsmedier generelt, men at trykte medier er utsatt for negative enn positive konjunkturer, og at kringkastingsmediene er mer følsom overfor positive enn negative konjunkturer.

Vi finner at resultatene våre er robuste overfor endringer i datagrunnlag for økonomisk aktivitet. Resultatene virker også å være relativt robuste over tid, da våre funn ikke endrer seg nevneverdig når vi estimerer modellene på ulike deler av tidsperioden vi studerer. Resultatene avhenger heller ikke av ekstremobservasjonene fra 2009.

## **8.2 Videre forskning**

I forlengelsen av våre undersøkelser er det naturlig å peke ut noen veier for videre forskning. For det første vil det være interessant å re-estimere våre modeller med et bedre måltall for medienes oppslutning. Vi har forsøkt å kontrollere for effekten av endrede medievaner, for på den måten å isolere effekten av opp- og nedgangskonjunkturer. Men vår løsning har forbedringspotensial. En utfordring i fremtidig forskning er å finne mer adekvate og robuste mål på endringene i medievaner.

En annen utfordring er å gå tilsvarende detaljert til verks med undersøkelser av andre enkeltmarkeder, som vi har gjort med det svenske markedet. Basert på tverrnasjonal forskning har vi resonert kvalitativt rundt hvorvidt våre konklusjoner er generaliserbare til andre land. Men bare faktiske empiriske studier av disse markedene vil kunne gi svar på om våre konklusjoner også gjelder for andre land.

Vi har også vært inne på mediekonvergensens utviskende effekt på de tradisjonelle skillelinjene mellom mediekanalene. Med individdata for hver enkelt avis, nettsted, tidsskrift, tv- og radiokanal kunne vi testet om det finnes forskjeller i konjunkturfølsomhet langs andre dimensjoner enn de tradisjonelle mediekategoriene vi har brukt. Med slike data vil man eksempelvis kunne teste om det finnes systematiske forskjeller i konjunkturfølsomheten mellom for eksempel nummerén- og nummertøaviser, eller mellom ulike typer tidsskrift, nettsteder, radio- og TV-kanaler basert på hva slags innhold de formidler, hva slags publikum

de når, hvilke annonsører de tiltrekker seg, eller hvor hva slags konkurransesituasjon de befinner seg i.

## 9.0 Referanser

### 9.1 Artikler

- Andras, T.L., & Srinivasan, S.S., 2003. Advertising intensity and R&D intensity: Differences across industries and their impact on firm's performance. *International Journal of Business and Economics*, 2 (2), s. 167–176.
- Armstrong, M., 2006. Competition in two-sided markets. *Journal of Economics*, 37(3) s. 668-691
- Callahan, F.X., 1986. Advertising and economic development. *International Journal of Advertising* 5(3), s. 215-224.
- Ashley, R., Granger, C.W.J., & Schmalensee, R., 1980. Advertising and aggregate consumption: An analysis of causality. *Econometrica*, 48 (5), s. 1149–1167.
- Balke, Nathan S., 1991. Modeling trends in macroeconomic time series, Federal Reserve Bank of Dallas Economic and Financial Policy Review, Mai 1991, s. 19-33
- Banks, S., 1986. Cross-national analysis of advertising expenditures: 1968–1979. *Journal of Advertising Research*, 26(2), s. 11–24.
- Benedictow, A. & P.R. Johansen, 2005. Prognoser for internasjonal økonomi – Står vi foran en amerikansk konjunkturavmatning? *Økonomiske analyser* 2/2005, s. 13-20
- Bjørnland, H.C, L. Brubakk & A.S. Jore, 2004. Produksjonsgapet i Norge – En sammenligning av beregningsmetoder, *Penger og Kreditt* 4/2004, s. 199-209
- Chang, B.-H., & Chan-Olmsted, S.M., 2005. Relative constancy of advertising spending: A cross-national examination of advertising expenditures and their determinants, *Gazette: The International Journal for Communication Studies*, 67(4), s. 339–357.
- Deleersnyder, B., & Dekimpe, M.G., Steenkamp, J.-B.E.M., & Leeflang P.S.H., 2009. The Role of National Culture in Advertising's Sensitivity to Business Cycles: An Investigation Across Continents. *Journal of Marketing Research*, Vol. 46(5), s 623-636.
- Demers, D.P., 1994. Relative constancy hypothesis, structural pluralism, and national advertising expenditures. *The Journal of Media Economics*, 7(4), s. 31–48.
- DeWaal, E., Schoenbach, K., & Lauf, E., 2005. Online newspapers: A substitute or complement for print newspapers and other information channels? *Communications*, 30, s. 55–72.
- Dimmick, J., 1997. The theory of the niche and spending on mas media: The case of the «video revolution.» *Journal of Media Economics*, 10(3), s. 33–43.
- Frøyland, E. og R. Nymoen, 2000. Produksjonsgapet i norsk økonomi – ulike metoder, samme svar? *Penger og kreditt* 1/2000, s. 22-28
- Gabrielsen, Tommy, 2005. Tosidige markeder, nettverkseffekter og offentlig politikk, *SNF prosjekt 1303*, Arbeidsnotat 57/05.
- Groves, M., 2004. Advertising recovery deferred to 2004, *IdeasMagazine*, 8–19.
- Hodrick, Robert, and Edward C. Prescott, 1997. Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29(1) s. 1-16.



- Hooley, G.J., & Lynch, J.E., 1985. How UK advertisers set budgets. *International Journal of Advertising*, 4(3), s. 223–231.
- Jones, J.P., 1985. Is total advertising going up or down? *International Journal of Advertising*, 4(1), s.47–64.
- Kydland, F., Prescott, E. C., 1990. Business Cycles: Real Facts and a Monetary Myth. Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, Vår 1990, s. 3-18.
- Lacy, S., & Noh, G.Y., 1997. Theory, economics, measurement, and the principle of relative constancy. *The Journal of Media Economics*, 10(3), s. 3–16.
- Levenstein, M., Suslow, V. Y., 2006. What determines Cartel success. *Journal of Economic Literature* 44(1) s. 43-95
- Linnett, R., 2002. Magazines pay the price of TV recovery. *AdvertisingAge*, 73 (35), s. 1–2.
- Ljung, G. M., Box, G.E.P., 1978. On a measure of lack of fit in time series models, *Biometrika* 65(2) s. 297-303.
- Macleod, C., 2004. Adspend in G7 countries. *International Journal of Advertising*, 23 (4), s. 534–536.
- McCombs, M. E., 1972. Mass media in the market place, *Journalism Monographs* (24).
- Nelson, C., Plosser, C., 1982. Trends and random walks in macroeconomic time series : Some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, 10(2) s. 139-162
- Ng, S., and P. Perro, 1995.. Unit Root Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag. *Journal of the American Statistical Association*, 90, 1995 s.268–281.
- O’Donovan, B., Rae, D., Grimes, A., 2000. Determinants of advertising expenditures: aggregate and cross media evidence. *International Journal of Advertising*, 19(3), s.317-334.
- Ostheimer, H., 1980. Magazine advertising during recession. *Journal of Advertising Research*, 20(6), s.11–16.
- Picard, R.G., & Rimmer, T., 1999. Weathering are cession: Effects of size and diversification on newspaper companies. *Journal of Media Economics*, 12(1), s. 1–18.
- Picard, R.G., 2001a. Effects of recessions on advertising expenditures: An exploratory study of economic downturns in nine developed nations. *Journal of Media Economics*, 14(1), s. 1–14.
- Picard, R.G., 2001b. Understanding and adjusting to economic changes. *Ideas Magazine*, 4-9.
- Picard, R.G., 2002. U.S. newspaper adrevenue shows consistent growth. *Newspaper Research Journal*, 23(4), s. 21–33.
- Picard, R.G., 2008. Shifts in Newspaper Advertising Expenditures and Their Implications for the Future of Newspapers. *Journalism Studies*, 9(5), s. 704 – 716.
- Rochet, J., Tirole, J., 2003. Platform Competition in Two-Sided Markets. *Journal of the European Economic Association*, 1(4) s. 990-1029
- Romer, Christina D., 1999. Changes in Business Cycles: Evidence and Explanations. *Journal of Economic Perspectives*, 13(2) s. 13-44
- Saksena, S., & Hollifield, C.A., 2002. U.S. newspapers and the development of online editions, *International Journal on Media Management*, 4(2), s. 75–84.
- San Augustine, A.J., & Foley, W.F., 1975. How large advertisers set budgets. *Journal of Advertising Research*, 15(5), s. 11–16.
- Shaver, M.A., & Shaver, D., 2005. Changes in the levels of advertising expenditures during recessionary

- periods: A study of advertising performance in eight countries, tilsendt på e-post fra Richard van der Wurff, University of Amsterdam.
- Silk, A.J., Klein, L.R., & Berndt, E.R., 2001. The emerging position of the Internet as an Advertising medium. *Netnomics*, 3(2), s. 129–148.
- Silk, A.J., Klein, L.R., & Berndt, E.R., 2002. Intermedia substitutability and market demand by national advertisers. *Review of Industrial Organization*, 20(4), s. 323–348.
- Swerdlow, R.A., & Blessios, V.I., 1993. A model for predicting advertising expenditures: An inter-industry comparison. *International Journal of Advertising*, 12(2), s. 143–153.
- Taylor, L.D., & Weiserbs, D., 1972. Advertising and the Aggregate Consumption Function, *American Economic Review*, 62 (4), s. 642, 14.
- Van der Wurff, R., Bakker, P., Picard, R.G., 2008. Economic Growth and Advertising Expenditures in different Media in different Countries. *Journal of Media Economics* 21(1), s. 28–52.
- Yang, C., 1964. Variations in the Cyclical Behavior of Advertising. *Journal of Marketing*, 28(2), s. 25-30.

## 9.2 Rapporter og publikasjoner

- Dahl, Marianne, 2001. En markedsundersøkelse av kjøtt- og meieriprodukter i distribusjonsskjeden for matvarer, Bergen: Samfunns- og næringslivsforskning AS. Tilgjengelig på:  
<http://bora.nhh.no:8080/handle/2330/508>
- Institutet för Reklam- och Mediestatistik, 2009a. *Internationella reklammarknader*, Stockholm: Institutet för Reklam- och Mediestatistik (IRM)
- Institutet för Reklam- och Mediestatistik, 2009b. *Svensk Reklammarknad*, Stockholm: Institutet för Reklam- og Mediestatistik (IRM)
- MMS, 2009. *Årsrapport 2009* [Online]. Stockholm: MMS. Tilgjengelig på:  
<http://mms.se/dokument/rapporter/ar/Årsrapport%202009.pdf> [11.mai 2010]
- Nordicom Sverige, 2009a. *Den svenska mediamarknaden 2009* [Online]. Gøteborg: Nordicom, University of Gothenburg. Tilgjengelig på:  
[http://www.nordicom.gu.se/common/publ\\_pdf/Den\\_svenska\\_mediemarknaden\\_2009\\_20090617.pdf](http://www.nordicom.gu.se/common/publ_pdf/Den_svenska_mediemarknaden_2009_20090617.pdf) [Nedlastet 11.mars 2010]
- Nordicom Sverige, 2009b. *The Nordic Media Market, Media Companies and Business Activities* [Online]. Gøteborg: Nordicom, University of Gothenburg. Tilgjengelig på:  
[http://www.nordicom.gu.se/common/publ\\_pdf/NMT11.pdf](http://www.nordicom.gu.se/common/publ_pdf/NMT11.pdf) [Nedlastet 11.mars 2010]
- Nordicom Sverige, 2009c. *Internetbarometer 2008* [Online]. Gøteborg: Nordicom, University of Gothenburg. Tilgjengelig på:  
[http://www.nordicom.gu.se/common/publ\\_pdf/289\\_internetbarometer2008.pdf](http://www.nordicom.gu.se/common/publ_pdf/289_internetbarometer2008.pdf) [11.mars 2010]
- Presstönadsnemden, 2010. *Årsredovisning 2009* [Online]. Stockholm: Presstönadsnemden. Tilgjengelig på:  
<http://www.presstodsnamnden.se/Publikationer/Arsredovisning/%C3%85rsredovisning%202009.pdf> [20.mars 2010]
- PricewaterhouseCoopers, 2009a. *Advertising: Short-term decline masks deep structural shift* [Online].

- London: PricewaterhouseCoopers LLP. Tilgjengelig på: [http://www.pwc.com/en\\_GX/gx/global-entertainment-media-outlook/pdf/advertising.pdf](http://www.pwc.com/en_GX/gx/global-entertainment-media-outlook/pdf/advertising.pdf) [Nedlastet 11.oktober 2009]
- PricewaterhouseCoopers LLP, 2009b. *Global entertainment and media outlook 2009-2013, EMEA Regional Summary* [Online]. London: PricewaterhouseCoopers LLP. Tilgjengelig på: [http://www.pwc.ch/user\\_content/editor/files/publ techno/pwc\\_global\\_entertain\\_media\\_outlook\\_summary.pdf](http://www.pwc.ch/user_content/editor/files/publ techno/pwc_global_entertain_media_outlook_summary.pdf) [Nedlastet 11.oktober 2009]
- Radio- och TV-lag (1996:844), Stockholm: Sveriges Riksdag.
- Statens Offentlige utredningar nr 96, 2008. *Kommersiell Radio- nya sändningsmuligheter*. [Online]. Stockholm: Sveriges regjering. Tilgjengelig på: <http://www.regeringen.se/content/1/c6/11/53/07/d115f9db.pdf> [Nedlastet 12.januar 2010]
- The Swedish radio and TV Authority, 2009. *Media development 2009* [Online]. Stockholm: Radio- och TV verket. Tilgjengelig på: [http://www.rtvv.se/upload/uk/download/MU2009\\_eng.pdf](http://www.rtvv.se/upload/uk/download/MU2009_eng.pdf) [19.mars 2009]
- Tidningsstatistik, 2010, *Upplagor för dagspress 2009* [Online]. Stockholm: Tidningsstatistik (TS). Tilgjengelig på: [http://www.ts.se/Pdf/Upplagestatistik/dags\\_10\\_19feb.pdf](http://www.ts.se/Pdf/Upplagestatistik/dags_10_19feb.pdf) [Nedlastet 19.februar 2010]
- Tidningsutgiverna, 2009. *Svensk dagspress 2009, Fakta om marked og medier* [Online]. Nyköping: Tidningsutgiverna. Tilgjengelig på: [http://www.tidningeniskolan.se/iskolan/images/stories/Dokument/Statistik/Svensk\\_Dagspress\\_2009.pdf](http://www.tidningeniskolan.se/iskolan/images/stories/Dokument/Statistik/Svensk_Dagspress_2009.pdf) [Nedlastet 11.oktober 2009]
- TNS-SIFO, 2010. *Radiundersökningar Rapport II 1999-2009*, Stockholm: TNS-SIFO. Tilgjengelig på: <http://www.tns-sifo.se/rapporter-undersokningar/radioresultat> [11.mai 2010]
- World Federation of Advertisers, 2009. *Annual Report 2008* [Online], Brussel: World Federation of Advertisers. Tilgjengelig på: <http://www.wfanet.org/documents/3/WFA%20Annual%20Report%202008.pdf> [11.oktober 2009]
- World Internet Institute, 2009. *Unga svenskar og internet 2009* [Online]. Stockholm: Stiftelsen for internetinfrastruktur. Tilgjengelig på: [http://www.wii.se/publicerat/rapporter/doc\\_download/81-unga-svenskar-och-internet-2009.html](http://www.wii.se/publicerat/rapporter/doc_download/81-unga-svenskar-och-internet-2009.html) [11.mai 2010]

### 9.3 Nettsider

- Presstønsnadsnmden, 2010. Tilgjengelig på: <http://www.presstønsnadsnmden.se/> [15.april. 2010]
- Den kongelige norske ambassaden i Stockholm. Tilgjengelig på: <http://www.norge.se/en/Norsk/fakta/okonomi/> [15.april. 2010]
- Statistisk Sentralbyrå, 2010 (SSB, 2010). Tilgjengelig på : [http://www.ssb.no/vis/kt/ordliste.html?id=P54\\_5838](http://www.ssb.no/vis/kt/ordliste.html?id=P54_5838) [15.januar 2010]

### 9.4 Bøker

- Baltagi, Badi H., 1999. *Econometrics*, 2. utg. Springer
- Burns, A., Michell, W., 1946. *Measuring Business Cycles*. 1. utg. Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research

- Harris, Richard, 1995. *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*, 1. utg. Prentice Hall
- Hofstede, G., 2001. *Culture's Consequences: Comparing Values, Behaviors, Institutions and Organizations Across*. 2. utg. Nations Sage Publications, Inc
- Dougherty, Christopher., 2002. *Introduction to Econometrics*, 2.utg. Oxford University Press
- Gujarati, Demodar N., 2009, *Basic Econometrics*, 5.utg. McGraw-Hill.
- Schmalensee, R., 1972. *The economics of advertising*. 1.utg. Amsterdam: North-Holland Publishing Company
- Tirole, Jean, 1988. *The Theory of Industrial Organization*, 1. utg. Massachusetts Institute of Technology Press
- Verbeek, M., 2004. *A guide to modern econometrics*, 2.utg. John Wiley & Sons
- Wooldridge, Jeffrey M., 2006. *Introductory econometrics: a modern approach*, 4.utg. Thompson Learning, South-Western College Publishing, Stamford

## 9.5 Databaser

IRM 2010, tilgjengelig på: <http://www.irm-media.no/>

Nordicom 2010, tilgjengelig på: <http://www.nordicom.gu.se/>

Statistiska Centralbyrån 2010, tilgjengelig på: <http://www.scb.se/>

## Vedlegg

### Vedlegg A:

Testene er gjennomført ved å analysere residualene fra regresjonsmodellene ved hjelp av en Ljung-Box test. Ljung-Box er en Portmanteau test, som tester hvorvidt en gruppe av autokorrelasjoner er forskjellig fra null. Vi har testet alle modeller med ett og fire lag. Resultatene av autokorrelasjonstestene for modellen gjengitt i de ulike tabellene er referert under.

#### Autokorrelasjonstester modell I b, tabell 7.3 a

Dagsavis 1 lag Portmanteau (Q) statistic = 0.2022 Prob > chi2(1) = 0.6529	Dagsavis 4 lag Portmanteau (Q) statistic = 2.9932 Prob > chi2(4) = 0.5590
Tidsskrift 1 lag Portmanteau (Q) statistic = 0.8688 Prob > chi2(1) = 0.3513	Tidsskrift 4 lag Portmanteau (Q) statistic = 1.5371 Prob > chi2(4) = 0.8201
TV 1 lag Portmanteau (Q) statistic = 0.2154 Prob > chi2(1) = 0.6426	TV 4 lag Portmanteau (Q) statistic = 1.1340 Prob > chi2(4) = 0.8888
Radio 1 lag Portmanteau (Q) statistic = 0.1871 Prob > chi2(1) = 0.6654	Radio 4 lag Portmanteau (Q) statistic = 2.4711 Prob > chi2(4) = 0.6498
Internett 1 lag Portmanteau (Q) statistic = 0.0760 Prob > chi2(1) = 0.7827	Internett 4 lag Portmanteau (Q) statistic = 0.9833 Prob > chi2(4) = 0.9123

#### Autokorrelasjonstester modell II, tabell 7.4

Dagsavis – 1 lag Portmanteau (Q) statistic = 9.8276 Prob > chi2(1) = 0.0017	Dagsavis – 4 lag Portmanteau (Q) statistic = 32.9842 Prob > chi2(4) = 0.0000
Tidsskrift – 1 lag Portmanteau (Q) statistic = 0.1292 Prob > chi2(1) = 0.7193	Tidsskrift – 4 lag Portmanteau (Q) statistic = 8.6435 Prob > chi2(4) = 0.0707
TV – 1 lag Portmanteau (Q) statistic = 0.5949 Prob > chi2(1) = 0.4405	TV – 4 lag Portmanteau (Q) statistic = 12.0577 Prob > chi2(4) = 0.0169
Radio – 1 lag Portmanteau (Q) statistic = 2.0873 Prob > chi2(1) = 0.1485	Radio – 4 lag Portmanteau (Q) statistic = 7.3138 Prob > chi2(4) = 0.1202
Internett – 1 lag Portmanteau (Q) statistic = 0.5582 Prob > chi2(1) = 0.4550	Internett – 4 lag Portmanteau (Q) statistic = 3.2395 Prob > chi2(4) = 0.5186

**Autokorrelasjonstester, modell I b, tabell 7.5: Regresjonsresultater – undergrupper****Undergruppe: dagsaviser**

Storbyavis – 1 lag Portmanteau (Q) statistic = 0.3771 Prob > chi2(1) = 0.5392	Storbyavis – 4 lag Portmanteau (Q) statistic = 2.9437 Prob > chi2(4) = 0.5673
Lokalavis – 1 lag Portmanteau (Q) statistic = 0.0863 Prob > chi2(1) = 0.7690	Lokalavis – 4 lag Portmanteau (Q) statistic = 2.8374 Prob > chi2(4) = 0.5854
Kveldsavis – 1 lag Portmanteau (Q) statistic = 0.0601 Prob > chi2(1) = 0.8064	Kveldsavis – 4 lag Portmanteau (Q) statistic = 2.4487 Prob > chi2(4) = 0.6538

**Undergruppe: tidsskrift**

Populærtidsskrift – 1 lag Portmanteau (Q) statistic = 0.3049 Prob > chi2(1) = 0.5808	Populærtidsskrift – 4 lag Portmanteau (Q) statistic = 1.4758 Prob > chi2(4) = 0.8309
Fagtidsskrift – 1 lag Portmanteau (Q) statistic = 0.0008 Prob > chi2(1) = 0.9781	Fagtidsskrift – 4 lag Portmanteau (Q) statistic = 0.8945 Prob > chi2(4) = 0.9253

**Undergruppe: internett**

Display – 1 lag Portmanteau (Q) statistic = 0.0007 Prob > chi2(1) = 0.9791	Display – 4 lag Portmanteau (Q) statistic = 6.2015 Prob > chi2(4) = 0.1846
Rubrikk – 1 lag Portmanteau (Q) statistic = 1.1285 Prob > chi2(1) = 0.2881	Rubrikk – 4 lag Portmanteau (Q) statistic = 5.0380 Prob > chi2(4) = 0.2834
Søkeord – 1 lag Portmanteau (Q) statistic = 1.3744 Prob > chi2(1) = 0.2411	Søkeord – 4 lag Portmanteau (Q) statistic = 3.4022 Prob > chi2(4) = 0.4929

**Autokorrelasjonstester modell II, tabell 7.6: Paneldatamodelle undergrupper****Undergruppe: dagsaviser**

Storbyavis – 1 lag Portmanteau (Q) statistic = 3.0232 Prob > chi2(1) = 0.0821	Storbyavis – 4 lag Portmanteau (Q) statistic = 6.4579 Prob > chi2(4) = 0.1675
Lokalavis – 1 lag Portmanteau (Q) statistic = 0.1318 Prob > chi2(1) = 0.7166	Lokalavis – 4 lag Portmanteau (Q) statistic = 5.4789 Prob > chi2(4) = 0.2416
Kveldsavis – 1 lag Portmanteau (Q) statistic = 0.1616 Prob > chi2(1) = 0.6877	Kveldsavis – 4 lag Portmanteau (Q) statistic = 3.5140 Prob > chi2(4) = 0.4758

**Undergruppe: Tidsskrift**

Populærtidsskrift – 1 lag Portmanteau (Q) statistic = 2.3501	Populærtidsskrift – 4 lag Portmanteau (Q) statistic = 4.4415
---	---

SNF Arbeidsnotat Nr. 44/2010

Prob > chi2(1) = 0.1253	Prob > chi2(4) = 0.3495
Fagskrift – 1 lag Portmanteau (Q) statistic = 0.4096 Prob > chi2(1) = 0.5222	Fagskrift – 4 lag Portmanteau (Q) statistic = 1.8559 Prob > chi2(4) = 0.7622

## Vedlegg B:

### Test av interaksjonsforskjeller:

#### Positive sjokk:

. test inter\_pos\_mag = inter\_pos\_tv

( 1) inter\_pos\_mag - inter\_pos\_tv = 0

F( 1, 204) = 0.10

Prob > F = 0.7558

. test inter\_pos\_mag = inter\_pos\_radio

( 1) inter\_pos\_mag - inter\_pos\_radio = 0

F( 1, 204) = 8.81

Prob > F = 0.0033

. test inter\_pos\_mag = inter\_pos\_net

( 1) inter\_pos\_mag - inter\_pos\_net = 0

F( 1, 204) = 1.03

Prob > F = 0.3102

. test inter\_pos\_tv = inter\_pos\_radio

( 1) inter\_pos\_tv - inter\_pos\_radio = 0

F( 1, 204) = 7.33

Prob > F = 0.0074

. test inter\_pos\_tv = inter\_pos\_net

( 1) inter\_pos\_tv - inter\_pos\_net = 0

F( 1, 204) = 1.68

Prob > F = 0.1961

. test inter\_pos\_radio = inter\_pos\_net

( 1) inter\_pos\_radio - inter\_pos\_net = 0

F( 1, 204) = 10.84

Prob > F = 0.0012

#### Negative sjokk

. test inter\_neg\_tv = inter\_neg\_mag

( 1) - inter\_neg\_mag + inter\_neg\_tv = 0

F( 1, 204) = 3.54

Prob > F = 0.0615

. test inter\_neg\_mag = inter\_neg\_radio

( 1) inter\_neg\_mag - inter\_neg\_radio = 0

F( 1, 204) = 9.53

Prob > F = 0.0023

. test inter\_neg\_mag = inter\_neg\_net

( 1) inter\_neg\_mag - inter\_neg\_net = 0

F( 1, 204) = 0.01

Prob > F = 0.9194

. test inter\_neg\_tv = inter\_neg\_radio

( 1) inter\_neg\_tv - inter\_neg\_radio = 0

F( 1, 204) = 2.02

Prob > F = 0.1573

. test inter\_neg\_tv = inter\_neg\_net

( 1) inter\_neg\_tv - inter\_neg\_net = 0

F( 1, 204) = 2.94

Prob > F = 0.0879

. test inter\_neg\_radio = inter\_neg\_net

( 1) inter\_neg\_radio - inter\_neg\_net = 0

F( 1, 204) = 7.90

Prob > F = 0.0054



## Vedlegg C:

Tabell 10.1: Modell I b, med privat konsum som mål på økonomisk aktivitet

	Dagsavis	Tidsskrift	TV	radio	Internett
ln(Omsetning) <sub>t-1</sub>	1.022***	0.742***	0.549***	0.467**	0.542***
ln(Omsetning) <sub>t-2</sub>	-0.168	-0.129	0.199	0.182	0.273
ln(Omsetning) <sub>t-3</sub>	-0.0639	0.226	-0.0596	-0.0396	-0.458**
ln(Omsetning) <sub>t-4</sub>	0.0201	-0.103	0.0968	0.371*	0.216
ln(Omsetning) <sub>t-5</sub>	-0.126	-0.0544	-0.126	-0.234	-0.0235
Ln(Kanalbruk)	-0.0352 (0.0700)	0.134 (0.138)	-0.300 (0.192)	0.209 (0.237)	0.309** (0.147)
Ln(BNP-trend)	-0.204*** (0.0741)	0.141 (0.207)	0.364** (0.147)	0.944* (0.463)	2.027** (0.824)
Ln(Positive-sjokk)	1.136* (0.662)	1.575 (0.957)	2.128** (0.944)	3.434* (1.672)	2.825 (2.588)
Ln(Negative sjokk)	-1.717** (0.651)	-4.616*** (1.076)	-2.721*** (0.979)	-1.552 (1.589)	-1.797 (2.296)
2. Kvartal	0.271**	0.375***	0.100	0.177	-0.0594
3. Kvartal	-0.0728	-0.297***	-0.202***	0.0463	-0.0821
4. Kvartal	0.432***	0.402***	0.351**	0.136	0.176**
Konstant	4.927***	-0.252	-0.936	-11.49	-23.85**
<i>N</i>	59	55	55	39	39
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.967	0.950	0.968	0.926	0.984

Standardfeil i parenteser

Stjerner indikerer signifikans på ulike nivåer: \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

## Vedlegg D:

Tabell 10.2: konsistens over tid - modell 1, 2002-2009

	Dagsavis	Tidsskrift	TV	Radio	Internett
Ln(Omsetning <sub>t-1</sub> )	1.129***	0.699***	0.357*	0.532**	0.419**
Ln(Omsetning <sub>t-2</sub> )	-0.288	-0.327*	0.150	-0.0356	0.485***
Ln(Omsetning <sub>t-3</sub> )	-0.449	0.0543	-0.292*	0.116	-0.307*
Ln(Kanalbruk)	-0.189 (0.174)	0.314 (0.185)	-0.398 (0.289)	0.113 (0.238)	0.598*** (0.208)
Ln(BNP-trend)	-0.372 (0.288)	0.0902 (0.186)	1.112*** (0.363)	1.172** (0.462)	-1.230 (1.301)
Ln(Positive-sjokk)	1.101 (0.704)	1.113 (0.748)	1.378 (0.852)	1.609 (1.323)	-2.506 (1.944)
Ln(Negative sjokk)	-1.616** (0.607)	-3.875*** (0.603)	-1.455** (0.659)	-0.761 (1.240)	-2.585 (1.713)
2. Kvartal	0.257 (0.161)	0.378*** (0.102)	0.0843 (0.150)	0.419*** (0.0889)	-0.0546 (0.0687)
3. Kvartal	-0.0157 (0.0336)	-0.179*** (0.0342)	-0.130*** (0.0455)	0.130*** (0.0441)	-0.0533 (0.0561)
4. Kvartal	0.480*** (0.139)	0.479*** (0.111)	0.361** (0.135)	0.360*** (0.0873)	0.201*** (0.0657)
Konstant	9.997*	1.406	-7.725	-14.39**	16.83
<i>N</i>	32	32	32	32	32
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.973	0.976	0.980	0.952	0.986

Stjerner indikerer signifikans på ulike nivåer: \* < 0.10, \*\* < 0.05, \*\*\* < 0.01.

**Vedlegg E:****Tabell 10.3: konsistens over tid: periode 1994-2001**

	Dagsavis	Tidsskrift	TV
Ln(Omsetning <sub>t-1</sub> )	0.980***	0.566	0.611**
Ln(Omsetning <sub>t-2</sub> )	0.0870	0.578*	0.530**
Ln(Omsetning <sub>t-3</sub> )	-0.513*	-0.368	-0.375
Ln(Kanalbruk)	-0.126 (0.256)	0.356 (0.337)	-0.906 (0.617)
Ln(BNP-trend)	0.100 (0.164)	0.251 (1.383)	0.618 (0.947)
Ln(Positive-sjokk)	1.402 (0.919)	0.665 (2.261)	4.303** (1.987)
Ln(Negative sjokk)	-0.942 (1.417)	-0.248 (2.716)	1.131 (2.647)
2. Kvartal	0.117 (0.154)	-0.149 (0.195)	-0.135 (0.201)
3. Kvartal	-0.0665 (0.0456)	-0.513*** (0.0912)	-0.213** (0.0807)
4. Kvartal	0.361** (0.134)	-0.0693 (0.216)	0.317* (0.179)
Konstant	2.417*	-2.742	-2.429
<i>N</i>	29	25	25
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.959	0.966	0.973

Standardfeil i parenteser,

Stjerner indikerer signifikans på ulike nivåer: \* &lt; 0.10, \*\* &lt; 0.05, \*\*\* &lt; 0.01.

## Vedlegg F:

Tabell 10.4: konsistens over tid - periode 1995-2008

	Dagsavis	Tidsskrift	TV	Radio	Internett
Ln(Omsetning <sub>t-1</sub> )	0.958***	0.594***	0.662***	0.410**	0.481***
Ln(Omsetning <sub>t-2</sub> )	0.0183	-0.0613	0.223	0.379*	0.297
Ln(Omsetning <sub>t-3</sub> )	-0.243*	0.101	-0.112	-0.107	-0.439***
Ln(Kanalbruk)	0.0572 (0.0642)	0.300** (0.134)	-0.164 (0.198)	0.150 (0.261)	0.525*** (0.161)
Ln(BNP-trend)	-0.0914* (0.0486)	0.357* (0.201)	0.183 (0.126)	0.452 (0.347)	1.510* (0.776)
Ln(Positive-sjokk)	0.670 (0.436)	0.670 (0.700)	1.480* (0.746)	3.285** (1.545)	1.521 (2.744)
Ln(Negative sjokk)	-1.652*** (0.601)	-2.643*** (0.933)	-0.492 (1.090)	-1.634 (1.869)	-0.902 (2.760)
2. Kvartal	0.198** (0.0908)	0.290*** (0.0922)	0.161 (0.135)	0.284*** (0.0879)	-0.0817 (0.0844)
3. Kvartal	-0.0707*** (0.0252)	-0.257*** (0.0428)	-0.155*** (0.0493)	0.165*** (0.0377)	-0.107* (0.0622)
4. Kvartal	0.392*** (0.0841)	0.322*** (0.108)	0.482*** (0.123)	0.242*** (0.0844)	0.203** (0.0796)
Konstant	2.926***	-3.343	-0.265	-5.206	-17.97*
N	56	52	52	36	36
R <sup>2</sup>	0.968	0.960	0.970	0.931	0.973

Standardfeil i parenteser, Stjerner indikerer signifikans på ulike nivåer: \* < 0.10, \*\* < 0.05, \*\*\* < 0.01.

## Vedlegg G:

Tabell 10.5: Følsomhetstest for lambdaverdier: Lambda = 800

	Dagsavis	Tidsskrift	TV	Radio	Internett
Ln(Omsetning <sub>t-1</sub> )	1.107***	0.783***	0.608***	0.578***	0.553***
Ln(Omsetning <sub>t-2</sub> )	-0.221	-0.167	0.235*	0.259	0.276
Ln(Omsetning <sub>t-3</sub> )	-0.173	0.0498	-0.135	-0.168	-0.330**
Ln(Kanalbruk)	0.0405 (0.0685)	0.296** (0.143)	-0.148 (0.189)	-0.173 (0.217)	0.484*** (0.142)
Ln(BNP-trend)	-0.0875* (0.0498)	0.396* (0.208)	0.278** (0.123)	0.0759 (0.305)	0.887 (0.688)
Ln(Positive-sjokk)	0.636 (0.479)	0.280 (0.845)	1.443* (0.775)	2.413 (1.469)	-0.695 (2.510)
Ln(Negative sjokk)	-1.705*** (0.550)	-3.884*** (0.910)	-1.457* (0.815)	-2.274 (1.570)	-0.729 (2.305)
2. Kvartal	0.302*** (0.0968)	0.319*** (0.0955)	0.137 (0.112)	0.347*** (0.0871)	-0.0216 (0.0845)
3. Kvartal	-0.0359 (0.0258)	-0.252*** (0.0404)	-0.153*** (0.0409)	0.159*** (0.0393)	-0.0903 (0.0606)
4. Kvartal	0.500*** (0.0871)	0.412*** (0.108)	0.465*** (0.0997)	0.294*** (0.0813)	0.205** (0.0769)
Konstant	3.019***	-4.079	-1.135	1.000	-10.47
<i>N</i>	61	57	57	41	41
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.968	0.945	0.966	0.916	0.974

Standardfeil i parenteser, stjerner indikerer signifikans på ulike nivåer: \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

## Vedlegg H:

Tabell 10.6: følsomhetstest for ulike lambdaverdier: Lambda = 8000

	Dagsavis	Tidsskrift	TV	Radio	Internett
Ln(Omsetning <sub>t-1</sub> )	0.942***	0.719***	0.574***	0.397**	0.538***
Ln(Omsetning <sub>t-2</sub> )	-0.161	-0.201	0.218	0.322	0.263
Ln(Omsetning <sub>t-3</sub> )	-0.171	0.0959	-0.111	-0.0991	-0.369**
Ln(Kanalbruk)	0.0414 (0.0682)	0.328** (0.140)	-0.158 (0.197)	0.0517 (0.257)	0.497*** (0.160)
Ln(BNP-trend)	-0.239*** (0.0592)	0.394* (0.217)	0.246** (0.121)	0.188 (0.340)	1.349 (0.819)
Ln(Positive-sjokk)	1.796** (0.501)	0.937 (0.768)	1.889** (0.729)	4.715*** (1.384)	-0.481 (2.875)
Ln(Negative sjokk)	-0.695* (0.364)	-2.572*** (0.668)	-0.578 (0.564)	1.038 (1.172)	-0.182 (1.841)
2. Kvartal	0.259*** (0.0933)	0.349*** (0.0943)	0.146 (0.111)	0.291*** (0.0861)	-0.0243 (0.0837)
3. Kvartal	-0.0439* (0.0245)	-0.227*** (0.0402)	-0.153*** (0.0406)	0.178*** (0.0375)	-0.0859 (0.0588)
4. Kvartal	0.443*** (0.0844)	0.417*** (0.106)	0.459*** (0.0993)	0.264*** (0.0782)	0.199** (0.0779)
Konstant	5.822***	-3.843	-0.503	-1.082	-16.28
<i>N</i>	61	57	57	41	41
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.972	0.946	0.967	0.925	0.975

Standardfeil i parenteser, stjerner indikerer signifikans på ulike nivåer: \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

**Vedlegg I:****Tabell 10.7: Følsomhet overfor faktiske opplagstall versus kanalbruk**

	(1) Storbyavis	(2) Lokalavis	(3) Kveldsavis
Ln(Omsetning <sub>t-1</sub> )	1.153*** (0,152)	0.747*** (0,133)	0.687*** (0,135)
Ln(Omsetning <sub>t-2</sub> )	-0.518** (0,223)	0.185 (0,163)	0.144 (0,170)
Ln(Omsetning <sub>t-3</sub> )	0.0914 (0,161)	-0.287** (0,132)	-0.0505 (0,147)
Ln(Avisopplag)	0.0863 (0,362)	0.0587 (0,151)	0.640*** (0,228)
Ln(BNP-trend)	-0.306** (0,119)	0.0180 (0,0605)	0.499*** (0,173)
Ln(Positive-sjokk)	1.354* (0,694)	0.465 (0,430)	1.293 (1,010)
Ln(Negative sjokk)	-1.323 (0,981)	-1.572*** (0,496)	-0.0225 (1,135)
2. Kvartal	0.395*** (0,118)	0.148** (0,0720)	0.371*** (0,0915)
3. Kvartal	-0.0468 (0,0458)	-0.0277 (0,0184)	-0.00287 (0,0244)
4. Kvartal	0.642*** (0,108)	0.299*** (0,0637)	0.365*** (0,0914)
Konstant	5.042 (4,056)	1.666 (1,873)	-9.931*** (3,641)
<i>N</i>	61	61	61
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.965	0.959	0.902

Standardfeil i parenteser

Stjerner indikerer signifikans på ulike nivåer: \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

**PUBLICATIONS WITHIN SNF'S TELE AND MEDIA ECONOMICS PROGRAM**

**2008-**

- Ida Rødseth Kjosås  
Henrik Hylland Uhlving  
*Konjunkturutvikling og annonseinntekter i redaksjonelle medier*  
SNF Working Paper No 44/10
- Kenneth Fjell  
Øystein Foros  
Frode Steen  
*The economics of social networks: The winner takes it all?*  
SNF Working Paper No 42/10
- Stine Grønnerud Huseklepp  
Ole-Jon Norgård Lund  
*WiMP – Styring av verdinnettverk og digitale forretningsmodeller – en casestudie*  
SNF Working Paper No 41/10
- Ådne Cappelen  
Erik Fjærli  
Frank Foyn  
Torbjørn Hægeland  
Jarle Møen  
Arvid Raknerud  
Marina Rybalka  
*Evaluation of the Norwegian R&D tax credit scheme*  
SNF Working Paper No 36/10
- Tor Jakob Klette  
Jarle Møen  
*R&D investment responses to R&D subsidies: A theoretical analysis and a microeconomic study*  
SNF Working Paper No 33/10
- Ørjan Robstad  
Øyvind Hagen  
*Optimal merverdibeskatning av mediemarkeder: En tosidig analyse*  
SNF Working Paper No 32/10
- Håkon Eika  
Linda Solheimsnes  
*Velferdsimplikasjoner av restrukturering i TV-markedet*  
SNF Working Paper No 22/10
- Simon P. Anderson  
Øystein Foros  
Hans Jarle Kind  
*Hotelling competition with multi-purchasing: Time Magazine, Newsweek, or both?*  
SNF Working Paper No 21/10
- Hans Jarle Kind  
Tore Nilssen  
Lars Sjørgard  
*Price coordination in two-sided markets: Competition in the TV industry*  
SNF Working Paper No 20/10
- Leif B. Methlie  
Jon Iden  
*The drivers of services on next generation networks*  
SNF Report No 09/10
- Per E. Pedersen  
Herbjørn Nysveen  
*An empirical study of variety and bundling effects on choice and Satisfaction: New telecommunication and media services*  
SNF Report No 03/10



- Kenneth Fjell  
Øystein Foros  
Dabashis Dal  
*Endogenous Average Cost Based Access Pricing*  
Review of Industrial Organization  
(2010) 36: 149-162
- Armando J. Garcia  
Pires  
*Media Bias, News Customization and Competition*  
SNF Working Paper No 14/10
- Armando J. Garcia  
Pires  
*Media Bias and News Customization*  
SNF Working Paper No 13/10
- Øystein Foros  
Hans Jarle Kind  
Greg Shaffer  
*Mergers and partial ownership*  
SNF Working Paper No 12/10
- Johann Roppen  
*Markedsfinansiering og privatisering av allmennkringkasting*  
SNF Working Paper No 11/10
- Peder Dalbæk Bruknapp  
Anne Marthe Harstad  
*Det norske TV-markedet – Hvorfor tilbyr distributørene kanalpakker, og vil sluttbrukerpris påvirkes av distributørenes kostnadsendringer ved overgang til enkeltkanalvalg?*  
SNF Working Paper No 42/09
- Kenneth Fjell  
*Online advertising: Pay-per-view versus pay-per-click with market power*  
SNF Working Paper No 32/09
- Jonas Andersson  
Jarle Møen  
*A simple improvement of the IV estimator for the classical errors-in-variables problem*  
SNF Working Paper No 29/09
- Øystein Foros  
Hans Jarle Kind  
*Entry may increase network providers' profit*  
Telecommunications Policy 33 (2009) 486-494
- Merete Fiskvik Berg  
Marit Bjugstad  
*Gjeldsfinansiering av immateriell investeringer*  
SNF Working Paper No 26/09
- Hans Jarle Kind  
Marko Koethenbueger  
Guttorm Schjelderup  
*Tax responses in platform industries*  
SNF Working Paper No 24/09  
Oxford Economic Papers 62 (2010): 764-783
- Øystein Foros  
Hans Jarle Kind  
Jan Yngve Sand  
*Slotting Allowances and Manufacturers' Retail Sales Effort*  
Southern Economic Journal, Vol. 76(1) 266-282
- Jon Iden  
Leif B. Methlie  
*Identifying and ranking next generation network services*  
SNF Report No 12/09
- Kjetil Andersson  
Bjørn Hansen  
*Network competition: Empirical evidence on mobile termination rates and profitability*  
SNF Working Paper No 09/09

- Martine Ryland *Hvordan påvirker termineringsavgifter små mobiloperatører som One Call?*  
SNF Working Paper No 08/09
- Terje Ambjørnsen  
Øystein Foros  
Ole-Chr. B. Wasenden *Customer Ignorance, price cap regulation and rent-seeking in mobile roaming*  
SNF Working Paper No 05/09
- Hans Jarle Kind  
Frank Stähler *Market shares in two-sided media industries*  
SNF Working Paper No 04/09  
Journal of Institutional and Theoretical Economics  
166 (2010) 205-211
- Hans Jarle Kind  
Marko Koethenbueger  
Guttorm Schjelderup *Should utility-reducing media advertising be taxed?*  
SNF Working Paper No 03/09
- Morten Danielsen  
Magnus Frøysok *Muligheter og utfordringer i fremtidens rubrikkmarked på Internett*  
SNF Working Paper No 02/09
- Johanne R. Lerbrekk *Markedssvikt i TV-markedet og behovet for offentlige kanaler - sett i lys av digitaliseringen av bakkenettet*  
SNF Working Paper No 01/09
- Tore Nilssen *The Television Industry as a market of attention*  
SNF Arbeidsnotat 39/08  
Nordicom Review 31 (2010) 1, 115-123
- Per E. Pedersen  
Herbjørn Nysveen *The effects of variety and bundling on choice and satisfaction: Applications to new telecommunication and media services*  
SNF Working Paper No 33/08
- Øystein Foros  
Bjørn Hansen *The interplay between competition and co-operation: Market players' incentives to create seamless networks*  
SNF Working Paper No 22/08
- Per E. Pedersen  
Leif B. Methlie  
Herbjørn Nysveen *An exploratory study of business model design and customer value in heterogeneous network services*  
SNF Report No 09/08, Bergen
- Hans Jarle Kind  
Tore Nilssen  
Lars Sørgard *Business models for media firms: Does competition matter for how they raise revenue?*  
SNF Working Paper No 21/08, Bergen  
Marketing Science, Vol. 28, No. 6,  
November-December 2009, 1112-1128

Helge Godø  
Anders Henten

*Structural conditions for business model design in new information and communication services – A case study of multi-play and MVoIP in Denmark and Norway*  
SNF Working Paper No 16/08, Bergen

Hans Jarle Kind  
Marko Koethenbuerger  
Guttorm Schjelderup

*On revenue and welfare dominance of ad valorem taxes in two-sided markets*  
SNF Working Paper No 08/08, Bergen  
Economics Letters, Vol. 104 (2009) 86-88

Øystein Foros  
Kåre P. Hagen  
Hans Jarle Kind

*Price-dependent profit-shifting as a channel coordination device*  
SNF Working Paper No 05/08, Bergen  
Management Science, Vol. 8, August 2009, 1280-1291

Hans Jarle Kind  
Marko Koethenbuerger  
Guttorm Schjelderup

*Efficiency enhancing taxation in two-sided markets*  
SNF Working Paper No 01/08, Bergen  
Journal of Public Economics 92(2008) 1531-1539