

Arbeidsnotat nr. 23/11

**Drivkreftene bak opplagsutviklingen til
en landsdekkende norsk tabloidavis**

En økonometrisk tidsserieanalyse av
Verdens Gang fra 1978 til 2009

av

**Marius Hagen
Øyvind Nøstdal**

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 2011
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

I denne utredningen studeres årsakene bak opplagsutviklingen til VG fra 1978 til 2009. Dette gjøres ved å gjennomføre en økonometrisk analyse av tidsseriedata.

Forfatterne finner at i underkant av 60 % av opplagsutviklingen kan forklares ut i fra velstandsutviklingen i Norge og den økte konkurransen fra nettavisene til Dagbladet, VG og Aftenposten. Nettavisene til lokal- og nisjeaviser har ingen signifikant effekt på opplaget. Videre konkluderes det med at VGs økte fokus på sport og sex i analyseperioden har påvirket opplaget negativt. Avisens økte reklameandel har derimot ikke hatt noen signifikant påvirkning på opplaget. I tillegg finner forfatterne at konjunktursjokk har en symmetrisk påvirkning på VGs opplag. Analysene viser også at valg av redaktør kan ha stor innvirkning på opplaget.

Forord

Denne utredningen er en del av masterstudiet i økonomi- og administrasjon ved Norges Handelshøyskole (NHH). Utredningen er skrevet våren 2011 av to studenter med fordypning innen Økonomisk Analyse.

Verdens Gang (VG) opplevde en voldsom opplagsvekst på hele 1980-tallet og fram til midten av 1990-tallet. De siste 8 årene har avisen imidlertid opplevd et betydelig fall. Analyse av årsakene til slike opplagsendringer er et felt det er foretatt lite kvantitativ forskning på. Vi synes derfor det var interessant å undersøke dette nærmere. At oppgaven var kvantitativt krevende og at vi personlig måtte innhente store deler av datasettet, så vi på som en interessant utfordring. I tillegg var det motiverende å skrive om et tema som mange nordmenn har en mening om.

Vi vil rette en spesiell takk til professor Frode Steen for konstruktive og lærerike samtaler. Vi vil også takke markedsanalytiker i Verdens Gang, Katrine Torkildsby-Reine, for å ha vært svært hjelpelig under hele prosessen, blant annet ved å gi oss tilgang til VGs 30 siste årsrapporter. Til slutt vil vi takke Svein Hagen, Solveig Pladsen og Marianne Eckhoff for innsiktsfulle innspill og korrekturlesing.

Oslo, september 2011.

Marius Hagen og Øyvind Nøstdal

Innholdsfortegnelse

1.0	Introduksjon	9
1.1	Bakgrunn	9
1.2	Problemstillingen	9
1.2	Avgrensning av oppgaven.....	10
1.3	Oppgavens struktur	10
2.0	Det norske avismarkedet.....	11
2.1	Historisk utvikling i det norske avismarkedet	11
2.1.1	Partipressen i vekst.....	11
2.1.2	Partipressens fall	11
2.1.3	Ny eierstruktur	12
2.1.4	Ulike avistypers opplagsutvikling de siste 25 årene	12
2.1.5	Internett.....	13
2.1.6	Oppsummering.....	15
2.2	Verdens Gang	16
2.2.1	Forhistorien til VG	16
2.2.2	VG etablerers	16
2.2.3	Nye eiere og økt satsing.....	16
2.2.4	Opplagsvekst, opplagsnedgang og konkurransen mellom Dagbladet og VG	17
2.2.5	VG Nett	18
2.2.6	Oppsummering.....	19
3.0	Tidligere forskning	20
3.1	"Avisåret"	20
3.2	Innholdsanalyser	20
3.3	Sannsynligheten for salg.....	21
3.4	Reklame.....	21
4.0	Teoretisk rammeverk	23
4.1	Trendestimering og konjunktursykler.....	23
4.1.1	Trend.....	23
4.1.2	Vekstsykler og klassiske sykler	25
4.1.3	Trendestimering med Hodric-Prescott filter	25
4.1.4	Svakheter ved HP-filteret.....	26

4.2 Tosidige markeder	27
4.3 Kvantitativ innholdsanalyse	29
5.0 Økonometrisk metode.....	31
5.1 Gauss-Markov vilkår ved bruk av tidsserier	31
5.3 Økonometriske tester.....	35
5.3.1 Dickey-Fuller-test for stasjonæritet.....	35
5.3.2. Test for autokorrelasjon: Ljung-Box	36
5.4 Endogenitet og instrumentelle variabler	37
5.5 Dekomponering av R^2	39
5.6 Elastisitet	40
6.0 Modell og data.....	41
6.1 Valg av forklaringsvariabler	41
6.2 Modelloppbygning	45
7.0 Datainnsamling.....	49
7.1 Innsamling av data	49
7.2 Gjennomføring av innholdsanalysen	49
7.3 Definisjoner og grafisk tolkning av innholdsvariablene	51
7.3.1 Kultur	51
7.3.2 Sport	52
7.3.3 Vold.....	53
7.3.4 Sladder	54
7.3.5 Reklame	54
7.3.6 Frykt.....	56
7.3.7 Antall sider	57
7.3.8 Sexrelaterte ord.....	58
7.3.9 Oppsummering.....	58
7.4 Andre forklaringsvariabler.....	59
7.4.1 Opplagstall til VG og Dagbladet.....	59
7.4.2 Opplagstall kjendisblader.....	60
7.4.4 Deflatert pris	61
7.4.5 "VG Nett og konkurrenter" og "Andre nettaviser"	61
7.4.6 HP-trend og HP-avvik.....	62
7.5 Deskriptiv statistikk for de ulike variablene	64

7.6 Test for stasjonærhet og autokorrelasjon	65
8.0 Empiriske resultater	68
8.1 Konjunktursjokk	68
8.2 Presentasjon av de generelle modellene	69
8.2.1 Innholdsvariabler.....	71
8.2.2 Andre redaksjonelle valg.....	75
8.2.3 Redaktører	76
8.2.4 Langsiktige økonomiske trender	77
8.2.5 Konjunktursvingninger.....	77
8.2.6 Konkurrenter	77
8.2.7 OL og Fotball- VM-94	79
8.2.8 Tester av ulike variabelgrupper.....	79
8.3 Fra generell til spesifikk modell	82
8.4 Dekomponering og elastisitetsberegninger	86
8.4.1 Dekomponering.....	86
8.4.2 Elastisitet.....	87
8.5 Svakheter ved analysen	88
8.6 Validering av resultatene.....	91
9.0 Oppsummering	94
10.0 Referanser	97
Vedlegg	103

Liste over tabeller

Tabell 7.1	Deskriptiv statistikk	65
Tabell 7.2	Augumentert Dickey-Fuller-test og Ljung-Box-test	66
Tabell 8.1	Konjunkturtester	69
Tabell 8.2	Regresjonsresultater - generell modeller	70
Tabell 8.3	Test av ulike variabelgrupper	81
Tabell 8.4	Test av tabloid fokus med metode 2	82
Tabell 8.5	Nedtestet modell	83
Tabell 8.6	Dekomponering av R^2	87
Tabell 8.7	Elastisiteter	87

Liste over figurer

Figur 2.1	Opplagsutviklingen for ulike avisgrupper mellom 1984-2008	13
Figur 2.2	Antall aviser med egne tilbud på Internett	14
Figur 2.3	Andel av befolkning som har brukt ulike massemedier en gjennomsnittsdag	15
Figur 2.4	Opplagstall VG og Dagbladet	18
Figur 2.5	Gjennomsnittlige antall daglige lesere på VG Nett	18
Figur 4.1	Deterministisk og stokastisk trend	24
Figur 7.1	Prosentvis andel av kultur i avisen	51
Figur 7.2	Prosentvis andel av sport i avisen	52
Figur 7.3	Prosentvis andel av vold i avisen	53
Figur 7.4	Prosentvis andel av sladder i avisen	54
Figur 7.5	Prosentvis andel av jobbannonser i avisen	55
Figur 7.6	Prosentvis andel av reklame totalt og reklame eksklusiv jobbannonser i avisen.	56
Figur 7.7	Prosentvis andel av frykt i avisen	57
Figur 7.8	Antall sider i avisen	57
Figur 7.9	Summen av artikler som nevner ulike sexord	58
Figur 7.10	Endringen i innholdet til VG mellom 1980-2009	59
Figur 7.11	Opplagstallet til VG og Dagbladet	60
Figur 7.12	Samlet opplag til "Se og Hør", "Se og Hør Weekend" og "Her & Nå"	60
Figur 7.13	Den deflaterte prisutviklingen for VG	61
Figur 7.14	Samlet opplag til "VG Nett og konkurrenter" og "andre nettaviser"	62
Figur 7.15	BNP og HP-trend i faste priser	63
Figur 7.16	Avvik fra HP-trend i faste priser	64

Vedlegg

Vedlegg A	Regresjonsresultater - differensiert modell	103
Vedlegg B	Regresjonsresultater - Modell 1(a) og Modell 1(b)	104
Vedlegg C	Autokorrelasjonstester av feilledet til regresjonsmodellene	105
Vedlegg D	Regresjonsresultater – Modell 2(a) og 2(b) modifisert med variabelen ”Total reklame”	106
Vedlegg E	Regresjonsresultater - Modell 2(a’), 2(b’), 3(a’) og 3(b’)	107
Vedlegg F	Validieringsregresjon 1: Privat konsum	108
Vedlegg G	Validieringsregresjon 2: Nedtestet form, privat konsum	110
Vedlegg H	Validieringsregresjon 3: Andel med tilgang til Internett	111
Vedlegg I	Validieringsregresjon 4: Følsomhetsanalyse for ulike λ -verdier	112

1.0 Introduksjon

1.1 Bakgrunn

Rundt 1990 stagnerte opplaget til norske aviser. Ti år senere begynte opplaget å falle. Andre vestlige land hadde opplevd liknende trekk tidligere. I våre naboland – Sverige, Danmark og Finland – begynte nedgangen i 1990. USA opplevd stagnasjon fra 1960 til 1994, før fallet begynte i 1995. På dette tidspunktet hadde allerede opplagstallene i Storbritannia falt i flere tiår. På grunn av opplagsnedgangen har mange vært opptatt av fremtiden til papiravisen. I Norge har det blitt snakket om ”papiravisenes død”, og leder av Mediestøtteutvalget, Yngve Slettholm, uttalte 15.januar 2010 følgende til nettavisen Journalisten om fremtiden til papiravisen:

”Jeg tror ikke vi vil se så mange papiraviser om 20–25 år. Mye tyder på at vi ikke vil se så mange produkter på papir, i det hele tatt” (Yngve Slettholm, leder av Mediestøtteutvalget)

(Journalisten, 2010)

Flere andre markante skikkelser, som Kjell Aamot (tidligere direktør i Schibsted) og Alf Hildrum (tidligere leder i A-pressen) har støttet opp om uttalelsen om papiravisens død. Samtidig har papiravisen tradisjonelt hatt en svært sterk posisjon i Norge. På begynnelsen av 1990-tallet var Norge det landet i verden som solgte mest aviser per innbygger (Bakke et al., 2000 s. 27).

1.2 Problemstillingen

Vi ønsker å undersøke både hvilke faktorer som har drevet opplagsutvikling til landsdekkende norske aviser fra 1978 til 2009 og hvor stor påvirkning de ulike faktorene faktisk har hatt. Vår problemstilling er som følger:

Hvilke faktorer driver opplagsutviklingen til en norsk landsdekkende tabloidavis?

1.2 Avgrensning av oppgaven

En mulig bidragsyter til opplagsutviklingen i aviser er innholdet. Det er vanskelig å finne data for den innholdsmessige utviklingen i norske landsdekkende tabloidaviser. Forfatterne bak denne avhandlingen har vært nødt til å innhente denne informasjonen selv. Datainnhenting er en svært tidkrevende prosess, og vi har derfor valgt å avgrense oppgaven til å studere opplagsutviklingen til én av Norges landsdekkende tabloidaviser. I Norge har vi to slike, VG og Dagbladet. Valget falt på Norges største tabloide avis gjennom hele analyseperioden, VG. Medieforsker Sigurd Allern sier at VG er "... den største og mest omdiskuterte representanten for 'løssalgskulturen' i Norge" (Allern, 2000). Dette utsagnet oppsummerer godt grunnen til at valget falt på å studere VG.

Den krevende datainnsamling la også begrensninger på hvor lang tidsperiode vi kunne analysere. Først og fremst ville vi at oppgaven skulle være dagsaktuell. I tillegg ønsket vi å kartlegge årsakene bak den voldsomme veksten på 1980-tallet, som ble etterfulgt av stagnasjon og deretter fall i opplaget de siste åtte årene. Vi endte derfor opp med å analysere tidsperioden 1978 til 2009.

I avhandlingen forsøker vi å tydeliggjøre drivkreftene bak opplagsendringene vi har sett i det norske avismarkedet de siste 32 årene. Resultatene vil hovedsakelig være gyldige for en norsk landsdekkende tabloidavis, men vil også kunne gi en viss innsikt i papiravismarkedet generelt. Resultatene vil kunne være relevant for norske avisers valg av innholdsmessig fokus. I tillegg vil norske aviser kunne få en bedre oversikt over hva som påvirker avissalget.

1.3 Oppgavens struktur

Oppgaven er inndelt i ulike kapitler med hvert sitt hovedfokus. Kapittel 2 gir en oversikt over det norske avismarkedet og VGs historie. Kapittel 3 presenterer tidligere forskning på feltet. I kapittel 4 presenteres det teoretiske rammeverket for avhandlingen, mens kapittel 5 gjennomgår den økonometriske metoden benyttet i analysen. Kapittel 6 begrunner valg av forklaringsvariabler og presenterer modellene som danner grunnlaget for analysen. I kapittel 7 gjennomgås datainnsamlingen og i kapittel 8 presenteres og drøftes de empiriske resultatene. Resultatene fra analysen oppsummeres i kapittel 9.

2.0 Det norske avismarkedet

I dette kapittelet tar vi for oss utviklingen i det norske avispapirmarkedet fra etterkrigstiden og fram til i dag. I delkapittel 2.1 beskrives avismarkedet som helhet, mens delkapittel 2.2 presenterer VGs historie.

2.1 Historisk utvikling i det norske avismarkedet

2.1.1 Partipressen i vekst

2.verdenskrig hadde stor innvirkning på avisbransjen i Norge. Før krigen eksisterte det totalt 274 norske aviser, mens det etter krigen kun ble utgitt 114. Arbeidet med å gjenreise den norske presse startet umiddelbart etter krigens slutt, og allerede i desember 1945 ble det utgitt totalt 198 aviser. De neste årene fortsatte antall aviser å øke og i 1952 hadde antallet steget til 227. 57 av avisene som ble nedlagt under krigen, maktet aldri å starte opp igjen. Disse avisene var først og fremst uavhengige politisk. De etablerte avisene som overlevde krigen og dessuten de nye avisene som kom til etter krigen tilhørte hovedsakelig partipressen (Bastiansen et al., 2010). Partipresse er de aviser som gir eksplisitt støtte til et politisk parti gjennom nyheter, kommentarer og på lederplass (Bakke et al., 2000).

2.1.2 Partipressens fall

På 1960-tallet begynte det å rettes kritikk mot partipressen, men vendepunktet kom først ved EF-valget i 1972. Majoriteten av partiene var for EF-medlemskap, og de aller fleste partiavisene valgte å fronte sitt partis meninger. Beregnet etter opplag per utgivelse resulterte dette i at 76 % av avisene var EF-tilhengere, mens 15 % motstandere. I motsetning til partipressen som ensidig frontet sitt partis mening, valgte statskanalen NRK å balansere sin tid tilnærmet likt mellom de to grupperingene. Den norske befolkningen stemte nei til norsk EF-medlemskap. Dette var et hardt slag for partipressen og resulterte i at partipressen fremsto som utgått på dato (Bastiansen et al., 2010).

Båndene mellom avisene og de politiske partiene ble gradvis svekket, og avisene utviklet i større grad en uavhengig, profesjonell journalistikk. Avisproduksjonen ble nå i større grad rettet mot inntjening. Målet ble å lokke nye lesere til å kjøpe aviser. Dette medførte at andre stoffområder enn nyheter fikk plass på forsiden. Flere aviser ble nå mer sensasjonspreget med store og dramatiske titler, større bilder og fortellerteknikk som prøver å få leseren til å bli følelsesmessig revet med (Bastiansen et al., 2010).

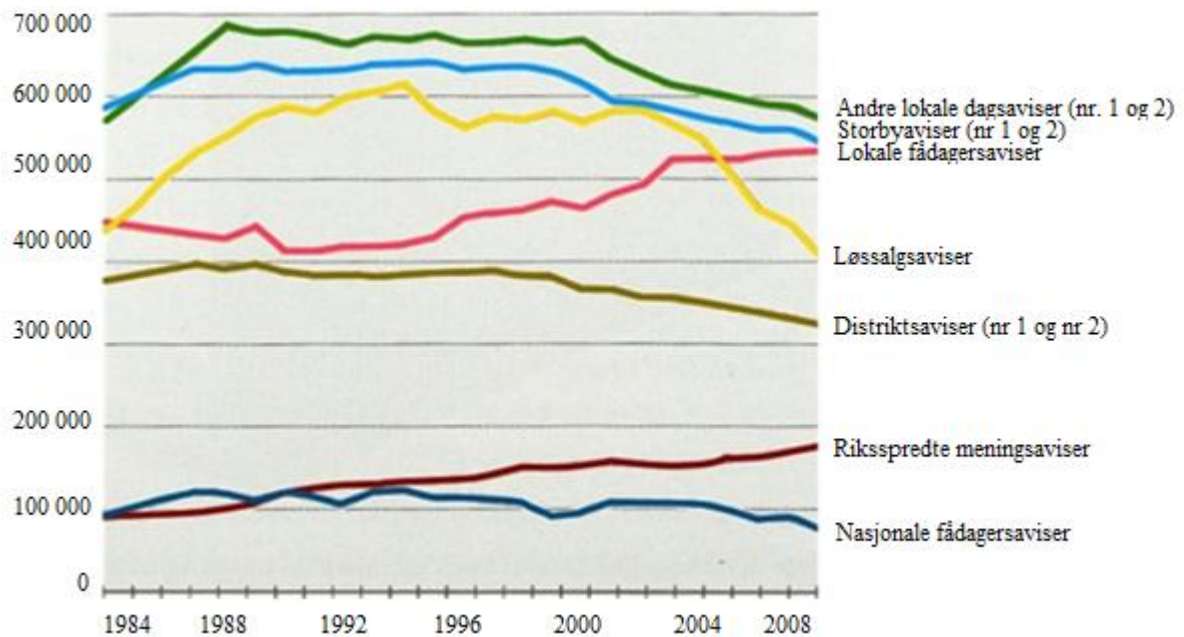
Til tross for at fjernsynet fikk en viktig plass som nyhetsformidler, ble det i starten ingen direkte konkurrent til avisene. Fra 1970 til begynnelsen av 1980 fikk de fleste familier fjernsyn, samtidig opplevde avisene totalt sett sterk opplagsvekst. Det var først og fremst kinoen og radioen som merket fjernsynets inntog (Høst, 2011).

2.1.3 Ny eierstruktur

Utenom Schibsted, som fra 1966 eide både Aftenposten og VG, var eierskapskonsentrasjon et lite utbredt innslag i det norske avismarkedet. Dette endret seg imidlertid i løpet av 1980-tallet, da flere aviser fikk felles eierskap. Det er flere grunner til at trenden med å starte ”avishus” oppsto. Behovet for nytt utstyr økte etterspørselen etter kapital. I tillegg førte en internasjonal høykonjunktur, stigende oljepriser, og Willoch-regjeringens ekspansive kredittpolitikk til en sterk vekst i det norske reklamemarkedet fra 1983 til 1987. Avisene fikk dermed økt inntjening og dette gjorde avisaksjer mer attraktive. Etterspørselen etter avisaksjer var stor og mange aviser fikk fra midten av 1980-tallet kommersielle eiere. Tre store aviskonsern vokste fram: Orkla Media, Schibsted og A-pressen. Økningen av kommersielt eierskap av aviser økte kravet til fortjeneste og påvirket den daglige driften av avishusene (Bastiansen et al., 2010).

2.1.4 Ulike avistypers opplagsutvikling de siste 25 årene

Grafene i figur 2.1 viser opplagsutviklingen for ulike avisgrupper fra 1984 til 2008. De største lokalavisene som Drammens Tidende, Fædrelandsvennen og Nordlys, er skilt ut i en egen kategori kalt distriktsaviser. I figuren ser vi at storbyaviser, lokale dagsaviser og distriktsaviser har en relativ lik utvikling fra 1988 og utover, med stagnasjon på 1990-tallet, etterfulgt av nedgang det siste tiåret. Løssalgssavisene, det vil si Dagbladet og VG, har en betydelig vekst fram til 1994, deretter opplever de stagnasjon fram til 2002. Etter dette snur utviklingen og disse avisene har opplevd et opplagsfall de siste årene. Riksspredte meningsaviser, det vil si nasjonale nisjeaviser, viser i motsetning til de nevnte avisgruppene en jevn stigning over hele tidsperioden. Dette skyldes hovedsakelig veksten til økonomiavisene Dagens Næringsliv og Finansavisen. Lokale fådagersaviser har også opplevd en betydelig vekst fra 1990 og utover. Totalt sett er veksten i de nasjonale nisjeavisene og de lokale fådagersavisene beskjedne i forhold til opplagsfallet til de andre avisgruppene det siste tiåret.

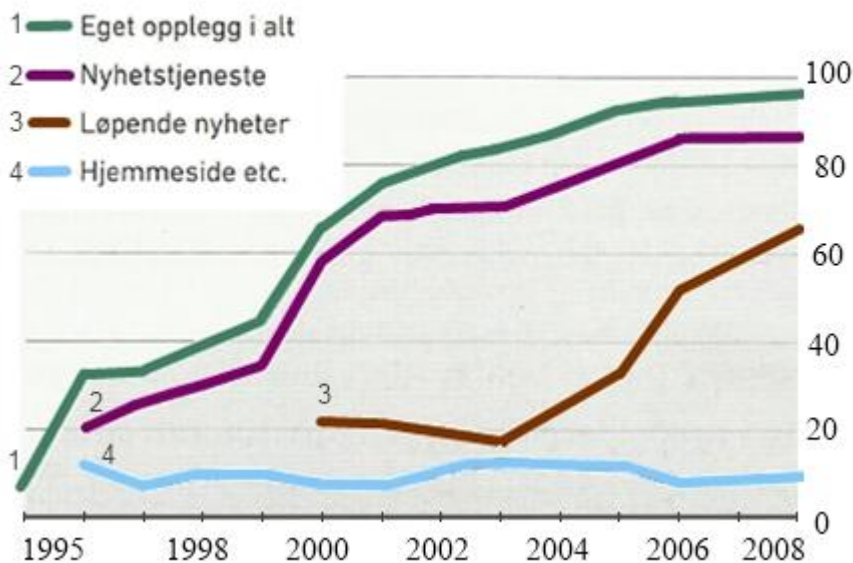


Figur 2.1: Opplagsutviklingen for ulike avisgrupper mellom 1984-2008(Bastiansen et al., 2010)

2.1.5 Internett

Grafene i figur 2.2 viser utviklingen fra 1995 til 2008 i antall aviser med egne tilbud på Internett. Som vi ser etablerte de første norske avisene seg på nett i 1995 og 1996, deretter fulgte et par år med moderat vekst, som nok skyldes en avventende holdning blant de andre avisene. I ”dotcom-årene” 1999 og 2000 økte antall nettaviser betraktelig, mens vi har hatt en svakere, men jevn stigning de siste årene. VG Nett utviklet seg raskt til å bli størst blant de norske nettavisene. Antall lesere økt hurtig og i 2008 hadde både VG og Dagbladet flere lesere på nett enn papir.

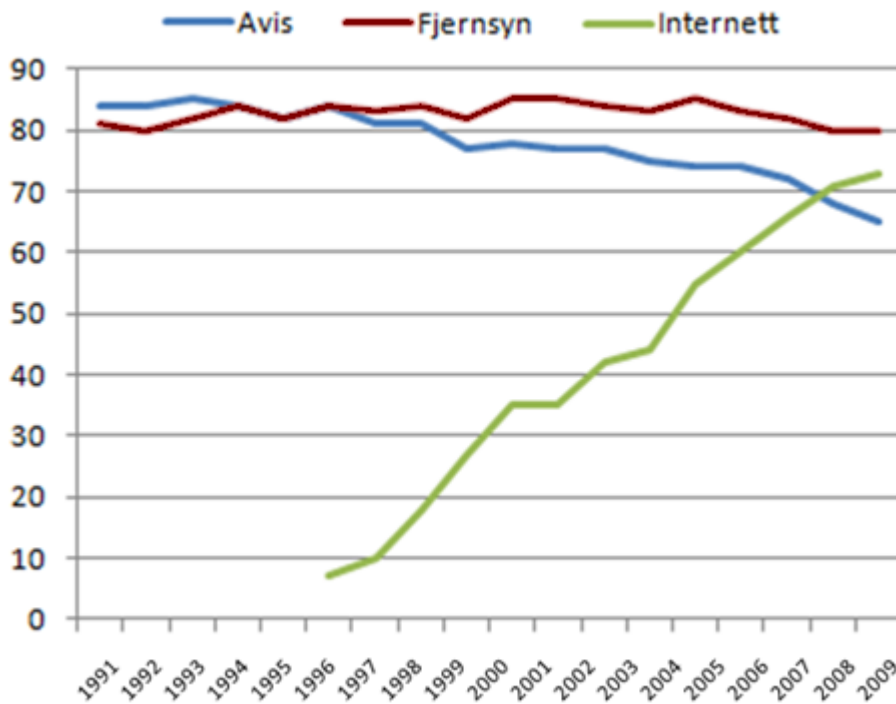
Aviser med egne tilbud på internett



Figur 2.2: Antall aviser med egne tilbud på Internett (Bastiansen et al., 2010).

I motsetning til papiravisene har nettavisene mulighet til å publisere kontinuerlig. Dette har resultert i at innholdet i nettutgavene ofte avviker fra papiravisene. Nettavisene prioriterer i større grad sport, krim, ulykker og utenriksstoff, mens kultur prioriteres lavere. Årsakene til forskjellen i prioriteringer ligger trolig i at nettet har et fortrinn som aktualitetsmedium.

En mulig årsak til avisenes opplagsfall er nettopp introduksjonen av Internett. Figur 2.3 viser andel av befolkningen som har brukt massemediene avis, fjernsyn og Internett en gjennomsnittsdag fra 1991 til 2009. Som vi ser har andelen avislesere gradvis blitt redusert i analyseperioden, mens Internett har hatt en eksplosiv vekst siden 1997. Fjernsyn har ligget relativt stabilt på i overkant av 80 %.



Figur 2.3: Andel av befolkning som har brukt ulike massemedier en gjennomsnittsdag (Vaage, 2011).

2.1.6 Oppsummering

De siste 20 årene har vi opplevd grunnleggende endringer i avisbransjen. For det første har de aller fleste avisene, med unntak av nasjonale nisjeaviser og de aller minste lokalavisene, opplevd opplagsfall det siste tiåret. Løssalgsavisene har blitt spesielt hard rammet, noe som har bidratt til å svekke løssalgsavisenes posisjon som ledende aviser. For det andre er aviseierne nå hovedsakelig kommersielle eiere. Det betyr at fokuset nå er rettet mot å skape profitt. Til slutt har Internetts inntreden ført til økt konkurranse. Men Internett representerer også en mulighet for avisene som har resultert i at så si alle aviser nå kombinerer produksjon av papiraviser med nettaviser.

2.2 Verdens Gang

Kapittel 2.2 beskriver først forhistorien til VG og deretter utviklingen til VG fram til i dag.

2.2.1 Forhistorien til VG

1868 var første året en avis med navn Verdens Gang ble produsert. Ola Thommesen tok over redaktørjobben fra 1878, og under hans ledelse forfektet VG, til tross for venstrestandpunkter, journalistisk og politisk uavhengighet. Sommeren 1910 forlot Ola Thommesen stillingen som redaktør i VG og startet opp avisen Tidens Tegn. Dette ble starten på nedgangen for Verdens Gang. Tidens Tegn kapret raskt markedsandeler, og i 1923 kjøpte Tidens Tegn opp VG. På 30-tallet begynte det å gå økonomisk dårlig, først og fremst på grunn av fall i annonseinntektene. I 1941 ble Tidens Tegn lagt ned, den offisielle forklaringen var økonomiske vanskeligheter, men problemer med de nye makthaverne kan også ha spilt inn (Eide, 1995).

2.2.2 VG etablerers

Det moderne VGs historie startet under 2.verdenskrig, da Tidens Tegn ble forsøkt gjenoppstartet. Sommeren 1945, rett etter frigjøringen, startet den moderne Verdens Gang opp i Tidens Tegn sine lokaler og med Tidens Tegn sitt utstyr. Avisen skulle være uavhengig av partier, kapitalkrefter og organisasjoner, og ønsket å bli ”det sentrale forum for den offentlige debatt i Norge” (Eide, s. 70, 1995). I de første årene etter 2.verdenskrig bar VG preg av å være en europeisk eliteavis, fylt med utenrikspolitikk, kommentarer og kronikker. Dette endret seg imidlertid raskt. Fallende opplag førte til at VG på 50-tallet endret fokus. Nå var målet å skrive for å selge. Målet om å bli mer populistisk viste seg gjennom økt fokus på underholdning og ved at kjendiser, hverdagsliv og opplevelser ble nyhetsstoff. I tillegg skulle reportasjene være korte og mer rett på sak enn tidligere. Likevel var VG påpasselige med å opprettholde sin informasjonsoppgave på områder som politikk og samfunnsliv (Eide, 1995).

2.2.3 Nye eiere og økt satsing

I 1963 gikk VG over til tabloidformat. Dagbladets redaktør på daværende tidspunkt, Roald Storsletten, skrev syrlig i en kommentar ”En liten avis er blitt mindre” (Eide, s.212,1995). Til tross for omleggingen til tabloidformat, forverret økonomien seg de neste tre årene, og i 1966 overtok Schibsted VG (Eide, 1995). VG kom dermed inn under samme konsern som Aftenposten. Dette ble starten på en høy, langsiktig vekst. Før den voldsomme veksten startet,

var VG hovedsakelig en avis for Oslo og omegn. I 1966 ble 56 % av VGs opplag solgt i Oslo. Med kapitalen til sine nye eiere så imidlertid VG muligheten til å gå fra å være en storbyavis til å bli en avis for hele landet, slik som Expressen og Aftonbladet hadde gjort det i Sverige (Gustafsson, 1986). Med Schibsted i ryggen valgte VG å bedre distribusjonsnettene gjennom flere utsalgssteder og raskere transport til utsalgsstedene. Fra 1969 til 1972 ble antall utsalgssteder fordoblet. I tillegg satset VG offensivt i markedsføringen. VG-logoen var nå å se på flere idrettsarenaer, badeplasser og konserterlokaler. Nye PR-tiltak som VGs sommerspøk og VGs valgtog ble lansert (Eide, 1995).

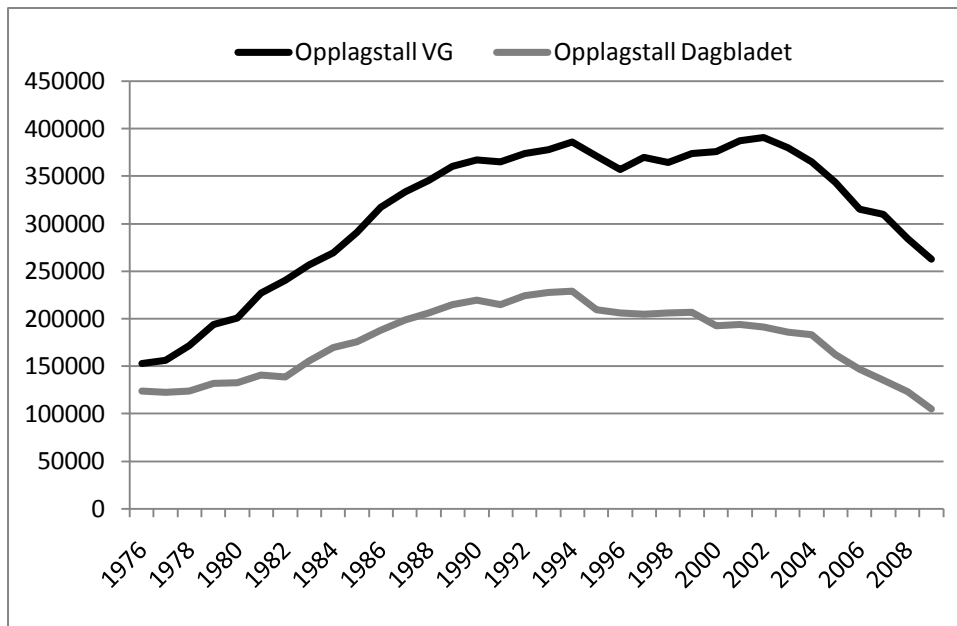
2.2.4 Opplagsvekst, opplagsnedgang og konkurransen mellom Dagbladet og VG

VGs opplag skjøt raskt i været. Fra 1967 til 1970 økte opplaget fra 36 000 til 72000, og i 1972 solgte VG for første gang flere aviser enn Dagbladet. Det neste tiåret opplevde VG en ytterligere fordobling av opplaget og i 1981 var VG den mestselgende avisen i Norge (Bastiansen et al. 2010; Pedersen. 2011a). I samme periode økte Dagbladet sitt opplag kun med 21 %. Noe av årsaken til at Dagbladet sakk akterut, var at Dagbladet i denne perioden ikke i like stor grad som VG maktet å bli en riksavis. På mesteparten av 1970-tallet ble nesten halvparten av Dagbladets opplag solgt i Oslo (Bastiansen et al. 2010).

I 1983 valgte Dagbladet å svare på konkurransen fra VG med å endre til tabloidformat og fornye innholdet. I 1983 og 1984 økte Dagbladets opplag mer enn VGs, og Dagbladets vekst fortsatte, men med litt lavere rate enn VG fram til 1990. Dette går tydelig frem i figur 2.4 som viser opplagsutviklingen til Dagbladet og VG fra 1976 til 2009. Veksten til Dagbladet fant først og fremst sted utenfor Oslo (Bastiansen et al., 2010).

Figuren viser også at både VG og Dagbladet opplevde fall i opplaget i 1995 og 1996. Fram til og med 2002 fortsetter Dagbladet å falle, mens VGs opplag stiger og når toppen i 2002 med et opplag på 390 510. Fra 2003 og utover faller opplagene i begge avisene kraftig.

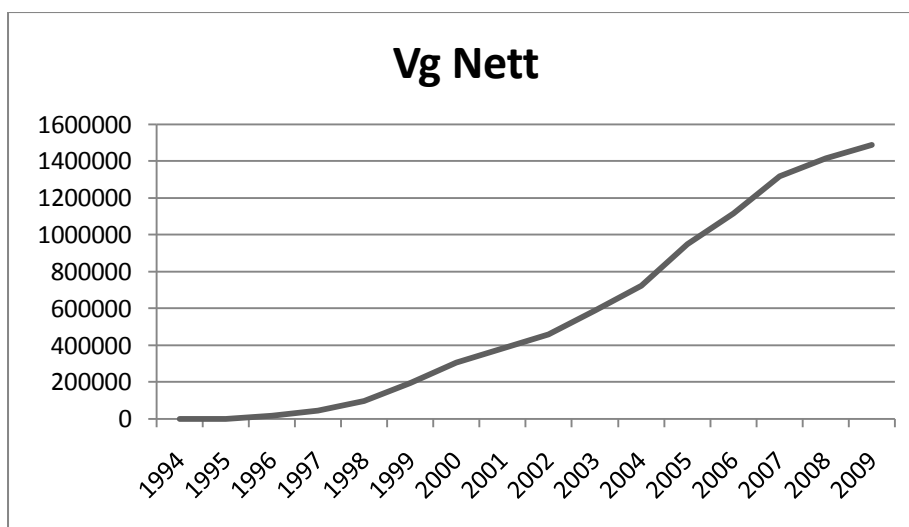
Det siste 20 årene har VG og Dagbladets papirutgaver kommet med flere nyvinninger. Høsten 1990 begynte begge avisene med søndagsutgave. Ni år senere lanserte Dagbladet et lørdagsmagasin. VG svarte med å øke sidetallet på lørdager, deretter ble lørdagsmagasinet Helg lansert i 2005 (Bastiansen et al., 2010).



Figur 2.4: Opplagstall VG og Dagbladet (Mediebedriftene, 2011)

2.2.5 VG Nett

I mars 1995 lanserte Dagbladet egen nettutgave, og var med det den første riksdekkende avisen i Norge på Internett (Spilker, 2005). VG fulgte raskt etter. 10. oktober 1995 ble VG Nett lansert og passerte raskt Dagbladet i antall lesere (Pedersen, 2011a). I figur 2.5 ser vi utviklingen i gjennomsnittelig antall daglige lesere på VG Nett siden starten i 1995 (Medienorge, 2011). Som vi ser har det vært en eksplosiv vekst. I 1996 hadde VG Nett 17 000 lesere, mens antall lesere i 2009 hadde økt til 1 487 000. Målt i antall lesere passerte VG Nett papiravisen i 2008, og ble med det Norges mest leste avis (Bastiansen et al., 2010).



Figur 2.5: Gjennomsnittlige antall daglige lesere på VG Nett (Medienorge, 2011)

VG Nett har fokusert på fyldig dekning av nyheter, sport, underholdning og forbrukerrelatert stoff (Verdens Gang, 2010). En mulig suksessfaktor for VG Nett er at de har maktet å ha en kontinuerlig produktutvikling. Det siste tiåret har nyvinninger som VG-TV, økonominettsstedet E24 og vektklubben blitt lansert (Verdens Gang, 2002; Pedersen, 2011b). VG Netts suksess har ført til internasjonal oppmerksomhet. I 2004 ble det holdt en rekke foredrag i Sverige, Finland, Nederland, Italia, Sveits, USA og Singapore med fokus på VGs nettviss, og i 2007 blir Schibsteds suksess med VG.no beskrevet i en casestudie ved Harvard som en mulig redning for dagens avishus (Verdens Gang, 2005; Anand 2007).

2.2.6 Oppsummering

VG har opplevd en formidabel økning i opplaget fra slutten av 1960-tallet til og med 1994. I 1981 passerte VGs opplag Aftenpostens, og ble med det Norges mestselgende avis. Fra 2003 og utover har det derimot vært en betydelig nedgang i opplaget til papiravisen. Til tross for en rekke nyvinninger, har ikke VG maktet å stoppe denne opplagsnedgangen. I sterk kontrast til papiravisen har VG Nett opplevd en eksplosiv vekst helt siden oppstarten i 1995. Denne suksessen har høstet internasjonal oppmerksomhet.

3.0 Tidligere forskning

3.1 "Avisåret"

Medieforskeren Sigurd Høst har siden 1994 gitt ut den årlige rapporten "Avisåret". Rapporten beskriver opplagsutviklingen for aviser i Norge og de generelle trekkene for avisbransjen fra år til år. I rapportene går han gjennom en rekke ytre og indre faktorer som kan være medvirkende til opplagsendringer. Rapportene gir således en god oversikt over hvilke endringer og utfordringer avisene møter. Høst har i Avisåret 2009 uttrykt skepsis til påstanden om at Internett har hele skylden for de siste års opplagsnedgang. Han trekker frem flere andre potensielle kilder til nedgangen: Stor økning i antall kjendisblader, potensiell redusert kvalitet på avisene, økte avispriser, flere gratisaviser og et generelt større medietilbud (Høst, 2010; Høst, 2011).

3.2 Innholdsanalyser

Det finnes flere rene innholdsanalyser av norske aviser. Innholdsstudiene sammenligner typisk avisene hvert 5. eller 10. år og vurderer hvorvidt utformingen eller innholdet har endret seg. Institutt for journalistikk gjennomførte i 1998/1999 en grundig innholdsanalyse av norske aviser, hvor de undersøkte hvorvidt avisene har vært utsatt for tabloidisering. Det ble hentet inn data fra VG og en rekke andre aviser i perioden fra oktober 1998 til februar 1999. Rapporten konkluderte med at pressen generelt er seriøse og engasjert på et bredt felt. Norsk tabloidisering handler i første rekke om sport, men også forsidefokusering på krim, ulykker, underholdning og kjendiser. VG hadde en noe større innholdsmessig fokus på krim mens de andre avisene var mer preget av kommentarer og debatter (Allern, 2000). Analysen fokuserer kun på innholdsmessige endringer.

Det har også vært forsket på hvordan avisens innhold påvirkes av omgivelsene. Gentzkow og Sapiro (2008) argumenterer for at innholdet til avisen påvirkes gjennom tilbuds- og etterspørselssiden. Etterspørselssiden er typisk publikums preferanser. Dersom for eksempel store deler av befolkningen liker sport, vil sannsynligvis de fleste aviser øke andelen med sport. Tilbudssiden kan være interessegrupper eller annonsører som presser på for innholdsmessige endringer. (Besley og Prat, 2006; Gabszewicz, Laussel & Sonnac, 2001).

3.3 Sannsynligheten for salg

Grønnevet & Steen (2011) undersøker om sannsynligheten for å kjøpe en avis påvirkes av om avisen tar et aktivt politisk standpunkt. De har tatt utgangspunkt i norske lokalaviser som har monopol. Resultatene i studien peker på at en politisk vinklet avis, alt annet likt, vil ha større etterspørsel enn en uavhengig avis. Grønnevet & Steen undersøker altså hvordan ulik vinkling av innhold kan påvirke opplagstallene. Av oss bekjent har derimot ingen undersøkt hvordan ulikt innhold påvirker opplaget til norske aviser.

3.4 Reklame

Sammenhengen mellom opplag og reklame i ulike medier er kartlagt i flere studier. Ifølge teorien om tosidige markeder, blir reklame sett på som negativt for brukeren av mediet. Wilbur støtter teorien ved å konkludere med at brukerne av TV ser på reklame som negativt (Wilbur, 2008). Reklame i trykte medier kan også bli oppfattet som et forstyrrende element, men til forskjell fra tv-reklamen, kan reklame i aviser og magasiner raskt blas forbi. Statens Institutt for Forbruksforskning kartla i 2009 hvilken reklame som irriterer norske forbrukere. Studien viser at folk generelt ergrer seg over TV-reklame og reklameinnstikk i aviser. Holdningen til annonsereklame i avisen er ikke like ensartet. I undersøkelsen kommer det frem at 44 % sier at det hender de irriterer seg over reklame i aviser. Dette betyr samtidig at 56 % ikke irriterer seg over reklamen (Lavik, 2009). En tysk studie viser imidlertid at lesernes betalingsvilje for magasiner er positivt korrelert med reklame, noe som kan tyde på at leserne ser på reklame som en del av innholdet (Kaiser & Wright, 2006).

Reklame kan deles inn i ulike kategorier. Et vanlig skille er mellom informativ eller overtalende reklame. Denne inndelingen blir benyttet av blant andre Anderson & Gabszewicz (2005), Smet & Cayseele (2010) og Ucar(2008). Andre inndelinger kan gå på virkemidlene som benyttes i reklamen. Det kan for eksempel skilles mellom reklamer som bruker humor, sex og ideologi. Bruk av forskjellige virkemidler vil kunne avgjøre forbrukernes reaksjon på reklamen.

Gabszewicz et al. (2002) viser at hvis leserne er indifferente til reklame og leserne har tilstrekkelig høy betalingsvilje, vil avisene være minimalt differensierte fra hverandre. På den måten kapres flest mulig kunder og annonseinntektene maksimeres. Kind, Koethenbuerger og Schelderup undersøker hva som skjer hvis leserne enten elsker eller hater reklame.

Resultatene fra deres studie viser at i begge disse tilfellene vil avisene øke differensieringen seg imellom (Kind, Koethenbuerger & Schelderup, 2006).

4.0 Teoretisk rammeverk

I dette kapittelet presenteres oppgavens teoretiske rammeverk. Avsnitt 4.1 beskriver ulike former for trend og hvordan disse kan bli estimert ved hjelp av et HP-filter. Avsnitt 4.2 beskriver teorien om tosidige markeder og omtaler mediemarkedet i lys av dette. I avsnitt 4.3 presenteres teori om kvantitativ innholdsanalyse.

4.1 Trendestimering og konjunktursykler

Makroøkonomiske tidsserier som BNP kan dekomponeres i en underliggende trend og ulike sykler. En vanlig måte å illustrere dette på er med ligningen

$$y_t = L * S * C * I \quad (1)$$

Parameteren L er trenden, dvs. den langsiktige økonomiske vekstraten, S er en sesongkomponent. C er den sykliske komponenten og I er en støykomponent. Trenden beskriver den langsiktige økonomiske veksten, sesongkomponenten viser potensielle forskjeller fra sesong til sesong mens den sykliske komponenten representerer konjunktursyklene. Ved å sesongjustere tidsserien og glatte ut støykomponenten får man en tidsserie som kun inneholder den langsiktige trenden og den sykliske komponenten. Under vil vi først se på ulike trender og deretter konjunktursykler.

4.1.1 Trend

Trenden viser den langsiktige økonomiske utviklingen. Det er vanlig å skille mellom deterministisk trend og stokastisk trend (Nelson & Plosser, 1982).

En deterministisk trend er en lineær trend som vokser med en fast rate hver periode. Volatiliteten i tidsserien vil da kun oppstå som følge av svingninger i sykelkomponenten. Matematisk kan en deterministisk trend skrives på følgende måte:

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

der μ er en fast trendfaktor og τ_0 er en konstant. Endringen i trenden ($\tau_t - \tau_{t-1}$) er lik konstanten (Balke, 1991).

En stokastisk trend kan beskrives på følgende måte:

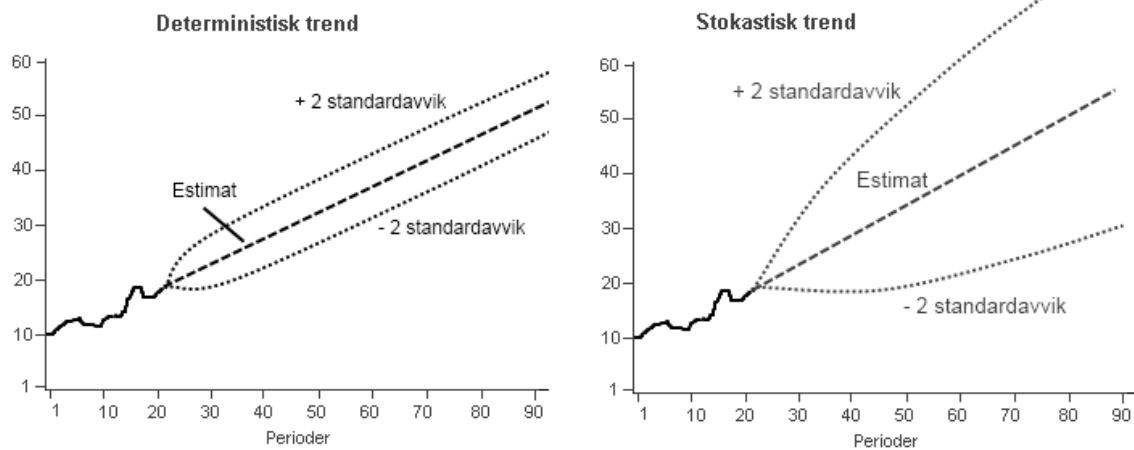
$$\tau_t = \mu + \tau_{t-1} + u_t$$

der u_t er en tilfeldig, stasjonær variabel med gjennomsnitt lik null. Endringen i trenden vil her variere rundt et konstant nivå ettersom u_t er en tilfeldig variabel. En endring i u_t kan være et plutselig teknologisk gjennombrudd eller andre uforutsette hendelser. Trenden kan omskrives til følgende uttrykk:

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

Trenden er altså ikke bare avhengig av den gjennomsnittlige veksten, μ , men også av alle tidligere verdier av u_t . Det betyr at i motsetning til deterministisk trend vil eventuelle sjokk i trenden bli permanente. Ved for eksempel et teknologisk gjennombrudd kan den langsiktige veksten bli endret for all fremtid.

Som vi har sett, er effekten av sjokk avhengig av om man har en deterministisk eller stokastisk trend. Ved en deterministisk trend vil effekten av sjokket dø ut allerede i neste periode, mens ved en stokastisk trend vil sjokket føre til en permanent endring i trenden. Usikkerheten forbundet ved prediksjoner vil dermed være mye høyere ved en stokastisk trend enn ved en deterministisk trend. I figur 4.1 er dette illustrert.



Figur 4.1 Deterministisk og stokastisk trend (Balke, 1991)

Grafen til venstre viser en tidsserie med deterministisk trend, mens grafen til høyre viser en tidsserie med en iboende stokastisk trend. Som vi ser av grafen til venstre, når konfidensintervallet raskt sin maksimale størrelse. I grafen til høyre der tidsserien inneholder en stokastisk trend, stiger konfidensintervallet kontinuerlig.

4.1.2 Vekstsykler og klassiske sykler

Den økonomiske aktiviteten til et land beveger seg typisk i sykler. I ligning 1 representerer symbolet C syklene. Perioder med høy aktivitet og ekspansjon i flere bransjer fører til økt etterspørsel og aktivitet, dette driver BNP over et normalnivå og man får en oppgangskonjunktur. Etter en typisk oppgangsperiode får man gjerne en periode med mer moderat aktivitet som kan resultere i at den økonomiske aktiviteten faller under den langsiktige trenden. Økonomien er da inne i en nedgangskonjunktur. Disse svingningene gjør at utviklingen i økonomien beveger seg i bølger rundt en relativ stabil trend. En klassisk definisjon av Burns og Mitchell fra 1946 definerer konjunktursykler på følgende måte:

«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.» (Burns & Michell, 1946)

Definisjonen beskriver konjunktursykler som fluktuasjoner i den aggregerte økonomiske aktiviteten i et land. For at en fluktuasjon skal være noe annet enn en kortvarig eller tilfeldig variasjon, stilles det visse krav til avvikene. Lengden, dybden og utbredelsen til en opp- eller nedgang er sentrale vurderingskriterier for å avgjøre hvorvidt en svingning faller under definisjonen.

I tillegg til å skille mellom oppgangs- og nedgangssykler kan man skille mellom vekstsykler og klassiske sykler. En klassisk sykkel har lokale minimums- og maksimumsverdier i den trendsykliske kurven. En vekstsykel har vendepunkter når faktisk produksjon vokser med samme takt som trenden. Videre i oppgaven vil vi benytte oss av vekstsykler.

4.1.3 Trendestimering med Hodric-Prescott filter

Hodric-Prescott-filteret (HP-filter) er en enkel, teknisk metode som er mye brukt for å estimere trend og avvik i BNP (Bjørnland, 2004). Filteret dekomponerer BNP tallene i en trendkomponent, τ_t , og deretter en avvikskomponent. Trenden kan sees på som den potensielle produksjonen til landet. Den potensielle produksjonen kan defineres som: "Det

nivået på produksjonen ville vært dersom priser og lønninger hadde vært helt fleksible” (Bergo, 2004). Avviket fra potensiell produksjon/trend, det vil si den sykliske komponenten (produksjonsgapet), defineres som differansen mellom faktisk produksjon, y_t , og potensiell produksjon/trend.

HP-filteeret finner trenden ved å minimere følgende uttrykk:

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

Det første leddet i ligningen representerer den kvadrerte differansen mellom faktisk BNP og potensiell produksjon/trend. Dette leddet straffer dermed avvik fra trend. Det andre leddet kvadrerer endringen i trenden. Kvadreringen gjør at betydelige endringer i trenden fra periode til periode straffes. Parameteren λ avgjør hvor hardt variasjon i veksten til trenden straffes (Hodrick, Prescott, 1997). Jo lavere λ desto mindre straffes variasjon i trenden, og trenden vil nærme seg den faktiske tidsserien. Ved høyere λ -verdier legges det større vekt på at trenden er stabil. Når λ øker, vil derfor trenden nærme seg en rett linje og de sykliske utslagene blir større.

Hvilken verdi man setter på λ er en skjønnsmessig vurdering. For årlige observasjoner er vanlig praksis å sette $\lambda = 100$ (Mjell 2010). Dette er også det nivået Norges bank legger seg på i sine beregninger av årlige BNP tall (Norges Bank, 2000).

4.1.4 Svakheter ved HP-filteeret

Det er viktig å være klar over enkelte svakheter ved metoden.

Metoden benytter kun informasjon fra selve tidsserien. Man kan dermed kritisere metoden for å være for enkel.

Metoden mangler også et teoretisk fundament. Med dette menes at det ikke foreligger økonomisk teori som gir belegg for å anta at trend i BNP er det samme som den potensielle produksjonen. Hvis det ikke er likhet mellom disse, vil sannsynligvis ikke HP-filteeret finne rett trend.

Resultatene av HP-filteret avhenger også i stor grad av hvilket nivå man setter på λ . Selv om man følger beste praksis, er det likevel mulig det ikke viser et korrekt bilde av trend og avvik. Metoden er altså avhengig av økonomens skjønn og ikke av objektiv teori.

Siden metoden benytter seg av observasjoner fra perioden $t-1$ og $t+1$, vil man kunne oppleve endepunktsproblemer. Mangel på observasjoner i starten og slutten av tidsserien vil gjøre at størrelsen på produksjonsgapet påvirkes mer av faktisk produksjon her enn i resten av tidsserien. Dette problemet kan løses ved at man ser på en kortere tidsserie. Eventuelt kan man bruke prognoser på slutten av datasettet, men til disse vil det som regel være tilknyttet usikkerhet (Mjell 2010).

Ett annet moment er at svært lange konjunktursyklus ikke vil bli fanget opp av et HP-filter med vanlige verdier av λ . Metoden vil isteden justere den potensielle produksjonen/trenden opp eller ned i forhold til konjunktorene. En lang konjunkturoppgang kan dermed feilaktig virke som en økning i potensiell produksjon/trend.

HP-filteret legger dessuten like stor vekt på positive og negative avvik. Dette gjør at metoden implisitt betrakter oppgangs- og nedgangstider som gjennomsnittlig like lange. Dette er noe som ikke alltid stemmer overens med virkeligheten (Romer, 1999).

Totalt sett har HP-filtret flere svakheter, likevel kan den gi et enkelt og relativt godt bilde av utviklingen i økonomiske tidsserier.

4.2 Tosidige markeder

J.C. Roche og Tiroles definerer et tosidig marked i artikkelen "An overview" (2004) på følgende måte:

"Two-sided (or more generally multi-sided) markets are roughly defined as markets in which one or several platforms enable interactions between end-users, and try to get the two (or multiple) sides "on board" by appropriately charging each side. That is, platforms court each side while attempting to make, or at least not lose, money overall."

Definisjonen trekker frem at i et tosidig marked eksisterer det nettverkseffekter mellom ulike kundegrupper som bedriftene må forholde seg til, og at bedriftene må prøve å finne en prisstrategi som tar hensyn til eventuelle eksternaliteter mellom de ulike gruppene.

Hvis kundene på den ene siden får økt verdi av mange brukere fra det andre markedet, burde man muligens sette prisen lavt i markedet for å tiltrekke seg disse. Ofte vil bedriftene behandle den ene siden som en tapsside, dvs. prise til tilnærmet lik null, mens den andre siden prises høyt (Roche & Tirole, 2003).

Adobes prissetting av det nyutviklede PDF-formatet er et eksempel på en slik strategi. I begynnelsen forsøkte Adobe å ta betalt for *både* programmet som kunne lese og for programmet som kunne skrive filtypen. De to programmene er avhengige av hverandre. Jo mer bruk av det ene desto større blir verdien av det andre programmet. En relativt høy initiell pris medførte at ingen av de to programmene fikk en stor brukermasse. Dermed satte Adobe prisen på PDF-leseren lik null mens de fortsatte å ta betalt for skriveren. Antall brukere av PDF-leseren steg raskt, dermed steg også verdien av å eie et program som kunne skrive PDF-filer. Resultatet ble at salget av skriveprogrammet økte betraktelig. Bedriften tok hensyn til begge sidene av markedet og fikk internalisert eksternalitetsgevinsten fra leserne til skriverne (Tripsas, 2000).

Et lignende eksempel kan vi finne i markedet for nye drivstofftyper til biler. Verdien av å kjøpe en bil som går på hydrogen, eller andre nye driftstoff, øker med økt antall fyllestasjoner. Samtidig øker verdien av å drive en fyllestasjon ved at flere kjører biler som trenger dette drivstoffet (Rochet & Tirole 2003; Armstrong 2006).

Mediemarkedet som et tosidig marked

Mediemarkedet er et typisk tosidig marked som er mye studert i litteraturen. Bedriftene selger innhold til publikum og annonseplass til annonsører. Verdien av en annonse øker ved at flere blir eksponert for annonsen (Aderson & Gabszewicz 2005). Samtidig vil forbrukernes opplevde verdi ofte falle ved økt mengde annonser (Wilbur, 2005).

En strategi er å maksimere inntjeningen fra annonser. Mediebedriftene vil ved en slik strategi sette prisen på mediet lik null, slik at flest mulig lesere, seere eller lyttere tar mediet i bruk. Eksempler på dette er gratisaviser, reklamefinansierte tv-kanaler og radiokanaler¹.

De fleste aviser benytter seg av både publikumsfinansiering og reklameinntekter². For at publikum skal være villig til å kjøpe avisen, setter de krav til kvalitet og innhold. Blir avisen fylt med for mye reklame, kan viljen til å kjøpe falle bort. Avisene må tilpasse innholdet, og reklamemengden, i forhold til prisene de kan ta av lesere og annonsører. Det er dermed viktig å tenke på eksternalitetene som eksisterer mellom markedene, både når man bestemmer pris og innhold.

4.3 Kvantitativ innholdsanalyse

Det er vanlig å skille mellom to ulike metoder innen innholdsanalyse: Kvalitativ og kvantitativ metode. Kvalitativ metode forsøker å tolke innholdet og finne like trekk og tendenser, mens kvantitativ metode ”søker mot en systematisk, objektiv og kvantitativ beskrivelse av innholdet i et budskap”, (Østbye et al.1997:204). Med systematisk beskrivelse menes at man lager og følger regler for hvordan data blir samlet inn. Reglene må være objektive slik at innsamlingen blir minst mulig påvirket av hvem som foretar innsamlingen. Vi har valgt å gjennomføre en kvantitativ innholdsanalyse.

Pilotstudie og interkoder-reliabilitet

Ved gjennomføring av innholdsanalyser er det lett for at det oppstår tvilstilfeller. Ofte vil slike tvilstilfeller påvirke oppfatningen av hva som burde være inkludert i en variabel, og hva som burde være utelatt. I ytterste konsekvens kan tvilstilfeller medføre at variabelen utelates. For å redusere antall tvilstilfeller, kan man gjennomføre en pilotstudie før datainnsamlingen begynner. En pilotstudie er en kort innholdsstudie som kan avdekke om kriteriene man har valgt passer overens med data. Oppdages det mangler i pilotstudiet, bør reglene for hvordan dataene blir samlet inn justeres (Østbye et al. 1997).

En ekstra utfordring oppstår når flere utfører kodingen. Selv med klare retningslinjer om hvordan kategoriseringen skal foregå, vil det kunne oppstå tilfeller hvor to enkeltindivider kan klassifisere ulikt. En måte å redusere dette på er å gi koderne trening i hvordan man skal

¹ 2009 eksisterte det 25 gratisaviser i Norge med minst en utgivelse per uke (Høst, 2010)

² Antall aviser i 2009 var 225. Av disse var 25 gratisaviser (Høst, 2010)

kategorisere i forkant av studien. En annen måte å redusere problemet på, er å la koderne foreta innsamlingen sammen i starten. På den måten blir koderne mer samkjørte og dermed reduseres sannsynligheten for ulik koding. Utfordringen knyttet til ulik kategorisering kan også reduseres ved at koderne diskuterer mulige tvilstilfeller.

5.0 Økonometrisk metode

I dette kapittelet gjennomgås den økonometriske metoden som er benyttet i avhandlingen. Avsnitt 5.1 beskriver Gauss-Markovs vilkår for tidsseriedata. I avsnitt 5.2 diskuteres endogenitetsproblemet og estimering av variabler. Avsnitt 5.3 omtaler aktuelle økonometriske tester, og avsnitt 5.5 beskriver dekomponering av R^2 samt elastisitetsberegninger.

5.1 Gauss-Markov vilkår ved bruk av tidsserier

En variabel som blir målt sekvensielt over tid, kalles en tidsserie eller en stokastisk prosess. Ved innsamling av et slikt datasett ser man på én av de mulige realisasjonene av prosessen.

Ved hjelp av regresjonsanalyse ønsker man å forklare sammenhengen mellom den avhengige variabelen, y_t , og de uavhengige forklaringsvariablene, x_{t1}, \dots, x_{tk} , der t angir tidsperioden.

En lineær modell med tidsseriedata, k forklaringsvariabler og n perioder kan skrives som

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t1} + \beta_2 x_{t2} + \dots + \beta_k x_{tk} + u_t, \quad t = 1, 2, \dots, n$$

En metode for å estimere parametrene i en lineær regresjonsmodell, er OLS. Ved bruk av OLS minimeres summen av de kvadrerte residualene. Ved tidsseriedata minimeres følgende størrelse:

$$\sum_{i=1}^n (y_t - \hat{\beta}_1 x_{t1} - \hat{\beta}_2 x_{t2} - \dots - \hat{\beta}_k x_{tk}) \quad (2)$$

For at OLS skal være den beste lineære forventningsrette estimatoren, må fem antagelser være oppfylt³. Disse antagelsene blir kalt for Gauss-Markov-vilkårene. Vi vil under gå igjennom disse antagelsene.

Antagelse 1: Lineære parametere, stasjonaritet og svakt avhengige variabler

Lineære parametere

Ved et tidsseriedatasett må den stokastiske prosessen $\{(x_{t1}, x_{t2}, + \dots + x_{tk}, y_t): t = 1, 2, \dots, n\}$ følge en lineær modell. Matematisk kan vi uttrykke den slik:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t1} + \dots + \beta_k x_{tk} + u_t \quad (3)$$

hvor β_0, \dots, β_k er de ukjente parametrene, $\{u_t: t = 1, 2, \dots, n\}$ er sekvensen av feilleddene og n er antall observasjoner (tidsperioder). Hvis en eller flere av forklaringsvariablene ikke har en

³ BLUE= Best linear unbiased estimator

lineær påvirkning på den avhengige variabelen, vil i visse tilfeller en transformasjon av variabelen løse problemet. En transformasjon kan gjennomføres blant annet ved å ta logaritmen eller kvadrere variabelen.

Stasjonærhet

For å kunne benytte en tidsserie i en regresjonsanalyse, bør helst tidsserien være stasjonær. I flere teoretiske arbeider, blant annet i Phillips (1986), er det vist at de statistiske egenskapene til regresjonen vil være tvilsomme ved bruk av ikke-stasjonære tidsserier. Det er en fare for å få signifikante regresjonsresultater selv om dette ikke eksisterer i virkeligheten. Slike regresjoner kalles spuriøse (Hill et al., 2001; Charemza & Deadman, D.F. 1992).

En stokastisk prosess med konstant gjennomsnitt og varians, og hvor kovariansen mellom to perioder kun er avhengig av tidsrommet mellom periodene, j , og ikke av tidspunktet, t , er svakt stasjonær. Med stokastisk prosess mener vi en sekvens av tilfeldige variabler, indeksert med tidsvariabelen t (Wooldridge 2006; Charemza, & Deadman, 1992).

Matematisk kan en slik stokastisk prosess uttrykkes på følgende måte:

$$E[X_t] = \text{Konstant} = \mu, \quad \text{Var}[X_t] = \text{Konstant} = \sigma^2 \text{ og } \text{Cov}[X_t, X_{t+j}] = \sigma_t$$

Dersom en eller flere av de nevnte betingelsene ikke er oppfylt, er den stokastiske prosessen ikke-stasjonær.

Stasjonærhetsbetingelsene impliserer at serier som inneholder en trend er ikke-stasjonære, og bør dermed ikke benyttes i en regresjonsanalyse. Dersom serien inneholder en trend, er det nødvendig å detrendere serien. En måte å detrendere serien på er ved å differensiere serien. En ikke-stasjonær serie som blir stasjonær ved å differensieres d ganger, sies å være integrert av d 'te orden. For å undersøke om en tidsserie er stasjonær eller ei, kan Dickey-Fuller testen benyttes. Vi vil gå igjennom denne testen i avsnitt 5.3.1.

Et eksempel kan illustrere hvordan differensiering kan gjøre en serie stasjonær. I utgangspunktet har vi en "tilfeldig gange"- prosess (random walk):

$$y_t = y_{t-1} + u_t \quad (4)$$

der y_t er en tidsserie. u_t er hvitt støy, det vil si i.i.d. (uavhengige og identisk distribuerte tilfeldige variabler) med null i gjennomsnitt, i tillegg til å være uavhengig fordelt. Variansen til en "random walk"- prosess er stigende med tiden. Dermed er prosessen ikke-stasjonær.

Vi differensierer prosessen ved å trekke fra y_{t-1} på begge sider og står igjen med

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = u_t \quad (5)$$

der u_t er hvitt støy. Da blir Δy_t stasjonær. Prosess (a) er dermed integrert av første orden.

Svakt avhengige variabler

En observasjon i tidsserien er gjerne påvirket av tidligere realisasjoner. Dette gjør det vanskelig å anta at man har tilfeldige observasjoner. Det er derfor nødvendige å slakke på regresjonskravet om tilfeldige observasjoner. Et mindre restriktivt krav er at variablene skal være svakt avhengige. Dette innebærer at korrelasjonen mellom x_t og x_{t+h} går mot null når h blir tilstrekkelig stor. Formelt kan man si at x_t og x_{t+h} er asymptotisk ukorrelerte når:

$$\text{Corr}(x_t, x_{t+h}) \rightarrow 0 \text{ når } h \rightarrow \infty$$

Antagelse 2: Ingen perfekt kolinearit

I utvalget er ingen av de uavhengige variablene konstante eller kan uttrykkes som en perfekt lineær kombinasjon av de andre variablene.

Antagelse 3: Feilleddet har forventet gjennomsnitt på 0

For enhver tidsperiode, t , skal den forventede verdien av feilleddet u_t , gitt at vi kontroller for alle andre forklaringsvariabler i periode t , være lik null. Uttrykt matematisk:

$$E(u_t | x_{t1}, x_{t2}, \dots, x_{tk}) = 0$$

Dette medfører at forklaringsvariablene må være eksogene. Med det menes at forklaringsvariablene er ukorrelert med feilleddet. Hvis en av forklaringsvariablene er korrelert med feilleddet, har vi endogenitetsproblemer. Endogenitetsproblemet og mulige løsninger på det, diskuteres nærmere i avsnitt 5.4.

Et datasett som tilfredsstillere antagelse en til tre, vil ha forventningsrette estimater.

Antagelse 4: homoskedastisitet

Feilleddene er homoskedastiske hvis følgende betingelse er oppfylt:

$$\text{Var}(u_t | x_{1t}, \dots, x_{kt}) = \sigma^2$$

For at betingelsen over skal være oppfylt må *feilleddet*, u_t , være uavhengig av samtlige forklaringsvariabler på tidspunkt t , samtidig må variansen til feilleddet være konstant over tid. Korrelasjon mellom x_t og u_t medfører brudd på antagelse 4, mens korrelasjon mellom x_t og for eksempel u_{t-1} er akseptabelt. Dersom betingelsen ikke holder, sier vi at feilleddene er heteroskedastiske (Wooldrige,2006).

Tilstedeværelsen av heteroskedastisitet medfører at den estimerte variansen i regresjonsmodellen blir forventningsskjev. En forventningsskjev varians er ensbetydende med ugyldig inferens⁴. De estimerte koeffisientene vil imidlertid fortsatt være konsistente og forventingsrette.

Korreksjon for heteroskedastisitet

I 1980 utledet White teorien om robuste standardavvik. Ved å benytte disse robuste standardavvikene vil inferens være gyldig – i hvert fall ved store utvalg - selv i de tilfeller vi har heteroelastisitet. Dette forutsetter imidlertid at de andre antagelsene bak OLS er oppfylt.

Antagelse 5: Ingen seriekorrelasjon/autokorrelasjon

En av antagelsene bak OLS er at feilleddene er ukorrelerte. Matematisk uttrykkes det slik:

$$\text{Cov}(u_t, u_s) = 0, \text{ for alle } t \neq s$$

Dersom denne betingelsen ikke er oppfylt, er feilleddene korrelert over tid. Vi sier da at feilleddene er autokorrelerte. I en korrekt spesifisert modell vil ikke feilleddene være autokorrelert. Ved tilstedeværelse av dette, vil standardavvikene til parametrene være forventningsskjeve. Dermed vil teststatistikkene ikke lengre være gyldige.

Eliminering av autokorrelasjon

En korrekt spesifisert modell vil ikke ha autokorrelerte feilledd. Ved tilstedeværelse av dette vil modellen være misspesifisert. Respesifikasjon av modellen er en mulighet. Dette krever imidlertid dyp innsikt i modellens dynamikk.

⁴ Det vil si at blant annet er koeffisientenes standardavvik, konfidensintervall, t-tester og f-tester er ugyldige

En mer mekanisk metode er å tidsforsinke den avhengige variabelen og benytte disse som forklaringsvariabler. Ofte vil da autokorrelasjonen elimineres. Denne løsningen har blant annet blitt brukt av Dickey og Fuller (1981). Samtidig har det vært rettet kritikk mot denne metoden. Achen (2000) viste at metoden kan lede til forventingsskjevne estimater.

For å undersøke om feilleddene innehar autokorrelasjon eller ei, kan Ljung-Box-testen benyttes. Vi vil i avsnitt 5.3.2 gå igjennom denne testen.

Dersom antagelse 1 til 5 er oppfylt, vil OLS-estimatorene være asymptotisk normalfordelte. I tillegg vil standardavvik, t-verdier og f-tester være asymptotisk korrekte.

5.3 Økonometriske tester

For å kontrollere at Gauss-Markovs antagelser er oppfylt, bør statistiske tester gjennomføres. Vi presenterer her først Dickey-Fuller-testen for stasjonærhet og deretter Ljung-Box sin test for høyere ordens autokorrelasjon.

5.3.1 Dickey-Fuller-test for stasjonærhet

Det er viktig å teste om tidsserier er stasjonære eller ei. En mulig metode er Dickey-Fuller-testen (DF-testen) som tester såkalte enhetsrøtter (unit-root-test)⁵. DF-testen tar ikke hensyn til mulig autokorrelasjon i feilleddet, u_t . Den augmenterte Dickey-Fuller-testen (ADF-testen) tar høyde for dette ved å inkludere tidsforsinkede (laggede) variabler av den avhengige forklaringsvariabelen Δy_t som ekstra forklaringsvariabler. ADF-testen er en enkel og effektiv stasjonærhetstest.

Underliggende tidsserier kan ha forskjellige egenskaper. Innholder serien en klar tidstrend, bør vi inkludere en deterministisk tidstrend i testen. Ellers kan vi feilaktig konkludere med at en trendstasjonærprosess – dvs. en prosess med lineær trend, som er stasjonær rundt sin trend – er ikke-stasjonær (Wooldridge, 2006). Ligningene under representerer tre ulike versjoner av ADF-testen.

Stokastisk prosess uten drift og lineær trend:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i * \Delta y_t + u_t$$

⁵ "Unit root process: A highly persistent time series process where the current value equals last periods value, plus a weakly dependent disturbance". (Wooldridge, 2006)

Stokastisk prosess med drift og uten lineær trend:

$$\Delta y_t = \mu + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i * \Delta y_t + u_t$$

Stokastisk prosess med drift og lineær trend:

$$\Delta y_t = \mu + \alpha t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i * \Delta y_t + u_t$$

De tre modellene har lik nullhypotese og alternativhypotese:

$$H_0: \delta = 0, \quad H_1: \delta < 0$$

Under nullhypotesen er tidsserien y_t ikke-stasjonær, og t-statistikken (testobservatoren) vil dermed ikke være asymptotisk standard normalfordelt. Den asymptotiske fordelingen til t-statistikken under nullhypotesen er kjent som Dickey-Fuller-fordelingen. Denne fordelingen vil variere ut i fra hvordan modellen er spesifisert.

For å gjennomføre testen må vi bestemme hvor mange tidsforsinkede variabler som skal inkluderes. Generelt bør antall lags være høyt nok til å ta høyde for autokorrelasjon, men samtidig er det ønskelig med få lags for å spare frihetsgrader (Charemza & Deadman, 1992). En enkel metode er å starte med maksimalt antall tidsforsinkede variabler, gitt ved l_{12} . Deretter foretas iterativ eliminasjon fram til det siste lagget er signifikant. Med Schwertz-formel beregnes maksimalt antall lag:

$$l_{12} = \text{int} \left\{ 12 \left(\frac{T}{100} \right)^{\frac{1}{4}} \right\} \quad (6)$$

Der T er antall observasjoner. Int er en matematisk operator som avrunder nedover til nærmeste heltall (Schwert, 1989).

5.3.2. Test for autokorrelasjon: Ljung-Box

Ljung-Box-testen er en modifisert versjon av Box-Pierce-testen, og brukes for å teste for høyere ordens autokorrelasjon (Ljung & Box, 1978). Testobservatoren er følgende:

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^m \frac{\hat{p}_k^2}{n-k}, \quad \hat{p}_k = \frac{\widehat{Cov}(u_t, u_{t-k})}{\widehat{Var}(u_t)}$$

$$H_0: \text{Ingen autokorrelasjon} \quad H_1: \text{Ikke } H_0$$

n er antall observasjoner, m er antall lags som testes og \hat{p}_k^2 er den estimerte autokorrelasjonskoeffisienten ved lag k . Testobservatoren Q vil for store n være kji-kvadratfordelt med m frihetsgrader. Dersom Q er større enn den kritiske grensen, forkastes nullhypotesen om ingen autokorrelasjon (Ljung & Box, 1978). Matematisk kan dette uttrykkes slik:

$$Q > \chi_{1-\alpha, m}^2$$

der α er signifikansnivået og m angir antall frihetsgrader. En mer mekanisk metode er å tidsforsinke den avhengige variabelen og benytte disse som forklaringsvariabler. Dette vil ofte gjøre at autokorrelasjonen elimineres. Denne løsningen har blant annet blitt brukt av Dickey og Fuller i artikkelen "Distributions of the estimators for autoregressive time series with a unit root" (Dickey & Fuller, 1979). Samtidig har det vært rettet kritikk mot denne metoden. Achen (2000) viste at denne metoden kan lede til forventningsskjev estimater.

5.4 Endogenitet og instrumentelle variabler

Hvis feilleddet i en regresjon er korrelert med en eller flere forklaringsvariabler, vil OLS-estimatoren være forventningsskjev. Dette vil føre til forventningsskjev estimater for samtlige helningskoeffisienter. En forklaringsvariabel som er korrelert med feilleddet, sies å være endogen (Kennedy, 2008).

Instrumentelle variabler (IV) kan fungere som en løsning på endogenitetsproblemet ved at de ukjente koeffisientene får konsistente og forventningsrette estimater. Et instrument er en variabel som ikke hører til den opprinnelige modellen. For at et instrument skal være gyldig, må minimum to hovedkriterier oppfylles: For det første må instrumentet være korrelert med den endogene variabelen. For det andre må instrumentet være eksogent, det vil si at instrumentet er ukorrelert med feilleddet. Matematisk kan de to betingelsene skrives på følgende måte:

$$1) \text{corr}(Z_i, X_i) \neq 0 \quad 2) \text{corr}(Z_i, u_i) = 0$$

der Z_i er den instrumentelle variabelen, X_i er den endogene forklaringsvariabelen og u_i feilleddet.

To-trinns minste kvadraters metode (2SLS)

Gitt at vi har et gyldig instrument, kan 2SLS benyttes til å få forventningsrette estimater av koeffisientene. Dette kan illustreres ved å se på følgende multiple regresjonsmodell:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_{t1} + \beta_2 x_{t2} + \dots + \beta_n x_{tn} + u_t$$

hvor x_{t1} er den eneste av forklaringsvariablene som er endogen. En annen variabel, Z_{t1} , er et gyldig instrument for x_{t1} – det vil si at både betingelse 1) og betingelse 2) er oppfylt. Med unntak av at x_{t1} er korrelert med u_t , antar vi at alle de andre antagelsene bak OLS er oppfylt for x_{t2}, \dots, x_{tn} og for instrumentet Z_{t1} . Da kan vi ved hjelp av 2SLS estimere koeffisienten β_1 .

Dette gjøres i to steg. I steg én dekomponerer vi den endogene forklaringsvariabelen, her x_{t1} , i en problematisk del, som muligens er korrelert med feilleddet, og en uproblematisk del, som ikke er korrelert med feilleddet (James & Watson, 2006). Dette gjøres ved å estimere regresjonslinjen under:

$$x_{t1} = \pi_0 + \pi_1 x_{t2} + \dots + \pi_n x_{tn} + \gamma Z_{t1} + v_1$$

Før vi går videre til steg to, må vi først undersøke om Z_{t1} er signifikant, gitt et signifikansnivå på maksimum fem prosent. Hvis det er tilfelle, kan vi i steg to bruke den problemfrie komponenten \hat{x}_{t1} som et instrument for x_{t1} i den opprinnelige regresjonsmodellen. Matematisk kan dette uttrykkes slik:

$$y = \beta_0 + \beta_1 \hat{x}_{t1} + \beta_2 x_{t2} + \dots + \beta_n x_{tn} + u_t$$

Det siste steget bør ikke gjennomføres manuelt, siden verken standardavvikene eller teststatistikkene vil være gyldige⁶.

Svakheter ved 2SLS

Svakheten ved 2SLS er at variansen til IV-estimatoren er større enn OLS-estimatoren. Dette skyldes at vi kun utnytter en andel av variasjonen i den endogene forklaringsvariabelen til å beregne helningskoeffisienten. Jo større korrelasjonen mellom den endogene forklaringsvariabelen og dens instrument er, jo lavere vil variansen til IV-estimatoren bli, og svakheten med metoden vil reduseres (Kennedy, 2008).

⁶ Se for eksempel Wooldridge 2006, s.522.

5.5 Dekomponering av R^2

Ofte er det interessant å beregne den relative viktigheten til hver og en av forklaringsvariablene i en multipl regressjonsmodell. Dette kan gjøres ved å dekomponere R^2 . I en multipl regressjonsanalyse angir R^2 andelen av variasjonen i den avhengige variabelen, y_t , som forklares av de uavhengige forklaringsvariablene (Wooldridge, 2006).

Vi tar utgangspunkt i den lineære, multiple, ikke-normaliserte regressjonsmodellen:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \dots + \beta_k x_{kt} + u_t \quad (7)$$

Først beregnes de standardiserte koeffisientene $\beta_1^*, \dots, \beta_k^*$. Dette gjøres ved at for hver variabel trekkes gjennomsnittet fra og divideres med variabelens estimerte standardavvik. Matematisk har vi nå den normaliserte regressjonsmodellen:

$$\frac{y_i - \bar{y}}{s_y} = \beta_1^* \frac{x_{1t} - \bar{x}_1}{s_{x_1}} + \beta_2^* \frac{x_{2t} - \bar{x}_2}{s_{x_2}} + \dots + \beta_k^* \frac{x_{kt} - \bar{x}_k}{s_{x_k}} + u_t \quad (8)$$

De standardiserte koeffisientene angir her den relative viktigheten til de uavhengige forklaringsvariablene.

Alternativt kan de standardiserte koeffisientene beregnes på følgende måte:⁷

$$\hat{\beta}_j^* = \hat{\beta}_j \frac{s_{x_j}}{s_y}, \quad j = 1, 2, \dots, k \quad (9)$$

Hvor $\hat{\beta}_j$ er de estimerte koeffisientene til regressjonsmodell (1).

Etter at de standardiserte koeffisientene er beregnet, må de vektet og multipliseres med R^2 for å beregne deres effekt på den avhengige variabelen. Vi finner da den relative viktigheten til hver av forklaringsvariablene. Matematisk kan dette uttrykkes slik:

⁷ Tar utgangspunkt i regressjonsmodell (8). Først multipliseres hver side med s_y . Vi står da igjen med følgende modell:

$$(y_i - \bar{y}) = \beta_1^* * \left(\frac{s_y}{s_{x_1}}\right) (x_{1t} - \bar{x}_1) + \beta_2^* * \left(\frac{s_y}{s_{x_2}}\right) (x_{2t} - \bar{x}_2) + \dots + \beta_k^* * \left(\frac{s_y}{s_{x_k}}\right) (x_{kt} - \bar{x}_k) + u_t^*$$

Ved sammenligning av (1) og (3) får vi følgende: $\beta_j = \beta_j^* * \left(\frac{s_y}{s_{x_j}}\right), j = 1, 2, \dots, k$

Løser med hensyn på β_j^* og skriver på estimert form: $\hat{\beta}_j^* = \hat{\beta}_j \frac{s_{x_j}}{s_y}$

$$\text{Andel forklart}_j = \frac{|\hat{\beta}_j^*|}{\sum_{i=2}^k |\hat{\beta}_i^*|} * R^2, \quad j = 1, 2, \dots, k$$

Svakheter ved metoden

Dekomponering av R^2 er mye diskutert i statistisk litteratur, se blant annet Ochieng og Zumbo (2001), Genizi (1993) og Grömping 2007). Genizi (1993) viser flere metoder for å dekomponere R^2 , men trekker frem mangler ved samtlige. Grunnet at samtlige metoder har mangler, peker Genizi på at resultatene man får må tolkes med forsiktighet. Vi har til tross for dette valgt å benytte metoden over, grunnen er dens intuitive logikk samt at den er enkel å gjennomføre.

5.6 Elastisitet

Elastisiteten måler den prosentvise endringen i en variabel som følge av en én prosents endring i en annen variabel. Elastisiteten kan både være positiv og negativ. En negativ elastisitet betyr at en én prosents økning i variabelen vil føre til en reduksjon i den forklarte variabelen.

Generelt vil elastisiteten ofte variere ved ulike realiseringer av y og x . De fleste statistiske programvarer benytter gjennomsnittet til x_j for å beregne elastisiteten til y (Pindyck & Rubinfeld, 1997). Elastisiteten til y med hensyn på x_j , vil da være gitt ved følgende formel:

$$E_{y,x_j} = \hat{\beta}_j \frac{\bar{x}_j}{\bar{y}} \approx \frac{dy}{y} / \frac{x_j}{\bar{x}_j}$$

6.0 Modell og data

I dette kapittelet presenteres datasettet som ligger til grunn for den økonometriske analysen. I del 6.1 drøftes hvilke forklaringsvariabler modellen bør kontrollere for. Med bakgrunn i dette presenterer vi i del 6.2 hvilke modeller vi ønsker å bruke.

6.1 Valg av forklaringsvariabler

Formålet med denne oppgaven er å studere hva som driver opplagsutviklingen til en nasjonal tabloidavis. Vi har valgt å fokusere på den riksdekkende tabloidavisen VG.

Vi ønsker blant annet å kartlegge hvilken effekt VGs innholdsmessige prioriteringer har på opplaget. Som påpekt i avsnitt 2.2.2, begynte VG fra 1950-tallet i større grad å tilpasse seg lesernes ønsker. Dette resulterte i økt tabloidisering av innholdet. Tabloidiseringen av aviser har to hovedkjennetegn.

For det første øker andelen av tabloid stoff i avisen. Typisk tabloid stoff er sladder, sensasjonspreget krimstoff, sport, frykt og annet kuriøst innhold. Gjennom en kvantitativ innholdsanalyse har vi valgt å kartlegge utviklingen i de nevnte variablene. Vi har i tillegg studert utviklingen i kulturandelen i VG. Vi valgte ut et representativt utvalg av avisutgaver fra perioden 1978 til 2009 og målte hvor mye spalteplass hver avis brukte på de ulike temaene. I avsnitt 7.2 følger en grundig beskrivelse av innholdsanalysen.

Det andre hovedkjennetegnet er at presentasjons- og skrivemåten endres ved økt tabloidisering. Nyheter blir skrevet på en mer lettlest måte, det blir brukt store bilder og artiklene er gjerne kortere. Fremstillingen av saker er gjerne mer direkte, med humoristiske innslag og fengende overskrifter. For å undersøke virkemidlene som brukes i teksten, vil det være nødvendig å foreta en kvalitativ undersøkelse. Grunnet begrenset tid, valgte vi ikke å gjennomføre en slik analyse.

Vi ønsker også å beregne hvilken effekt økt reklameandel har på opplaget. I henhold til teorien om tosidige markeder er reklame et irritasjonsmoment for avislesere. Teorien predikerer at økt reklameandel vil føre til redusert salg. Vår hypotese er i samsvar med teorien om tosidige markeder. Det vil imidlertid kunne være problematisk å bruke reklameandel som en forklaringsvariabel i analysen. Når opplaget øker, vil det bli mer attraktivt å annonsere i

avisen. Økt etterspørsel etter å reklamere vil presse reklameandelen opp. Reklameandelen og opplaget påvirker hverandre gjensidig. Det vil dermed være endogenitetsproblemer knyttet til bruk av reklamevariabelen. Som skrevet i avsnitt 5.4, kan bruk av en instrumentell variabel for reklamevariabelen eliminere endogenitetsproblemet. Det er imidlertid vanskelig å finne et godt instrument for reklame⁸. Hvis man ikke finner noen gode instrumenter, er en mulighet er å inkludere den endogene variabelen reklameandel i analysen. Som påpekt i teoridelen vil en endogen variabel medføre forventningsskjevne estimater for samtlige forklaringsvariabler. Alternativt kan vi utelate reklameandel fra regresjonsanalysen. OLS-estimatorene vil da være forventningsskjevne siden en relevant forklaringsvariabel er utelatt. Det vil være knyttet problemer til begge metodene. Vi velger derfor i analysen å ha to modeller, hvor en modell inkluderer reklamevariabelen, mens den andre modellen ikke inkluderer denne variabelen. Vi har i tillegg valgt å skille ut jobbbannonser fra reklame for å undersøke spesifikt om mengden jobbbannonser har betydning for opplaget til VG.

Videre ønsker vi å undersøke hvilken effekt lanseringen av det ukentlige magasinet ”Helg” har på opplaget. ”Helg” ble lansert i slutten av oktober 2005. Vi kontrollerer for dette ved å inkludere en dummyvariabel som tar verdien null fram til lanseringen av ”Helg” og deretter verdien en⁹. Magasindummyen vil også fange opp andre endringer i 2005 som vi ikke har kontrollert for. I juni 2005 lanserte VG eget sportsbilag. Magasindummyen vil også plukke opp sportsbillagets effekt på opplaget.

Vi ønsker i tillegg å studere hvilken påvirkning sjefsredaktørene har hatt på opplaget. Det er naturlig å anta at redaktøren har innflytelse over innholdet og vinklingen til avisen. I tillegg vil redaktørene påvirke journalistenes arbeidsinnsats og ansettelse. Innholdet i avisen har vi imidlertid allerede kontrollert for ved å inkludere ulike innholdsvariabler. Denne variabelen vil istedenfor fange andre effekter som avisens vinkling, redaktørens evne til å motivere og ansettelse. I analyseperioden har VG hatt tre ulike redaktørperioder: 1) Andreas Nordland og

⁸ Med et ”godt instrument” menes et instrument som er høyt korrelert med den endogene forklaringsvariabelen, samt er uavhengig av feilleddet.

⁹ Fra 1978 til 2004 vil dummyvariabelen være lik null. Fra 2006 og til 2009 vil dummyvariabelen være lik en.

”Helg” ble lansert 22. oktober 2005. Andel av året som gjensto fra og med lanseringen av ”Helg” vil da være lik:

$$\frac{\text{Antall gjenstående dager}}{\text{Totalt antall dager i 2005}} = \frac{71}{365} \approx 0,195.$$

I 2005 vil derfor dummyen ta verdien 0,195.

Tim Greve delte redaktøransvaret fra 1978 til 1987, 2) Einar Hanseid fra 1987 til 1993, og 3) Bernt Olufsen fra 1994. For å undersøke hvilken effekt de ulike redaktørene har hatt på opplaget, oppretter vi dummyvariabler. Dummyvariabler tar verdien en når en hendelse skjer, ellers verdien null. For å unngå perfekt multikolaritet opprettes dummivariabler for Einar Hanseid og for Bernt Olufsen (Kennedy, 2008)¹⁰. Redaktørene for den første perioden, Tim Greve og Andreas Nordland, betraktes dermed som en referanseperiode.

Pris er en annen viktig forklaringsvariabel for salget. Generell økonomisk teori sier at økt pris fører til redusert salg. Dette er også vår hypotese. Pris vil i likhet med reklame være en endogen variabel. Dette skyldes at økt etterspørsel fører til økt opplag, men også økt pris. I motsetning til reklameandel finnes det gode instrumenter for pris. Vanlige kostnadsdrivere som lønn, distribusjon, frakt og trykk, vil normalt forklare mesteparten av variasjonen i variabelen. I analysen vil vi ha en modell med en instrumentell variabel for pris og en modell hvor pris ikke er inkludert. Vi benytter lønns-, frakt-, provisjons- og trykkkostnader som instrumenter for pris.

I tillegg til de nevnte forklaringsvariablene vil det være en rekke ytre faktorer som påvirker opplaget.

Vi venter at en positiv velstandsutviklingen vil føre til økt salg. BNP kan bli sett på som et mål for velstandsutviklingen. SSB definerer BNP på følgende måte: ”BNP er en indikator for samlet verdiskaping i et land, og gir samtidig uttrykk for opptjent bruttoinntekt fra innenlandsk produksjonsaktivitet” (SSB, 2011a).

For å kartlegge dette nærmere, har vi ved hjelp av et HP-filter dekomponert BNP i et trendledd og en syklisk komponent. Trendleddet beskriver den langsiktige økonomiske vekstraten, mens den sykliske komponenten representerer konjunktursyklusene. Vi venter at en generell økning i velstanden representert med en positiv trend, fører til økt salg. Konjunktursyklusene kan splittes i oppgangskonjunktur og nedgangskonjunkturer¹¹. Vi ønsker å undersøke om opplagstallene påvirkes symmetrisk eller asymmetrisk av henholdsvis en oppgangs- og en nedgangskonjunktur. Derfor har vi inkludert både en variabel for positivt og negativt sjokk. Dersom vi er inne i en oppgangskonjunktur, tar variabelen for negativt sjokk

¹⁰ Perfekt multikolaritet vil si at korrelasjonen mellom to forklaringsvariabler er lik 1 eller -1.

¹¹ For nærmere beskrivelse, se avsnitt 4.1.

verdien 0 og variabelen for positivt sjokk vil være lik differansen mellom BNP og trendlinjen. Tilsvarende vil variabelen for positivt sjokk være lik null i en nedgangskonjunktur, mens variabelen for negativt sjokk vil være lik absoluttverdien til differansen mellom BNP og trendlinjen¹². Grunnen til at vi benytter absoluttverdien, er at koeffisienten til variabelen negativt sjokk da blir negativ. Tolkningen av denne variabelen vil dermed være mer intuitiv.

Flere har hevdet at Internett er den viktigste bidragsyteren til papiravisenes opplagfall. Utfordringen er å finne en forklaringsvariabel som gir et representativt bilde av hvordan bruken har utviklet seg. Det er flere alternativer. En mulighet er å benytte en variabel for antall lesere på VG Nett. Det er naturlig å anta at VG Nett vil være en substitutt til papiravisen, slik at flere lesere på VG Nett vil redusere opplaget til papiravisen. Samtidig vil ikke denne variabelen ta hensyn til at bruk av andre nettaviser også kan påvirke opplaget negativt. Et annet alternativ er derfor å lage en variabel som i tillegg til VG Nett inkluderer de andre riksdekkende avisenes netttutgave. Denne variabelen defineres som summen av gjennomsnittlige daglige brukere av henholdsvis Aftenposten-nett, VG Nett og Dagbladet-nett. Vi har valgt det sistnevnte alternativet. Vi vil i tillegg undersøke om netttutgavene til lokal- og nisjeaviser har en påvirkning på VGs opplag. Vi vil derfor også inkludere forklaringsvariabelen "Andre netttutgaver". "Andre netttutgaver" er summen av gjennomsnittlige antall daglige lesere til en rekke lokal- og nisjeaviser¹³.

Andre potensielle konkurrenter til VG kan også ha en innvirkning på VGs salg. Generelt venter vi at en økning i opplaget til en av konkurrentene, vil føre til fall i VGs opplag. VGs hovedkonkurrent i avismarkedet, Dagbladet, vil kunne være en viktig forklaringsvariabel. Generelt venter vi at en økning i Dagbladet vil føre til fall i VGs opplag. Nå har det imidlertid seg slik at VG og Dagbladet har foretatt mange av de samme redaksjonelle valgene. I tillegg har begge avisene blitt påvirket relativt likt av ytre faktorer som Internett og velstandsutviklingen. Dette kommer til uttrykk ved at opplagstallsutviklingen til VG og Dagbladet er positivt korrelerte. Dersom Dagbladet inkluderes som en forklaringsvariabel i analysen, vil den fange opp effekten mange av de andre variablene har på VG. Flere

¹² Absoluttverdien $|a|$ til et reelt tall, er tallet uavhengig av fortegnet.

¹³ Følgende nettuaviser er inkludert i variabelen "Andre netttutgaver": Dagens Næringsliv, E24, Bergens Tidende, Adressavisen, Stavanger Aftenblad, Bergensavisen, NA24, Fædrelandsvennen, Dagsavisen, Sunnmørsposten, Romerikes Blad, Fredrikstad Blad, Drammens Tidende, Avis Nordland, Nordlys og Tønsberg Blad.

forklaringsvariabler vil da kunne miste sin signifikans. Med bakgrunn i dette har vi valgt å ikke inkludere opplagstallet til Dagbladet som en forklaringsvariabel.

Det kan også tenkes at VG konkurrerer mot kjendisblader som ”Se og Hør” og ”Her & Nå”. Vi har derfor valgt å inkludere en variabel kalt ”Kjendisblader” som angir det totale opplaget for disse to bladene.

I 1994 ble vinter- OL på Lillehammer arrangert og Norge deltok i fotball-VM for første gang på 56 år. Begge deler var godt avisstoff (Olsen, 2010). Grunnet de spesielle hendelsene i 1994 har vi valgt å inkludere en dummy for dette året.

Et alternativ er å inkludere en tidstrend. Tidstrenden vil fange opp andre faktorer som påvirker opplaget over tid. Tidstrenden vil imidlertid være nesten perfekt korrelert med HP-trenden. Vi har derfor valgt kun å gå videre med HP-trenden.

6.2 Modelloppbygning

I avsnitt 6.1 ble relevante forklaringsvariabler presentert. I den økonometriske analysen vil vi studere ulike modeller. Under følger en diskusjon av disse.

Modell 1

Modell 1(a)

$$\begin{aligned} \text{OpplagVG}_t = & \beta_0 + \beta_1 \text{Vold}_t + \beta_2 \text{Frykt}_t + \beta_3 \text{Kultur}_t + \beta_4 \text{Sport}_t + \beta_5 \text{Sladder}_t \\ & + \beta_6 \text{Jobbannonser}_t + \beta_7 \text{Sexord}_t + \beta_8 \text{Antall sider}_t + \beta_9 \text{HPtrend}_t \\ & + \beta_{10} \text{Oppkonjunktur}_t + \beta_{11} \text{Nedkonjunktur}_t + \beta_{12} \text{Kjendisblader}_t \\ & + \beta_{13} \text{VG Nett og konkurrenter}_t + \beta_{14} \text{Andre nettaviser}_t + \beta_{15} \text{Reklame}_t \\ & + D_1 \text{Redaktør19871993}_t + D_2 \text{Redaktør19942009}_t + D_3 \text{Magasinet}_t \\ & + D_3 \text{OL_VM94}_t + u_t \end{aligned}$$

Modell1(b)

$$\begin{aligned} \text{OpplagVG}_t = & \beta_0 + \beta_1 \text{Vold}_t + \beta_2 \text{Frykt}_t + \beta_3 \text{Kultur}_t + \beta_4 \text{Sport}_t + \beta_5 \text{Sladder}_t \\ & + \beta_6 \text{Jobbannonser}_t + \beta_7 \text{Sexord}_t + \beta_8 \text{Antall sider}_t + \beta_9 \text{HPtrend}_t \\ & + \beta_{10} \text{Oppkonjunktur}_t + \beta_{11} \text{Nedkonjunktur}_t + \beta_{12} + \beta_{11} \text{Kjendisblader}_t \\ & + \beta_{13} \text{VG Nett og konkurrenter}_t + \beta_{14} \text{Andre nettaviser}_t \\ & + D_1 \text{Redaktør19871993}_t + D_2 \text{Redaktør19942009}_t + D_3 \text{Magasinet}_t \\ & + D_3 \text{OL_VM94}_t + u_t \end{aligned}$$

Forskjellen mellom de to modellene, er at Modell 1(a) inkluderer reklame som en av forklaringsvariablene. Modell 1 (b) ekskluderer denne variabelen.

Vi vil i begge modellene teste om opplagstallene påvirkes symmetrisk eller asymmetrisk av henholdsvis en oppgangs- og nedgangskonjunktur. Dersom opplagstallene påvirkes symmetrisk vil vi videre i analysen benytte avviksvariabelen ”HP-avvik” istedenfor to separate variabler for konjunktursvingningene. Variabelen ”HP-avvik” tilegner positive og negative konjunktursjokk en symmetrisk effekt på VGs opplag.

Dersom vi konkluderer med at konjunktursyklene har en asymmetrisk effekt på opplaget, vil vi gå videre med Modell 1(a) og Modell 1(b). Hvis derimot vi konkluderer med det motsatte, dvs. at konjunktursyklene har en symmetrisk effekt på opplaget, vil vi benytte variabelen ”HP-avvik” istedenfor variablene ”Oppgangskonjunktur” og ”Nedgangskonjunktur”. Vi vil da få følgende modeller:

Modell 2

Modell 2(a)

$$\begin{aligned} \text{OpplagVG}_t = & \beta_0 + \beta_1 \text{Vold}_t + \beta_2 \text{Frykt}_t + \beta_3 \text{Kultur}_t + \beta_4 \text{Sport}_t + \beta_5 \text{Sladder}_t \\ & + \beta_6 \text{Jobbannonser}_t + \beta_7 \text{Sexord}_t + \beta_8 \text{Antall sider}_t + \beta_9 \text{HPtrend}_t \\ & + \beta_{10} \text{HPavvik}_t + \beta_{11} \text{Kjendisblader}_t + \beta_{12} \text{VG Nett og konkurrenter}_t \\ & + \beta_{13} \text{Andre nettaviser}_t + \beta_{14} \text{Reklame}_t \\ & + D_1 \text{Redaktør19871993}_t + D_2 \text{Redaktør19942009}_t + D_3 \text{Magasinet}_t \\ & + D_3 \text{OL_VM94}_t + u_t \end{aligned}$$

Modell 2(b)

$$\begin{aligned} \text{OpplagVG}_t = & \beta_0 + \beta_1 \text{Vold}_t + \beta_2 \text{Frykt}_t + \beta_3 \text{Kultur}_t + \beta_4 \text{Sport}_t + \beta_5 \text{Sladder}_t \\ & + \beta_6 \text{Jobbannonser}_t + \beta_7 \text{Sexord}_t + \beta_8 \text{Antall sider}_t + \beta_9 \text{HPtrend}_t \\ & + \beta_{10} \text{HPavvik}_t + \beta_{11} \text{Kjendisblader}_t + \beta_{12} \text{VG Nett og konkurrenter}_t \\ & + \beta_{13} \text{Andre nettaviser}_t \\ & + D_1 \text{Redaktør19871993}_t + D_2 \text{Redaktør19942009}_t + D_3 \text{Magasinet}_t \\ & + D_3 \text{OL_VM94}_t + u_t \end{aligned}$$

Forskjellen mellom de to modellene, er at Modell 2(a) inkluderer reklame som en av forklaringsvariablene. Modell 2 (b) ekskluderer denne variabelen.

Modell 3

Vi vil ytterligere studere to modeller som modifierer de foregående modellene ved å inkludere pris som en av forklaringsvariablene. Vi benytter 2SLS og lønns-, frakt-, provisjons- og trykkostnader som instrumenter for pris. Spesifikasjonene av disse to modellene avhenger av om vi konkluderer med at opplagstallene til VG påvirkes symmetrisk eller asymmetrisk av en oppgangs- og en nedgangskonjunktur.

Vi vil under presentere modellene gitt at vi konkluderer med at konjunktursyklene påvirker opplaget til VG symmetrisk. Vi vil da bruke variabelen "HP-avvik" istedenfor variablene "Oppgangskonjunktur" og "Nedgangskonjunktur".

Modell 3(a)

$$\begin{aligned}
 Y_t = & \alpha_0 + \beta_1 Vold_t + \beta_2 Frykt_t + \beta_3 Kultur_t + \beta_4 Sport_t + \beta_5 Sladder_t \\
 & + \beta_6 Jobbannonser_t + \beta_7 Sexord_t + \beta_8 Antall sider_t + \beta_9 HPTrend_t \\
 & + \beta_{10} HPavvik_t + \beta_{11} Kjendisblader_t + \beta_{12} VG Nett og konkurrenter_t \\
 & + \beta_{13} Andre nettaviser_t + \beta_{14} Reklame_t + \beta_{15} \widehat{Pris} \\
 & + D_1 Redaktør19871993_t + D_2 Redaktør19942009_t + D_3 Magasinet_t \\
 & + D_3 OL_VM94_t + u_t
 \end{aligned}$$

Modell 3(b)

$$\begin{aligned}
 Y_t = & \alpha_0 + \beta_1 Vold_t + \beta_2 Frykt_t + \beta_3 Kultur_t + \beta_4 Sport_t + \beta_5 Sladder_t \\
 & + \beta_6 Jobbannonser_t + \beta_7 Sexord_t + \beta_8 Antall sider_t + \beta_9 HPTrend_t \\
 & + \beta_{10} HPavvik_t + \beta_{11} Kjendisblader_t + \beta_{12} VG Nett og konkurrenter_t \\
 & + \beta_{13} Andre nettaviser_t + \beta_{14} \widehat{Pris} \\
 & + D_1 Redaktør19871993_t + D_2 Redaktør19942009_t + D_3 Magasinet_t \\
 & + D_3 OL_VM94_t + u_t
 \end{aligned}$$

Forskjellen mellom de to modellene, er at Modell 3(a) inkluderer reklame som en av forklaringsvariablene. Modell 3(b) ekskluderer denne variabelen.

For de modellene vi går videre med i analysen, vil vi foreta en iterativ eliminasjon av forklaringsvariablene som ikke er signifikante på et 5 % -nivå. Til slutt vil samtlige av forklaringsvariablene i modellene være signifikante. Disse spesifikke modellene vil senere drøftes grundig.

7.0 Datainnsamling

I første del av dette kapittelet redegjør vi for hvordan vi har samlet inn dataene. Deretter i avsnitt 7.2 presenteres gjennomføringen av innholdsanalysen. I avsnitt 7.3 studerer vi hvordan innholdsvariablene har endret seg i analyseperioden. I avsnitt 7.4 presenteres de resterende forklaringsvariablene. Avsnitt 7.5 inneholder deskriptiv statistikk over alle variablene benyttet i analysen. Mens siste avsnitt i kapittelet gjennomgår stasjonærhets- og autokorrelasjonstester.

7.1 Innsamling av data

Forklaringsvariablene vi benytter i analysen er innhentet fra flere ulike kilder. Forfatterne bak denne avhandlingen har selv gjennomført innholdsanalysen. Utviklingen i bruk av sexfokuserede ord i VG er hentet fra Retrivers databaser. Opplagstallene for VG og Dagbladet er hentet fra hjemmesiden til Mediebedriftenes Landsforbund (Mediebedriftene, 2011). Tallene for Norges bruttonasjonalprodukt er skaffet fra Statistisk Sentralbyrå (SSB 2011b). Opplagstallene for kjendismagasinerne ”Se og Hør” og ”Her & Nå” har vi fått opplyst direkte fra Aller Media. Denne informasjonen kan også skaffes fra Mediebedriftenes Landsforening eller Synovate. Fra VGs årsregnskap de siste 31 årene har vi hentet data over lønnskostnader, fraktkostnader, provisjonskostnader, papirkostnader og trykkostnader. Gjennomsnittlig antall daglige lesere for norske nettaviser er hentet fra Medienorge (Medienorge, 2011).

7.2 Gjennomføring av innholdsanalysen

Vi har valgt å fokusere på innholdsvariabler som vi tror har vært blant driverne til utviklingen i VGs opplagstall i analyseperioden. En av våre nøkkelhypoteser er at økt fokus på tabloid stoff fører til økt salg. Med tabloid stoff mener vi fokus på sladder, sensasjonspreget krimstoff, sport, frykt og annet kuriøst innhold. En annen nøkkelhypotese er at økt reklameandel og økt pris fører til redusert salg. Vi har derfor også innhentet data over utviklingen i reklameandelen og prisen.

For å sikre validiteten til variablene har vi i størst mulig grad benyttet etablerte definisjoner. Enkelte ganger har det dukket opp tilfeller hvor kategoriseringen har vært vanskelig med de gjeldende definisjonene. Vi har derfor vært nødt til å ha en praktisk tilnærming. Dette har medført at noen av definisjonene har blitt modifisert underveis.

Som det ble beskrevet i teoridelen om innholdsanalyse, kan det ofte dukke opp tvilstilfeller underveis i analysen. For å redusere dette problemet, utførte vi en pilotstudie. Pilotstudien og

de første 54 avisutgavene i utvalget ble gjennomgått i fellesskap. På den måten ble vi samkjørte slik at sannsynligheten for ulik koding ble redusert. For de resterende 26 årene gikk vi hvert år igjennom halvparten av avisene hver slik at forskjeller som oppstår på grunn av mulige ulike tolkninger oss i mellom, vil være tilnærmet konstant over hele analyseperioden. Vi hadde i tillegg en tett dialog ved eventuelle tvilstilfeller.

Hovedfokuset i hver eneste artikkel avgjorde hvilken kategori artikkelen ble plassert under. I noen artikler gikk hovedfokuset klart fram i overskriften - som for eksempel det gjør i den tenkte artikkelen ”Blodig knivoppgjør i Oslo”. I andre artikler var det imidlertid nødvendig å lese hele artikkelen. Det er for eksempel ikke lett å vite om den tenkte artikkelen ”David Beckham spilte strålende til tross for nye utroskapsrykter” bør kategoriseres under sport eller sladder uten å ha lest mer om hva hovedfokuset i artikkelen er.

Da vi hadde identifisert hovedfokuset i artikkelen, målte vi hvor stor andel av siden den dekket, inkludert tilknyttede bilder. Sider med heldekkende reklame eller artikler, gikk raskt å kategorisere, mens sider med mange små reklamer og artikler tok betydelig lengre tid. Etter at en hel avis var gjennomgått, laget vi en oversikt over hvordan innholdet i avisen var fordelt.

Det å kjøpe avis kan bli sett på som en vanesak, som dermed tar tid å endre. Det vil derfor være lite hensiktsmessig å se på daglige eller ukentlig data. I løpet av et år er det imidlertid naturlig å anta at vanene knyttet til å kjøpe avis endres. Vi har derfor valgt å se på årlige data.

For å kunne se på utviklingen over tid, er det ønskelig at innsamlingen er så lik som mulig alle årene. Den innholdsmessige profilen til VG varierer noe gjennom uken: lørdagsavisene fokuserer vanligvis mer på kultur mens søndagsavisene og mandagsavisene gjerne har større fokus på sport. Det er derfor naturlig å innhente data fra en bestemt ukedag. Vi ønsket å hente inn data fra en typisk hverdag. Mandagsavisen og fredagsavisen inneholder ofte særskilt stoff om helgene slik at valget sto mellom tirsdag, onsdag og torsdag. Vi valgte onsdagsavisen som representant for VGs innholdsmessige profil.

Det er ingen allment aksepterte kriterier for hvor mange årlige observasjoner vi burde ha. Store utvalg er selvsagt bedre, men tar lang tid å samle inn. Samtidig vil ikke nødvendigvis få årlige observasjoner være dårligere enn mange. Berleson (sitert i Sander, 1972, s.6) sier følgende om problemstillingen: ”A small, carefully chosen sample of relevant content will produce just as valid results as the analysis of a great deal more - and with the expenditure of much less time and effort.”

Guido H. Stempel undersøkte i 1952 hvor mange avisutgaver som var nødvendig å kartlegge for å få et representativt utvalg. Undersøkelsen testet utvalgsstørrelser på 6, 12, 24 og 48 aviser i året, og konkluderte med at 6 aviser var ok, mens 12 var bra (Stempel 1952).

I utgangspunktet ønsket vi å gå igjennom 12 onsdagsaviser i året, men tatt i betraktning våre erfaringer fra pilotstudien, visste vi at dette ville ble svært tidskrevende. Med bakgrunn i Guido H. Stempels undersøkelse, samt vårt bevisste valg av observasjoner, valgte vi å gå igjennom 9 aviser i året. Totalt sett har vi gått igjennom og kategorisert 288 aviser med totalt 15 385 sider!

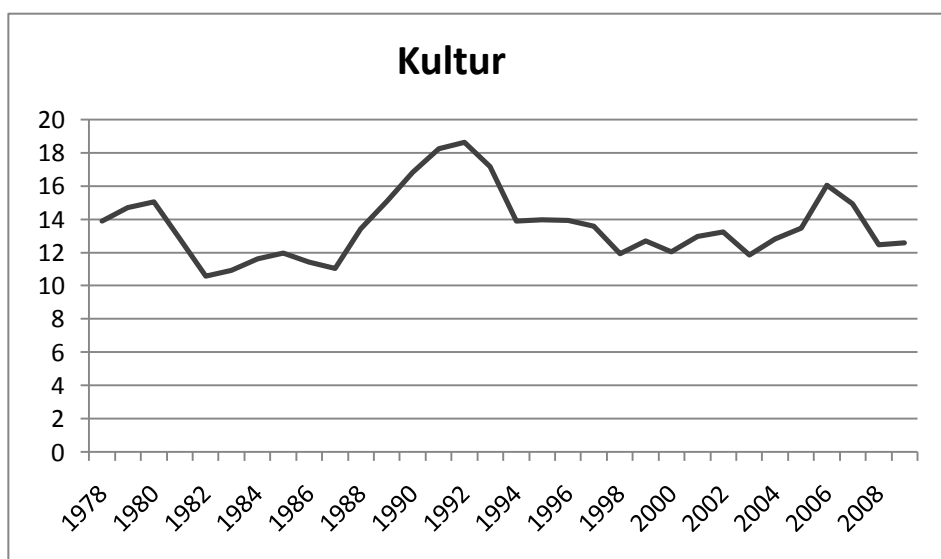
7.3 Definisjoner og grafisk tolkning av innholdsvariablene

Under presenteres definisjonene vi har brukt på de ulike variablene. Vi har tatt utgangspunkt i relativt generelle definisjoner. For hver av de ulike variablene vil tilhørende definisjon presenteres først. De gangene definisjonene ikke har vært utfyllende nok, har vi supplert med utdypende informasjon. Vi viser også grafisk hvordan andelen av avisen som består av de ulike variablene har endret seg over analyseperioden.

7.3.1 Kultur

Definisjon: ”*Nyheter og informasjon om musikk, litteratur, film, mat og drikke, utelivsguide og reisereportasjer samt anmeldelser*” (Aftenposten, 2011).

Vi har i tillegg valgt å kategorisere intervjuer av og utmerkelse til kulturpersoner og saker om kongehuset av ikke privat karakter, som kultur.



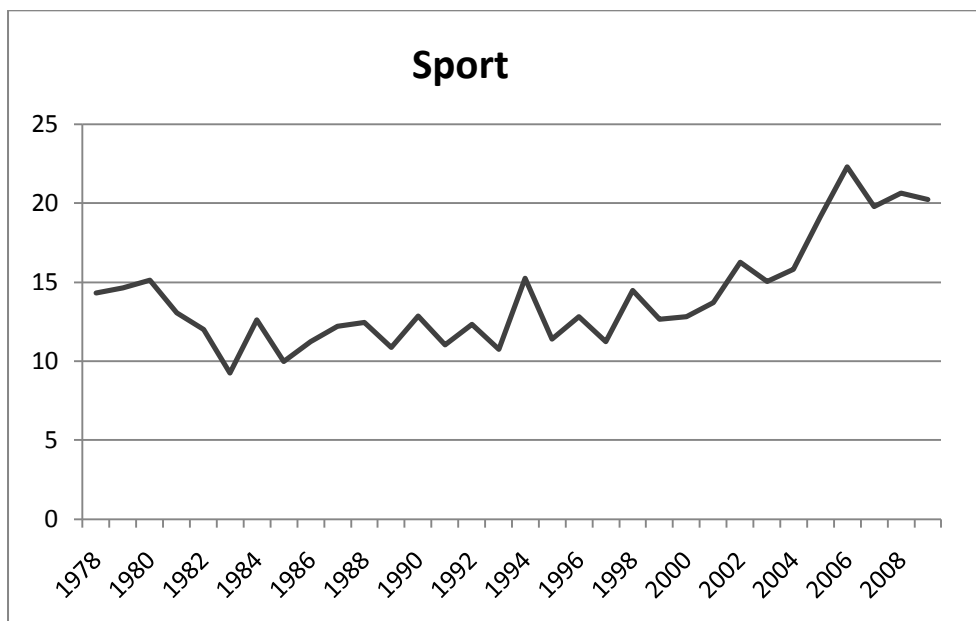
Figur 7.1: Prosentvis andel av kultur i avisen.

Over ser vi i hvordan andelen av kulturstoff i avisen har endret seg over tid. Som vi ser fra grafen lå andelen kulturstoff relativt stabilt rundt 13 % på 1980-tallet. Under første halvdel av 1990-tallet steg kulturandelen. Toppen ble nådd i 1994, da avisen besto av ca.18 % kultur. Fra 1996 til 2009 lå kulturandelen rundt samme nivå som på 1980-tallet – dvs. 13 %.

7.3.2 Sport

Definisjon: *”Sport er organisert atletisk aktivitet utført av lag eller individer” (Egen oversettelse fra: (”Sport”, 2005)).*

VG har i hele analyseperioden hatt en egen sportsdel. En naturlig fremgangsmåte var å klassifisere det som står i sportsdelene under kategorien Sport, dog med unntak av reklame og reportasjer som har fokus er på helt andre ting enn selve idrettsprestasjonen.



Figur 7.2: Prosentvis andel av sport i avisen.

Som vi ser har sportsandelen i hele analyseperioden ligget over 10 %. Fra 1978 til 2004 lå sportsandelen rundt 12 % med få store avvik. I 2005/2006 ser vi at sportsandelen steg kraftig til over 20 % og holder seg stabilt på dette nivået resten av analyseperioden. Forklaringen på den kraftige økningen i andelen sport i 2005/2006 ligger nok i at VG 1.juni 2005 introduserte et eget sportsbillag.

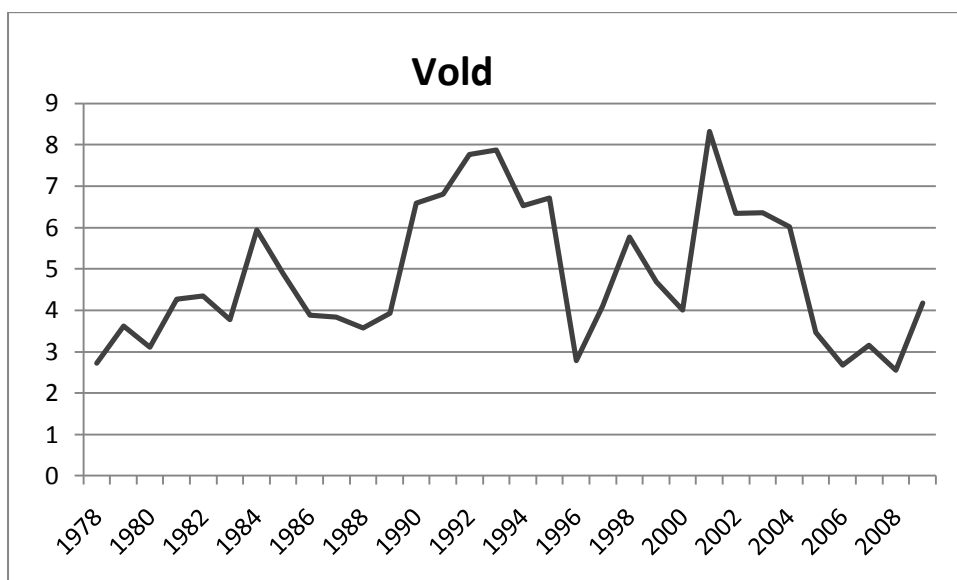
7.3.3 Vold

Definisjon: ”Vold, fysisk eller psykisk overgrep for å tvinge igjennom sin vilje, eller for å få utløp for aggresjon” (”Vold”, 2011).

Artikler som beskriver voldelige hendelser og brannstifting og artikler som avslører planlagte voldshandlinger, klassifiseres under vold. Vi har valgt ikke å inkludere krigshandlinger som overholder ”the laws of war”. Reglene er i hovedsak definert i Geneve- og Haag-konvensjonene, og omtaler generelt aksepterte utføring av krigshandlinger. ”The laws of war” er svært omfattende, og vi vil kun beskrive de viktigste hovedprinsippene (ICRC, 2011). Disse følger under:

- Ingen unødvendige ødeleggelser
- Krigen bør avsluttes så raskt som mulig.
- Mennesker som ikke er delaktige i krigshandlinger, skal beskyttes mot unødvendig urett. Dette gjøres blant annet ved å beskytte både stridende og ikke-stridende mot å lide unødvendig og ved å opprettholde visse menneskerettigheter for de som blir tatt til fange.

Spesielt det sistnevnte prinsippet var sentralt i klassifiseringen av vold.



Figur 7.3: Prosentvis andel av vold i avisen.

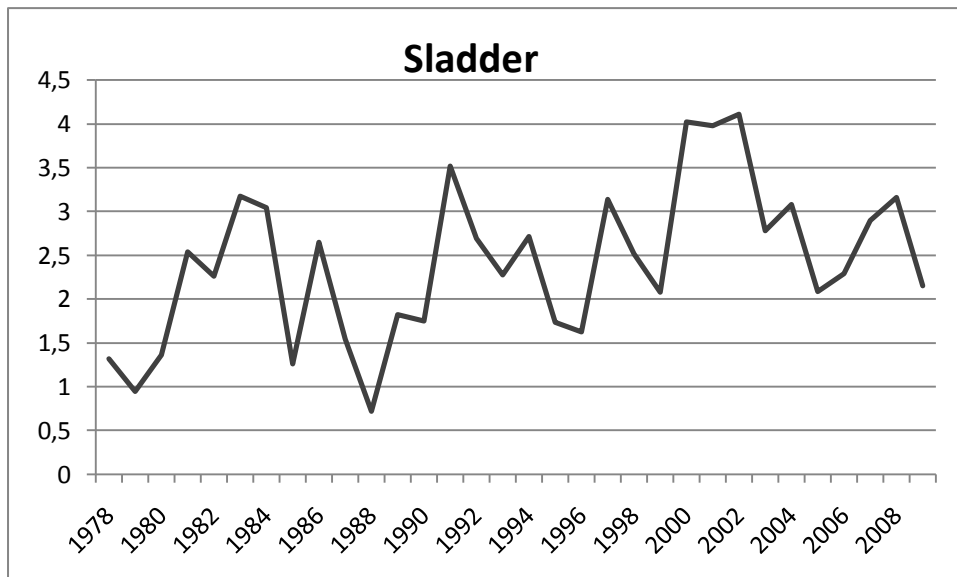
I motsetning til andelen sport og kultur som har vært relativt stabil, varierer voldsandelen betraktelig over analyseperioden. Fram til 1989 ligger andelen av avisen som har voldsfokus

rundt 4 %. I 1990 får vi en kraftig økning i andelen vold til 6.5 %. VG fortsetter å ha økt fokus på vold fram til 1995, deretter får vi et betydelig fall i 1996 til rundt 3 %. Etter 1996 trappes voldsfokuset gradvis opp og når toppen i 2001, hvor 8 % av VG består av artikler som fokuserer på vold. Andelen vold faller deretter og stabiliserer seg fra 2005 rundt samme nivå som på 1980-tallet.

7.3.4 Sladder

Med sladder referer vi til nyheter av privat karakter om navngitte enkeltindivider.

Artikler som fokuserer på skandaler om kjente personer, klassifiseres som sladder. Vi har i tillegg valgt å kategorisere selvutleverende intervjuer med kjente personer som sladder.



Figur 7.4: Prosentvis andel av sladder i avisen.

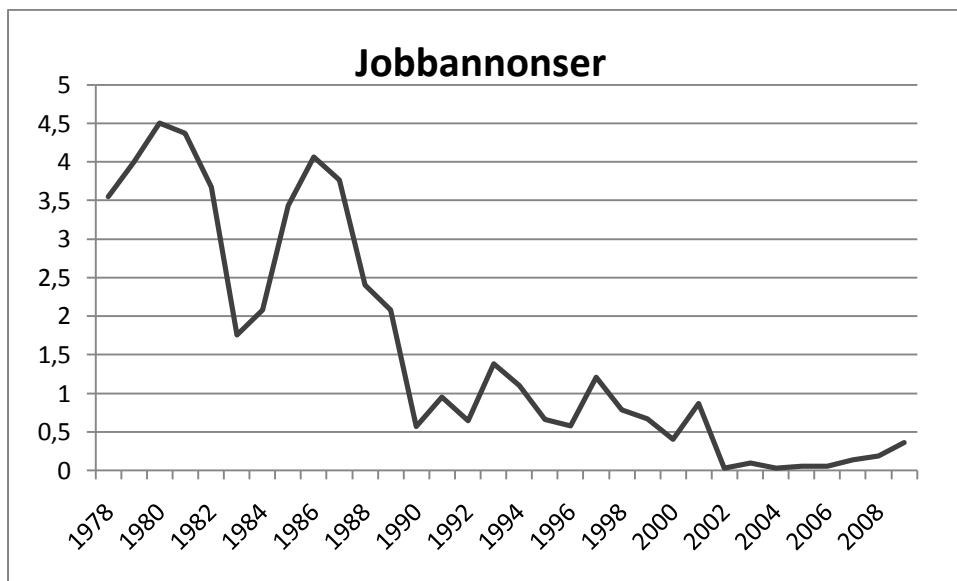
Andelen sladder i avisen har variert betydelig fra år til år, men viser ingen klar trend over analyseperioden. Som vi ser, ligger andelen sladder rundt 2-2,5 % av avisen. VG består dermed av relativt liten andel sladder. Store enkelthendelser ett år vil derfor føre til relativt store avvik fra ”normalen”.

7.3.5 Reklame

Definisjon: ”Reklame er enhver betalt og kommersielt motivert kommunikasjon av budskap om en ide, tjeneste eller produkt, fra en identifiserbar avsender i den hensikt å vekke oppmerksomhet, skape interesse og informere” (”Reklame”, 2011).

Vår hypotese er at reklame generelt blir sett på som irriterende og dermed at det har en negativ effekt på opplaget. Likevel er det viktig å huske på at det finnes et stort spekter av annonsører i VG og at alle de ulike annonsørene ikke nødvendigvis vil oppfattes like negativt. Reiseglade vil sannsynligvis verdsette reklame fra flyselskaper, mens de fleste motorentusiaster setter pris på bilreklame. Med bakgrunn i dette har vi valgt å skille ut jobbannonser fra annen reklame.

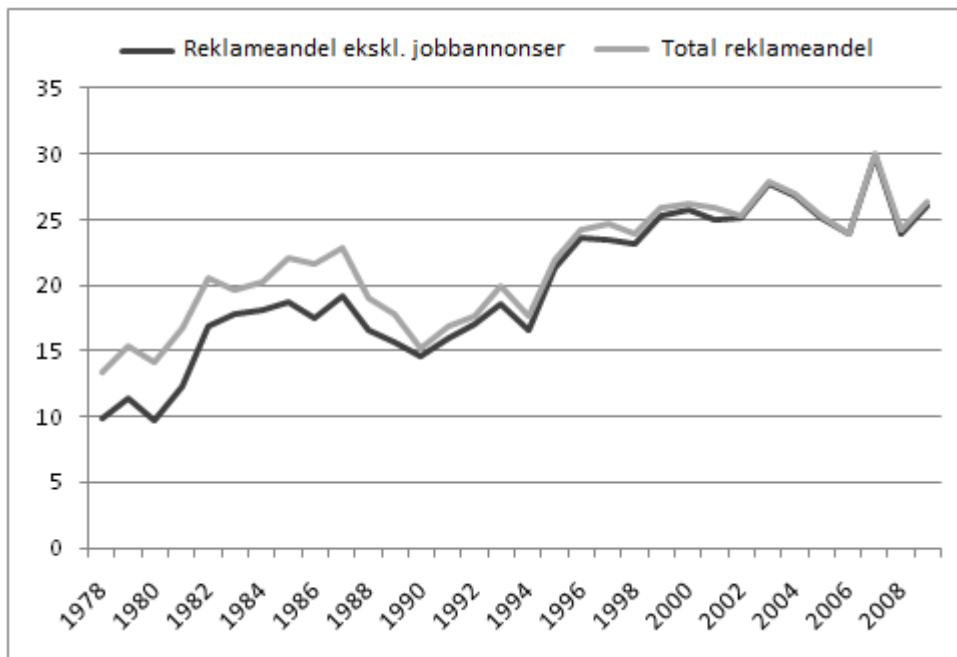
Jobbannonser



Figur 7.5: Prosentvis andel av jobbannonser i avisen.

Som vi ser fra grafen, viser andelen jobbannonser en klart negativ trend. Fram til 1987 var andelen jobbannonser rundt 3 %, deretter falt den betraktelig til kun 0,6 % i 1990. Med unntak av 1993 og 1994, holder andelen jobbannonser seg under 1 % i resten av analyseperioden.

Reklame inklusiv og eksklusiv jobbannonser



Figur 7.6: Prosentvis andel av reklame totalt og reklame eksklusiv jobbannonser i avisen.

Fra grafen ser vi at reklameandelen eksklusiv jobbannonser økte relativt jevnt fra 1978 til 1999. I 1978 besto avisen av 10 % reklame, mens i 1999 var andelen økt til 25 %. Fra 1999 og ut analyseperioden, har reklameandelen eksklusiv jobbannonser ligget rundt 25 %.

Fram til og med 1989 ligger den totale reklameandelen ca. 3 prosentpoeng over reklame eksklusiv jobbannonser. Derifra og ut er grafene så å si sammenfallende. Dette skyldes at andelen jobbannonser tilnærmet er lik null i perioden. Totalt sett har reklameandelen økt betraktelig i løpet av analyseperioden.

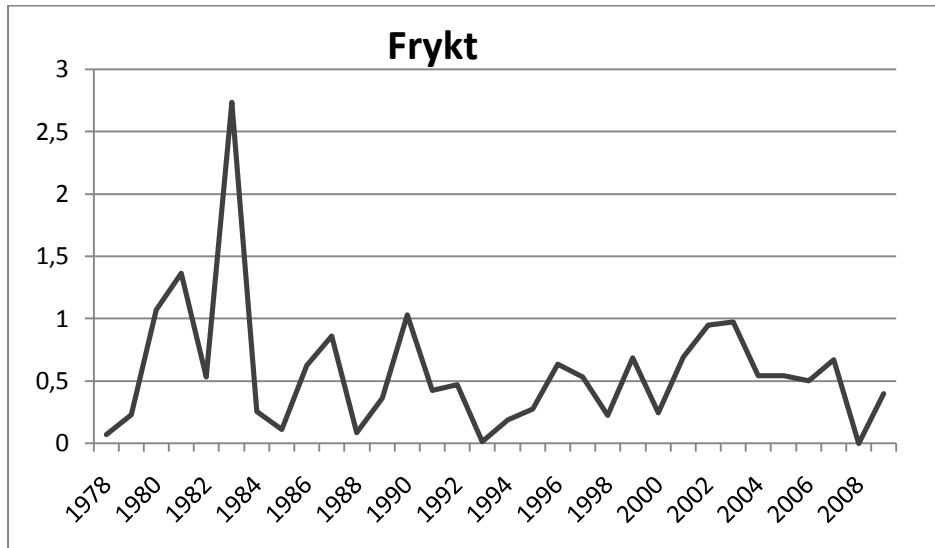
Videre i avhandlingen vil vi med reklame sikte til reklame eksklusiv jobbannonser.

7.3.6 Frykt

Definisjon: ”Frykt er en tilstand som oppstår når en person utsettes for en reell fare, enten direkte eller i form av en ikke-innbilt trussel” (”frykt”, 2011).

Ut fra definisjonen vurderer vi at en artikkel må oppfylle to krav for å kunne klassifiseres under frykt. For det første må artikkelen beskrive et mulig negativt utfall. For det andre må det negative utfallet være betydelig og i ytterste konsekvens kunne ramme en stor andel av Norges befolkning. Den tenkte artikkelen med overskrift ”Dårligere luftkvalitet på Hinnøya

barneskole – kan redusere levealderen med 10 år” vil ikke klassifiseres som frykt siden betingelse to ikke er oppfylt. Hvis overskriften istedenfor hadde vært ”Dårligere luftkvalitet i Oslo, Bergen og Trondheim – kan redusere levealderen med 10 år”, ville begge betingelsene vært oppfylt og artikkelen ville blitt klassifisert under frykt.

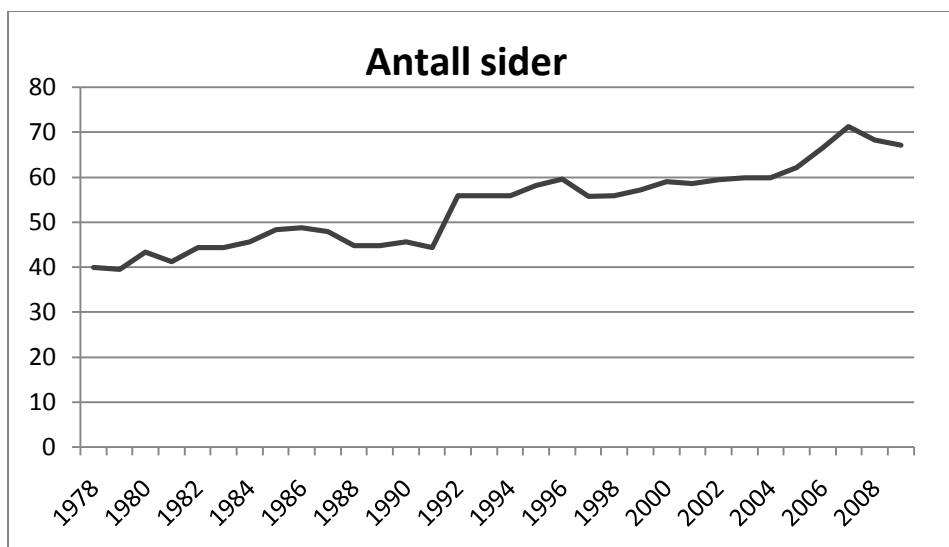


Figur 7.7: Prosentvis andel av frykt i avisen.

Med unntak av 1983 ligger andelen frykt stabilt rundt 0,5 % i hele analyseperioden. VG består dermed av relativt liten andel frykt.

7.3.7 Antall sider

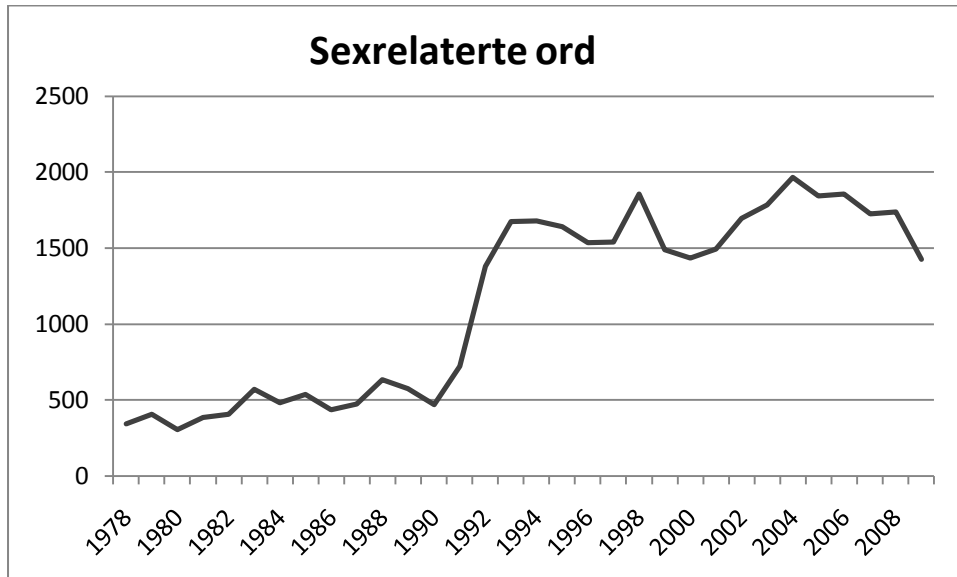
Vi har målt utviklingen i antall sider over analyseperioden.



Figur 7.8: Antall sider i avisen.

Av grafen over går det klart fram at antall sider i VG har økt jevnt over hele analyseperioden, fra 40 sider per avis i 1978 til 67 sider i 2009.

7.3.8 Sexrelaterte ord



Figur 7.9: Summen av artikler som nevner ulike sexord¹⁴.

Grafen over viser utviklingen i summen av artikler som nevner ulike sexord i VG fra 1976 til 2009. I motsetning til de andre innholdsvariablene vi har brukt, er denne variabelen samlet inn fra Retrivers søkbare databaser om avisartikler. Vi ønsker å rette fokus på både antall artikler som benytter sexfokuserede ord, og hvor mange av sexordene som benyttes i hver artikkel. Derfor vil en artikkel som nevner ordet sex en eller flere ganger, telles som en, mens en artikkel som nevner både ordet sex og porno, telles som to. Ved at sistnevnte eksempel telles som to, tar vi høyde for at det benyttes flere synonymmer og dermed at det er et generelt større sexfokus i artikkelen.

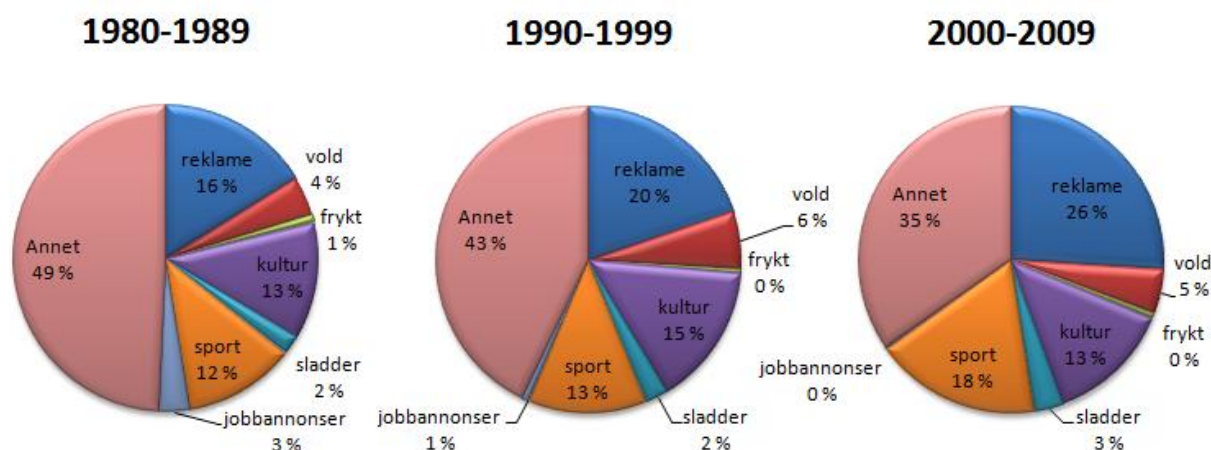
Fram til 1990 fluktuerte summen av artikler som nevner sexfokuserede ord, rundt 500. I 1991 øker antallet markant, før vi får nesten en dobling i 1992. De neste årene 14 årene svinger tallet rundt 1550. I de siste tre årene har vi sett en nedgang.

7.3.9 Oppsummering

Kakediagrammene under oppsummerer hvordan innholdet i VG har endret seg fra 1980 til 2009. Vi har delt perioden inn i tre: 1980-1989, 1990-1999 og 2000-2009. Som vi ser av

¹⁴ Vi har definert "Sexord" som erotikk, utukt, prostitusjon, seksuell, hore, naken, penis, onani, porno, kåt, hallik, pupp, pupper, elskov og sex.

kakediagrammene har andelen av avisen som ikke er kategorisert, falt betraktelig over innsamlingsperioden. Kategorien ”Annet” inneholder hovedsakelig politikk, utenriksstoff, kommentarer og tv-oversikten. Reklame er kategorien som har økt mest. Denne kategorien har økt med 10 prosentpoeng fra 1980-1989 til 2000-2009. Deretter følger sport som har økt med 6 prosentpoeng. Ellers legger vi merke til VG så å si har sluttet med jobbannonser det siste tiåret.



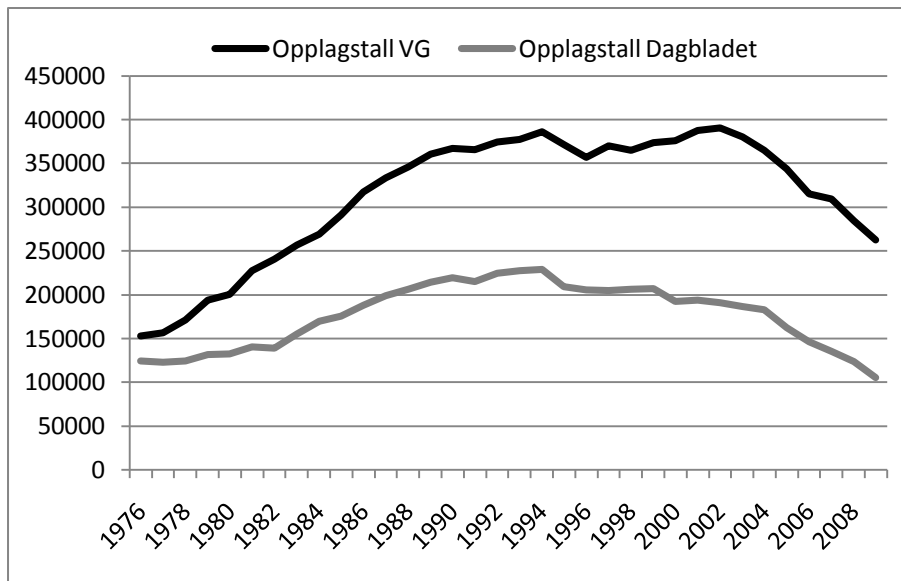
Figur 7.10: Endringen i innholdet til VG mellom 1980-2009

Det er verdt å merke seg at antall sider totalt i avisen har steget fra 39,9 i 1978 til 67,1 i 2009. Det betyr at selv om kulturandelen var lik i periodene 1980-1989 og 2000-2009, har antall sider med kultur steget betraktelig. Generelt kan man si at avisen stort sett inneholder mer av alt enn det den gjorde før, og at VG har økt fokuset på reklame og sport, og redusert fokuset på ”Annet” og jobbannonser.

7.4 Andre forklaringsvariabler

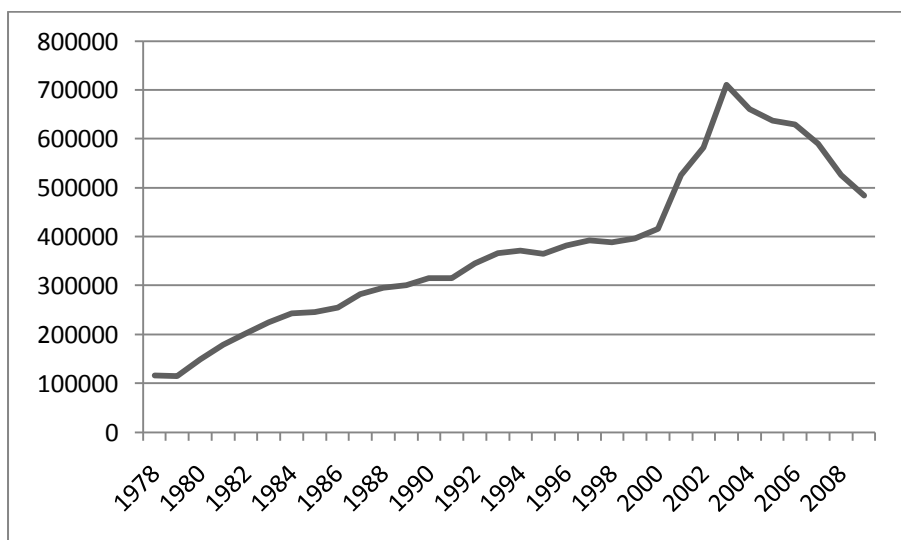
7.4.1 Opplagstall til VG og Dagbladet

Under ser vi opplagsutviklingen til Dagbladet og VG fra 1976 til 2009. Som vi ser, opplever begge avisene en økning fram til 1994, men VGs vekst er betydelig sterkere enn Dagbladets. Opplaget til begge avisene synker i 1995 og 1996. Fram til og med 2002 fortsetter Dagbladet å falle, mens VGs opplag stiger og når en ”all time high” i 2002 med et opplag på 390 510. Fra 2003 og utover faller begge avisene kraftig. Totalt sett følger utviklingen i opplaget til Dagbladet og VG hverandre tett, med unntak av slutten av 90-tallet/begynnelsen av 2000-tallet.



Figur 7.11: Opplagstallet til VG og Dagbladet (Mediebedriftene, 2011)

7.4.2 Opplagstall kjendisblader



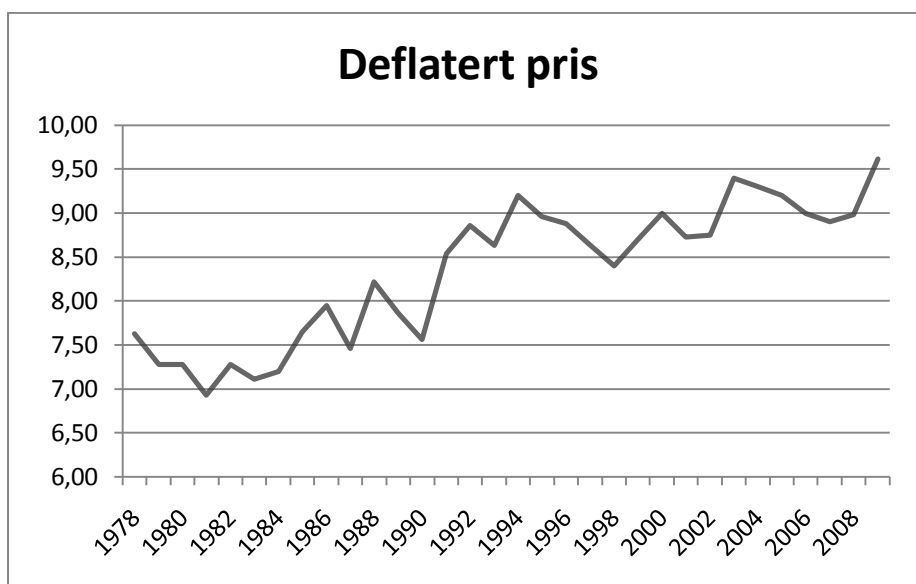
Figur 7.12: Samlet opplage til ”Se og Hør”, ”Se og Hør Weekend” og ”Her og Nå”.

Grafen over viser opplagsutviklingen til kjendisblader i Norge fra 1978 til 2009¹⁵. Opplagsutviklingen har en jevn positiv trend fram til og med 2000. I 2001 til 2003 stiger opplaget kraftig. Dette skyldes lansering av ”Her og Nå” i 2001, samt at ”Se og Hør” fra 2003 lanserer et nytt weekendblad. Fra 2006 og utover faller opplaget til kjendisbladene betraktelig.

¹⁵ Bladene vi inkluderer i kategorien kjendisblader er: Se og Hør, Se og Hør Weekend og Her & Nå.

7.4.4 Deflatert pris

Grafen under viser utviklingen i prisen fra 1978 til 2009, omregnet til faste 2000-priser. Den deflaterte prisen har totalt sett steget i analyseperioden, fra 7,63 i 1978 til 9,61 i 2009. Det innebærer en gjennomsnittlig reell årlig prisvekst på ca. 0,72 %¹⁶. VG har dermed blitt dyrere. Som vi ser har den reelle prisen svingt litt fra år til år. Dette skyldes at VG har økt prisen relativt sjeldent, mens inflasjonen har vært positiv hvert år (SSB, 2011c). Det at vi har hatt en inflasjon hvert år betyr at i en periode med fast nominell pris vil den reelle prisen være fallende.



Figur 7.13: Den deflaterte prisutviklingen for VG.

7.4.5 "VG Nett og konkurrenter" og "Andre nettaviser"

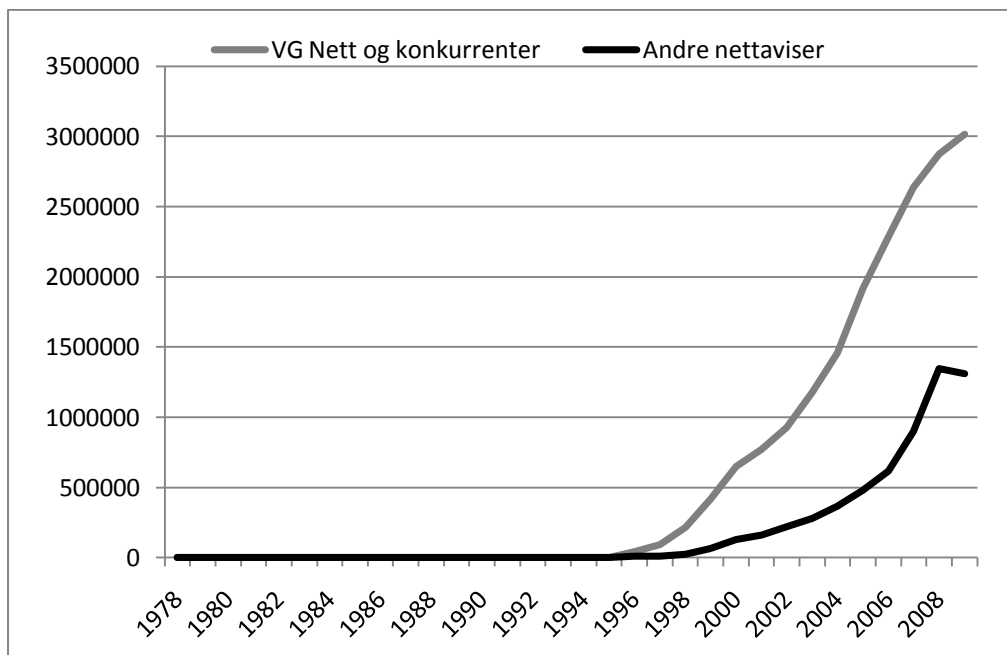
Figuren under viser to grafer. "VG Nett og konkurrenter" viser summen av gjennomsnittlige antall daglige lesere for VG Nett, Dagbladet-nett, og Aftenposten-nett, mens "Andre nettaviser" viser summen av gjennomsnittlig lesertall for en rekke lokal- og nisjeaviser.

Avisene begynte først med nettutgaver i slutten av 1995. Lesetallene fram til og med 1995 er derfor lik null.

¹⁶ $0,0072359 = \frac{9,61^{1/32}}{7,63} - 1$

Som vi ser fra figuren, har ”VG Nett og konkurrenter” hatt en eksplosiv vekst i antall lesere i hele perioden. I 1996 var det totalt 43 000 lesere, mens det hadde økt til hele 3 013 000 i 2009.

”Andre nettaviser” hadde en svakere vekst enn ”VG Nett og konkurrenter” fram til 2008, likevel har veksten vært sterk. I 1996 var antall lesere av ”Andre nettaviser” lik 9000 og det hadde økt til 1 347 000 i 2008. Fra 2008 til 2009 har imidlertid ”Andre nettaviser” opplevd en svak nedgang.



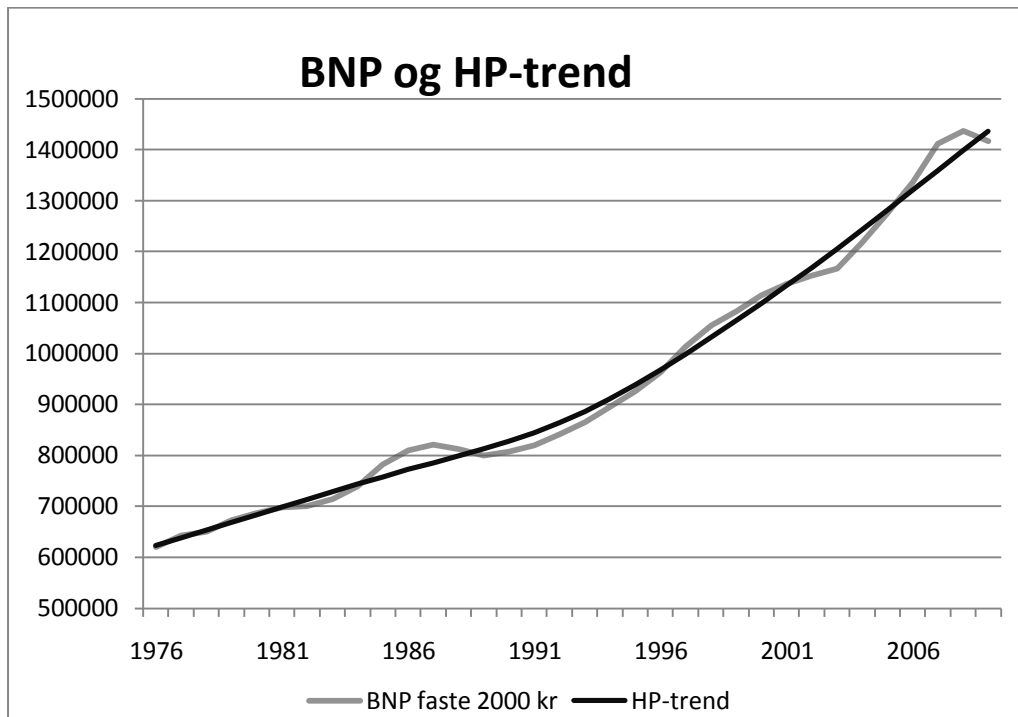
Figur 7.14: Samlede opplaget til ”VG Nett og konkurrenter” og ”Andre nettaviser”.

7.4.6 HP-trend og HP-avvik

Velstandsutviklingen i Norge vil sannsynligvis ha en påvirkning på opplagstallene. En variabel som måler dette er Norges bruttonasjonalprodukt (BNP).

Som beskrevet i teoridelen, kan vi ved hjelp av et HP-filter dekomponere BNP i et trendledd og en avvikskomponent. Trenden representerer den kontinuerlige økonomiske veksten, mens avvikene representerer midlertidige svingninger rundt trenden.

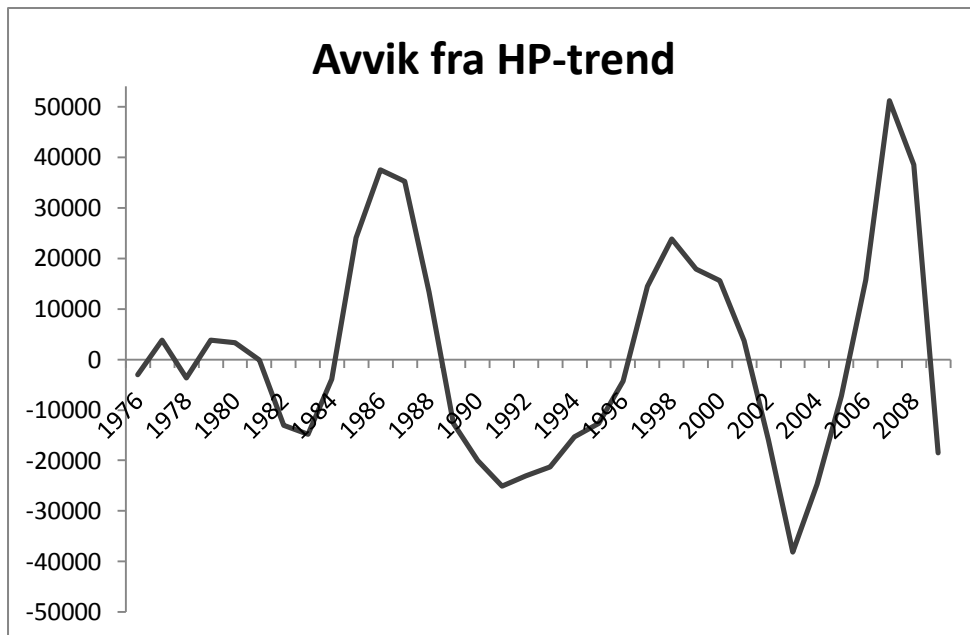
Figuren under viser BNP tallene i faste priser, sammen med trendlinjen estimert av HP-filte¹⁷. Fra grafen ser vi at Norges bruttonasjonalprodukt har mer enn fordoblet seg fra 1976 til 2009.



Figur 7.15: BNP og HP-trend i faste priser

Avvikene mellom trendlinjen og BNP-tallene er illustrert i figur 15. Figuren viser at Norge i analyseperioden har vært i tre høykonjunkturer, med topper henholdsvis i 1986, 1998 og 2007, og tre lavkonjunkturer med bunnpunkt i 1983, 1991 og 2003. Det kan være interessant å se hvordan opplagstallene påvirkes i perioder med avvik fra trenden. Spesielt ønsker vi å finne ut hvorvidt opplagstallene påvirkes symmetrisk eller asymmetrisk av henholdsvis en oppgangs- eller nedgangskonjunktur. Det er muligheter for at høykonjunkturer og lavkonjunkturer påvirker opplagstallene på forskjellig måte. Dette vil vi teste i analysen.

¹⁷ Faste priser refererer til faste 2000-kroner i millioner.



Figur 7.16: Avvik fra HP-trend i faste priser

En av svakhetene med et slikt filter er faren for endepunktsproblematikk¹⁸. For å begrense denne problematikken har vi benyttet et lengre datasett enn det vi studerer. Årene vi studerer i vår analyse er fra 1978 til 2009 mens HP-filteret bygger på BNP-tall fra 1976 til 2010. Resultatene til HP-filteret vil også påvirkes av verdien på λ ¹⁹. Norges Bank benytter $\lambda = 100$ for årlige norske BNP-tall (Norges Bank, 2000). Vi vil i vår oppgave bruke lik lambdaverdi som Norges Bank.

7.5 Deskriptiv statistikk for de ulike variablene

Under følger deskriptiv statistikk for alle variabler vi har benyttet i datasettet. Det er verdt å merke seg de tre nederste variablene i tabellen: HP-avvik, Oppkonjunktur og Nedkonjunktur. Variabelen HP-avvik påtvinger en symmetrisk effekt av de konjunkturrelle svingningene. Som tidligere nevnt ønsker vi å teste hvorvidt opplagstallene påvirkes symmetrisk av henholdsvis en oppgangs- og en nedgangskonjunktur. Vi har derfor dekomponert HP-avvik i to variabler: ”Oppkonjunktur” og ”Nedkonjunktur”.

¹⁸ For diskusjon av metoden og dens svakheter, se avsnitt 4.1.3 og 4.1.4

¹⁹ For beskrivelse av minimeringsuttrykket se avsnitt 4.1.3

Tabell 7.1 Deskriptiv statistikk

Variabel	n	Gjennomsnitt	Standardavvik	Min	Max
Opplagstall VG	34	312850.1	73884.75	152663	390510
Opplagstall Dagbladet	34	176189.3	37217.1	105255	228834
Opplagstall kjendisblader	32	399110	166097.3	186625	718818
VG Nett og andre konkurrenter	32	577312,5	952388,8	0	3013000
Andre nettaviser	32	185031,3	366377,2	0	1347000
Antall sider	32	53.41993	8.943267	39.5556	71.3333
Reklame	32	20.08853	5.444901	9.71379	29.9389
Vold	32	4.830775	1.673078	2.54467	8.32085
Frykt	32	0.5716383	0.5185463	0	2.73672
Kultur	32	13.61351	2.049947	10.5922	18.6024
Sladder	32	2.413639	0.8781724	0.718141	4.10947
Sport	32	14.00468	3.296344	9.25461	22.3009
Jobbannonser	32	1.577787	1.513226	0.033141	4.49912
Sexord	34	1103.971	608.5023	305	1966
Pris	32	8.346875	0.7886551	6.93	9.61
HP-trend	34	942839.1	243493.1	623148.3	1435624
HP avvik	34	720.2246	21207.68	-38116.12	51153.71
Oppkonjunktur	34	8876.181	13990.14	0	51153.71
Nedkonjunktur	34	8155.956	10240.44	0	38116.12

Tabellen over inkluderer ikke dummyvariablene vi har benyttet i analysen. For nærmere beskrivelse av dummyvariablene, se avsnitt 6.1.

7.6 Test for stasjonæritet og autokorrelasjon

Før vi benytter variablene i en regresjonsanalyse, må vi undersøke om variablene er stasjonære. For å teste dette benytter vi en Agumentert Dickey-Fuller test (ADF-test).

Som påpekt i teoridelen, finnes det flere ulike versjoner ADF-testen. Om en trendkomponent skal inkluderes, er et viktig spesifikasjonsspørsmål. Denne avgjørelsen er tatt med bakgrunn i grafisk inspeksjon av de ulike variablene. Videre har vi valgt å starte med maksimalt antall tidsforsinkede variabler. Deretter har vi foretatt en iterativ eliminasjon fram til det siste lagget

er signifikant. Maksimalt antall lags er beregnet med Schwertz-formel. I de tilfeller vi ikke har kunnet forkaste nullhypotesen om at serien er ikke-stasjonær, har vi differensiert serien. Deretter har vi undersøkt om den differensierte serien er stasjonær.

For alle de stasjonære seriene har vi ved hjelp av Ljung-Box-testen undersøkt om feilledet innehar autokorrelasjon av 1., 2. og 3. orden. Som vi ser, beholdes nullhypotesen om ingen autokorrelasjon for alle de stasjonære seriene.

Tabell 7.2: Agumentert Dickey-Fuller-test og Ljung-Box-test

	n	Test		Lag	Trend	Ljung-box, 1. orden		Ljung-box, 2. orden		Ljung-box, 3. orden		
		statistikk	p-verdi			(Q)	P-verdi	(Q)	P-verdi	(Q)	P-verdi	
d.Opplagstall VG	34	-4.903	0.0003	0	ja	0.1795	0.6718	0.9717	0.6152	0.9947	0.8025	
d.Opplagstall DB	34	-4.822	0.0004	0	ja	0.2719	0.6021	0.2991	0.8611	0.5361	0.9109	
Vold	32	-3.4	0.011	3	nei	0.0634	0.8012	0.3296	0.8481	0.3327	0.9538	
Frykt	32	-5.448	0	0	nei	0.0178	0.8938	0.0482	0.9762	0.7304	0.866	
Kultur	32	-2.809	0.057	1	nei	0	0.9964	0.0001	0.9999	0.0372	0.9981	
d.Sport	32	-9.337	0	0	nei	0.0277	0.8678	0.2595	0.8783	0.2744	0.9648	
Sladder	32	-3.599	0.0058	0	nei	0.1573	0.6917	0.1885	0.9101	1.1895	0.7555	
jobbannonser	32	-3.251	0.0747	1	ja	0.554	0.4608	2.3299	0.3119	5.9331	0.1149	
d.Sexord	32	-4.448	0.0002	0	nei	0.0062	0.9373	0.015	0.9925	1.8805	0.5976	
Antall sider	32	-3.823	0.0154	8	ja	0.8175	0.3659	2.0253	0.3633	2.0316	0.5659	
HP-avvik	34	-3.142	0.0236	6	nei	0.0002	0.9882	0.2281	0.8922	0.2282	0.9729	
Oppkonjunktur	34	-5.356	0	1	nei	0.1632	0.6859	1.0071	0.6044	1.0922	0.779	
Nedkonjunktur	34	4.101	0.001	1	nei	0.0082	0.9277	0.7869	0.6747	0.7904	0.8518	
Kjendisblader	32	-3.1/8	0.0868	2	ja	0.2140	0.6437	1,2385	0.5383	1.6069	0.6578	
Reklame	32	-3.426	0.048	4	ja	1.804	0.1792	3.0247	0.2204	3.6754	0.2987	
Pris	32	-3.475	0.0422	0	ja	0.023	0.8795	0.1317	0.9363	2.889	0.4091	
VGnett(++)*	15	For få observasjoner										
Andre nettaviser	15	For få observasjoner										

VGnett(++) står for nettutgavene til VG, Aftenposten og Dagbladet

For opplagstallene til nettavisene har vi kun 15 observasjoner. Med så få observasjoner vil det være vanskelig å få meningsfulle resultater med ADF-testen. Ut fra grafisk inspeksjon ser de to nettavisvariablene imidlertid ut til å være trendstasjonære. Vi velger derfor å anta at variablene er nettopp det.

I tabellen over ser vi at fire av variablene må differensieres for å bli stasjonære. Dette gjelder ”Opplagstall VG”, ”Opplagstall Dagbladet”, ”Sexord” og ”Sport”. Bruk av differensierte variabler vil medføre en tyngre og mindre intuitiv tolkning i regresjonsanalysen.

For innholdsvariabelene kan det settes spørsmålstegn ved om det er nødvendig å gjennomføre stasjonærhetstester. Avisens innholdsmessige fokus er et bevisst valg av ledelsen og vil dermed ikke være en stokastisk prosess. Det vil derfor ikke være relevant å gjennomføre stasjonærhetstester. Eventuelle tilfeldige variasjoner hvert år vil i tillegg være begrenset. Dette skyldes at de årlige verdiene er beregnet som et snitt av 9 observasjoner, og en observasjon som avviker betydelig, vil få begrenset betydning.

Opplagstallene til VG og Dagbladet blir ifølge ADF-testene først stasjonær etter å ha blitt differensiert en gang. Ut fra grafisk inspeksjon av opplagstallene ser vi at opplagsutviklingen har endret seg i flere faser. Fra 1978 til 1994 stiger opplagstallene jevnt for begge avisene. Dagbladets opplag har en svak nedgang frem til 2002, mens VG i samme tidsperiode først opplever nedgang og deretter en svak oppgang. Etter 2002 har opplaget falt brått for begge avisene. Totalt sett har opplagsutviklingen til de to avisene være veldig lik. I Dickey-Fuller-modellen er det kun mulig å inkludere en lineær trend. Det kan imidlertid virke som opplagsutviklingene til de to avisene følger en lineær og kvadratisk trend. Det kan tenkes at den økonomiske veksten representerer den lineære positive trenden, mens Internett, som først fikk fotfeste på midten av 90-tallet, virker som en negativ kvadrert trend. Dersom begge opplagsseriene detrendes med en lineær og kvadratisk trend, vil seriene bli stasjonær. Med bakgrunn i dette samt at tolkningen blir enklere når samtlige variabler er skrevet på nivå-form, velger vi å gå videre med opplagstallene for de to avisene i sin opprinnelige form.

Vi velger å gå videre med alle variablene i nivå-form. Vi vil i tillegg i vedlegg A presentere en modell hvor alle variablene er differensierte.

8.0 Empiriske resultater

Dette avsnittet presenterer de økonometriske analysene. I avsnitt 8.1 drøftes hvorvidt konjunktursjokk har en symmetrisk eller asymmetrisk påvirkning på opplaget til VG. Med bakgrunn i dette presenteres fire ulike modeller i del 8.2. Modellene varierer med hensyn på om de har inkludert reklame og pris. Vi finner deretter de nedtestede formene til de generelle modellene. I avsnitt 8.3 gjennomgås disse. I neste avsnitt foretas det dekomponerings- og elastisitetsberegninger av de nedtestede regresjonene. Avsnitt 8.5 drøfter svakhetene ved analysen. Resultatene valideres i siste avsnitt.

8.1 Konjunktursjokk

I vedlegg B vises regresjonsresultatene fra Modell 1(a) og 1(b). Disse ble formelt presentert i avsnitt 6.2. Forskjellen mellom de to modellene er at Modell 1(a) inkluderer reklame som en av forklaringsvariablene mens Modell 1(b) utelater denne variabelen. Som tidligere påpekt, kan det være problemer knyttet både til å inkludere og til å utelukke en variabel for reklame²⁰.

Modell 1(a) og 1(b) inkluderer en rekke forklaringsvariabler, blant annet to variabler for økonomiske konjunkturer: oppgangskonjunktur og nedgangskonjunktur. Resultatene fra vedlegg B viser at salget av VG vil øke i en oppgangskonjunktur og falle i en nedgangskonjunktur. Dette stemmer overens med økonomisk teori. I gode tider vil folk kjøpe flere aviser, mens i dårligere tider vil folk spare og dermed kjøpe færre aviser. For å teste om konjunkturrene har en symmetrisk påvirkning på VGs opplag gjennomfører vi en F-test. Testen undersøker om koeffisientene til de to variablene har lik absoluttverdi. Resultatet er presentert i tabell 8.1. Tabellen viser at vi beholder nullhypotesen om lik påvirkning i begge modellene. Vi har dermed ikke grunnlag til å si at konjunktursyklusene påvirker opplaget til VG asymmetrisk.

²⁰ For en beskrivelse av endogenitetsproblemet tilknyttet reklame, se avsnitt 7.3.5

Tabell 8.1 Konjunkturtester**Modell 1(a) med reklameandel****Modell 1(b) uten reklameandel****Test av konjunktursykler**

test	=	-
Oppkonjunktur		
Nedkonjunktur_absolutte_tall		
F(1, 12) =	0.01	
Prob > F =	0.9276	

Test av konjunktursykler

test	=	-
Oppkonjunktur		
Nedkonjunktur_absolutte_tall		
F(1, 13) =	0.05	
Prob > F =	0.8290	

På bakgrunn av dette funnet vil vi videre i analysen benytte variabelen HP-avvik. Dette er en variabel som påtvinger at oppgangskonjunkturer og nedgangskonjunkturer har en symmetrisk effekt på VGs opplag.

Verken Modell 1(a) eller Modell 1(b) viser spor av autokorrelasjon. For nærmere beskrivelse av autokorrelasjonstesten, se vedlegg C.

8.2 Presentasjon av de generelle modellene

Vi tar utgangspunkt i fire grunnmodeller. Modellene ble formelt beskrevet i avsnitt 6.2. De ulike modellene varierer med hensyn til om de inkluderer reklame og pris.

Kort oppsummert kan forskjellene mellom modellene beskrives på følgende måte:

Modell 2(a) inkluderer reklame, men ikke pris.

Modell 2(b) inkluderer hverken pris eller reklame.

Modell 3(a) inkluderer pris og reklame.

Modell 3(b) inkluderer pris, men ikke reklame.

I tabell 8.2 er de fire regresjonene presentert. Vi vil nå gå igjennom hvilken effekt regresjonsmodellene estimerer at de ulike forklaringsvariablene har på VGs opplag.

Tabell 8.2: Regresjonsresultater – generelle modeller

	Modell 2(a)	Modell 2(b)	Modell 3(a)	Modell 3 (b)
Vold	1950.8 (2225.7)	1825.5 (2242.5)	1749.8 (2503.9)	1825.9 (2644.7)
Frykt	-664.8 (4972.3)	156.2 (4961.2)	-3135.1 (6944.9)	-862.8 (7259.8)
Kultur	-3014.5 (2608.8)	-1372.0 (2174.2)	-3608.5 (2884.1)	-1595.8 (2652.4)
Sport	-4108.9 (2517.6)	-2426.4 (2035.4)	-4485.9 (2899.4)	-2014.4 (2636.3)
Sladder	-682.8 (3579.4)	-357.1 (3599.0)	-193.8 (3513.9)	235.5 (3696.4)
Jobbannonser	-4582.1 (4562.8)	-2722.8 (4286.1)	-6889.6 (5007.7)	-4357.5 (4926.8)
Sexord	-41.32** (13.43)	-37.78* (13.17)	-40.95** (12.87)	-36.45* (13.21)
Magasinet	2807.9 (24769.9)	-1109.3 (24737.0)	-228.4 (25572.5)	-3232.2 (26828.4)
Antall sider	2814.9 (1381.8)	2105.3 (1238.0)	2844.1 (1557.0)	1805.4 (1514.0)
Redaktør19871993	50700.5* (21084.1)	53597.5* (21108.8)	49523.2* (20228.4)	53300.9* (21141.0)
Redaktør19942009	-15480.1 (30656.7)	-13410.2 (30870.9)	-9613.2 (29561.5)	-8281.9 (31127.4)
OL_VM94	59366.6** (17227.4)	64754.0** (16684.8)	51301.8 (24022.1)	57278.0* (24835.0)
Hptrend	0.470** (0.147)	0.426** (0.143)	0.423* (0.161)	0.364* (0.167)
Hpavvik	0.452* (0.162)	0.420* (0.161)	0.477 (0.222)	0.455 (0.233)
Kjendisblader	0.218** (0.0638)	0.207** (0.0636)	0.219** (0.0611)	0.204** (0.0636)
VGnett(++)	-0.0981** (0.0308)	-0.104** (0.0307)	-0.0846* (0.0307)	-0.0940* (0.0316)
Andre nettaviser	-0.0308 (0.0435)	-0.00794 (0.0388)	-0.0420 (0.0422)	-0.0107 (0.0389)
Reklame	-2717.8 (2432.5)		-3681.6 (2394.1)	
Deflatert pris			2695.8 (19776.3)	5123.3 (21053.1)
_cons	-104429.6 (101293.2)	-129537.6 (99641.0)	-52862.7 (118917.2)	-104622.3 (121856.5)
<i>N</i>	32	32	31	31
<i>R</i> ²	0.988	0.986	0.988	0.986
<i>F</i>	57.89	60.15	48.69	46.20

Standard errors in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Ingen av modellene viser spor av autokorrelasjon. For nærmere beskrivelse av autokorrelasjonstesten, se vedlegg C.

Alle modellene har en forklaringskraft på i overkant av 98 %. Det betyr at forklaringsvariablene forklarer det aller meste av variasjonen i VGs opplag.

8.2.1 Innholdsvariabler

Vi har med følgende innholdsvariabler i analysen: ”Vold”, ”Frykt”, ”Kultur”, ”Sport”, ”Sladder”, ”Jobbannonser”, ”Reklame” og ”Sexord”. Vår hypotese er at økt tabloidisering fører til økt opplag²¹. I tillegg forventer vi at en økt andel reklame er irriterende og vil reduserer opplaget.

Alle innholdsvariablene utenom ”Sexord”, er oppgitt som andeler. Tolkningene av koeffisientene til disse variablene blir som følger: ett prosentpoengs økning i andelen til en av de nevnte variablene, alt annet likt, fører til $1 * \beta_k$ endring i VGs opplag.

Koeffisienten til ”Sexord” har en litt annen tolkning enn de andre innholdsvariablene. Et nytt sexrelatert ord i en artikkel, alt annet likt, fører til $1 * \beta$ endring i VGs opplag.

Vi vil nå gå igjennom hver og en av innholdsvariablene.

Vold

I alle de fire modellene ligger den estimerte koeffisienten til ”Vold” rundt 1800. En økning av voldsandelen med ett prosentpoeng, alt annet konstant, gir en estimert økning av opplaget på 1800 aviser. Effekten i de fire modellene er imidlertid ikke signifikant.

Frykt

Den estimerte koeffisienten til ”Frykt” varierer betydelig mellom de ulike modellene. Med unntak av Modell 2(b) er koeffisienten negativ i alle modellene. Den estimerte koeffisienten til frykt er ikke signifikant i noen av modellene.

Sport

I alle regresjonene er den estimerte koeffisienten til variabelen ”Sport” negativ. Det innebærer at regresjonene estimerer at sportsandelen har en negativ påvirkning på opplaget. Størrelsen

²¹ Med tabloidisering mener vi fokus på vold, frykt, sport, sladder og sexrelatert stoff.

på koeffisienten varierer mellom de ulike regresjonene. Det kan se ut som koeffisienten blir større i absoluttverdi når vi inkluderer reklame. I Modell 2(a) og Modell 3(a) som begge inkluderer reklame, er den estimerte koeffisienten ca. lik -4300. I modellene som ikke inkluderer reklame, det vil si Modell 2(b) og Modell 3(b), er den estimerte koeffisienten til sport ca. lik -2200. Den estimerte koeffisienten til sport er ikke signifikant i noen av modellene.

Sladder

Den estimerte koeffisienten til ”Sladder” ligger rundt null i alle de fire modellene. Det er dermed ingen overraskelse at den estimerte koeffisienten til sladder heller ikke er signifikant i noen av modellene.

Sexord

Den estimerte koeffisienten til ”Sexord” ligger rundt -40 i alle modellene. Det betyr at modellene estimerer at et nytt sexrelaterert ord i en artikkel fører til at opplaget reduseres med 40 aviser. I motsetning til de andre innholdsvariablene, er denne effekten signifikant for samtlige modeller. I modellene med reklame, dvs. Modell 2(a) og 3(a), er den estimerte koeffisienten signifikant på 1 % -nivå, mens i modellene uten reklame er effekten signifikant på 5 % -nivå.

Delkonklusjon: Tabloid innhold

Vår hypotese er at økt tabloidisering fører til økt opplag. Av analysene over er koeffisienten til variabelen ”Sexord” negativ og signifikant. Ingen av de andre tabloide innholdskategoriene er signifikante. Vi ser i tillegg at de estimerte koeffisientene varierer mellom å være negative og positive for de ulike tabloide innholdskategoriene. Dette gir heller ingen støtte til vår hypotese. I avsnitt 8.2.8 vil vi teste hvorvidt tabloid fokus har en signifikant påvirkning på opplaget til VG.

En mulig årsak til at bildet ikke er så entydig som vi trodde, kan være at tabloid fokus fører til opplagsøkning en dag, men muligens en varig svekkelse av opplaget på litt lengre sikt (Olsen, 2010). Variablene våre er definert på en slik måte at de til en viss grad vil fange opp langsiktige effekter. En mulig svekkelse på lang sikt kan være forårsaket av at avisen mister sin troverdighet som nyhetsformidler. Både VG og Dagbladet har blitt kritisert for

overforenkling og forvrengning av virkeligheten. Eide (1995) viser til en undersøkelse foretatt av MMI som ble utgitt i Journalisten i 1993. 29 % av deltakerne i undersøkelsen oppfattet nyhetsdekningen i de to avisene som sannferdig. Til sammenligning oppfattet hele 94 % NRKs presentasjon av nyhetene som sannferdig.

Kultur

I de fire modellene er den estimerte koeffisienten til ”Kultur” negativ. Det innebærer at regresjonene estimerer at kulturandelen har en negativ påvirkning på opplaget. Det kan virke som absoluttstørrelsen på koeffisienten avhenger av om reklame er inkludert som en forklaringsvariabel. I Modell 2(a) og Modell 3(a) som begge inkluderer reklame, ligger koeffisienten rundt -3300. Mens i modellene som ikke inkluderer reklame i analysen, er koeffisienten cirka lik -1400. Dagbladet har historisk sett hatt en sterkere posisjon enn VG blant de kulturinteresserte (Olsen, 2010). Det kan tenkes at uavhengig om VG øker andelen kultur, vil de kulturinteresserte fortsatt foretrekke Dagbladet. En økning vil imidlertid fortrenge andelen av annet stoff i avisen og dette kan virke negativt på salget. Det er likevel viktig å være klar over at effekten ikke er signifikant i noen av modellene. Det betyr at vi ikke kan slå fast at kultur har en negativ påvirkning på opplaget.

Jobbannonser

I alle de fire modellene er den estimerte koeffisienten til ”Jobbannonser” negativ. Likevel varierer størrelsen på koeffisienten mellom modellene. Modell 2(a) og Modell 3(b) estimerer at en ett prosentpoengs økning i jobbannonser vil føre til en nedgang på ca. 4450 aviser. Modell 2(b) estimerer at fallet i opplaget blir på 2723, mens Modell 3(b) estimerer fallet til å bli på 6890. Den estimerte effekten av jobbannonser er i samtlige modeller ikke signifikant. En mulig årsak til koeffisientens negative fortegn, er at de jobbsøkende ikke først og fremst leter i VG etter nytt arbeid. For de andre vil jobbannonser bli sett på som irriterende og fortrenge annet stoff. Totalt sett er det da ikke unaturlig at koeffisienten til variabelen er negativ. Likevel er det viktig å påpeke at effekten ikke er signifikant, det vil si at vi ikke kan konkludere med at jobbannelsene påvirker opplaget.

Reklame

”Reklame” er kun inkludert i Modell 2(a) og Modell 3(a). Som tidligere beskrevet, er ”Reklame” en endogen variabel. Dette kan føre til forventningsskjev estimater. Alternativt kan man la være å inkludere variabelen i modellen. Dette har vi gjort i Modell 2(b) og 3(b).

Ulempen med denne metoden er at en potensielt relevant forklaringsvariabel utelukkes, noe som også vil føre til forventningsskjevne estimater. Modell 2(a) estimerer at en økning i reklameandelen med ett prosentpoeng vil føre til at salget faller med 2718 aviser. I Modell 3(a) estimeres fallet til å bli 3682. At reklame påvirker opplaget negativt, stemmer overens med teorien om tosidige markeder. Likevel må man være forsiktig med tolkningen, siden den estimerte koeffisienten til reklame verken er signifikant i Modell 2(b) eller Modell 3(b). En mulig årsak til at effekten ikke er signifikant, er at reklame ikke entydig blir sett på som negativt. For noen kan reklame være nyttig informasjon, ved at det for eksempel blir lettere å sammenligne priser på varer man ønsker å kjøpe.

Statens institutt for forbrukerforskning har siden 1970 undersøkt hvor stor del av befolkningen som ergrer seg over reklame i avisen. Denne andelen var relativt stabil fra 1978 til 1995. Neste observasjon i datasettet er i 2005. Da hadde imidlertid irritasjonen over reklame økt betraktelig. Årsaken til denne store differansen kan ligge i at undersøkelsen ble endret i dette tidsrommet. Fra 1995 og tidligere skilte man ikke mellom annonser i dagsaviser og reklameinnstikk. Det gjorde man imidlertid fra 2005 og utover. Fra 2005 og til 2009 er andelen av befolkningen som ergrer seg over reklame svakt fallende (Lavik, 2009). Disse observasjonene gir ikke grunnlag for å hevde at irritasjonen over reklame i VG har økt i undersøkelsesperioden til tross for at reklameandelen har økt. Dette kan være noe av forklaringen på hvorfor den estimerte koeffisienten til reklame ikke er signifikant negativ i analysen.

Jobbannonser og reklame

I analysen har vi brukt to ulike reklamevariabler: "Jobbannonser" og "Reklame". Et alternativ er å slå disse sammen i en ny variabel kalt "Total reklame". I vedlegg D er dette gjort for Modell 2(a) og Modell 3(a). Med unntak av at "Antall sider" er signifikant i den modifiserte versjonen av Modell 2(a), er resultatene tilnærmet identiske. Koeffisienten til "Total reklame" er negativ i begge modellene, men ikke signifikant. Vi fikk lignende resultater i Modell 2(a) og Modell 3(a), hvor den estimerte koeffisienten til "Reklame" og "Jobbannonser" var negativ, men ikke signifikant. Ingen markante endringer skjer ved et slikt variabelbytte, derfor har vi i den videre analysen valgt å ikke drøfte disse modifiserte versjonene nærmere.

8.2.2 Andre redaksjonelle valg

Utenom de nevnte innholdsvariablene har vi også med følgende redaksjonelle valg: Pris, helgemagasinet og antall sider i avisen. De ulike tolkningene vil drøftes under.

Magasinet

I 2005 lanserte VG magasinet "Helg". Koeffisienten til forklaringsvariabelen "Helg" tolkes, alt annet likt, som differansen i opplaget mellom årene før og etter "Helg" ble lansert. Fortegnet til den estimerte koeffisienten varierer mellom de ulike modellene, men effekten er ikke signifikant i noen av modellene. Dette tyder på at introduksjon av "Helg" verken har virket positivt eller negativt inn på opplaget.

Antall sider

Koeffisienten til variabelen "Antall sider" tolkes som følger: En sides økning av sidetallet i avisen, alt annet likt, fører til $1 \cdot \beta_k$ endring i salget. I alle regresjonene varierer den estimerte koeffisienten til variabelen "Antall sider" rundt 2400. Modellene estimerer altså at antall sider påvirker opplaget positivt. Det virker intuitivt at folk verdsetter mer lesestoff. Effekten er heller ikke her signifikant i noen av modellene.

Deflatert pris

Som tidligere påpekt, er deflatert pris muligens en endogen variabel. For å eliminere dette problemet, har vi instrumentert pris ved hjelp av lønns-, frakt-, provisjons- og trykkostnader. Koeffisienten til variabelen "Deflatert pris" tolkes som følger: En kroners økning i den inflasjonsjusterte prisen, alt annet likt, fører til $1 \cdot \beta_k$ endring i salget. Modell 3(a) og Modell 3(b) inkluderer forklaringsvariabelen "Deflatert pris". I Modell 3(a), som inkluderer reklame, estimeres effekten av en én kroners økning i den deflaterte prisen til en økning i opplaget på 2696 aviser. For Modell 3(b) er den estimerte effekten lik 5123. I begge modellene estimerer vi at den deflaterte prisen har en positiv effekt på opplaget. Dette er ulogisk. Vi ventet at en dyrere avis skulle redusere salget. En mulig forklaring på dette paradokset er at både den deflaterte prisen og opplaget er positivt korrelert med en utelatt forklaringsvariabel. Markedsføringskostnader er en mulig kandidat. Økte kostnader forbundet med markeds kampanjer vil i hvert fall over tid presse opp prisen, samtidig vil den sannsynligvis gi en positiv effekt på opplaget. VG har igjennom analyseperioden gjennomført en rekke

vellykkede reklamekampanjer. Dessverre kunne vi ikke inkludert markedsføringskostnader i regresjonsanalysen, siden disse fra 1998 og utover er konfidensielle.

Det er viktig å påpeke at effekten verken er signifikant i Modell 3(a) eller Modell 3 (b). Vi kan dermed ikke konkludere med at pris har noen effekt på opplaget.

8.2.3 Redaktører

Vi har opprettet dummyvariabler for Einar Hanseid, som var redaktører fra 1987 til 1993, og for Bernt Olufsen, som var redaktør fra 1994 og ut analyseperioden. For Andreas Nordland og Tim Greve, som sammen var redaktører fra 1978 til 1987, opprettes det ikke dummyer. Disse vil da være en referansegruppe som de to andre redaktørene blir sammenlignet med.

Koeffisienten til forklaringsvariabelen "Redaktør19871993" tolkes som differansen i opplag mellom årene Einar Hanseid var redaktør og perioden Andreas Nordland og Tim Greve sammen var redaktører, gitt at vi kontrollerer for andre faktorer.

Koeffisienten til forklaringsvariabelen "Redaktør19942009" tolkes, gitt at alt annet holdes likt, som differansen i opplag mellom årene Bernt Olufsen var redaktør og perioden Andreas Nordland og Tim Greve sammen var redaktører.

I alle de fire modellene er den estimerte koeffisienten til variabelen "Redaktør19871993" signifikant på et 5 % -nivå og ligger rundt 50 000. Gitt at andre faktorer holdes konstant, estimerer modellen at redaktør Einar Hanseid påvirket opplaget positivt med rundt 50 000 aviser i forhold til redaktørene i perioden før.

Det er vanskelig å peke på hva Einar Hanseid har gjort som forklarer disse resultatene. Tidligere konsernsjef i Schibsted, Kjell Aamodt, beskriver Hanseid som en av de mest profesjonelle avismakerne i nyere tid. Av hans avismakeregenskaper trekkes det fram hans evne til å ansette kvalifiserte arbeidere, motivere dem, blande det intellektuelle med det folkelige og skape en helhetlig avis. Det har i tillegg blitt hevdet at han var Norges mest usynlige redaktør, fordi han sjelden deltok i TV-debatter og skrev lederartikler. I et portrettintervju i Dagbladet 03.01.2004 utalte han følgende om den saken: "Jeg er ingen spesialist på de enkelte fagområdene eller kulturfeltene. Det er ikke min force, men jeg har ansatt folk som er drivende dyktige på hvert av disse områdene."

Den estimerte koeffisienten til variabelen ”Redaktør19942009” er negativ i alle modellene, men ikke signifikant på et 5 % -nivå. Vi kan derfor ikke konkludere med at Andreas Nordland og Tim Greve påvirket opplaget mer positivt enn Bernt Olufsen.

8.2.4 Langsiktige økonomiske trender

Variabelen ”HP-trend” viser den langsiktige økonomiske trenden. Tolkningen av koeffisienten til ”HP-trend” er som følger: En økning i BNP-trenden med en million i 2000-kroner gir $1 \cdot \beta_k$ endring i opplaget til VG. Alle modellene estimerer en positiv sammenheng mellom den langsiktige økonomiske trenden og opplaget. Dette stemmer overens med vår hypotese. I modellen uten pris – dvs. Modell 2(a) og Modell 2(b) – er de estimerte koeffisientene signifikante på et 1 % -nivå. I Modell 3(a) og Modell 3(b), som inkluderer pris, er effekten signifikant på et 5 % -nivå. Det er imidlertid viktig å være klar over at HP-trenden fanger opp uobserverte trender som påvirker opplaget over tid. I vårt tilfelle kan det for eksempel være gjennomsnittlig distribusjonstidspunkt og antall utsalgssteder. Det er vanskelig å vite hvilken påvirkning slike trender har på koeffisienten til HP-trend. Vi må derfor være litt varsomme i vår tolkning av denne koeffisienten.

8.2.5 Konjunktursvingninger

I avsnitt 8.1 konkluderte vi med at BNP-sjokk har en symmetrisk påvirkning på VGs opplag. Vi valgte derfor å gå videre med variabelen ”HPavvik” som nettopp påtvinger symmetri mellom positive og negative sjokk.

Tolkningen av koeffisienten til ”Hpavvik” er som følger: En økning i avviket fra den økonomiske trenden med en million i 2000-kroner fører til $1 \cdot \beta_k$ endring i opplaget til VG. Den estimerte koeffisienten er positiv i alle analysene. Dette virker logisk. Modellene estimerer da økt salg i en oppgangskonjunktur og redusert salg i nedgangskonjunkturer. I Modell 2(a) og Modell 2(b) som ikke inkluderer pris, er den estimerte koeffisienten til ”Hpavvik” signifikant på et 5 % -nivå. I Modell 3(a) og Modell 3(b), er effekten kun signifikant på et 10 % -nivå..

8.2.6 Konkurrenter

VGs papirutgave har flere konkurrenter. Internett har av mange blitt pekt på som den viktigste, men også kjendisblader som ”Se og Hør” og ”Her og Nå”, konkurrerer med

papiravisen til VG i visse segmenter. Generelt venter vi at en økning i opplaget til en av konkurrentene, vil føre til fall i VGs opplag. Under går vi igjennom ulike konkurrenter til VGs papiravis.

Internett

Vi har to forklaringsvariabler for Internett: ”VG Nett og direkte konkurrenter” og ”Andre nettaviser”.

”VG Nett og direkte konkurrenter” er definert som summen av daglige lesere i VG Nett, Aftenposten-nett og Dagbladet-nett. Koeffisienten til variabelen tolkes som følger: En ekstra daglig leser av enten nettutgaven til VG, Aftenposten eller Dagbladet fører til en endring i opplaget med $1 * \beta_k$. I alle de fire regresjonene er den estimerte koeffisienten negativ og ligger rundt -0,095. Det innebærer at for en ekstra leser i en av de nevnte avisene estimeres et fall i opplaget på 0,095 aviser. For Modell 2(a) og 2(b) er effekten signifikant på 1 % -nivå, mens i Modell 3(a) og 3(b) er effekten signifikant på 5 % -nivå.

”Andre nettaviser” er summen av daglige lesere i nettutgavene til en rekke lokal- og nisjeaviser²². Koeffisienten tolkes som følger: En ekstra daglig leser i en av lokal- eller nisjeavisene på nett fører til en endring i opplaget på $1 * \beta_k$. Vi noterer at den estimerte koeffisienten til variabelen ”Andre nettaviser” er negativ i alle regresjonene, men ikke signifikant. Vi kan dermed ikke slå fast at lesing av lokal- og nisjeaviser på Internett påvirker opplaget til Verdens Gang.

Kjendisblader

Kjendisblader er definert som summen av opplaget til ”Se og Hør”, ”Se og Hør Weekend” og ”Her & Nå”. Koeffisienten til variabelen tolkes som følger: En ekstra ukentlig kjøper av et av disse bladene fører til en endring i VGs opplag på $1 * \beta_k$. I alle de fire regresjonene er den estimerte koeffisienten positiv og signifikant på 1 % -nivå. Det er lite logisk at en økning av opplaget til kjendisblader vil føre til en økning i VGs opplag. En mulig forklaring er at opplaget til både VG og kjendisbladene er korrelert med en utelatt forklaringsvariabel. Det

²² Følgende nettutgaver er inkludert i variabelen ”Andre nettaviser”: Dagens Næringsliv, E24, Bergens Tidende, Adressavisen, Stavanger Aftenblad, Bergensavisen, NA24, Fædrelandsvennen, Dagsavisen, Sunnmørsposten, Romerikes Blad, Fredrikstad Blad, Drammens Tidende, Avis Nordland, Nordlys og Tønsberg Blad.

kan for eksempel tenkes at den norske befolkningen har blitt mer opptatt av underholdningsstoff i perioden. Dette kan ha løftet salget til både VG og kjendisbladene.

8.2.7 OL og Fotball- VM-94

Koeffisienten til forklaringsvariabelen "OL_VM-94" tolkes, alt annet likt, som differansen i opplaget mellom 1994 og de andre årene i analyseperioden. I samtlige modeller slår dummiene positivt ut. I Modell 2(a) og 2(b) er denne effekten signifikant på 1 % -nivå. I Modell 3(b) er den estimerte koeffisienten til dummiene signifikant på 5 % -nivå, mens i Modell 3(a) er effekten signifikant på 10 % -nivå. Det er viktig å påpeke at variabelen ikke bare fanger opp effekten av OL og VM i 1994, men også alle andre spesielle hendelser dette året. En annen hendelse dette året som kan ha påvirket opplaget, er Norges nei til EU.

8.2.8 Tester av ulike variabelgrupper

Over har vi drøftet fortegnene og signifikansen til de ulike forklaringsvariablene. Vi vil nå se på hvorvidt ulike grupper av forklaringsvariabler er signifikante. I tabell 8.3 er de ulike testene presentert.

Først ønsker vi å teste om avisens tabloide fokus har hatt en signifikant påvirkning på opplaget. Dette vil vi gjøre på to måter.

I metode 1 tar vi utgangspunkt i de generelle modellene som vi har presentert over. Her benytter vi en F-test i de fire modellene for å undersøke følgende hypotese:

$$H_0: Vold = Frykt = Sladder = Sport = Sexord = 0, \quad H_1: Ikke H_0$$

Gitt et 5 % signifikansnivå beholder vi nullhypotesen om at innholdet ikke har en signifikant betydning på opplaget. Vi merker oss likevel at på et 10 % nivå ville vi forkastet nullhypotesen i Modell 2(a), Modell 2(b) og Modell 3(a), og konkludert med at tabloid fokus har en påvirkning på opplaget.

I metode 2 summeres sport, vold, sladder og frykt i en variabel kalt "Tabloid". De nevnte variablene er oppgitt som andeler. Variabelen "Sexord" er derimot definert som summen av artikler som nevner ulike sexord. Grunnet ulik benevnning, vil det ikke være hensiktsmessig å inkludere "Sexord" i variabelen "Tabloid". I vedlegg E presenteres fire modeller. Disse modellene er identiske med de fire generelle modellene, med unntak av at variabelen "Tabloid" er inkludert istedenfor sport, vold, sladder og frykt. De fire modellene benevnes

Modell 2(a`), Modell 2(b`), Modell 3(a`) og Modell 3(b`). I modellene vil vi teste følgende hypotese:

$$H_0: \textit{Tabloid} = \textit{Sexord} = 0, \quad H_1: \textit{Ikke } H_0$$

Antall frihetsgrader er definert som antall observasjoner minus antall estimerte parametre. Vårt datasett består av relativt få observasjoner og dermed få frihetsgrader. Et lengre datasett med flere observasjoner vil øke antall frihetsgrader og den statistiske inferensen vil styrkes.

I metode 2 vil vi inkludere færre forklaringsvariabler i regresjonene enn ved metode 1. Dette vil øke antall frihetsgrader og styrke den statistiske inferensen. Som vi ser i tabell 8.4 vil nå tabloid fokus slå signifikant ut på et 5 % -nivå i Modell 2(a`), 2(b`), 3(a`) og 3(b`).

Vi ønsker også å teste om redaktørene isolert sett har hatt ulik påvirkning på opplaget. I alle de fire modellene kan nullhypotesen om lik påvirkning forkastes og vi konkluderer med at redaktørene har hatt ulik betydning på opplaget.

En annen hypotese vi vil teste er om Internett har en signifikant betydning på opplaget. Dette gjøres ved å teste om den estimerte koeffisienten til ”Andre nettutgaver” og ”VG Nett og direkte konkurrenter” er lik null. Som vi ser i tabell 8.3 forkastes nullhypotesen om ikke signifikant påvirkning i alle modellene. Vi konkluderer med at Internett påvirker opplaget til VG.

Til slutt tester vi om ”Andre nettutgaver” og ”VG Nett og direkte konkurrenter” har lik påvirkning på VGs opplag. Testene gir oss ikke grunnlag for å forkaste nullhypotesen om ingen signifikant forskjell mellom de to variablene. Tabellen nedenfor viser resultatene av alle disse testene.

Tabell 8.3: Test av ulike variabelgrupper**Modell 2(a)****Test av tabloid fokus**

Test Vold = frykt = sexord = sladder = sport=0
 $F(5, 13) = 2.60$
 Prob > F = 0.0769

Test av redaktørdummyer

test redaktør19871993 = redaktør19992009 = 0
 $F(2, 13) = 12.65$
 Prob > F = 0.0009

Test om nettlesertall har effekt på opplaget

test VGnett(++) = andre nettaviser = 0
 $F(2, 13) = 10.64$
 Prob > F = 0.0018

Test av forskjeller mellom nettlesertallene

test VGnett(++) - andre nettaviser = 0
 $F(1, 13) = 1.01$
 Prob > F = 0.3333

Modell 3(a)**Test av tabloid fokus**

Test Vold = frykt = sexord = sladder = sport=0
 $F(5, 11) = 2.78$
 Prob > F = 0.0733

Test av redaktørdummyer

test redaktør19871993 = redaktør19992009 = 0
 $F(2, 11) = 11.10$
 Prob > F = 0.0023

Test om nettlesertall har effekt på opplaget

test VGnett(++) = andre nettaviser = 0
 $F(2, 11) = 9.78$
 Prob > F = 0.0036

Test av forskjeller mellom nettlesertallene

test VGnett(++) - andre nettaviser = 0
 $F(2, 11) = 0.42$
 Prob > F = 0.5309

Modell 2(b)**Test av tabloid fokus**

Test Vold = frykt = sexord = sladder = sport=0
 $F(5, 14) = 2.41$
 Prob > F = 0.0891

Test av redaktørdummyer

test redaktør19871993 = redaktør19992009 = 0
 $F(2, 14) = 13.33$
 Prob > F = 0.0006

Test om nettlesertall har effekt på opplaget

test VGnett(++) = andre nettaviser = 0
 $F(2, 14) = 9.85$
 Prob > F = 0.0021

Test av forskjeller mellom nettlesertallene

test VGnett(++) - andre nettaviser = 0
 $F(2, 14) = 2.35$
 Prob > F = 0.1474

Modell 3(b)**Test av tabloid fokus**

Test Vold = frykt = sexord = sladder = sport=0
 $F(5, 14) = 2.08$
 Prob > F = 0.1387

Test av redaktørdummyer

test redaktør19871993 = redaktør19992009 = 0
 $F(2, 12) = 11.46$
 Prob > F = 0.0016

Test om nettlesertall har effekt på opplaget

test VGnett(++) = andre nettaviser = 0
 $F(2, 12) = 7.86$
 Prob > F = 0.0066

Test av forskjeller mellom nettlesertallene

test VGnett(++) - andre nettaviser = 0
 $F(2, 12) = 1.73$
 Prob > F = 0.2132

Tabell 8.4: Test av tabloid fokus med metode 2.

Modell 2(a)		Modell 2(b)	
Test av tabloid fokus		Test av tabloid fokus	
Test	Tabloid=sexord=0	Test	Tabloid=sexord=0
	F(2, 16) = 4.63		F(2, 17) = 5.17
	Prob > F = 0.0259		Prob > F = 0.0176
Modell 3(a)		Modell 3(b)	
Test av tabloid fokus		Test av tabloid fokus	
Test	Tabloid=sexord=0	Test	Tabloid=sexord=0
	F(2, 14) = 4.52		F(2, 15) = 4.62
	Prob > F = 0.0306		Prob > F = 0.0273

8.3 Fra generell til spesifikk modell

I avsnitt 6.2 presenterte vi fire ulike grunnmodeller: Modell 2(a), Modell 2(b), Modell 3(a) og Modell 3(b). For samtlige modeller vil vi nå foreta en iterativ eliminasjon av variabler som ikke er signifikante. Dette gjøres til vi står igjen med fire modeller hvor samtlige forklaringsvariabler er signifikante.

Etter å ha foretatt iterativ eliminasjon ender vi opp med, uavhengig av generell modell, følgende nedtestet modell:

$$\begin{aligned}
 \text{OpplagVG}_t = & \beta_0 + \beta_1 \text{Sport}_t + \beta_2 \text{Sexord}_t + \beta_3 \text{Antall sider}_t + \beta_4 \text{HPtrend}_t \\
 & + \beta_5 \text{HPavvik}_t + \beta_6 \text{Kjendisblader}_t + \beta_7 \text{VG Nett og konkurrenter}_t \\
 & + D_1 \text{dredaktr19871993}_t + D_2 \text{OL_VM94}_t + \varepsilon_t
 \end{aligned}$$

Resultatene til den spesifikke regresjonen er presentert i tabell 8.5.

Tabell 8.5: Nedtestet modell

	Nedtestet modell
Sport	-3662.5* (1341.0)
Sexord	-39.15** (10.72)
Antallsider	2082.5* (828.3)
Redaktør19871993	56383.6*** (4880.3)
OL_VM94	65034.5*** (11286.3)
Hptrend	0.398*** (0.0495)
Hpavvik	0.365** (0.100)
Kjendisblader	0.237*** (0.0327)
VG Nett og direkte konkurrenter	-0.102*** (0.00942)
_cons	-118772.5* (48818.4)
<i>N</i>	32
<i>R</i> ²	0.984
<i>F</i>	153.0

Standard errors in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Den spesifiserte modellen viser ingen spor av autokorrelasjon. For nærmere beskrivelse av autokorrelasjonstesten, se vedlegg C. Modellens forklaringskraft er på hele 98,4 %. Dette betyr at variablene forklarer det aller meste av variasjonen i VGs opplag.

I den spesifikke regresjonen er samtlige forklaringsvariabler signifikante på 5 % -nivå. Vi legger merke til at de estimerte koeffisientene til ”Sport” og ”Antall sider” er signifikante i den spesifikke modellen. Disse var imidlertid ikke signifikante i noen av de generelle modellene. De estimerte koeffisientene til de resterende variablene i den spesifikke modellen var derimot signifikante i en eller flere av de generelle modellene.

Tolkningen av koeffisientene til variablene er lik som i avsnitt 8.2. Under vil vi drøfte de estimerte koeffisientenes størrelse og tilhørende økonomiske logikk.

Sport

Den estimerte koeffisienten til ”Sport” er negativ i den spesifikke modellen. Vi hadde tilsvarende resultat i samtlige av de generelle modellene. Modellen estimerer at et prosentpoengs økning i andelen sport, alt annet likt, fører til at opplaget reduseres med 3663 aviser. Dette resultatet strider mot vår hypotese om at økt andel sport fører til økt salg. Det kan være flere grunner til at en økning i andelen sport slår negativt ut. VG har lenge blitt sett på som den ledende avisen innen sport (Eide, 1995). En mulighet er at de aller fleste sportsinteresserte avislesere kjøper VG uavhengig om de øker andelen sport eller ikke. En økning vil imidlertid fortrenge andelen av annet stoff i avisen og dette kan virke negativt på salget. Vi kan heller ikke se bort i fra at en del av VGs lesere misliker at sport blir mer dominerende. En annen mulig årsak er at avisen stadig opplever større konkurranse når det gjelder formidling av sportsbegivenheter. I løpet av analyseperioden har flere nordmenn fått tilgang til rene sportskanaler som Eurosport, ViasatSport og TV2-Sport. Det kan tenkes at sportsinteresserte i større grad foretrekker å få sporten formidlet gjennom TV istedenfor fra avisen. Hvis dette stemmer, vil det være vanskelig å lokke til seg nye lesere ved å øke sportsandelen. Samtidig som en økt sportsandel kan føre til at andre kundegrupper slutter å kjøpe avisen.

Antall sider

Regresjonen estimerer at en én siders økning av sidetallet i avisen, alt annet likt, fører til at opplaget øker med 2082 aviser. Det virker intuitivt at folk verdsetter mer lesestoff.

Redaktører

Gitt at alle andre faktorer holdes konstant, estimerer modellen at opplaget var ca. 56 383 høyere under Einar Hanseids redaktørperiode enn Andreas Nordland og Tim Greves. Effekten er signifikant. Det finnes flere mulige forklaringer på hvorfor modellen konkluderer med at Einar Hanseid har gjort det signifikant bedre. Mulige forklaringer er:

- Bedre til å motivere de ansatte
- Annen vinkling på nyhetene
- Bedre ansettelses

Likevel er det viktig å huske på at opplagstall ikke er den eneste suksessparameteren for en redaktør. Avisens økonomiske overskudd, oppnåelse av formålsparagrafen til avisen og priser vunnet for innhold, kan være andre viktige momenter.

OL og Fotball VM-94

Gitt at alle andre faktorer holdes konstant, estimerer modellen at opplaget var 65 034 høyere i 1994 enn de andre årene i analyseperioden. Effekten er signifikant på 1 % -nivå. I 1994 arrangerte Norge vinter-OL for første gang på 42 år og deltok i Fotball-VM for første gang på 56 år. Begge deler var godt avisstoff. At den estimerte koeffisienten til forklaringsvariabelen "OL_VM94" slår signifikant positivt ut, er dermed forventet. Likevel er størrelsen på den estimerte koeffisienten overraskende stor. Sannsynligvis har det i tillegg også vært andre årsaker til at effekten er såpass stor. Variabelen fanger ikke bare opp effekten av OL og Fotball-VM i 1994, men også alle andre spesielle hendelser dette året. EU-avstemningen i Norge i 1994 kan også ha vært en viktig bidragsyter til det høye opplaget.

HP-trend

Den estimerte koeffisienten til den langsiktige økonomiske trenden er positiv og signifikant på 0,1 % -nivå. I de generelle modellene var den estimerte effekten til HP-trend positiv og signifikant på 5 % -nivå. Modellen estimerer at en økning i BNP-trenden med en million i 2000-kroner, øker opplaget til VG med 0,398 aviser. Som tidligere påpekt fanger HP-trenden opp uobserverte trender. Vi må derfor være litt forsiktige i vår tolkning av denne koeffisienten.

HP-avvik

Den spesifiserte modellen estimerer at en økning i avviket med en million i 2000-kroner fører til at opplaget øker med 0,365 aviser. Effekten er signifikant på 1 % -nivå. I de generelle modellene var også den estimerte koeffisienten til avvik positiv. I modellene som ikke inkluderte pris var effekten signifikant på 5 % -nivå, mens i de to andre modellene var effekten signifikant på 10 % -nivå.

Kjendisblader

Modellen estimerer at en ekstra leser av enten ”Se og Hør”, ”Se og Hør Weekend” eller ”Her og Nå” fører til at opplaget øker med 0,237. Effekten er signifikant på et 0,1 % -nivå. De generelle modellene estimerte også en positiv effekt, men der var effekten signifikant på 1 % -nivå. Som påpekt i avsnitt 8.1.6, er en mulig forklaring at VG og kjendisbladene er korrelert med en utelatt forklaringsvariabel.

VG Nett og direkte konkurrenter

Den spesifikke modellen estimerer at en ekstra daglig bruker av nettavisene til enten VG, Dagbladet eller Aftenposten fører til at opplaget faller med 0,102. Effekten er signifikant på 0,1 % nivå. I de generelle modellene var den estimerte koeffisienten tilnærmet lik som i den spesifikke. Effekten var signifikant på 5 % -nivå for alle de generelle modellene. Fortegnet til den estimerte koeffisienten er som forventet. Nettavisene til VG, Dagbladet og Aftenposten er konkurrenter til VGs papiravis, og økt bruk av disse vil således føre til et fall i VG sitt opplag.

8.4 Dekomponering og elastisitetsberegninger

8.4.1 Dekomponering

I den spesifikke modellen er det inkludert ni forklaringsvariabler. Vi ønsker å studere hvor stor andel av opplagsutviklingen hver enkelt av variablene forklarer. For å gjøre dette, må vi dekomponere R^2 . Tabell 8.6 viser resultatene av dekomponeringen. Som vi ser i tabellen, forklarer HP-trend 29,2 % av all variasjon i VGs opplag de siste 32 årene. Til tross for at nettavisene til VG, Dagbladet og Aftenposten først ble startet opp i midten av 1990-tallet, forklarer denne variabelen hele 28,7 % av all variasjon i opplaget til VG.

Videre ser vi at det ukentlige opplaget til kjendisblader forklarer 11,7 % av variasjonen i VGs opplag. Som tidligere påpekt, er muligens kjendisblader korrelert med en utelatt forklaringsvariabel. Vi må derfor være forsiktige når vi tolker denne variabelen.

Innholdsvariablene ”Sport” og ”Sexord” forklarer henholdsvis 3,6 % og 7,2 % av opplagsutviklingen. Av de resterende variablene ser vi at ”Antall sider” forklarer 5,6 % av variasjonene, dummiene ”OL_VM94” forklarer 3,4 % og ”Redaktør19871993” forklarer de resterende 6,7 %.

Tabell 8.6: Dekomponering av R^2

	Sport	Sexord	Antall sider	Redaktør 1987-1993	OL_VM 94	HPtrend	HPavvik	Kjendisblader	VG Nett (++)
Forklart variasjon i R^2	3,6 %	7,2 %	5,6 %	6,7 %	3,4 %	29,2 %	2,3 %	11,7 %	28,7 %

8.4.2 Elastisitet

Å beregne elastisiteten til de ulike variablene kan i visse tilfeller gi en mer intuitiv tolkning av sammenhengen mellom opplagstallet og forklaringsvariablene. Elastisiteten måler den prosentvise endringen i en variabel som følge av en én prosents endring i en annen variabel.

Variabelen ”Sport” er oppgitt i prosent. Å beregne elastisiteten for denne variabelen vil heller medføre at tolkningen blir tyngre. Denne variabelen er derfor ikke med i elastisitetsberegningen under. I tillegg beregner vi ikke elastisiteten til HP-avvik. De realiserte verdiene til HP-avvik varierer rundt null, slik at en elastisitetsberegning vil gi lite meningsfylte resultater.

Tabell 8.7: Elastisiteter

	Sexord	Antall sider	HP-trend	Kjendisblader	VGnett (++)
Elastisiteten til y	-0.14	0.36	1.20	0.29	-0.18
Standardfeil	0.0378291	0.1414417	0.1492673	0.0392067	0.0173804
Signifikans	0.001	0.020	0.000	0.000	0.000

I tabell 8.7 ser vi at en én prosents økning i bruk av nye sexrelaterte ord i artikler fører til et fall i opplaget med 0,14 %. For variabelen ”Antall sider” fører en én prosentsøkning til at opplaget øker med 0,36 %. Tilsvarende har vi for ”HP-trend” at en én prosents økning fører til

at VGs opplag øker med 1,2 %. En én prosents økning i bruken av ”VG Nett og andre konkurrenter” fører til et fall i opplaget med 0,18 %, mens en én prosents økning i kjendisbladenes ukentlige opplag fører til at salget til VG øker med 0,29 %. Som påpekt flere ganger, sistnevnte effekt skyldes nok at både kjendisbladene og VG er korrelert med en utelatt forklaringsvariabel. Vi må derfor være forsiktige i tolkningen av elastisiteten.

Fra tabellen ser vi i tillegg at samtlige elastisiteter er signifikante på et 5 % -nivå.

8.5 Svakheter ved analysen

Den følgende diskusjon tar for seg svakheter og begrensinger ved analysen.

Innholdsanalysen

Det kan oppstå målefeil ved en kvantitativ innholdsanalyse. Målefeilene vil så tvil om datagrunnlaget som blir benyttet for den økonometriske analysen. Vi forsøkte å begrense dette ved å lage klare og anvendelige definisjoner på innholdskategoriene. Dette reduserte sannsynligheten for feilklassifisering. Det kan i tillegg oppstå problemer når flere foretar innholdsanalysen. Selv med klare retningslinjer om hvordan kategoriseringen skal foregå, vil det kunne oppstå tilfeller hvor to enkeltindivider kan klassifisere ulikt. For å begrense dette, utførte vi først en pilotstudie og gjennomgikk i tillegg de 54 første utgavene i felleskap. Dette gjorde at vi ble mer samkjørte i kategorivurderingene. Selv om alle forhåndsregler er tatt, er det likevel en risiko for feilkoding av materialet. For en nærmere beskrivelse av gjennomføringen av innholdsanalysen, se avsnitt 7.2.

Utelatte variabler

Ved en økonometrisk undersøkelse er det alltid en fare for å ha utelatt viktige forklaringsvariabler. I vår analyse er det flere kandidater til utelatte variabler. For eksempel vil VGs egenreklame sannsynligvis påvirke opplaget. Dessverre er markedsføringskostnadene til VG konfidensielle fra og med 1998. Det var dermed ikke mulig å inkludere markedsføringskostnadene i analysen. I tillegg er det nærliggende å tro at avisens innholdsmessige kvalitet og avisens produktkarakteristikker påvirker opplaget. Med produktkarakteristikker tenker vi på de fysiske egenskapene til papiravisen. Det kan for eksempel være papir- og trykkkvalitet. En potensiell proxy for den innholdsmessige kvaliteten er antall ansatte i redaksjonen. Men redaksjonelle strukturendringer og tidvis mangelfull informasjon over antall ansatte gjorde det umulig å inkludere denne variabelen.

En potensiell konkurrent som ikke er inkludert i regresjonen er TV. Tidsbruken på TV eller antall TV-kanaler kunne blitt brukt i analysen. Grunnet vanskeligheter med å få tak i tilstrekkelig informasjon om dette, ble vi nødt til å droppe denne variabelen.

Antall observasjoner

Generelt er et lengre datasett med flere observasjoner ønskelig siden den statistiske inferensen styrkes. Med et kort datasett vil det være vanskeligere å trekke klare slutninger ut fra datasettet. Det vil kunne føre til at man ikke makter å konkludere med signifikante forhold.

I vår analyse har vi 32 observasjoner. De fire generelle modellene presentert i avsnitt 6.2 har fra 17 til 19 forklaringsvariabler. Siden vi har relativt mange forklaringsvariabler i forhold til antall observasjoner, er det fare for overtilpasning. Med det menes at modellen forklarer tilfeldig støy istedenfor de underliggende sammenhengene. Konsekvensen av overtilpasninger at modellen generelt vil ha en dårlig prediksjonsevne.

En mulighet for å redusere disse problemene er å benytte månedlige eller halvårslige data. Da ville antall observasjoner økt betraktelig. Uheldigvis var kun årlige observasjoner tilgjengelig for flere av forklaringsvariablene for hele analyseperioden.

HP-trend

Variabelen HP-trend viser den langsiktige økonomiske trenden. Det er imidlertid viktig å være klar over at HP-trenden også vil fange opp uobserverte trender som påvirker opplaget over tid. I vårt tilfelle kan det for eksempel være endringer i interessene blant avisleserne, gjennomsnittlig distribusjonstidspunkt og antall utsalgssteder. Det er vanskelig å vite hvilken påvirkning slike trender har på koeffisienten til HP-trend. Dette gjør at vi må være litt varsomme i vår tolkning av denne variabelen.

Endogenitetsproblemer

Som vi har diskutert tidligere, er sannsynligvis andelen reklame en endogen variabel. Vi forsøkte å finne gode instrumentelle variabler for reklame, men enten var ikke variablene høyt korrelert med reklame og uavhengige av feilledet, eller så manglet vi data. Det mest aktuelle instrumentet var variabelen ”Totale lesertall VG”. Når lesertallene er høye, vil flere ønske å annonsere i avisen. Dette vil presse reklameandelen opp. Det er også naturlig å anta at lesertallene er uavhengige av feilledet. Begge hovedkriteriene for et godt instrument vil

dermed være oppfylt. Dessverre hadde VG kun data for lesertallene fra 1991 og utover, og vi hadde derfor ikke mulighet til å benytte lesertall som et instrument for reklameandelen. Vi ble da nødt til å velge mellom å inkludere en endogen variabel i analysen eller utelate en potensiell viktig forklaringsvariabel. I analysen presenterte vi begge alternativene. Dessverre er det fare for forventningskjevne estimater ved begge metodene.

Stasjonæritet

Alle modellene har en forklaringskraft på i overkant av 98 %. Det betyr at forklaringsvariablene forklarer det aller meste av variasjonen i VGs opplag. Høy forklaringskraft sammen med høye t-verdier kan tyde på at flere av tidsseriene vi benytter er ikke-stasjonære og at vi har spuriøse forhold. Det at feilleddene til modellene ikke har antydning til autokorrelasjon, taler i mot dette.

Misspesifisering av modellen

Det at analyseperioden strekker seg over flere tiår, gjør at det eksisterer risiko for at sammenhengen mellom variabler har endret seg i løpet av perioden. Dette kan gjøre at innhold som ble sett på som uinteressant på 2000-tallet kan ha vært interessant på 1980-tallet og vice versa. Hvis dette er tilfellet, vil disse variablene ikke ha en lineær sammenheng med opplaget. En mulighet ville da vært å benytte kvadrerte forklaringsvariabler i modellen. Med bakgrunn i våre hypoteser ble en del forklaringsvariabler testet for nettopp dette. Effekten var imidlertid ikke i noen av tilfellene signifikant. Grunnet få observasjoner ville det i tillegg vært problematisk å inkludere flere forklaringsvariabler i de generelle modellene. Mulige problemer knyttet til overtilpasning ville økt ytterligere.

Fra generell til spesifikk modell

Ut fra våre hypoteser, som er basert på forskning og økonomiske teori, valgte vi fire generelle modeller. Deretter foretok vi en iterativ eliminering av ikke-signifikante variabler til vi sto igjen med den spesifikke modellen. Dette er en metode som ofte er brukt, men som inneholder enkelte svakheter. Et problem er at rekkefølgen variabler blir fjernet på, ofte kan føre til ulike spesifikke modeller. Metoden bygger på nedtesting av modellen. Den utstrakte bruken av testing øker sannsynligheten for type én-feil, det vil si å forkaste en sann nullhypotese.

8.6 Validering av resultatene.

I denne delen valideres resultatene vi har kommet frem til i den økonometriske analysen. Vi undersøker om resultatene er robuste ved bruk av andre mål for økonomisk aktivitet og Internett. I tillegg undersøker vi hvordan resultatene blir ved bruk av andre verdier for λ i HP-filteret. I alle de validerte regresjonene modifiseres Modell 2(a). Denne modellen inkluderer reklame, men ikke pris som forklaringsvariabel.

Alternativ mål på økonomisk aktivitet

Et alternativ til å benytte BNP som mål på velstandsutviklingen, er å benytte privat konsum. Tilsvarende som ved BNP benyttes HP-filteret til å dekomponere privat konsum i en trendkomponent og en avvikskomponent. Verdien på λ settes til 100. I vedlegg F presenteres den modifiserte Modell 2 (a) sammen med den originale.

Vi ser en viss endring i de relative størrelsene mellom de to regresjonene. Redaktørdummien ”Redaktør19942009” og innholdskategorien ”Frykt” endrer fortegn. Effektene er imidlertid ikke signifikant i noen av modellene. Bortsett fra disse to variablene har de estimerte koeffisientene til forklaringsvariablene likt fortegn i begge modellene. Vi legger merke til at den estimerte koeffisienten til kultur er signifikant i den modifiserte modellen. Det er den ikke i Modell 2(a). Med unntak av kultur er de samme variablene signifikante i begge regresjonene. Det er likevel verdt å merke seg at den estimerte koeffisienten til ”Magasinet” øker fra 2808 til 12200.

Totalt sett er det kun små avvik mellom de to generelle modellene. Hovedresultatene er med andre ord det samme.

Vi har valgt å foreta iterativ eliminasjon av ikke-signifikante forklaringsvariabler i den modifiserte modellen. I vedlegg G sammenlignes den reduserte formen til valideringsregresjonen med den reduserte formen til Modell 2(a). I den reduserte formen til Modell 2(a) er variabelen ”Sport” signifikant negativ, mens i valideringsregresjonen er denne variabelen eliminert. På tilsvarende vis er ”Kultur” signifikant negativ i valideringsregresjonen, mens i den reduserte formen til Modell 2(a) er denne variabelen eliminert bort.

Totalt sett er likevel de to spesifikke modellene relativt like. Vi konkluderer med at analysen vår er robust med hensyn til bruk av ulike mål for økonomisk aktivitet.

Alternativt mål på Internett

En mulighet er å benytte andel av den norske befolkningen som har tilgang til Internett istedenfor de to variablene ”VG Nett og direkte konkurrenter” og ”Andre nettaviser” som et mål på bruken av Internett. Dessverre har vi for denne variabelen kun data fra 1997 og utover, til tross for at flere hadde tilgang på Internett fra 1996. Vi har likevel valgt å gjennomføre analysen med denne variabelen. I vedlegg H presenteres det to regresjoner. I kolonne 1 er Modell 2(a) modifisert ved at variabelen ”Andel med tilgang til Internett” benyttes som mål på bruken av Internett. I kolonne 2 presenteres Modell 2(a).

Som vi ser i vedlegget, er de to modellene relativt like. Frykt skifter fortegn til å bli positiv i den modifiserte modellen, men er ikke signifikant i noen av modellene. Med unntak av frykt, har alle koeffisientene likt fortegn i de to modellene. I tillegg er de samme variablene signifikante.

Totalt sett virker modellen å være relativ robust overfor andre mål på bruken av Internett.

Alternative verdier for lambda (λ)

HP-filtret ble brukt for å dekomponere BNP i en trendkomponent og avvik fra trend. For å finne trendkomponent ble følgende uttrykk minimert

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

Uttrykket over er grundig drøftet i avsnitt 4.1.3. λ er en parameter som avgjør hvor hardt variasjonen i veksten til trenden straffes. I likhet med Norges Bank har vi valgt å sette verdien på λ lik 100. Baxter og King (1999) argumenterer imidlertid for at verdien på λ bør være lavere ved årsdata. Samtidig har Grünfeld (1996) analysert sykler i monetære data i Norge fra 1900 til 1994. Han har valgt å bruke en λ -verdi lik 200. Som det fremgår av diskusjon over, benyttes ulike verdier for λ . Vedlegg I viser hvordan Modell 2(a) blir gitt at λ er lik 50, 100, 200 eller 1000. Som vi ser i vedlegget, vil ikke nivået på λ påvirke resultatene stort. De estimerte koeffisientene er tilnærmet like for alle forklaringsvariablene i de fire regresjonene. I tillegg er de samme variablene signifikante. Vi kan konkludere med at analysen vår er robust overfor endringer i λ .

Resultatenes gyldighet over tid

Vi ønsker å undersøke om resultatene våre er like i ulike tidsperioder. For å teste dette, må først datasettet deles i tidsepoker. Deretter kjøres regresjoner på de ulike tidsperiodene. Vårt datasett har dessverre relativt få observasjoner, og det vil derfor ikke være hensiktsmessig å dele datasettet i ulike perioder. Vi har dermed for få observasjoner i vårt datasett til å kunne kontrollere om resultatene er gyldige over hele analyseperioden.

9.0 Oppsummering

Målet med denne oppgaven var å undersøke hvilke faktorer som har drevet opplagsutviklingen til norske landsdekkende tabloidaviser. I Norge har vi to slike aviser: Verdens Gang og Dagbladet. Grunnet tidsbegrensinger valgte vi kun å kartlegge utviklingen til VG de siste 32 årene. Dagbladet har fulgt utviklingen i VGs opplag tett i analyseperioden, og det er derfor naturlig å anta at de konklusjoner som trekkes for VG stort sett vil gjelde for Dagbladet også.

VGs innholdsmessige profil er sannsynligvis en av faktorene som påvirker opplaget. Grunnet mangel på data om den innholdsmessige profilen til VG, var vi nødt til å gjennomføre en innholdsanalyse. Resultatene fra denne benyttet vi til å kartlegge drivkreftene bak opplagsendringene i VG. Dette ble gjort ved en økonometrisk analyse av tidsseriedata.

Kvantitativ innholdsanalyse

I innholdsanalysen studerte vi hvordan VGs redaksjonelle fokus hadde endret seg fra 1978 til 2009. Det var flere interessante funn fra denne analysen.

For det første har reklameandelen økt betraktelig, fra rundt 10 prosent i starten av perioden til rundt 26 prosent i slutten. Dette kombinert med en økning i antall sider, medførte at avisen har betydelig større reklamevolum enn tidligere.

For det andre viste analysen at sexfokuset i VG fikk en brå oppgang på starten av 90 tallet. Deretter etablerte det seg på et jevnt høyt nivå. Andelen vold i avisen hadde en lignende utvikling med en kraftig økning på starten av 90-tallet. Fra 1996 har andelen vold variert betraktelig fra år til år rundt et noe lavere punkt. Sportsandelen lå lenge stabilt på rundt 12 %, men fikk et betydelig hopp fra 2005 og ut 2009, mens andelen kultur og sladder stort sett har vært stabil.

Totalt sett økte andelen tabloid stoff betraktelig i analyseperioden. Dette har gått på bekostning av andelen ”Ikke-kategorisert-stoff”, som typisk er politikk, utenriksstoff og kommentarer. Imidlertid har sidetallet økt jevnt slik at antall sider med ”Ikke-kategorisert stoff” har vært stabilt. Vi har dermed ikke grunnlag for å si at avisen skriver mindre om slikt

stoff i dag enn for 32 år siden, men vi kan konkludere med at de skriver betydelig mer om tabloide innholdskategorier.

Økonometrisk analyse

Materialet fra innholdsanalysen dannet deler av datagrunnlaget for den økonometriske analysen. Hovedresultatene fra denne undersøkelsen er som følger:

Variabelen HP-trend viser den langsiktige økonomiske trenden. I vår modell er HP-trend sterkt signifikant positiv, og vi estimerer at denne variabelen forklarer 29,2 % av all variasjon i VGs- opplag. HP-trend fanger også opp andre uobserverte trender. Det vil dermed være noe usikkerhet vedrørende størrelsen på variabelens forklaringskraft.

Som ventet har nettavisene til VG, Dagbladet og Aftenposten hatt en sterk negativ påvirkning på opplaget til VG. Nettavisene til lokal- og nisjeaviser har imidlertid ingen signifikant effekt. Til tross for at VG, Dagbladet og Aftenpostens nettaviser først ble startet opp i midten av analyseperioden, forklarer denne variabelen hele 28,7 % av all variasjon i opplaget til VG.

Videre fant vi at konjunktursjokk har en symmetrisk påvirkning på VGs opplag. Dette betyr at symmetriske konjunktursjokk vil få lik absolutt påvirkning på opplaget. Effekten av konjunktursjokk var signifikant og forklarte 2,3 % av variasjonen.

En av våre hypoteser var at økt tabloid fokus har vært positivt for salget. Av de tabloide innholdsparametrene har likevel de fleste ikke en signifikant effekt på opplaget til VG. Det kan dermed tyde på at VGs tabloidisering i analyseperioden har hatt liten effekt på opplaget. Unntakene er sport og sexfokus som har hatt en signifikant negativ påvirkning på opplaget. Det kan tyde på at VGs økte fokus på disse variablene har vært en feilslått strategi. Til sammen forklarer de to variablene 10,8 % av utviklingen i opplaget til VG.

I samsvar med teorien om tosidige marker, var vår hypotese at økt fokus på reklame bidro til redusert salg. Selv om de estimerte koeffisienten til variabelen reklame er negativ i analysen, er den ikke signifikant. Vi kan dermed ikke konkludere med at reklame har hatt en effekt på opplaget.

VG har i analyseperioden jevnt over økt sidetallet. Dette strategivalget har slått signifikant positivt ut og forklarer 5, 6 % av variasjonen i VGs opplag. Analysen viser i tillegg at valg av sjefsredaktører kan ha en betydelig innvirking på opplaget. Til slutt konkluderer vi med at 1994 var et spesielt godt år for opplaget til VG. OL på Lillehammer, norsk deltakelse i Fotball-VM og EU-avstemningen er nok viktige forklaringer.

Valideringen av resultatene viser at analysen er robust ovenfor endringer i datamaterialet. Vi oppnådde tilnærmet like resultater ved å benytte BNP og privat konsum som mål på velstandsutviklingen. Vi forsøkte i tillegg å benytte andel av den norske befolkningen som har tilgang på Internett som mål på bruken av dette mediet. Resultatene ble stort sett det samme som tidligere. Vi hadde håpet å kunne gjennomføre analysen separat for tidsperiodene 1978-1994 og 1994-2009, men for få observasjoner gjorde dette vanskelig.

Videre forskning

Det hadde vært interessant å gjennomføre en tilsvarende analyse både for nasjonale abonnementsaviser og lokalaviser, og å sammenligne dette med våre resultater.

I tillegg kunne man forsøkt å inndele kundene i ulike kjøpsgrupper etter alder, utdanning, sivilstatus og lignende for deretter å kartlegge hvilket innhold de ulike kjøpsgruppene verdsetter.

En annen naturlig utvidelse av vår studie, vil være å studere hvilken effekt det innholdsmessige fokuset på forsiden har på opplaget. Videre kan det være interessant å kartlegge kortsiktige og langsiktige effekter av innholdsmessig fokus.

I løpet av analyseperioden har andelen av avisen som består av henholdsvis tekst og bilder endret seg mye. Å undersøke om denne innholdsmessige endringen har vært positiv for opplaget, ville også vært interessant.

10.0 Referanser

Journalisten, 2010. *Jobber for myk overgang til nett*. [online], Journalisten. Tilgjengelig fra: <<http://journalisten.no/story/60088>> [16.05.2011]

Bakke, H., Grøver, T., Hetland, R., Hille, S., Hope, E., Jakobsen, B-E., Simensen, J. O., Jahr, E., *NOU, 2000:15: Pressepolitikk ved et tusenårsskifte. 5 Det endrede medielandskap*, [online], Kulturdepartementet. Tilgjengelig fra: <<http://www.regjeringen.no/Rpub/NOU/20002000/015/PDFA/NOU200020000015000DDDPDFA.pdf>> [16.05.2011]

Allern, Sigurd, 2000. *Pressepolitikk ved et tusenårsskifte. 4 Det står i avisen*, [online], Kulturdepartementet. NOU 2000:15. Tilgjengelig fra: <<http://www.regjeringen.no/nb/dep/kud/dok/nouer/2000/nou-2000-15/15.html?id=376424>> [16.05.2011]

Bastiansen, H.G., Bech-Karlsen, J., Dahl, H.F., Eide, E., Eide, M., Fonn, B.K., Grepstad, O., Hjeltnes, G., Høst, S., Ijäs, A.J., Johansen, T.A., Larsen, P., Ottosen, R., Rasmussen, T., Roalsø, E.B., Roksvold, T., Røssland, L.A., Simonsen, A.H., Skre, A., Wessel-Aas, J., Østbye, H. 2010., *Norsk presses historie. Bind.3 Imperiet vakler 1945-2010.*, Universitetsforlaget, Oslo

Høst, Sigurd, 2011. *Avisåret 2010. Rapport nr 18. (2011)*, [online], Høgskulen i Volda og Møreforskning Volda. Tilgjengelig fra: <<http://www.hivolda.no/neted/modules/archive/front/file.php?data=5cd2c3ce8df0a9c6f9947343bc27a5ea>> [16.05.2011]

Vaage, Odd F., 2011. *Norsk Mediebarometer 2010*. [online], Statistisk sentralbyrå. Tilgjengelig fra: <http://www.ssb.no/medie/sa121/sa_121.pdf> [20.05.2011]

Eide, Martin, 1995. *Verdens Gang 1945-95: Blod, sverte og gledesårer*. Chr.Schibsteds Forlag A/S, Oslo.

Gustafsson, Karl E., 1986. *Pressens årbog 1986*. København: Pressehistorisk selskab.

Pedersen, Torry, 2011a. *Historie 1980-1999*, [online], Mediehuset VG. Tilgjengelig fra: <<http://vginfo.vg.no/mediehuset-vg/historie/1980-1999/>> [12.05.2011]

Mediebedriftene, 2011. *Opplag- og lesertall for MBLs medlemsaviser*. [online], Mediebedriftenes landsforbund. Tilgjengelig fra: <<http://www.mediebedriftene.no/index.asp?id=78404>> [12.05.2011]

Spilker, H. S. 2005, *Den store oppdagelsen: Utviklingen av kommersielle internettjenester i Norge ca. 1997-2003*. Trondheim: Doktorhandling ved NTNU 2005:88.

Medienorge, 2011”*Daglig dekning for nettaviser*”, Undersøkelse gjennomført av TNS Gallup. Tilgjengelig fra: <<http://www.medienorge.uib.no/?cat=statistikk&medium=it&queryID=253>> (11.05.2011)

Verdens Gang, 2010. *Årsrapport 2009*, Verdens Gang, Oslo

Verdens Gang, 2002., *Årsrapport 2001*, Verdens Gang, Oslo

Pedersen, Torry. 2011b. *Historie 2000-2010*, Mediehuset VG. Tilgjengelig fra: <http://vginfo.vg.no/mediehuset-vg/historie/1980-1999/> [12.05.2011]

Verdens Gang, 2005., *Årsrapport 2004*, Verdens Gang, Oslo

Anand, Bharat N., 2007. *Case: Schibsted*, [online], Harvard Business Review. Tilgjengelig fra: <http://hbr.org/product/schibsted/an/707474-PDF-ENG?Ntt=Bharat+N.+Anand> [11.05.2011]

Høst, Sigurd, 2010: *Avisåret 2009. Rapport nr 6. (2010)*, [online], Høgskulen i Volda og Møreforskning Volda. Tilgjengelig fra: <http://www.hivolda.no/neted/modules/archive/front/file.php?data=ac16723d560a5f965ccd48b1671d6010> [16.05.2011]

Høst, Sigurd, 2011: *Avisåret 2010. Rapport nr 18. (2011)*, [online], Høgskulen i Volda og Møreforskning Volda. Tilgjengelig fra: <http://www.hivolda.no/neted/modules/archive/front/file.php?data=5cd2c3ce8df0a9c6f9947343bc27a5ea> [16.05.2011]

Gentzkow, Matthew & Shapiro, Jesse M., 2008. *Competition and Truth in the Market for News*, Journal of Economic Perspectives, 22, s. 133-154.

Besley, Tim & Prat, Andrea, 2006. *Handcuffs for the Grabbing Hand? Media Capture and Government Accountability*. American Economic Review, 96, s. 720-736.

Gabszewicz, J.; Laussel, D. and Sonnac, N., 2001, *Press Advertising and the Ascent of the Pensée Unique.*, European Economic Review, 45, pp. 641-651.

Steen, Frode & Grønnevet, Gorm, 2011. *Branding News with Political Opinion*, Research in progress. Tilgjengelig fra: http://www.nhh.no/Admin/Public/DWSDownload.aspx?File=%2fFiles%2fFiler%2fInstitutter%2fsam%2fcv%2fpapers%2fbnpo_SJE11.pdf [16.05.2011]

Wilbur, Kenneth C., 2008. *A Two-Sided, Empirical Model of Television Advertising and Viewing Markets*, Marketing Science vol. 27(3), s. 356-378

Lavik, Randi, 2009. *Noen reklamer ergrer mer enn andre*, [online], Sifo. Tilgjengelig fra: http://www.sifo.no/files/file76333_prosjektnotat9-2009_reklame_webrev.pdf [11.05.2011]

Kaiser, Ulrich & Wright, Julian, 2006. *Price structure in two-sided markets: Evidence from the magazine industry*. International Journal of Industrial Organization 24 (2006) side 1-28, Tilgjengelig fra: http://profile.nus.edu.sg/fass/ecsjkdw/published_article.pdf [11.05.2011]

Anderson, Simon P. & Gabszewicz Jean J., 2005. *The media and advertising: a tale of two-sided market*. [online], Tilgjengelig fra: <http://www.virginia.edu/economics/Workshops/papers/anderson/fullfinaltale.pdf> [11.05.2011]

- Smet, Dries D. & Cayseele, Patrick V., 2010. *Product Differentiation on a Platform: the Informative and Persuasive Role of Advertising*. [online], Tilgjengelig fra: <<https://lirias.kuleuven.be/bitstream/123456789/260620/1/DPS1003.pdf>> [11.05.2011]
- Ucar, Sebnem, 2008. *Persuasion or Information? Advertising and Pricing of Image Goods*. [online], Tilgjengelig fra: <http://iweb.cerge-ei.cz/pdf/events/papers/090220_t.pdf> [11.05.2011]
- Gabszewicz, J.J., Laussel D., og Sonnac, N., 2002. *Press Advertising and the Political Differentiation of Newspapers*, *Journal of Public Economic Theory* 4 (2002) s. 317-334
- Kind, Hans Jarle, Koethenbuerger, Hans & Schjelderup, Guttorm, 2006. *Advertising and Newspaper Differentiation: On the Role of Readers' Advertising Taste*. [online], NHH Dept. of Finance & Management Science Discussion Paper No. 2007/4. Tilgjengelig fra: <http://www.google.com/url?sa=t&source=web&cd=1&ved=0CBkQFjAA&url=http%3A%2F%2Fbora.nhh.no%2Fbitstream%2F2330%2F1486%2F1%2FA52_06.pdf&ei=7hjRTYrDBYHqOZS-pbAO&usg=AFQjCNE6Fmvzz2rX4ggHQT0PNzOIQ5DJsg> [11.05.2011]
- 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
- 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
- Burns, A. & Michell, W., 1946. *Measuring Business Cycles*. 1. utg. Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research
- Bjørnland, H.C., 2004. Produksjonsgapet i Norge – en sammenligning av beregningsmetoder. *Penger og kreditt* 4/04, s. 199-209
- Bergo, Jarle, 2004. *Fleksibel inflasjonsstyring*. *Penger og kreditt* 2/04. s. 76-83
- Hodrick, R. J. & Prescott, E. J., 1997. Post-war U.S business cycles: An empirical investigation», *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 29, No.1, s. 1-16.
- Mjell, Line, 2010. Notat fra FIE 403 Konjunkturanalyse. Del 2: Dekomponering av trend og sykel: HP-filter
- Norges Bank, 2000. *Inflasjonsrapport 1/2000*, [online], Norges Bank. Tilgjengelig fra: <<http://www.norges-bank.no/upload/import/front/rapport/no/ir/2000-01/ir-2000-01.pdf>> [11.05.2011]
- Romer, Cristina D., 1999. *Changes in business cycles: Evidence and explanations*. *Journal of Economic Perspectives* 13, s. 23-44
- Roche, Jean-Charles og Tirole, Jean, 2004. *Two-Sided Markets: An Overview*, Jean-Charles Roche, Jean Tirole. [online], <http://faculty.haas.berkeley.edu/hermalin/rochet_tirole.pdf> [11.05.2011]
- Rochet, Jean-Charles og Tirole, Jean, 2003. *Platform Competition in Two-Sided Markets*.

Journal of the European Economic Association, Vol. 1(2003), s. 990–1029. Også tilgjengelig online fra: <<http://www.rchss.sinica.edu.tw/cibs/pdf/RochetTirole3.pdf>> [11.05.2011]

Tripsas, Mary, 2000. *Adobe Systems Incorporated*. Harvard Business School Case 801-199. Også tilgjengelig online fra: <http://cb.hbsp.harvard.edu/cb/web/product_detail.seam?R=801199-PDF-ENG&conversationId=744587&E=49545> [11.05.2011]

Armstrong, M., 2006. Competition in two-sided markets. *Journal of Economics*, 37(3) s. 668-691. Også tilgjengelig online fra: <<http://eprints.ucl.ac.uk/4324/1/competitionintwosidedmarkets.pdf>> [11.05.2011]

Wilbur, Kenneth C., 2005. *Modeling the Effects of Advertisement-Avoidance Technology on Advertisement-Supported Media*. [online], Tilgjengelig fra: <<http://www.chicagobooth.edu/research/workshops/marketing/archive/WorkshopPapers/wilbur.pdf>> [11.05.2011]

Østbye, Helge, Helland, Knut, Knapskog, Karl & Hillesund, Terje, 1997. *Metodebok for mediefag*, Fagbokforlaget, Bergen

Hill, Carter R., Griffiths, William E. & Judge, Georg G. (2001). *Undergraduate Econometrics*, 2nd Edition John Wiley & Sons, Inc

Charemza, Wojciech & Deadman, Derek, 1992, *New Directions in Econometric Practice General to specific modelling, cointegration and vector autoregression*. Edwar Elgar Publishing Limited.

Wooldridge, Jeffrey M., 2006. *Introductory econometrics: a modern approach*, 4.utg. Thompson Learning, South-Western College Publishing, Stamford

Dickey, David.A. & Fuller, Wayne, 1981. *Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root*, *Econometrica* 49, pp.1057-1072 [online]. Også tilgjengelig fra: <<http://www.u.arizona.edu/~rlo/readings/278800.pdf>> [19.05.2011]

Achen, Christopher H. 2000. *Why Lagged Dependent Variables Can Suppress the Explanatory Power of Other Independent Variables*. Presented at the Annual Meeting of the Political Method-ology, Los Angeles. Tilgjengelig fra: <<http://polmeth.wustl.edu/media/Paper/FinalLDV.pdf>>, [19.05.2011]

Schwert, William G., 1989. *Test for Unit Roots: A Monte Carlo Investegatio*, *Journal of Business & Economic Statistics*, April 1989, Vol 7, No 2 s147-159, [online]. Også tilgjengelig fra: <<http://schwert.ssb.rochester.edu/jbes89.pdf>> [19.05.2011]

Ljung, Greta M. & Box, George E. P., 1978. *On a measure of lack of fit in time series models*. *Biometrika* (1978), 65, 2, s. 297-303, [online]. Også tilgjengelig fra: <<http://www-stat.wharton.upenn.edu/~steele/Courses/956/ResourceDetails/TestingNormality/LjungBox.pdf>> [19.05.2011]

Dickey, David A. & Fuller, Wayne A., 1979. *Distributions of the estimators for autoregressive time series with a unit root*. *Journal of the American Statistical Association*, Volum 74, Issue 366 (Jun.,1979), s427-43,1 [online]. Også tilgjengelig fra: <<http://www.deu.edu.tr/userweb/onder.hanedar/dosyalar/1979.pdf>> [19.05.2011]

- Kennedy, Peter, 2008. *A guide to econometrics, sixth edition*, Blackwell publishing.
- James H. Stock, & Watson, Mark W., (2006) *Introduction to econometrics* 2nd edition.
- Ochieng, Charles O. og Zumbo, Bruno D. (2001): Examination of a variable ordering index in linear regression models: An assessment of the relative Pratt index in Likert data, [online]. Tilgjengelig fra: <<http://educ.ubc.ca/faculty/zumbo/ins2001/pratt.pdf>> [17.05.2011]
- Genzi, Abraham (1993): *Decomposition of R^2 in multiple regression with correlated regressors*, [online], *Statistica Sinica* 3(1993), s.407-420. Tilgjengelig fra: <<http://www3.stat.sinica.edu.tw/statistica/oldpdf/A3n210.pdf>> [17.05.2011]
- Grömping, Ulrike (2007): *Estimators of Relative Importance in Linear Regression Based on Variance Decomposition*, [online], *The American Statistician*, May 2007, Vol. 61, No. 2 s. 139-147. Tilgjengelig fra: <<http://prof.beuth-hochschule.de/fileadmin/user/groemping/downloads/amstat07mayp139.pdf>> [17.05.2011]
- Pindyck, Robert & Rubinfeld, Daniel. 1997, *Economic models and economic forecasts*, 4.utg., McGraw Hill/Irwin.
- SSB, 2011a. *Variabeldefinisjon, Bruttonasjonalprodukt (BNP)*, [online], Statistisk sentralbyrå. Tilgjengelig fra:<<http://www.ssb.no/metadata/conceptvariable/vardok/1743/nb>> [29.05.2011]
- Olsen, Trygve A., 2010. *Sex, drap og dårlig ledelse*, Kagge Forlag AS
- SSB, 2011b. *Tabell 07335: Bruttonasjonalprodukt*, [online], Statistisk sentralbyrå. Tilgjengelig fra:<<http://statbank.ssb.no/statistikkbanken/>> [29.05.2011]
- Sander, Donald C. (1972) *A content analysis measuring the trends of stories on management functions in relation to employee functions in company publication*, 6, [online], Tilgjengelig fra:<<http://etd.lib.ttu.edu/theses/available/etd-09152009-31295002182243/unrestricted/31295002182243.pdf>> [16.05.2011]
- Stempel, Guido H. (1952): *Sample Size for Classifying Subject Matter in Dailies: Research in Brief*. *Journalism Quarterly* 29(summer 1952): s. 333-334
- Aftenposten (2011) *Meta content, sidekilde (html): Aftenposten kultur*. [online], Tilgjengelig fra: <http://www.aftenposten.no/kul_und/> [16.05.2011]
- ”Sport”, (2005): *The World Book Encyclopedia, So-Sz*, The World Book Encyclopedia, Chicago
- ”Vold”, (2011): *Store Norske Leksikon, U-Å*. Også tilgjengelig [online], Tilgjengelig fra: <<http://www.sn�.no/vold>> [17.05.2011]
- ICRC, (2011): *1949 Conventions & Additional Protocols*, [online], International Committee of the Red Cross. Tilgjengelig fra: <<http://www.icrc.org/ihl.nsf/CONVPRES?OpenView>> [17.05.2011]

”Reklame”, (2011): *Store Norske Leksikon*, [online], Tilgjengelig fra:
<<http://www.snl.no/reklame>> [17.05.2011]

”Frykt”, (2011): *Store Norske Leksikon*, [online]. Tilgjengelig fra:
<http://www.snl.no/.sml_artikkel/frykt> [17.05.2011]

SSB, 2011c *Tabell 03013: Konsumprisindeks*, [online], Statistisk sentralbyrå. Tilgjengelig fra:
<<http://statbank.ssb.no/statistikkbanken/>> [17.05.2011]

Vedlegg

Vedlegg A:

Med unntak av dummyvariablene, er samtlige variabler differensiert.

	D.Opplagstallvg
D.vold	1427.5 (1414.0)
D.frykt	1385.1 (3451.7)
D.kultur	334.7 (2423.7)
D.sport	-474.0 (1597.1)
D.sladder	2337.5 (2192.1)
D.jobbbannonser	791.4 (4582.8)
D.sexord	1.017 (16.47)
D.magasinet	-29197.2 (17809.0)
D.antallsider	-276.4 (930.3)
Redaktør19871993	-7449.7 (8028.6)
Redaktør19942009	-5821.0 (24393.5)
OL_VM94	10176.2 (17786.4)
D.hptrend	-0.965 (1.589)
D.hpavvik	0.159 (0.178)
D.kjendisblader	0.101 (0.0625)
D.vgnettosv	0.0261 (0.0501)
D.andre nettaviser	-0.0200 (0.0388)
D.reklame	-346.9 (1564.4)
_cons	30016.8 (23691.6)
<i>N</i>	31
<i>R</i> ²	0.819
<i>F</i>	3.011

Standard errors in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Vedlegg B

Modell 1(a) og Modell 1(b)		
	Modell 1(a) Opplagstallvg	Modell 2(a) Opplagstallvg
Vold	1948.2 (2315.9)	1839.0 (2323.6)
Frykt	-723.6 (5212.1)	241.4 (5153.4)
Kultur	-3095.0 (2849.5)	-1286.0 (2285.6)
Sport	-4093.4 (2624.8)	-2561.9 (2196.2)
Sladder	-635.3 (3759.3)	-485.0 (3772.8)
Jobbannonser	-4586.4 (4747.7)	-2823.7 (4463.1)
Sexord	-41.47* (14.08)	-37.64* (13.66)
Magasinet	2755.9 (25778.1)	-757.3 (25672.7)
Antall sider	2843.0 (1469.3)	2083.3 (1286.2)
Redaktør19871993	51074.0* (22303.2)	52572.2* (22354.2)
Redaktør19942009	-14602.8 (33268.2)	-15536.6 (33400.3)
OL_VM94	58738.5** (19159.2)	65867.2** (18005.4)
Hptrend	0.471** (0.153)	0.428* (0.148)
Oppkunjunktur	0.472 (0.272)	0.377 (0.258)
Nedkonjunktur_atall	-0.414 (0.445)	-0.509 (0.437)
Kjendisblader	0.215* (0.0747)	0.215* (0.0750)
VGnett (++)	-0.0972* (0.0336)	-0.105** (0.0328)
Andre nettaviser	-0.0332 (0.0518)	-0.00400 (0.0440)
Reklame	-2788.7 (2643.6)	
_cons	-103585.6 (105783.2)	-129969.7 (103228.4)
<i>N</i>	32	32
<i>R</i> ²	0.988	0.987
<i>F</i>	50.66	52.95

Standard errors in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Vedlegg C:

Autokorrelasjonstester av feilledet

Modell 1(a)	Modell 1(b)
1 lag Portmanteau (Q) statistic = 3.6867 Prob > chi2(1) = 0.0548	1 lag Portmanteau (Q) statistic = 2.1608 Prob > chi2(1) = 0.1416
2 lag Portmanteau (Q) statistic = 3.6873 Prob > chi2(2) = 0.1582	2 lag Portmanteau (Q) statistic = 2.8134 Prob > chi2(2) = 0.2450
3 lag Portmanteau (Q) statistic = 3.6873 Prob > chi2(3) = 0.2973	3 lag Portmanteau (Q) statistic = 2.8138 Prob > chi2(3) = 0.4212

Modell 2(a)	Modell 2(b)
1 lag Portmanteau (Q) statistic = 3.6876 Prob > chi2(1) = 0.0548	1 lag Portmanteau (Q) statistic = 2.0691 Prob > chi2(1) = 0.1503
2 lag Portmanteau (Q) statistic = 3.6910 Prob > chi2(2) = 0.1579	2 lag Portmanteau (Q) statistic = 2.6710 Prob > chi2(2) = 0.2630
3 lag Portmanteau (Q) statistic = 3.6911 Prob > chi2(3) = 0.2968	3 lag Portmanteau (Q) statistic = 2.6716 Prob > chi2(3) = 0.4451

Modell 3(a)	Modell 3(b)
1 lag Portmanteau (Q) statistic = 2.1073 Prob > chi2(1) = 0.1466	1 lag Portmanteau (Q) statistic = 1.0812 Prob > chi2(1) = 0.2984
2 lag Portmanteau (Q) statistic = 2.5483 Prob > chi2(2) = 0.2797	2 lag Portmanteau (Q) statistic = 1.1318 Prob > chi2(2) = 0.5678
3 lag Portmanteau (Q) statistic = 2.5529 Prob > chi2(3) = 0.4658	3 lag Portmanteau (Q) statistic = 1.1325 Prob > chi2(3) = 0.7692

Redusert form regresjon

1 lag Portmanteau (Q) statistic = 2.3284 Prob > chi2(1) = 0.1270
2 lag Portmanteau (Q) statistic = 3.6266 Prob > chi2(2) = 0.1631
3 lag Portmanteau (Q) statistic = 4.5267 Prob > chi2(3) = 0.2099

Vedlegg D:

Regresjonsresultater – Total reklame.

	Modifisert Modell 2(a)	Modifisert Modell 3(a)
Vold	1991.6 (2158.1)	1318.2 (2635.5)
Frykt	-399.2 (4788.6)	-4480.6 (7682.0)
Kultur	-3191.4 (2500.5)	-3260.9 (3078.7)
Sport	-4293.3 (2408.0)	-5295.5 (2880.4)
Sladder	-268.9 (3347.0)	16.92 (3596.8)
Sexord	-41.05** (13.02)	-40.75** (12.93)
Magasinet	4732.1 (23647.2)	-1191.5 (26882.1)
Antallsider	2927.1* (1317.1)	3292.7 (1525.9)
Redaktr19871993	53990.1* (19079.8)	54128.9* (19140.2)
Redaktr19942009	-11469.9 (28354.6)	-4594.3 (28767.6)
OL_VM94	57976.3** (16424.8)	56457.0 (26635.7)
Hptrend	0.471** (0.143)	0.455* (0.165)
Hpavvik	0.429* (0.149)	0.387 (0.209)
Kjendisblader	0.219** (0.0619)	0.221** (0.0614)
VGnett(++)	-0.0966** (0.0297)	-0.0850* (0.0311)
Andrenett	-0.0344 (0.0415)	-0.0451 (0.0423)
Total reklame	-2904.7 (2323.1)	-3869.6 (2390.1)
Defpris		-4935.4 (22205.5)
_cons	-109718.3 (97584.8)	-39281.6 (127557.2)
<i>N</i>	32	31
<i>R</i> ²	0.988	0.987
<i>F</i>	65.06	50.89

Vedlegg E:

Regresjonsresultater for Modell 2(a'), Modell 2(b'), Modell 3(a'), Modell 3(b')

	Modell 2(a') opplagstallvg	Modell 2(b') opplagstallvg	Modell 3(a') opplagstallvg	Modell 3(b') opplagstallvg
Tabloid	-318.9 (1479.8)	-223.8 (1345.0)	90.24 (1928.1)	280.7 (1844.1)
Kultur	-1890.1 (2550.7)	-1643.8 (2101.9)	-2956.6 (2966.1)	-2088.8 (2497.5)
Jobbannonser	-4238.4 (4412.8)	-3885.7 (3852.8)	-7234.6 (5180.0)	-5860.1 (4494.3)
Sexord	-40.30** (13.26)	-39.68** (12.45)	-39.51** (13.16)	-37.72** (12.44)
Magasinet	-3452.9 (24645.4)	-3819.4 (23854.8)	-2824.7 (26571.6)	-4382.8 (25796.3)
Antallsider	2480.3 (1360.1)	2367.4 (1176.2)	2123.7 (1496.7)	1852.3 (1371.1)
Redaktr19871993	45410.2* (20243.6)	46368.7* (18986.7)	43494.6* (20004.6)	46511.9* (18772.1)
Redaktr19942009	-36943.4 (28097.2)	-35153.0 (25569.7)	-32867.9 (27749.2)	-28030.0 (25648.0)
OL_VM94	64240.5** (16956.4)	64944.5*** (16035.5)	50272.0 (24864.4)	54204.3* (23493.1)
Hptrend	0.520** (0.144)	0.508*** (0.124)	0.449* (0.165)	0.423* (0.153)
Hpavvik	0.361* (0.149)	0.360* (0.145)	0.456* (0.199)	0.438* (0.193)
Kjendisblader	0.208** (0.0637)	0.206** (0.0614)	0.206** (0.0628)	0.202** (0.0608)
VGnett(++)	-0.131*** (0.0251)	-0.130*** (0.0238)	-0.118*** (0.0263)	-0.117*** (0.0255)
Andrenett	0.00432 (0.0394)	0.00656 (0.0364)	-0.00535 (0.0396)	0.00225 (0.0363)
Reklame	-384.1 (2104.5)		-1190.6 (2132.2)	
Defpris			10777.4 (18362.4)	9139.0 (17865.2)
_cons	-212099.7* (82842.2)	-210257.7* (79853.2)	-194728.0 (93247.4)	-189142.1 (90514.8)
<i>N</i>	32	32	31	31
<i>R</i> ²	0.984	0.984	0.984	0.984
<i>F</i>	67.31	76.47	53.05	59.64

Standard errors in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Vedlegg F

Privat konsum

Valideringsregresjonen modifierer Modell 2(a) ved å bruke privat konsum istedenfor BNP som mål på velstandsutviklingen. Regresjonsresultatene til Modell 2(a) står i kolonnen ved siden av.

	Valideringsregresjon Opplagstall VG	Modell 2(a) Opplagstall VG
Vold	4590.5 (2421.9)	1950.8 (2225.7)
Frykt	2037.0 (4869.1)	-664.8 (4972.3)
Kultur	-5839.7* (2508.4)	-3014.5 (2608.8)
Sport	-3043.5 (2342.8)	-4108.9 (2517.6)
Sladder	1742.9 (3251.6)	-682.8 (3579.4)
Jobbannonser	-5704.6 (4357.5)	-4582.1 (4562.8)
Sexord	-31.32* (13.27)	-41.32** (13.43)
Magasinet	12199.8 (22773.1)	2807.9 (24769.9)
Antall sider	2564.9 (1315.3)	2814.9 (1381.8)
Redaktør19871993	74897.2** (19961.4)	50700.5* (21084.1)
Redaktør19942009	11880.3 (29789.0)	-15480.1 (30656.7)
OL_VM94	49573.2* (16510.7)	59366.6** (17227.4)
Trend privat konsum	0.670* (0.245)	
Avvik fra konsumtrend	0.990** (0.292)	
BNP – trend		0.470** (0.147)
BNP-avvik		0.452* (0.162)
Kjendisblader	0.147* (0.0601)	0.218** (0.0638)
VGnett(++)	-0.0853* (0.0321)	-0.0981** (0.0308)
Andre nettaviser	-0.0519	-0.0308

	(0.0409)	(0.0435)
Reklame	-2845.8 (2298.3)	-2717.8 (2432.5)
_cons	6553.4 (99062.2)	-104429.6 (101293.2)
<hr/>		
<i>N</i>	32	32
<i>R</i> ²	0.989	0.988
<i>F</i>	65.13	57.89
<hr/>		

Standard errors in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Vedlegg G

Nedtestet form av både valideringsregresjonen, som modifierer Modell 2(a) ved å bruke privat konsum istedenfor BNP som mål på velstandsutviklingen, og nedtestet versjon av Modell 2(a).

	Nedtestet modell valideringsregresjon	Nedtestet Modell 2(a)
Sexord	-38.70** (12.30)	-39.15** (10.72)
Antallsider	2860.5** (920.9)	2082.5* (828.3)
Redaktrør19871993	71039.5*** (7966.9)	56383.6*** (4880.3)
OL_VM94	55132.4*** (11860.3)	65034.5*** (11286.3)
Kjendisblader	0.192*** (0.0359)	0.237*** (0.0327)
VGnett(++)	-0.125*** (0.00889)	-0.102*** (0.00942)
Kultur	-3128.9* (1459.9)	
Sport		-3662.5* (1341.0)
Trend privat konsum	0.722*** (0.0976)	
Avvik fra konsumtrend	0.488* (0.191)	
BNP-trend		0.398*** (0.0495)
BNP-avvik		0.365** (0.100)
_cons	-141731.2** (46278.1)	-118772.5* (48818.4)
<i>N</i>	32	32
<i>R</i> ²	0.981	0.984
<i>F</i>	123.1	153.0

Vedlegg H

I kolonne 1 er Modell 2(a) modifisert ved at variabelen ”Andel med tilgang til Internett” benyttes som mål på bruken av Internett. I kolonne 2 presenteres Modell 2(a).

	Valideringsregresjon	Modell 2(a)
Vold	4347.7 (2144.4)	1950.8 (2225.7)
Frykt	941.1 (5114.8)	-664.8 (4972.3)
Kultur	-1556.5 (2237.2)	-3014.5 (2608.8)
Sport	-2679.7 (2468.7)	-4108.9 (2517.6)
Sladder	4456.6 (3655.7)	-682.8 (3579.4)
Jobbannonser	-1639.5 (4725.8)	-4582.1 (4562.8)
Sexord	-44.36** (14.04)	-41.32** (13.43)
Magasinet	-52231.2* (21488.5)	2807.9 (24769.9)
Antallsider	1969.6 (1337.9)	2814.9 (1381.8)
Redaktør19871993	62504.8** (19275.1)	50700.5* (21084.1)
Redaktør19942009	27230.3 (24961.8)	-15480.1 (30656.7)
OL_VM94	39287.8* (17507.3)	59366.6** (17227.4)
Hptrend	0.324* (0.129)	0.470** (0.147)
Hpavvik	0.648** (0.160)	0.452* (0.162)
Kjendisblader	0.297*** (0.0586)	0.218** (0.0638)
Andel nettbrukere	-3194.2*** (758.9)	
VGnett (++)		-0.0981** (0.0308)
Andre nettaviser		-0.0308 (0.0435)
Reklame	-1320.5 (2213.0)	-2717.8 (2432.5)
_cons	-66516.3 (96886.3)	-104429.6 (101293.2)
<i>N</i>	32	32
<i>R</i> ²	0.986	0.988
<i>F</i>	56.58	57.89

Standard errors in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Vedlegg IModell 2(a) med bruk av ulike verdier for λ .

	$\lambda = 50$	$\lambda = 100$	$\lambda = 200$	$\lambda = 1000$
	Opplagstallvg	Opplagstallvg	Opplagstallvg	Opplagstallvg
Vold	1978.7 (2214.3)	1950.8 (2225.7)	1914.5 (2227.6)	1654.8 (2204.3)
Frykt	-640.2 (4968.1)	-664.8 (4972.3)	-694.2 (4968.5)	-880.0 (4924.2)
Kultur	-3006.3 (2610.4)	-3014.5 (2608.8)	-3029.8 (2612.9)	-3118.9 (2607.9)
Sport	-4112.1 (2518.4)	-4108.9 (2517.6)	-4103.2 (2517.4)	-4023.4 (2511.6)
Sladder	-673.7 (3576.8)	-682.8 (3579.4)	-692.5 (3579.1)	-731.4 (3555.5)
Jobbannonser	-4602.1 (4580.8)	-4582.1 (4562.8)	-4553.2 (4555.2)	-4255.0 (4562.0)
Sexord	-41.25** (13.40)	-41.32** (13.43)	-41.40** (13.46)	-41.81** (13.36)
Magasinet	2504.0 (24555.6)	2807.9 (24769.9)	3206.6 (24860.6)	5732.8 (24392.0)
Antallsider	2817.0 (1381.5)	2814.9 (1381.8)	2811.2 (1382.1)	2761.7 (1380.6)
Redaktør19871993	50965.5* (20823.7)	50700.5* (21084.1)	50323.9* (21315.4)	47343.8* (21750.9)
Redaktør19942009	-14946.9 (30086.5)	-15480.1 (30656.7)	-16218.2 (31104.8)	-21380.0 (31053.6)
OL_VM94	59270.2** (17271.8)	59366.6** (17227.4)	59477.8** (17164.8)	59914.4** (16834.4)
HP - trend	0.467** (0.145)	0.470** (0.147)	0.474** (0.147)	0.499** (0.138)
HP- avvik	0.455* (0.170)	0.452* (0.162)	0.448* (0.158)	0.414* (0.159)
Kjendisblader	0.219** (0.0639)	0.218** (0.0638)	0.218** (0.0636)	0.213** (0.0634)
VGnett(++)	-0.0977** (0.0308)	-0.0981** (0.0308)	-0.0986** (0.0305)	-0.101** (0.0283)
Andre nettaviser	-0.0306 (0.0434)	-0.0308 (0.0435)	-0.0312 (0.0437)	-0.0335 (0.0436)
Reklame	-2714.1 (2432.5)	-2717.8 (2432.5)	-2722.1 (2431.8)	-2734.0 (2416.6)
_cons	-102651.0 (102104.2)	-104429.6 (101293.2)	-106620.8 (99658.3)	-119706.9 (91702.6)
<i>N</i>	32	32	32	32
<i>R</i> ²	0.988	0.988	0.988	0.988
<i>F</i>	57.87	57.89	57.92	58.57

Standard errors in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

PUBLICATIONS WITHIN SNF'S TELE AND MEDIA ECONOMICS PROGRAM

2008-

- Marius Hagen
Øyvind Nøstdal
Drivkreftene bak opplagsutviklingen til en landsdekkende norsk tabloidavis. En økonomisk tidsserieanalyse av Verdens Gang fra 1978 til 2009
SNF Working Paper No 23/11
- Hans Jarle Kind
Jarle Møen
Indirekte pressestøtte: Momsfritak vs skattefradrag
SNF Working Paper No 21/11
- Armando J. Garcia Pires
Advertising, news customization and media pluralism
SNF Working Paper No 54/10
- Armando J. Garcia Pires
Media plurality, news customization and the intensity of readers' political preferences
SNF Working Paper No 53/10
- Jarle Møen
Samfunnsøkonomiske perspektiver på pressestøtten
SNF Working Paper No 49/10
- Ida Rødseth Kjosås
Henrik Hylland Uhlving
Konjunkturutvikling og annonseinntekter i redaksjonelle medier
SNF Working Paper No 44/10
- Øystein Foros
Hans Jarle Kind
Guttorm Schjelderup
Do advertisers or viewers decide TV channels' programming choice?
SNF Working Paper No 43/10
- 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 Foyen
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 Sørgard
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
Merete Fiskvik Berg
Marit Bjugstad
Entry may increase network providers' profit
Telecommunications Policy 33 (2009) 486-494
Gjeldsfinansiering av immateriell investeringer
SNF Working Paper No 26/09
- Hans Jarle Kind
Marko Koethenbuerger
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 Koethenbuerger
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. Lerbrek
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 Sjørgard
*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