



# Skatteamnestiordningen

*En empirisk analyse av hvordan medieoppslag påvirker innrapporteringen av skjulte inntekter og formuer til Skatteetaten*

**Ingrid Myrset Hatlebakk og Ingebjørg Midtbø Myking**

**Veileder: Professor Fred Schroyen**

Masteroppgave, Institutt for samfunnsøkonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

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

## Sammendrag

Hovedformålet med denne utredningen var å gjennomføre en empirisk analyse av hvilken effekt ulike medieoppslag har på innrapporteringen av skjulte inntekter og formuer til Skatteetaten, den såkalte skatteamnestiordningen.

Tilgang til data om skatteamnestiordningen fikk vi fra Skatteetaten, mens vi samlet inn data for medieoppslagene selv gjennom databasen A-tekst. Under datainnsamlingen begrenset vi søket til å gjelde artikler fra alle norske papir- og nettaviser som kan tenkes å påvirke innrapporteringen av skjulte inntekter og formuer. Totalt gjennomgikk vi 14261 treff i A-tekst, hvorav 1386 avisoppslag ble ansett som relevante og inkludert i datasettet. De aktuelle artiklene ble vektet etter lesertallet til avisen, slik at en artikkel publisert i en riksavis veide tyngre enn en artikkel fra en lokalavis i datasettet. Deretter grupperte vi artiklene i kategorier som kan tenkes å påvirke antallet personer som benytter seg av skatteamnestiordningen på ulikt vis. Perioden som ble undersøkt var januar 2007 til april 2012.

Estimert med henholdsvis Poisson- og NB2-regresjon fant vi at et oppslag som står på trykk i en avis på størrelse med Aftenposten øker antallet innrapporteringer til Skatteetaten i inneværende uke med 2,64 % og 2,79 %. Videre fant vi at et vektet avisoppslag øker innrapporteringene uken etter med 3,93 % og 4,16 %. Inndelt i ulike kategorier, påvirker avisartikler som omtaler skatteamnestiordningen innrapporteringen til Skatteetaten samme uke de står på trykk. En slik umiddelbar effekt har også artikler som tar for seg tiltakene som settes i verk mot skatteparadisene. Artikler som omtaler skatteparadisenes negative konsekvenser for verdenssamfunnet og artikler som kritiserer stat og politikere for deres atferd eller holdning til skatt, har effekt en uke etter at de publiseres.

## Forord

Denne utredningen er skrevet som ledd i den avsluttende delen av masterstudiet med hovedprofil i samfunnsøkonomi ved Norges Handelshøyskole.

Temaet for utredningen bygger på en idé om å teste empirisk hvilken effekt ulike typer medieoppslag har på innrapporteringen av skjulte inntekter og formuer, og dermed på antallet personer som benytter seg av skatteamnestiordningen til Skatteetaten. Forslaget til problemstillingen fikk vi fra veilederen vår, Fred Schroyen, og vi syntes umiddelbart at dette hørtes ut som et tema det ville være både spennende og nyttig å undersøke nærmere. Spennende fordi det hevdes at media har evnen til å sette dagsorden og påvirke, og nyttig fordi det kan gi Skatteetaten og øvrige myndigheter en pekepinn på hvilken informasjon det kan være hensiktsmessig å gå ut i media med.

Arbeidet med utredningen har vært en lærerik prosess der vi har fått muligheten til å anvende kunnskap vi har tilegnet oss gjennom fem år med økonomistudier. Selve tematikken om skjulte inntekter og formuer er noe vi ikke tidligere har hatt mye erfaring med, men det har vært spennende å bruke kjente arbeidsmetoder på et nytt og interessant felt.

Vi vil rette en stor takk til veilederen vår, professor Fred Schroyen, for hans positive innstilling, gode innspill og imøtekommenhet hver gang vi hadde spørsmål. Vi vil også takke Skatteetaten for tilgang til data om skatteamnestiordningen.

Bergen, juni 2013

---

Ingrid Myrset Hatlebakk

---

Ingebjørg Midtbø Myking

---

# Innholdsliste

<b>OVERSIKT OVER TABELLER OG FIGURER .....</b>	<b>7</b>
TABELLER .....	7
FIGURER .....	7
<b>1. INNLEDNING.....</b>	<b>9</b>
1.1 BAKGRUNN FOR UTREDNINGEN .....	9
1.2 PROBLEMSTILLING .....	10
1.3 UTREDNINGENS STRUKTUR .....	10
<b>2. SKATTEAMNESTIORDNINGEN.....</b>	<b>11</b>
2.1 SKATTEYTERNES PLIKTER .....	11
2.2 SKATTEAMNESTIORDNINGEN .....	11
<b>3. SKATTEPARADIS OG ARBEID FOR Å AVSLØRE SKJULTE FORMUER.....</b>	<b>13</b>
3.1 SKATTEPARADIS .....	13
3.2 INTERNASJONALT ARBEID MOT SKATTEUNNDRAGELSE .....	14
3.3 NORDISK SAMARBEID OM INFORMASJONSUTVEKSLINGSAVTALER .....	14
3.4 SANNSYNLIGHETEN FOR Å AVDEKKE SKATTEUNNDRAGELSE.....	15
3.5 AUTOMATISK INFORMASJONSUTVEKSLING .....	15
3.6 BETALINGSKORTPROSJEKTET .....	16
<b>4. TEORI.....</b>	<b>17</b>
4.1 EN STANDARD ØKONOMISK TEORI OM SKATTEUNNDRAGELSE .....	17
4.1.1 <i>Alm og Beck: Individens atferd under et skatteamnesti.....</i>	<i>17</i>
4.2 SKATT OG MORAL.....	21
4.2.1 <i>Modell for rasjonelle skatteyttere med moralske begrensninger .....</i>	<i>21</i>
4.3 TIDLIGERE STUDIER OM SKATTEUNNDRAGELSE .....	26

---

<b>5. DATAGRUNNLAG.....</b>	<b>29</b>
5.1 DATA OM BRUKEN AV SKATTEAMNESTIORDNINGEN .....	29
5.2 INNHENTING AV DATA GJENNOM A-TEKST.....	29
5.2.1 <i>Vekting av medieoppslag</i> .....	30
5.2.2 <i>Kategorisering</i> .....	30
5.2.3 <i>Artikler som er utelatt fra analysene</i> .....	32
<b>6. METODE .....</b>	<b>33</b>
6.1 POISSON-MODELLEN .....	33
6.2 MODELL FOR NEGATIVE BINOMISKE DATA.....	35
6.3 TIDSSERIER .....	35
6.4 TOLKNING AV KOEFFISIENTENE I MODELLER FOR TELLEDATA.....	36
<b>7. DESKRIPTIV STATISTIKK.....</b>	<b>37</b>
7.1 INNRAPPORTERING AV SKJULTE BELØP – UKESDATA .....	37
7.2 INNRAPPORTERING AV SKJULTE BELØP – MÅNEDSDATA .....	38
7.3 MEDIEOPPSLAG .....	39
7.3.1 <i>Samlet mengde avisoppslag</i> .....	39
7.3.2 <i>Ulike kategorier</i> .....	42
7.4 GEOGRAFISK PLASSERING AV FORMUENE .....	46
7.5 BELØPENES STØRRELSE.....	48
<b>8. RESULTAT OG ANALYSER .....</b>	<b>49</b>
8.1 FORBEREDENDE TESTER.....	49
8.1.1 <i>Valg av lags for medieoppslags-variabelen</i> .....	49
8.1.2 <i>Box-Pierce-tester for autokorrelasjon</i> .....	49
8.2 ANALYSER .....	51
8.2.1 <i>Medieoppslagenes påvirkning på innrapporteringen av skjulte beløp</i> .....	51

---

8.2.2	<i>Ulike kategoriers påvirkning på innrapporteringen av skjulte beløp</i> .....	55
8.2.3	<i>Betalingskortprosjektet og lovendringen i 2010</i> .....	59
8.3	HVOR GODT BESKRIVER MODELLENE VIRKELIGHETEN? .....	59
8.3.1	<i>Samlet mengde medieoppslag</i> .....	59
8.3.2	<i>Kategoriserte medieoppslag</i> .....	61
<b>9.</b>	<b>DRØFTING AV RESULTATENE</b> .....	<b>65</b>
9.1	MODELLENES PREDIKSJONER FOR MEDIEOPPSLAGENES BETYDNING.....	65
9.2	MEDIEOPPSLAG SOM FORÅRSAKER UMIDDELBAR RESPONS.....	68
9.3	SIGNIFIKANTE EFFEKTER UKEN ETTER PUBLISERING .....	69
9.4	DRØFTING AV AVSLØRT SKATTEUNNDRAGELSE OG STRAFF .....	72
<b>10.</b>	<b>AVSLUTTENDE KOMMENTAR</b> .....	<b>73</b>
10.1	VIDERE FORSKNING .....	73
<b>11.</b>	<b>REFERANSELISTE</b> .....	<b>75</b>
<b>12.</b>	<b>VEDLEGG</b> .....	<b>82</b>
A	UTLEDNING AV LIKNINGENE BRUKT I ALM OG BECK (1991).....	82
B	UNDERSØKER FLERE LAGS AV MEDIEOPPSLAG, UKENTLIGE DATA .....	84
C	UNDERSØKER OM BETALINGSKORTPROSJEKTET HADDE EFFEKT .....	85
D	UNDERSØKER OM LOVENDRINGEN I 2010 HADDE EFFEKT .....	86

---

## Oversikt over tabeller og figurer

### Tabeller

Tabell 1: Deskriptiv statistikk av Amnesti .....	37
Tabell 2: Frekvensen av uker med ulike innrapporteringstall .....	37
Tabell 3: Deskriptiv statistikk av Amnesti .....	38
Tabell 4: Frekvensen av måneder med ulike innrapporteringstall .....	39
Tabell 5: Deskriptiv statistikk av Medieoppslag .....	40
Tabell 6: Frekvensen av uker med ulike antall vektete medieoppslag .....	40
Tabell 7: Deskriptiv statistikk av de ulike aviskategoriene .....	42
Tabell 8: Oversikt over landene hvor de innrapporterte beløpene tidligere var plassert.....	47
Tabell 9: Box-Pierce-tester for autokorrelasjon .....	50
Tabell 10: Medieoppslagenes påvirkning på innrapporteringen av skjulte beløp, regresjonsresultat.	52
Tabell 11: Medieoppslagenes påvirkning på innrapporteringen av skjulte beløp, marginaleffekter ..	55
Tabell 12: Ulike kategoriers påvirkning på innrapporteringen av skjulte beløp, regresjonsresultat og marginaleffekter.....	57

### Figurer

Figur 1: Likevekt for skatteunndragelse med sosial stigmatisering .....	23
Figur 2: Medieoppslag (vektet) og bruk av skatteamnestiet over tid .....	41
Figur 3: Kategori 1 (vektet) og bruk av skatteamnestiet over tid .....	42
Figur 4: Kategori 2 (vektet) og bruk av skatteamnestiet over tid .....	43
Figur 5: Kategori 3 (vektet) og bruk av skatteamnestiet over tid .....	43
Figur 6: Kategori 4 (vektet) og bruk av skatteamnestiet over tid .....	44

---

Figur 7: Kategori 5 (vektet) og bruk av skatteamnestiet over tid .....	44
Figur 8: Kategori 6 (vektet) og bruk av skatteamnestiet over tid .....	45
Figur 9: Kategori 7 (vektet) og bruk av skatteamnestiet over tid .....	45
Figur 10: Predikerte verdier for Poisson-modellen når variabelen for samlet antall vektete medieoppslag brukes.....	60
Figur 11: Predikerte verdier for NB2-modellen når variabelen for samlet antall vektete medieoppslag brukes.....	60
Figur 12: Residualer for Poisson- og NB2-modellen når variabelen for samlet antall vektete medieoppslag brukes.....	61
Figur 13: Predikerte verdier for Poisson-modellen når variablene for de ulike kategoriene av vektete medieoppslag brukes.....	62
Figur 14: Predikerte verdier for NB2-modellen når variablene for de ulike kategoriene av vektete medieoppslag brukes.....	62
Figur 15: Residualer for Poisson- og NB2-modellen når variablene for de ulike kategoriene av vektete medieoppslag brukes .....	63
Figur 16: Predikert effekt på innrapporteringer av skjulte beløp fra en midlertidig økning på ett medieoppslag .....	66
Figur 17: Predikert effekt på innrapporteringer av skjulte beløp fra en permanent økning på ett ekstra medieoppslag .....	67



---

# 1. Innledning

## 1.1 Bakgrunn for utredningen

Det er mye som tyder på at velferdsstaten går glipp av betydelige inntekter hvert år på grunn av skatteunndragelse. Imidlertid er det vanskelig å anslå omfanget av unndragelser og estimatene er ofte svært usikre. Det er heller ikke gjort forsøk på slike beregninger i Norge. Studier fra Sverige anslår det svenske skattegapet<sup>1</sup> til å utgjøre 5 % av BNP eller 133 milliarder svenske kroner årlig (Skatteverket, 2008, s. 58). Dersom omfanget er det samme i Norge betyr det 115 milliarder norske kroner i tapte skatteinntekter som ikke kommer fellesskapet til gode. Skatteunndragelse lemper skattebyrden over på ærlige skatteyttere som må dekke andres del av finansieringen av velferdsstaten i tillegg til sin egen andel (Finansdepartementet, 2009a, s. 22-23).

Skatteunndragelse straffes normalt med tilleggsskatt på opptil 60 prosent. Skatteetaten tilbyr imidlertid skatteamnesti for skatteyttere som frivillig retter ligningen. Skatteyttere som unndrar skatt får muligheten til å gjøre opp for seg uten å bli straffet. Flertallet av de som benytter seg av skatteamnestiet er personlige skatteyttere med skjulte formuer og inntekter i utlandet (Henriksen, 3. juni 2013). Siden 2007 har rundt 900 personer bedt Skatteetaten om skatteamnesti. Dette innebærer at Skatteetaten per 30.01.13 har kunnet beregne skatt av et samlet beløp på over 28 milliarder kroner i formue, 1,2 milliarder kroner i inntekter og arveavgift av 37 millioner (Skatteetaten, 2013a).

Trolig er det en rekke faktorer som påvirker skatteyternes valg om å kontakte Skatteetaten for å be om skatteamnesti. De senere årene har Norge inngått informasjonsutvekslingsavtaler med 35 skatteparadis. Innenlands har også myndighetene kunnet innhente informasjon om utenlandske betalingskort brukt i Norge siden juni 2008. Dette kan bidra til at kontoer i utlandet som holdes skjult blir avslørt. Sannsynligheten for å avsløres kan spille inn for individers avgjørelse om å be om skatteamnesti. Studier viser også at skattemoralen er viktig for skatteetterlevelsen til et individ. Relevant teori sier at individets oppfatning av rettferdig skattenivå i forhold til faktisk skattenivå, samt omfanget av skatteunndragelse i samfunnet påvirker skattemoralen.

---

<sup>1</sup> Skattegap er differansen mellom den skatten som skulle blitt innbetalt til staten dersom alle oppfylte sine forpliktelser og den skatten som faktisk innbetales (Finansdepartementet, 2009a, s. 22).

## 1.2 Problemstilling

Vi ser for oss at mediene kan fange opp og videreformidle faktorer som kan være relevante for individers valg om å be om skatteamnesti. I denne utredningen undersøker vi i hvilken grad antallet relevante avisoppslag påvirker hvor mange skatteyttere som innrapporterer skjulte beløp. Videre ser vi om artikler med ulikt innhold har ulik påvirkningskraft. Dette undersøkes ved å analysere data fra perioden 01.01.2007 til 30.04.2012.

Så vidt vi vet er det ikke gjennomført slike studier tidligere. Denne analysen kan derfor gi Skatteetaten ny informasjon om i hvilken grad det bør deles informasjon med mediene, og i tilfelle hva slags informasjon som bør deles.

## 1.3 Utredningens struktur

Utredningens første del er forklarende. I kapittel 2 presenteres ordningen om skatteamnesti, og i kapittel 3 gis det informasjon om nasjonalt og internasjonalt arbeid mot skatteunndragelse. Deretter følger en teoretisk del i kapittel 4. Kapitlet presenterer først Alm og Becks teori om individers valg om å benytte seg av skatteamnestiordningen. Denne teorien baseres på klassisk teori om skatteunndragelse. Deretter presenteres teorier om moralens betydning for skatteunndragelse. I kapittel 6 og 7 følger den metodiske delen av utredningen. Kapittel 6 forklarer hvordan vi har samlet inn data og hvordan artiklene er kategorisert etter innhold. Kapittel 7 forklarer de økonometriske metodene som er benyttet for analysene. Tilslutt følger den analytiske delen. Kapittel 8 inneholder deskriptiv statistikk som gir et innblikk i hvordan innrapporteringen av skjulte formuer og medieomtalen fordeler seg over tid. Den deskriptive statistikken viser også beløpenes størrelse og i hvilke land de ble holdt skjult. I kapittel 8 presenteres analyser og i kapittel 9 drøftes resultatene. I kapittel 10 gir vi avsluttende kommentarer og kommer med forslag til videre forskning.

---

## 2. Skatteamnestiordningen

### 2.1 Skatteyternes plikter

Alle skatteyttere er forpliktet til å gi fullstendige og riktige opplysninger i selvangivelsen slik at korrekt skatt kan beregnes. Dersom myndighetene oppdager at inntekt eller formue har blitt holdt skjult for å unndra skatt, vil normalt skatteyteren måtte betale en tilleggsskatt utover tilbakebetaling av det unndratte skattebeløpet inkludert renter for opptil 10 år tilbake i tid. Tilleggsskattesatsen er i utgangspunktet 30 %, men ved mer alvorlige tilfeller kan den settes til 45 % eller 60 %. Politianmeldelse og fengselsstraff kan også bli aktuelt (Skatteetaten, 2013b).

Hovedregelen er at personer som er ”skattemessig bosatt” i Norge skatter til Norge av all inntekt og formue. Dette gjelder også om inntekten eller formuen er ervervet eller plassert i utlandet. Å være ”skattemessig bosatt” innebærer at man oppholder seg i Norge et visst antall dager i løpet av en periode. Det er dermed mulig å være skattepliktig til Norge selv om man har hjemmet sitt i utlandet (Skatteetaten, 2013c). Tankegangen er at personer skal bidra med finansiering av fellesgoder og offentlige tjenester der vedkommende bruker disse (Tax Justice Network, 2012, s. 1).

### 2.2 Skatteamnestiordningen

Norge har imidlertid en permanent skatteamnestiordning som er forankret i ligningsloven. Skatteamnestiordningen, eller *frivillig retting* slik den omtales i loven, innebærer at skatteyttere som frivillig melder inn inntekt eller formue som har blitt holdt skjult for myndighetene, slipper tilleggsskatten. Kravet om frivillighet innebærer at skatteyteren må foreta en konkret henvendelse til skattekontoret angående skatteunndragelsen *før* kontrolltiltak er satt i verk eller kan påregnes. Skatteyteren må heller ikke kjenne til myndighetenes eventuelle kunnskap om hans tidligere feilaktige selvangivelse. Oppslag i pressen om planlagt kontrollaktivitet kan dermed føre til at muligheten for skatteamnesti faller bort. Et eksempel er at kravet om frivillighet ikke lenger var oppfylt for bankinnskudd i LGT Bank i Liechtenstein etter presseoppslagene 27. februar 2008 om at norske myndigheter hadde mottatt kontoopplysninger fra denne banken. Kravet om frivillighet kan derimot være oppfylt dersom presseoppslagene er av en mer generell karakter.

Paragrafen om frivillig retting var noe annerledes før 1. januar 2010. Fra 1984 til 2009 kunne tilleggsskatten *reduseres eller sløyfes* ved frivillig retting. Normal praksis var at tilleggsskatten ble satt til én prosent i slike tilfeller (Finansdepartementet, 2009b, s. 46). Nå står det i lovteksten at tilleggsskatt *ikke fastsettes* om vilkårene for frivillig retting er oppfylt. Videre er også kravet om at skatteamnestiordningen bare gjelder tidligere gitte opplysninger i selvangivelsen falt bort. Nå gjelder ordningen også opplysninger som er lagt til grunn ved skjønnslikninger.<sup>2</sup> Tidligere var ikke frivillighetskravet oppfylt dersom rettingen var fremkalt av opplysninger myndighetene ”kunne fått fra andre”. Etter lovendringen er vilkåret begrenset til informasjon som myndighetene ”har fått fra andre” (Skattedirektoratet, 2011, s. 3).

---

<sup>2</sup> Ligningsmyndighetene kan fastsette ligningen basert på skjønn når skatteyters oppgaver ikke gir tilstrekkelig grunnlag til å fastsette skatt, eller at selvangivelse, næringsoppgave eller utenlandsoppgave ikke er levert (Finansdepartementet, 2003).

---

### 3. Skatteparadis og arbeid for å avsløre skjulte formuer

I de senere årene har det skjedd flere endringer, både nasjonalt og internasjonalt, som kan forventes å påvirke omfanget av skatteunndragelse. Globaliseringen og utviklingen av moderne kommunikasjon har gjort det mulig å opprette kontoer i fjerne land med bare et tastetrykk. Samtidig jobber myndigheter og organisasjoner aktivt mot skatteunndragelse. Nye avtaler om informasjonsutveksling trer stadig i kraft, og nye tiltak iverksettes for å gjøre skatteunndragelse vanskeligere. Dette kapitlet tar for seg ulike faktorer som antas å være sentrale for sannsynligheten for at nordmenns skjulte formuer i utlandet oppdages av skattemyndighetene. Vi ser for oss at disse faktorene påvirker bruken av skatteamnestiet.

#### 3.1 Skatteparadis

Når det for personer og bedrifter er mulig å opprette bankkontoer eller etablere selskap i utlandet, kan ikke den enkelte stat bare bruke egne informasjonskilder for å kunne kontrollere skatteetterlevelsen til sine borgere. Statene er prisgitt informasjonsutveksling med andre stater (Finansdepartementet, 2009a, s. 35). Noen stater kan ha lovverk som er egnet for at utlendinger kan unndra skatt fra de statene de har forpliktelser overfor. På folkemunne og i media omtales slike stater gjerne som ”skatteparadis”.

Det finnes ingen allment aksepterte kriterier for hvilke elementer som skal tillegges vekt for å karakterisere en stat som et skatteparadis. Begrepet brukes gjerne synonymt med ”lukkede finanssenter”, ”lukkede jurisdiksjoner” og ”offshore financial centre” (OFC). I OECD-rapporten ”Harmful Tax Competition: An Emerging Global Issue” klassifiseres et skatteparadis ut i fra følgende kjennetegn (OECD, 1998, s. 23):

- 1) Ingen, eller svært lav skatt på kapitalinntekter.
- 2) Mangel på effektiv utveksling av informasjon med andre stater når det gjelder skatteforhold.
- 3) Mangel på transparens om eierskap og/eller mangel på offentlige registre.
- 4) Ingen betydelig aktivitet. Dette kriteriet innebærer at staten bare er attraktiv for plassering av aktiva på grunn av det lave skattenivået og hemmelighold.

Skatteparadisene skiller seg fra andre stater når det gjelder regler for hemmelighold. I et skatteparadis er det gjerne lovbestemmelser som forsterker taushetsplikten til bankansatte om kundeforhold. I tillegg mangler det ofte offentlige registre med vesentlig informasjon om selskaper og andre juridiske enheter som driver økonomisk virksomhet. Det er også vanskelig for andre lands myndigheter å få tilgang til det som finnes av informasjon. Problemet med skatteparadis er dermed at de egner seg for at andre lands borgere kan skjule inntekter og formuer for å unndra skatt fra sitt hjemland. Strukturen ved skatteparadis er følgelig også egnet til å skjule ulike kriminalitetsformer som ulovlig omsetning av verdifulle varer, kunst, våpen og narkotika, menneskehandel, terrorisme, tyveri, bedragerier og annen grov økonomisk kriminalitet (Utenriksdepartementet, 2009, s. 14-16).

### 3.2 Internasjonalt arbeid mot skatteunndragelse

Flere internasjonale organisasjoner arbeider med problemstillingene knyttet til skatteparadis og tilsvarende skadelige strukturer i andre land (Utenriksdepartementet, 2009, s. 88). OECD står sentralt i arbeidet mot skadelige skatteregler og for en mer effektiv informasjonsutveksling mellom stater (Utenriksdepartementet, 2009, s. 93). En form for informasjonsutvekslingsavtaler er såkalte "Tax Information Exchange Agreements". I 2002 utviklet OECD i samarbeid med representanter fra flere skatteparadis et utkast til en slik avtale som kan brukes som mal når nye informasjonsavtaler skal inngås, både mellom medlemsland og for land som ikke inngår i OECD-samarbeidet (OECD, 2013). "Tax Information Exchange Agreements" er bilaterale avtaler om utveksling av informasjon på forespørsel. Antallet slike avtaleinngåelser øker for hvert år (OECD, 2012a, s. 13).

Det internasjonale arbeidet for å åpne opp skatteparadis har gitt resultater. I år 2000 ble 35 stater regnet som skatteparadis etter OECDs kriterier (OECD, 2000, s. 17). Per 18. mai 2012 er det derimot bare to stater som er karakterisert som skatteparadis av OECD (OECD, 2012b). Listen er basert på om statene har inngått informasjonsutvekslingsavtaler. Den kritiseres imidlertid for ikke å vurdere godt nok hvorvidt statene er egnet til å skjule formuer og inntekter (Utenriksdepartementet, 2009, s. 17).

### 3.3 Nordisk samarbeid om informasjonsutvekslingsavtaler

Som en oppfølging av det internasjonale arbeidet mot skatteunndragelse, ble de nordiske landene i 2006 enige om å samarbeide om å inngå avtaler om informasjonsutveksling med

---

stater. Hensikten var å få innsyn i hjemlige borgeres innskudd og transaksjoner i disse statene. Det ble spesielt fokusert på skatteparadis som tidligere hadde vært involvert i saker angående skatteunndragelse fra de nordiske landene. Statene det ble fokusert på var Jersey, Cayman Islands, Guernsey, Bermuda, Isle of Man, British Virgin Islands, Gibraltar, Aruba og Nederlandske Antiller. Det er nå inngått bilaterale avtaler om informasjonsutveksling med alle disse statene. Den siste avtalen ble inngått med Nederlandske Antiller, og denne trådte i kraft 1. september 2009 (Finansdepartementet, 2007). Per 12. desember 2012 har de nordiske landene inngått bilaterale informasjonsutvekslingsavtaler med 40 stater. Sammen med USA og Frankrike, har de nordiske landene inngått flest informasjonsutvekslingsavtaler angående skatt (Nordiska ministerrådet, 2012).

### 3.4 Sannsynligheten for å avdekke skatteunndragelse

Selv om antallet stater som OECD betegner som skatteparadis har blitt kraftig redusert, er det omstridt hvorvidt informasjonsutvekslingsavtalene har vesentlig betydning i kampen mot skatteunndragelse. Avtalene om informasjonsutveksling er, som nevnt tidligere, hovedsakelig bilaterale avtaler der konkrete opplysninger kan utveksles på forespørsel. For at avtalene skal kunne brukes, må man dermed ha en del informasjon på forhånd, noe som sjelden er tilfellet. Eksempelvis henvendte Norge seg i 2010 bare fire ganger til andre stater for å få utvekslet slik informasjon (Tax Justice Network, 2012, s. 1).

Noen stater utveksler ikke informasjon hvis saken ”bare” dreier seg om skatteunndragelse og ikke svindel. Ofte må det også foreligge konkret og veldokumentert mistanke for at staten skal være villig til å gi ut informasjon. I mange stater er det heller ikke obligatorisk å lagre data om reell eier for alle typer aktiva. Et problem kan i tillegg være at det kan ta lang tid å få innsyn i den informasjonen som ønskes. Da kan kontoinnehaver i mellomtiden flytte aktiva til en annen stat og slette alle spor etter seg. Dette betyr at mulighetene for å unndra skatt ved å plassere inntekt og formue i utlandet fremdeles eksisterer, til tross for at inngåelsen av informasjonsutvekslingsavtaler har økt (Utenriksdepartementet, 2009, s. 88).

### 3.5 Automatisk informasjonsutveksling

Automatisk informasjonsutveksling vil gjøre det enklere for skattemyndighetene å avsløre skatteunndragelser. Denne formen for informasjonsutveksling innebærer at banker i land B

alltid skal rapportere til skattemyndighetene i land B om renteinntekter innbyggere i land A har i banken. Deretter videreformidler skattemyndighetene i land B denne informasjonen til skattemyndighetene i land A. De nordiske landene har hatt slik automatisk informasjonsutveksling siden 1991 (Tax Justice Network, 2012, s. 2).

EU sitt sparedirektiv er den mest omfattende avtalen om automatisk utveksling av opplysninger om kontoinnehavere og renteinntekter som finnes i dag. Sparedirektivet er en multilateral avtale der EU-landene, Sveits og Cayman Islands er med. Det har imidlertid blitt avdekket at direktivet har en del smutthull som det jobbes med å tette. Videre har Luxemburg og Østerrike forhandlet seg frem til ikke å måtte overlevere informasjon i en overgangsperiode. De benytter seg heller av kildeskatt som innebærer at renteinntekter fra aktuelle kontoinnskudd beskattes med 35 %. 75 % av denne skatten går til bostedslandet til kontoinnehaveren, mens 25 % går til landet der bankinnskuddet er plassert (Tax Justice Network 2012, s. 2). Norge har tatt initiativ til forhandlinger med EU-kommisjonen om tilslutning til Sparedirektivet. Forhandlingene har imidlertid latt vente på seg fordi det forhandles internt i EU om endringer i direktivet (Finansdepartementet, 2012, s. 86).

### 3.6 Betalingskortprosjektet

I Norge er det såkalte ”betalingskortprosjektet” et sentralt virkemiddel for å avdekke nordmenns skjulte inntekter og formuer i utlandet (Andersson et al., 2012, s. 79). Prosjektet trådte i kraft etter at det i juni 2008 ble tillatt for Skatteetaten å innhente kontrollopplysninger om eiere av utenlandske betalingskort som er brukt i Norge. Dette kan bidra til å avdekke skjulte kontoer i utlandet. Prosjektet er også egnet til å avdekke hvor mye personer med utenlandsk bostedsadresse oppholder seg i Norge (Finansdepartementet, 2008, s. 16).

Det er utenfor omfanget av denne utredningen å vurdere hvorvidt økt fokus på arbeid mot skatteunndragelse har gjort det vanskeligere å skjule formue og inntekt i utlandet. Det er likevel sikkert at nye tiltak er satt i verk for å gjøre skatteunndragelse vanskeligere, og at de som velger å unndra skatt dermed har nye faktorer å forholde seg til for ikke å avsløres. Vi antar at disse faktorene fanges opp og videreformidles til skatteyterne gjennom medieoppslag. Etter å ha lest oppslagene vil skatteunndragerne ta stilling til om de skal respondere på denne informasjonen eller ikke. Å benytte seg av skatteamnestiordningen kan være en av flere mulige responser.



## 4. Teori

I dette kapitlet presenterer vi teori som forklarer hvilke faktorer som ligger bak personers valg om å benytte seg av skatteamnestiordningen. Det er nyttig å sette seg inn i relevant teori for å kunne kategorisere avisartiklene på en hensiktsmessig måte. I tillegg lar dette oss også undersøke om resultatene vi finner er i tråd med hva tidligere forskning tilsier.

### 4.1 En standard økonomisk teori om skatteunndragelse

Alle deltakere i skatteamnestiordningen er eller har vært med på å unndra skatt. Den økonomiske teorien om skatteunndragelse er derfor et naturlig utgangspunkt når man skal prøve å forstå skatteamnestideltakernes atferd (Fisher et al., 1989, s. 16).

Gary Beckers artikkel "Crime and Punishment: An Economic Analysis" fra 1968, er den store inspirasjonskilden for de senere tiårs teoretiske og empiriske studier av lovbrudd med metoder hentet fra samfunnsøkonomien. Teorien går i hovedsak ut på at et individ velger det handlingsalternativet blant de lovlige og ulovlige som best tilfredsstillende de behovene individet måtte ha. De illegale alternativene har en pris eller en omkostning i form av en straffetrussel, og det antas at straffens sannsynlighet og strenghet gir insentiver som påvirker hvordan individet velger å opptre (Becker 1968 i Eide, 2000, s. 12).

Allingham og Sandmo (1972) var de første som brukte Beckers opplegg på skatteunndragelser. Teorien de utviklet har siden blitt brukt som utgangspunkt for det meste av den videre forskningen innenfor området, og vi vil i neste avsnitt trekke frem en av modellene som er basert på denne teorien. Individets problem er her likt det man finner i Allingham og Sandmos standardteori om skatteunndragelse, men modifisert til å omfatte hvordan individet velger når det er snakk om skjult inntekt som overveies å bli innrapportert til skattemyndighetene (Alm og Beck 1991, s. 1045).

#### 4.1.1 Alm og Beck: Individens atferd under et skatteamnesti

Alm og Beck (1991) har utviklet en modell om individens atferd under usikkerhet, for å analysere beslutningen de står overfor om å delta i skatteamnestiordningen eller ikke. Her antas det at individet er rasjonelt, og at det veier forventet nytte av suksessfullt ikke å innrapportere skjulte inntekter mot den usikre sjansen som eksisterer for å bli avslørt og

straffet. Individet antas dermed å delta i skatteamnestiordningen fordi det er redd for å bli avslørt om det ikke gjør det (Alm og Beck, 1991, s. 1045).

Modellen foreslår at individet har en "etterspørsel" etter hvor mye inntekt han vil rapportere inn, og at denne etterspørselen i stor grad vil avhenge av de strukturelle trekkene ved amnestiet. Etterspørselsfunksjonen vil følgelig utledes. I dette kapittelet presenteres likninger for å forklare individers valg når det gjelder benyttelse av amnestiordningen. Likningene er utledet i vedlegg A.

Et representativt individ antas å ha unndratt skatt på et punkt i fortiden, slik at underrapportert inntekt har akkumulert til  $E_0$  fra tidligere år. Ved tilstedeværelsen av en skatteamnestiordning, kan individet velge å innrapportere et beløp  $A$  av den skjulte inntekten, hvor dette beløpet blir skattet ved sats  $t$ ; den såkalte tilleggsskatten. Dersom individet ikke innrapporterer hele beløpet  $E_0$ , kan dette forventes å bli kontrollert og oppdaget med sannsynlighet  $p$  og straffet ved raten  $f$ .

Dersom individet blir avslørt, vil inntekten være  $I_C$ :

$$(1) \quad I_C = E_0 - tA - f(E_0 - A)$$

Dersom individet ikke avsløres, vil inntekten være  $I_N$ :

$$(2) \quad I_N = E_0 - tA.$$

Individet velger  $A$  for å maksimere den forventede nytten  $E(U)$ , som avhenger av inntekten i de to scenariene. Individet står dermed overfor følgende nyttemaksimeringsproblem:

$$(3) \quad \max_A E(U) = pu(I_C) + (1 - p)u(I_N)$$

$I_C$  og  $I_N$  er substituert fra ligningene (1) og (2) og  $u(\cdot)$  er nytten fra situasjonen der individet henholdsvis blir avslørt eller ikke. Førsteordensbetingelsen fra nyttemaksimeringsproblemet er følgende uttrykk, som lar oss finne optimalt innrapportert beløp ved amnestiordningen:

$$(4) \quad pu'(I_C) * f = t[pu'(I_C) + (1 - p)u'(I_N)]$$

Optimal  $A$  finnes ved at siste krone som er innrapportert til amnestiet tilfredsstillende likning (4), der forventet nyttegevinst er lik forventet nyttetap fra amnestiordningen. Individet kan altså ikke øke den forventede nytten ved å innrapportere større eller mindre beløp. For hver krone innrapportert er den forventede nyttegevinsten å slippe risikoen for straff, mens det oppstår et forventet nyttetap gjennom skatten som må betales. Venstresiden er forventet nyttegevinst fra amnestiet. Ved en kontroll må strafferaten  $f$  betales for beløp som er unndratt beskatning, og følgelig er  $pf$  forventet beløp som spares fra hver krone innrapportert til Skatteetaten. Økningen i forventet nytte fra denne besparelsen uttrykkes ved  $u'(I_C) * pf$ . Høyresiden er forventet nyttetap ved å bruke amnestiet, som kommer av at man må betale skatt  $t$  pr krone som innrapporteres. Forventet marginalnytte er  $pu'(I_C) + (1 - p)u'(I_N)$ .

Størrelsen på innrapportert beløp  $A$  vil kunne ha verdier mellom 0 og  $E_0$ . Når  $A=0$  benyttes ikke amnestiordningen, og skatteunndragelsen fortsetter i sin helhet. For at det skal være optimalt for individet ikke å rapportere inn, må følgende betingelser være oppfylt:

$$(5) \quad \frac{dE(U)}{dA} \Big|_{A^*=0} \leq 0$$

$$(6) \quad pu'(E_0 - fE_0) * f \leq t[pu'(E_0 - fE_0) + (1 - p)u'(E_0)]$$

Likning (5) betyr at når det er optimalt med  $A=0$ , kan ikke forventet nytte økes ved å øke innrapportert beløp når man holder hele sin inntekt eller formue skjult. Likning (6) er en utledning av likning (5), som sier at det er optimalt ikke å benytte seg av amnestiordningen dersom forventet nyttegevinst fra å øke innrapportert beløp er lavere enn forventet nyttetap.

I tilfeller der  $A=E_0$  har individet sluttet å unndra skatt, og vil følgelig ha samme disponible inntekt uavhengig av om vedkommende kontrolleres av skattemyndighetene eller ikke. Betingelsen for at det skal være optimalt å innrapportere hele beløpet som har blitt holdt skjult, vises ved likning (7) og (8).

$$(7) \quad \frac{dE(U)}{dA} \Big|_{A=E_0} \geq 0$$

$$(8) \quad pf \geq t$$

Likning (7) viser til at man ikke skal kunne øke den forventede nytten ved å redusere  $A$ . For at dette skal gjelde må likning (8) være oppfylt, altså at forventet utbetalt straffegebyr ved å holde en krone unna beskatning overstiger utbetalt skatt om kronen innrapporteres til myndighetene. Det er altså optimalt å betale rettmessig skatt dersom det lønner seg økonomisk.

For å se på hvordan kontrollintensiteten, strafferaten og skattesatsen påvirker optimalt innrapportert beløp, totaldifferensierer vi likning (4) og oppnår følgende uttrykk:

$$(9) \quad \frac{dA^*}{dp} = - \frac{u'(I_C)(f-t) + tu'(I_N)}{f_{AA}}$$

$$(10) \quad \frac{dA^*}{df} = - \frac{pu'(I_C)[1+R(I_C)(E_0-A)(f-t)]}{f_{AA}}$$

$$(11) \quad \frac{dA^*}{dt} = \frac{[pu'(I_C) + (1-p)u'(I_N)] + Ap(f-t)u'(I_C)[R(I_N) - R(I_C)]}{f_{AA}}$$

Vi antar at individene som teorien beskriver har positiv, men avtakende, marginalnytte. Det vil si at en inntektsøkning fører til økt nytte, samtidig som en gitt inntektsøkning gir en større nyttegevinst dersom personen er fattig enn om vedkommende er rikere. Denne antakelsen innebærer at den andre-deriverte av førsteordensbetingelsen  $f_{AA}$  er negativ, mens  $u'(\cdot)$  alltid er positiv.

I likning (10) og (11) introduseres Arrow-Pratt mål på absolutt risikoaversjon, som uttrykkes på følgende måte:

$$(12) \quad R(I) = \frac{-u''(I)}{u'(I)}$$

Merk at antakelsene om individets nyttefunksjon innebærer at  $R(I)$  alltid er positiv. Verdien til  $R(I)$  stiger for å indikere en sterkere grad av risikoaversjon (Pratt, 1964, s. 127). Antakelsene om individets nyttefunksjon innebærer at likningene (9) og (10) alltid er positive. Teorien predikerer altså at en økning i kontrollintensiteten eller i strafferaten fører til at optimalt innrapportert beløp øker.

Det er imidlertid ikke klart hvilken effekt skattesatsen  $t$  har på  $A$ , fordi substitusjons- og inntektseffekten kan trekke i ulike retninger. En høyere  $t$  vil alltid *redusere*  $A$  gjennom substitusjonseffekten fordi amnestiordningen blir relativt dyrere sammenliknet med unndragelse. Substitusjonseffekten uttrykkes i første ledd i telleren i likning (11). Andre ledd i likningen er inntektseffekten. Inntektseffektens fortegn avhenger av individets holdning til

risiko. I det spesifikke tilfellet hvor individet har avtakende absolutt risikoaversjon, vil inntektseffekten føre til at optimalt innrapportert beløp *øker* av høyere skattesats. Avtakende absolutt risikoaversjon betyr at individet ønsker å redusere risikoeksponeringen når inntekten reduseres, og følgelig er  $R(I_C) > R(I_N)$  (Finansdepartementet, 2009a, s. 27). I dette tilfellet er det inntektseffekten som dominerer. Mer generelt er det ikke mulig å bestemme påvirkningen  $t$  har på  $A$  (Alm og Beck, 1991, s. 1045).

Modellen til Alm og Beck foreslår altså at noen av de vanlige tiltakene mot skatteunndragelse, mer ressurser til kontroller og strengere straffer, vil ha en positiv påvirkning på innrapportert beløp  $A$  (Alm og Beck, 1991, s. 1048). I denne utredningen analyseres antallet som innrapporterer skjulte beløp, altså enhver med  $A > 0$ . Økt kontrollintensitet eller strengere straffer vil endre optimalt innrapportert beløp for noen skatteyttere fra null til en positiv verdi, slik at de benytter seg av amnestiordningen.

## 4.2 Skatt og moral

Teoriene basert på Allingham og Sandmos modell har vist seg å ha forklaringskraft for bare en begrenset gruppe av skatteyttere (Arntsen et al., 2011, s. 7). Det er særlig ett problem med den standard økonomiske teorien som peker seg ut: Modellene undervurderer hvor tilbøyelige skatteyttere er til faktisk å oppgi korrekt skattbar inntekt i selvangivelsen (Andreoni et al., 1998, s. 855). I tillegg er de empiriske estimatene for effekten oppdagelsessannsynlighet og størrelse på straffen har på skatteunndragelsene ofte ikke signifikante, og har noen ganger fortegn som er inkonsistente med teorien (Frey, 2003, s. 5). En måte å komme over svakhetene på, er å utvide modellene til å ta høyde for de moralske begrensningene som er involvert i individets beslutning om skatteunndragelse (Bosco og Mittone, 1997, s. 300).

### 4.2.1 Modell for rasjonelle skatteyttere med moralske begrensninger

Bosco og Mittone (1997) legger vekt på to perspektiver når det gjelder hvordan begrepet ”moral” skal defineres i en skatteunndragelseskontekst.

#### *En tilnærming basert på Kant*

Denne tilnærmingen er basert på Kants definisjon av moral. Definisjonen baseres på antakelsen om at det for ethvert individ finnes en ”rettferdig skatt”. Dette er den skatten han

mener det er rettferdig at andre som befinner seg i de samme omstendighetene som han selv skal betale. Slik sett kan en kantiansk moralsk kostnad oppstå uavhengig av om skatteunndragelsen avdekkes eller ikke. Argumentet bygger på at en uriktig innrapportering vil forårsake følelser som angst, skyld eller dårligere selvbilde. Individene opplever disse kostnadene bare dersom de tror at de betaler en mengde skatt lavere enn hva som er rettferdig. Om det motsatte er tilfellet, kan skatteunndragelsen oppfattes som nødvendig selvforsvar og handlingen i seg selv øke individets velferd. Det viktigste trekket ved denne tilnærmingen er at omfanget av unndragelse i et samfunn kan reduseres dersom majoriteten av skatteyterne føler at mengden skatt de må betale er moralsk riktig (Bosco og Mittone, 1997, s. 300).

### *En altruistisk tilnærming*

I denne tilnærmingen er ikke individet bare interessert i sin egen nytte, men er også opptatt av den generelle velferden i samfunnet det lever i (Bosco og Mittone, 1997, s. 300). Slik sett blir beslutningen om å unndra skatt begrenset av vissheten om at egen unndragelse vil redusere ressursene disponible til den sosiale velferden. Her kan den moralske begrensningen defineres på bakgrunn av hvordan samfunnet ser på skatteunndragelse. Dersom skatteunndragelsen avsløres vil individets rykte skades, og en ikke-monetær kostnad realiseres. Denne kostnaden representerer det som kalles *sosial stigmatisering*. Med andre ord kan det tenkes at skatteunndragelse ses på som etisk klanderverdig i et gitt samfunn, og individet må inkludere dette aspektet når det tar valget om å unndra skatt eller ikke.

Cowell (1990) har formalisert fenomenet sosial stigmatisering, og setter individets nytte  $V$  til å være en funksjon av eget nivå av skatteunndragelse  $x$  og størrelsen på aggregert unndragelse i samfunnet  $X$  (Cowell, 1990, s. 110):

$$(1) \quad V(x, X)$$

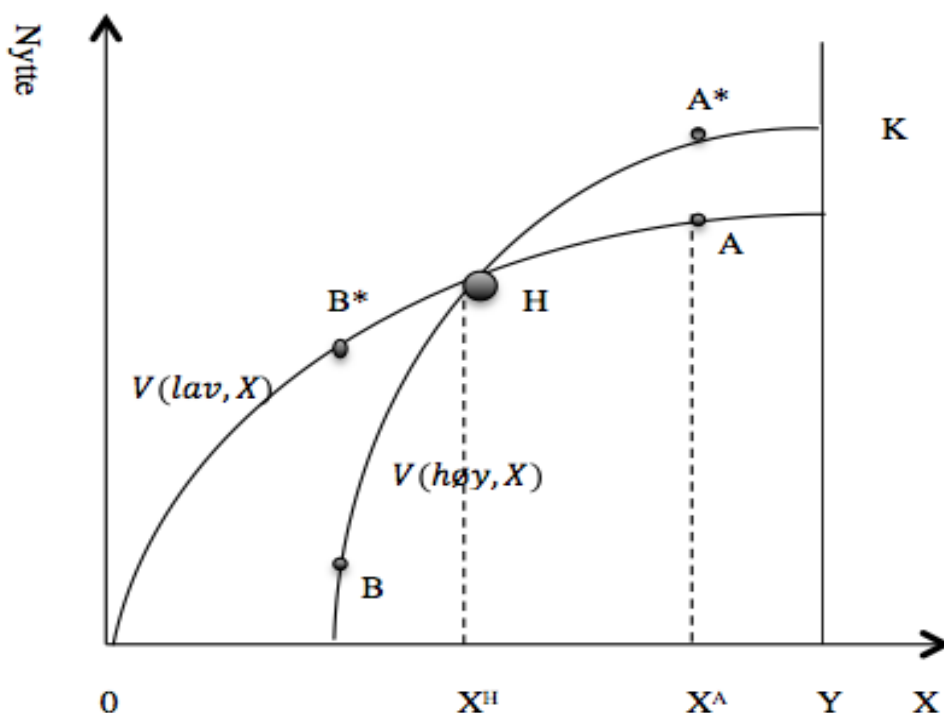
$V(x, X)$  vil naturlig nok også avhenge av individets inntekt  $y$  og skattesatsen  $t$ , men disse er ikke med i modellen av notasjonshensyn (Cowell, 1990, s. 110).

Det er flere årsaker til å inkludere  $X$  i nyttefunksjonen. Den viktigste årsaken, som allerede er nevnt, er den sosiale stigmatiseringen individet kan oppleve dersom skatteunndragelsen blir avslørt. Den sosiale stigmatiseringen kan være høy dersom individet oppfatter seg selv å være i mindretall når det velger å unndra skatt. Dersom tilbøyeligheten til å unndra skatt i samfunnet derimot er stor, kan individet føle seg mye mindre skyldig

moralsk sett. Videre argumenterer Cowell også for at kostnaden ved å unndra skatt synker når  $X$  øker, blant annet fordi det kan bli enklere å finne regnskapsførere som er villige til å bidra til unndragelsen (Cowell, 1990, s. 110).

Dersom man betrakter nyttefunksjonen  $V(x, X)$  nærmere, vil det fremkomme at fortegnene for den første- og andredriverte av  $V$  avhenger av individets syn på egen unndragelse i forhold til det oppfattede nivået på samfunnets unndragelse. Cowell antar at individer ikke vil unndra skatt dersom ingen andre unndrar skatt fordi kostnaden ved skatteunndragelse blir for høy  $V_x(x, 0) < 0$ . Videre innebærer antakelsene at disse kostnadene synker når  $X$  øker slik at  $V_{xX} > 0$  (Cowell, 1990, s. 110).

De viktigste elementene ved denne modellen er illustrert i figur 1, hvor aggregert unndragelse i samfunnet  $X$  er plottet langs x-aksen og det realiserede nyttenivået til individet er plottet langs y-aksen.  $Y$  er aggregert inntekt for alle individene.



Figur 1: Likevekt for skatteunndragelse med sosial stigmatisering

For å forenkle diskusjonen antas det at  $x$  bare kan ha to verdier, enten *lav* hvor individet unndrar lite eller *høy* hvor individet unndrar mye av inntekten sin  $y$ . For hver av disse verdiene er  $V(x, X)$  skissert som en funksjon av  $X$ .  $V(lav, X)$  og  $V(høy, X)$  er i modellen begge oppover-hellende, fordi kostnadene ved skatteunndragelse synker når aggregert nivå

av skatteunndragelse øker. Fordelen individet opplever ved å velge et høyt nivå av skatteunndragelse er en større disponibel inntekt. For lave verdier av  $X$  maksimerer individet nytten ved å velge  $x = lav$ , fordi kostnadene ved  $x = høy$  blir for store.

Når det gjelder hvor likevektene i en slik modell ligger, kan det først betraktes en situasjon hvor en person som unndrar lite lever i en økonomi hvor mange unndrar skatt. Denne personen befinner seg i punkt  $A$  i figur 1.  $A$  er tydelig ikke en likevekt for han, siden  $V(høy, X) > V(lav, X)$  for denne verdien av  $X$ . Individets nytte vil dermed øke dersom det endrer  $x$  fra  $lav$  til  $høy$ , slik at punkt  $A^*$  oppnås. Et liknende resonnement følger for det motsatte tilfellet hvor en person som unndrar mye lever i en økonomi hvor  $X$  er lav og få unndrar skatt; individet vil få økt nytte ved å skifte fra  $B$ , hvor  $x = høy$ , til  $B^*$ , hvor  $x = lav$  (Cowell, 1990, s. 112).

Siden  $x$  er begrenset til bare å ha to verdier, vil allokeringen som gir optimal  $x$  som funksjon av  $X$  blir dannet av segmentene av henholdsvis  $x = lav$  når  $X < X^H$ , og  $x = høy$  når  $X > X^H$  vist ved kurven  $0 - K$  i figur 1 (Cowell, 1990, s. 112). Som eksempel kan man betrakte en økonomi hvor hele populasjonen har samme inntekt og like preferanser (Cowell, 1990, s. 112), og hvor hvert individ bare kan unndra mye eller lite ( $x = høy$ ) eller ( $x = lav$ ). Hvilket eller hvilke punkt i optimal allokering som representerer likevekt for økonomien *som helhet*, er uklart. Skjæringspunktet  $H$  kunne representert en slik likevekt, fordi individet i dette punktet ikke har insentiv til å endre unndragelsesbeslutningen i noen retning. Likevel er ikke dette punktet særlig interessant (Cowell, 1990, s. 112). Ser man for seg en økonomi hvor aggregert skatteunndragelse i samfunnet  $X$  øker forbi  $X^H$ , kan dette skyldes en liten endring en annen plass i systemet, eller fordi ett av individene forandrer mening og går fra  $x = lav$  til  $x = høy$  (individet er som nevnt indifferent mellom de to alternativene i punktet  $H$ ). Dette vil umiddelbart føre til at alle individene som tidligere unndro lite nå unndrar mye, fordi  $V(høy, X^H + dX) > V(lav, X^H + dX)$ , noe som fører til at  $X$  øker ytterligere. Et likt resonnement gjelder også for forstyrrelser av  $X$  i motsatt retning. Av dette fremkommer det at punktet  $H$  er en ustabil likevekt (Cowell, 1990, s. 112). Dermed vil samfunnet ha to stabile likevekter; en der alle individene unndrar lite og en der alle unndrar mye. Små forstyrrelser vil ikke føre til at individene har insentiv til å endre nivået på unndragelsen (Cowell, 1990, s. 113).

Slik modellen fremstilles, tas det ikke høyde for at individene også kan få redusert nytte når nivået på unndragelsen  $X$  i samfunnet øker. Den negative effekten er at staten får mindre ressurser disponible til velferdsgoder, som det er naturlig å tenke seg at individene



---

bryr seg om. I modellen til Cowell er den negative effekten ikke inkludert, slik at nyttekurvene utelukkende stiger i takt med at  $X$  øker. Dersom den negative effekten også blir tatt hensyn til, kan det gi nedover-hellende kurver. Om vi antar at ulempen av redusert tilbud av velferdsgoder er uavhengig av individets nivå på unndragelse kan vi eliminere den negative effekten fra modellen, for å vise hvordan individets optimale nivå av skatteunndragelse avhenger av omfanget av unndragelse i samfunnet.

Teorien til Cowell kan virke noe stilistisk når det antas at bare to ulike nivå på skatteunndragelse er mulig og at alle individene er like. Vi viser derfor til to andre studier som også tar for seg en teoretisk tilnærming til begrepet ”sosial stigmatisering”. Disse studiene har noe mindre strenge antakelser ved at individene kan velge et unndragelsesnivå fra en skala mellom  $[0, y]$ , og at individene kan være ulike på noen områder.

Gordon (1987) antar at individene i et samfunn er like bortsett fra den psykiske kostnaden de opplever om de unndrar skatt. Denne ikke-monetære kostnaden er tilsvarende den som beskrives under den kantianske tilnærmingen, og påløper uavhengig av om unndragelsen avsløres eller ikke. I tillegg til denne psykiske kostnaden avhenger individenes nytte av konsumnivået deres og en eventuell stigmatiseringskostnad. Stigmatiseringskostnaden vil realiseres hos individ som unndrar skatt og avsløres slik Cowell beskriver. I likhet med Cowells teori reduseres stigmatiseringen når omfanget av skatteunndragelse øker i samfunnet, og skatteunndragelse blir mer gunstig for individet. Følgene av at individene opplever ulik psykisk kostnad for et gitt nivå av aggregert skatteunndragelse er at det eksisterer likevekter der noen ikke unndrar skatt, mens andre unndrar. Videre vil det være ulike optimale nivå for skatteunndragelse hos de som velger å unndra.

Kim (2001) antar at individene i økonomien har ulik inntekt, men at de ellers er like. Hovedbudskapet er at det er en individuell og en sosial effekt som definerer likevektene for nivået på skatteunndragelse i samfunnet. Den individuelle effekten er de forventede økonomiske konsekvensene av skatteunndragelse for hvert individ. Når individene har ulik inntekt er marginalnyttan av økt inntekt forskjellig, og følgelig varierer optimalt nivå for skatteunndragelse. Den sosiale effekten er stigmatiseringen som oppleves dersom en eventuell skatteunndragelse avsløres. Som beskrevet av Cowell og Gordon reduseres stigmatiseringskostnaden med omfanget av skatteunndragelse i samfunnet. Kim inkluderer også muligheten for at stigmatiseringen øker med størrelsen på beløpet som blir unndratt. Dersom individene i økonomien er like nok argumenterer Kim for at den sosiale effekten dominerer, og at det eksisterer flere likevekter for omfanget av skatteunndragelse i

samfunnet. I likhet med Gordons teori kan individene ha ulikt optimalt nivå for skatteunndragelse i disse likevektene.

De ekstreme utfallene i Cowells modell der alle individer ender opp med å unndra nøyaktig like mye skatt, må altså modifiseres når det er snakk om ulike individ. Imidlertid gjelder de viktigste poengene i Cowells modell fortsatt. Det er mulig å finne en ”epidemi” av unndragelse, hvor det som driver prosessen er den fleksibiliteten som ligger i de moralske kodene et samfunn står overfor. Slik sett kan ærlighet i skatteunndragelsesspørsmål vel så godt være et resultat av de sosiale normene som råder i samfunnet individet lever i, heller enn personlig overbevisning om at det å unndra skatt ikke er greit (Cowell, 1990, s. 114).

### ***Moralens betydning for valget om å unndra skatt***

Under forutsetningene som tas i Bosco og Mittones, i tillegg til Cowells, teori, kan optimalt nivå av skatteunndragelse reduseres for en del individer på grunn av moralske kostnader. Dette kan forklare de empiriske funnene som viser at mange velger å ikke unndra selv om det kan virke rasjonelt målt i penger (Bosco og Mittonne, 1997, s. 302). På grunnlag av rammeverket som er brukt her, kan det hevdes at for disse skatteyterne var de ikke-monetære ulempene ved å unndra høyere enn de monetære fordelene. Det er imidlertid viktig å bemerke at de moralske begrensningene har blitt definert på en slik måte at de motsatte resultatene også er mulige. Legger vi Boscos og Mittones samt Cowells teori til grunn, er det altså ikke bare sannsynligheten for å bli avslørt  $p$  og strafferaten  $f$  som avgjør individers valg om å unndra skatt eller ikke. Også variabler som fanger opp det sosiale klimaet og den oppfattede rettferdigheten av skattesystemet er av betydning for å forstå fenomenet fullt ut (Bosco og Mittonne, 1997, s. 302).

Disse perspektivene på skattemoral kan gi en forklaring på hvorfor individer benytter seg av skatteamnestiordningen. Å vite at man betaler en skatt som er mindre enn hva man egentlig anser som rettferdig, kan gi en negativ psykisk kostnad man ikke vil leve med. I tillegg vil frykten for å bli sosialt stigmatisert ved avsløring også bidra til at man velger å rapportere inn skjulte inntekter og formuer. Vi vil i den empiriske delen av oppgaven undersøke om moral har noe å si for bruken av skatteamnestiordningen.

## **4.3 Tidligere studier om skatteunndragelse**

For å få en bedre oversikt over hva man kan forvente å finne i en studie om skatteunndragelse, er det formålstjenlig å se på hvilke resultater tidligere forskning har gitt.

---

Som kjent er det ikke alltid teori stemmer overens med bildet som finnes i virkeligheten. Vi har funnet få empiriske undersøkelser angående hvilke faktorer som påvirker individers beslutning om deltakelse i et skatteamnesti (hvorfor folk *slutter* å unndra skatt), men likevel mener vi det er hensiktsmessig å se hva tidligere studier om ”klassisk” skatteunndragelse (hvorfor folk *begynner* å unndra skatt) tilsier. Dette er fordi det kan tenkes at det er noen av de samme faktorene som påvirker et individs valg om å begynne å unndra skatt som å slutte å unndra skatt. En slik gjennomgang kan også hjelpe oss med kategoriseringen av egne data.

Athanasios O. Tagkalakis (2012) undersøker i sin studie fra Hellas effekten av økt kontrollintensitet i områder det antas at det er mye skatteunndragelse. Fokuset for kontrollen er unndragelse av merverdiavgift hos virksomheter plassert i viktige turistdestinasjoner og i områder med økt økonomisk aktivitet. Tagkalakis finner at økt kontrollintensitet øker skatteetterlevelsen, og at effekten er størst i områder med høy arbeidsledighet, på øyene og på steder der utdanningsnivået er lavt (Tagkalakis, 2012, s. 5). Ut fra denne studien kan vi forvente at medias omtale av skattemyndighetenes skjerpelse av kontrollvirksomheten kan øke antallet personer som benytter seg av skatteamnestiordningen.

Feld og Frey (2002) har testet de teoretiske sammenhengene i forholdet mellom skattemyndigheter og skattebetalere gjennom en studie utført på sveitsiske data for årene 1970-1995. Spørreundersøkelser ble sendt til skattemyndighetene i hver av de 26 sveitsiske kantonene. I undersøkelsen ble det stilt detaljerte spørsmål om de formelle prosedyrene utviklet for å avdekke skatteunndragelse, og hvilke rettslige sanksjoner som blir iverksatt i tilfeller der avsløringer skjer. Eksempel på spørsmål var bruken av og størrelsen på bøter, kontrollintensitet fra myndighetenes side og eksistensen av skatteamnestier. I tillegg ble det stilt spørsmål om hvordan kontrollørene behandlet individer som hadde feil i innrapporteringene sine (Feld og Frey, 2002, s. 15). Resultatene ble noe overraskende i forhold til hva standard teori predikerer, og peker i retning av at det å ta hensyn til individenes moral virkelig er nødvendig for å forstå fenomenet om skatteetterlevelse fullt ut. Riktignok finner Feld og Frey at en økning i bøkene reduserer skatteunndragelse slik standardteori tilsier, men de finner også at høyere risiko for å bli tatt *øker* underrapportering (Feld og Frey, 2002, s. 17). Dette kan indikere at den indre motivasjonen individene har til å betale skatt blir faset ut av høyere kontrollintensitet, og at denne ”crowding out”-effekten er sterkere enn frykten for å bli avslørt. Dersom man legger resultatene fra denne studien til grunn, er det ikke like sikkert at medias omtale av skattemyndighetenes kontrollvirksomhet vil øke antallet personer som benytter seg av skatteamnestiordningen.

En annen interessant studie er gjort av Kleven et al. (2011). Artikkelforfatterne gjennomførte i perioden 2007-2008 et eksperiment i Danmark, hvor de sammenlikner nivået av skatteunndragelse ved tredjeparts-rapportering med selvrapportering av inntekter. Tredjeparts-rapportering vil si at det ikke er individet selv som melder inn til skattemyndighetene hva de har tjent, men typisk hans eller hennes arbeidsgiver. Funnene viser at det nesten ikke unndras skatt i de tilfellene hvor tredjepart står for innrapportering, mens skatteunndragelsen er omfattende når det gjelder selvrapportert inntekt. Unndragelsen i sistnevnte situasjon ble likevel redusert når individet tidligere hadde opplevd å bli kontrollert av myndighetene, og når de ble varslet gjennom brev at kontroll var sannsynlig. Resultatene støtter slik sett teorien basert på Allingham og Sandmos tradisjon: Unndragelsen reduseres når opplevd sannsynlighet for å bli avslørt er høy.

## 5. Datagrunnlag

Datasettet vi har brukt i analysene er konstruert på bakgrunn av data vi har fått fra Skatteetaten og data vi har samlet inn selv gjennom databasen A-tekst. Vi gir først en gjennomgang av hvordan innsamlingen foregikk. Deretter presenteres kategoriene som er valgt, og kriteriene som ligger til grunn for hvilke artikler som hører innunder hver enkelt kategori.

### 5.1 Data om bruken av skatteamnestiordningen

Fra Skatteetaten mottok vi et datasett bestående av 841 observasjoner, som ga en fullstendig oversikt over alle som har benyttet seg av skatteamnestiordningen fra 2005 og frem til april 2012. For alle utenom to av observasjonene fikk vi informasjon om dato for innrapporteringen, mens størrelsen på det skjulte beløpet og landet hvor inntekten eller formuen tidligere var plassert, ble oppgitt når denne informasjonen var tilgjengelig for Skatteetaten ved registreringstidspunktet.

Fordi det bare var henholdsvis én og tre personer som fikk skatteamnesti i 2005 og 2006, har vi valgt heller å konsentrere analysene rundt observasjonene fra og med 2007. De to observasjonene som det mangler dato for er luket ut, siden tidspunkt er nødvendig ved analyse av tidsserier. Videre i datainnsamlingen har vi derfor avgrenset søkene til å gjelde perioden fra januar 2007 til april 2012.

### 5.2 Innhenting av data gjennom A-tekst

Ved innhenting av de resterende dataene brukte vi databasen A-tekst. Dette er en database for søk i arkivene til alle norske papir- og nettaviser, med muligheter for å avgrense et søk. Datasettet består av artikler i en av disse aviskildene som inneholder opplysninger eller utsagn som kan tenkes å påvirke valget de med skjulte formuer har om å benytte seg av skatteamnestiordningen. Som søkeord brukte vi ”skatteunndragelse”, ”skatteamnesti”, ”skatteparadis”, ”skattesvik” og ”skjulte formuer”. Totalt ble 14261 treff fra A-tekst gjennomgått. Med disse søkeordene kom det i tillegg til relevante artikler også frem oppslag som handlet om helt andre og ikke aktuelle saker. Blant annet kan det nevnes mange oppslag om Berlusconi, og ordrette referat fra 22/7-rettssaken der begrepet ”skatteparadis” nevnes en gang i løpet av en hel dag i retten. Vi forsøkte å lage objektive kriterier for hvilke artikler

som ble inkludert. Vi har ikke tatt med saker der de som unndrar skatt ikke hadde noen tilknytning til Norge. Vi har også utelatt artikler som omhandler et annet tema, men der ett av søkeordene nevnes en gang langt ute i teksten. Til slutt ble 1386 artikler ansett som relevante og inkludert i datasettet. Vi er klar over at vi med søkeordene vi brukte ikke fikk fanget opp absolutt alle avisoppslag som kunne vært aktuelle, men vi tror likevel vi fikk dekket de mest omtalte og vesentlige sakene innenfor området.

### **5.2.1 Vekting av medieoppslag**

Ettersom det er forskjell på hvor mange som leser en riksavis i forhold til en lokalavis, vektet vi avisartiklene med faktorer beregnet på grunnlag av avisenes lesertall. Vi brukte Aftenposten Morgen som utgangspunkt for forholdstallene. Eksempelvis vil en artikkel i en avis med halvparten så mange lesere som Aftenposten telle som 0,5 i datasettet.

For papiravisene tok vi utgangspunkt i informasjonssentralen *Medienorge* (2013), som i samarbeid med Mediebedriftenes Landsforening har tilgang til lesertall for papiraviser som deltar i mediebruksundersøkelsen Forbruker & Media gjennomført av TNS Gallup tilbake til 1999.

For nettavisene er det ikke lesertall tilgjengelige for alle aviser for perioden vi analyserer, så her brukte vi faktoren beregnet fra 2011 for hele perioden 2007 til april 2012. Vi antar dermed at forholdet på lesertallene mellom de ulike avisene om lag er det samme hvert år, selv om de absolutte størrelsene varierer.

### **5.2.2 Kategorisering**

Under innsamlingen fra A-tekst forsøkte vi å ta med alle avisoppslag som i følge teorien kan tenkes å påvirke antallet av innrapporterte inntekter og formuer; oppslag angående sannsynligheten for å bli oppdaget, straffeutmåling og artikler som appellerer til folks moral. Ideelt sett skulle man helst hatt klare kategorier for å kunne teste effekten av disse variablene hver for seg, men dette lot seg ikke gjøre fordi de fleste avisartiklene omfattet flere temaer. For eksempel var det mange avisoppslag som både tok for seg avsløring av og straff for skatteunndragelse. I disse tilfellene grupperte vi dem i samme kategori, ettersom det ikke gikk an å skille dem fra hverandre siden en person som blir straffet også er avslørt.

I andre situasjoner sto vi overfor problematikken med at artikkelen dekket tema som faktisk kunne og burde skilles, for eksempel oppslag om bruken av skatteamnestiordningen supplert med et par linjer om informasjonsutvekslingsavtalene. Her la vi ved

---

kategoriseringen vekt på overskriften i artikkelen, samt hva hovedbudskapet for teksten var. Etter endt innhenting og nøye gjennomgang av observasjonene grupperte vi artiklene i syv kategorier.

### ***Per Ditlev-Simonsen***

Denne kategorien inkluderer alle artikler som omhandler avsløringen av tidligere Oslo-ordfører Per Ditlev-Simonsens hemmelige bankkonto i Sveits. Årsaken til at disse oppslagene får en egen kategori, er at flere mediehus hevder at Skatteetaten mottok et rush med innrapporterte utenlandsformuer i tiden etter at Ditlev-Simonsen ble avslørt i august 2007. Vi ønsker å undersøke om det er en sammenheng.

### ***Skatteamnestiordningen***

I denne kategorien plasseres saker som opplyser om skatteamnestiordningen; hvor mange som innrapporterer skjulte formuer, beløpene Skatteetaten får inn og fakta om hvordan ordningen fungerer i praksis. Etersom personer med skjulte formuer i utlandet ikke kan benytte seg av amnestiordningen med mindre de vet om den, antar vi at slike opplysningsartikler vil kunne øke antallet av personer som innrapporterer skjulte formuer.

### ***Avsløringer og straff – skatteparadis***

Ifølge teorien vil sannsynligheten for å bli oppdaget og straffet være faktorer som påvirker personer med skjulte inntekter og formuer til å søke om skatteamnesti. I tillegg påvirker omfanget av skatteunndragelse i samfunnet skattemoralen. Denne kategorien fanger opp disse faktorene, og inkluderer avisoppslag som omhandler konkrete tilfeller hvor personer er mistenkt, tiltalt, siktet, dømt eller straffet med bøter og fengsel for unndragelse ved hjelp av skatteparadis.

### ***Tiltak mot skatteparadis***

Denne kategorien favner om alle avisoppslag som tar for seg tiltakene norske myndigheter gjør i kampen mot skatteparadisene, samt arbeidet som blir gjort på internasjonalt nivå. Eksempelvis tilhører artikler om informasjonsutvekslingsavtaler og betalingskortprosjektet denne kategorien. Kategorien inneholder også artikler om Liechtenstein-skandalen i februar 2008, der norske myndigheter mottok opplysninger om nordmenns kontoer i LGT-bank. I tillegg var det i perioden januar 2011 stort fokus rundt Wikileaks' trussel om avsløring av personer med hemmelige formuer, og også disse avisoppslagene faller inn under denne

kategorien. Medieomtale av slike saker antas å øke antallet av personer som benytter seg av skatteamnestiordningen, fordi den opplyser om at risikoen for å bli avslørt stadig øker.

### ***Skatteparadisenes negative konsekvenser***

Flere artikler tok for seg hvilke skadelige konsekvenser skatteparadisenes lovverk har for verdenssamfunnet. I denne kategorien plasseres avisoppslag som omhandler hvordan skatteparadisene bidro til finanskrisen, hvordan de bidrar til å tappe u-land for kapital, og at skatteparadisene brukes til å finansiere terror. Slike artikler vil kunne appellere til folks moral og muligens påvirke dem til ikke å ville støtte opp om skatteparadisenes uheldige lovverk.

### ***Dobbeltmoral stat og politikere***

Avsløringer av politikere som driver skattesnyteri, eller uttrykker en likegyldig holdning til problematikken, kan være med på å undergrave skattemoralen i samfunnet (Fallan, 2007, s. 11-14). Denne kategorien inkluderer artikler som problematiserer myndigheters og politikeres handlinger eller holdninger til skatt. Det er imidlertid ingen artikler som omhandler avsløringer av ulovlige forhold. Blant annet inneholder kategorien oppslag om *Statens Pensjonsfond – utlands* investeringer i skatteparadis, og hvordan Thorbjørn Jagland synes det er uproblematisk at han slipper å skatte til verken Frankrike eller Norge for toppjobben i Europarådet.

### ***Avsløringer og straff – annen skatteunndragelse***

I denne kategorien inkluderes avisoppslag om konkrete tilfeller hvor personer er mistenkt, tiltalt, siktet, dømt eller straffet med bøter eller fengsel for skatteunndragelse, sett bort fra tilfeller der unndragelsen er begått ved hjelp av skatteparadis (*Avsløringer og straff - skatteparadis*).

## **5.2.3 Artikler som er utelatt fra analysene**

Videre gikk vi gjennom flere artikler som ikke lot seg kategorisere da det var for få artikler som omhandlet det aktuelle temaet. Disse avisoppslagene ble utelukket fra analysene siden kategorier med få observasjoner gir resultater vi ikke kan stole på. Artikkene ble heller ikke vurdert til å være særlig sentrale for problemstillingen vår, siden ingen direkte omhandlet skjulte formuer/inntekter, skatteamnesti eller skatteparadis. Et eksempel er artikler om Skatteetatens bruk av roboter for å avsløre skatteunndragelse ved netthandel.



---

## 6. Metode

Vi analyserer hvordan mengden av medieoppslag påvirker antallet innrapporteringer av skjulte inntekter og formuer til Skatteetaten i bestemte tidsperioder. Antallet som har fått amnesti i perioden, er en tellevariabel. Tellevariabler kjennetegnes ved at de teller antallet ganger en bestemt hendelse inntreffer (Cameron og Trivedi, 1998, s. 1). Vi benytter oss av to modeller som er laget for analyse der den avhengige variabelen er en tellevariabel; Poisson-modellen og NB2-modellen til Cameron og Trivedi. Antallet personer som har fått amnesti og antall avisoppslag er målt i bestemte etterfølgende perioder. Følgelig er variablene også tidsseriedata (Wooldridge, 2009, s. 340). Tidsserieanalyse lar oss undersøke om presseoppslag i én periode kan ha betydning for innrapporteringen av skjulte inntekter og formuer i de etterfølgende periodene.

Dette kapitlet gir en kort teoretisk presentasjon av modellene og tidsseriedata. Vi legger vekt på hvilke forutsetninger som må være oppfylt for at man kan stole på resultatene, samt alternative fremgangsmåter dersom noen av forutsetningene ikke er oppfylt.

### 6.1 Poisson-modellen

Poisson-fordelingen ble første gang introdusert av den franske matematikeren Siméon-Denis Poisson i 1837. Fordelingen gir oss sannsynligheten for å observere et gitt antall av en bestemt hendelse. Poisson-modellen bygger på denne fordelingen, og er et vanlig utgangspunkt når man analyserer tellevariabler.

For at modellen skal estimere forekomsten av en hendelse riktig, må hendelsene inntreffe én om gangen. Videre må hendelsene i et tidsintervall være uavhengige av hverandre. Til slutt må sannsynlighetsfordelingen for antallet hendelser i et tidsintervall bare avhenge av lengden på intervallet, og ikke selve tidspunktet hendelsen inntreffer (Tijms, 2007, s. 103, 108 og 118).

Poisson-modellen lar oss estimere hvordan ulike observerbare karakteristika påvirker *forventet antall* hendelser i en bestemt periode. Vi lar  $y_t$  være antallet ganger hendelsen inntreffer i periode  $t$ , og  $y_t$  kan dermed ta verdiene 0, 1, 2 osv.  $x_t$  er de observerte karakteristikaene i periode  $t$ . Karakteristikaenes påvirkning på forventningsverdien markeres med et sett koeffisienter:  $\beta$ . Sammenhengen mellom karakteristikaene og forventningsverdien antas å være av logaritmisk form, altså at en enhets endring i  $x_t$  fører til en prosentvis endring i forventningsverdien. Forventningsverdien kan variere over tid ut i fra

de observerte karakteristikaene, og vi sier at forventningsverdien er lik det betingede gjennomsnittet. Det er altså følgende sammenheng vi er ute etter å estimere:

$$E(y_t|x_t) = e^{(x_t'\beta)}$$

For å estimere  $\beta$  er første steg å ta utgangspunkt i Poisson-fordelingen. Fordelingen gir oss *sannsynligheten* for at  $y_t$  har en bestemt verdi  $y$ , eksempelvis at hendelsen inntreffer akkurat tre ganger i periode  $t$ . Forutsetningene som må være oppfylt for å bruke Poisson-fordelingen er at  $y_t$  er Poisson-fordelt med forventet verdi  $\mu_t = e^{(x_t'\beta)}$ . Poisson-fordelingen gir oss dette uttrykket for punktsannsynlighetene:

$$P(y_t = y|x_t) = \frac{e^{-\mu_t} \mu_t^{y_t}}{y_t!}$$

Neste steg er å bruke punktsannsynlighetene i log likelihood-funksjonen for å produsere estimater for  $\beta$  (Verbeek, 2012, s. 231-232). Dette er en maximum likelihood-metode som finner de estimatene for  $\beta$  som maksimerer logaritmen til sannsynligheten for de observerte verdiene av  $y_t$  (Verbeek, 2012, s. 180-181).

Maximum likelihood-funksjonen:

$$\text{maks}_{\beta} L(\beta) = \sum_{t=1}^T \frac{e^{-\mu_t} \mu_t^{y_t}}{y_t!}$$

Log likelihood-funksjonen:

$$\text{maks}_{\beta} \log L(\beta) = \sum_{t=1}^T (-\mu_t + y_t * \log \mu_t - \log y_t!)$$

Dersom observasjonene er gjensidig uavhengige og antakelsen om at  $y_t$  er Poisson-fordelt er korrekt, gir metoden konsistente, asymptotisk effektive og asymptotiske normalfordelte estimater for  $\beta$ . At  $y_t$  skal være Poisson-fordelt betyr at variansen og forventningsverdien er like (Verbeek, 2012, s. 232):

$$E(y_t|x_t) = \text{Var}(y_t|x_t) = \mu_t$$

Det har imidlertid vist seg at overdispersjon, det vil si at variansen er større enn forventningsverdien, er vanlig i mange datasett. Konsekvensen av overdispersjon ved bruk av Poisson-modellen er at de estimerte standardavvikene underestimeres, og at man følgelig feilaktig kan konkludere med at koeffisienter er statistisk signifikante. Estimaten for koeffisientene er imidlertid konsistente så lenge funksjonen for det betingede gjennomsnittet er riktig spesifisert (Cameron og Trivedi, 2009, s. 560-561).

Det finnes flere måter å ta hensyn til overdispersjon. Ett alternativ er å bruke quasi-maximum likelihood-metoden. Denne metoden tar også utgangspunkt i Poisson-fordelingen, men er en maximum likelihood-metode som gir et estimat på variansen som er robust mot overdispersjon (Cameron og Trivedi, 2009, s. 553-556). Standardmodellen for data med overdispersjon er imidlertid NB2-modellen til Cameron og Trivedi (Cameron og Trivedi, 1998, s. 71).

## 6.2 Modell for negative binomiske data

NB2-modellen ble utviklet av Cameron og Trivedi i 1986. Forventningsverdien uttrykkes på samme måte som i Poisson-modellen:  $E(y_t|x_t) = e^{(x_t'\beta)}$ . Modellen tillater imidlertid at variansen kan være større enn det betingede gjennomsnittet. Variansen i modellen uttrykkes på følgende måte:

$$\text{Var}(y_t|x_t) = (1 + \alpha * e^{(x_t'\beta)}) * e^{(x_t'\beta)}$$

Graden av overdispersjon indikeres av parameteren  $\alpha$ . Merk at når  $\alpha$  beveger seg mot null, nærmer NB2-modellen seg Poisson-modellen. I motsetning til Poisson-modellen, er ikke NB2-modellen konsistent hvis ikke uttrykket for variansen er rett spesifisert. Modellen fungerer imidlertid ofte godt i praksis, da det har vist seg at uttrykket for variansen er en mer generell tilnærming enn den som forutsettes i Poisson-modellen (Cameron og Trivedi, 2009, s. 563).

## 6.3 Tidsserier

I analyser av tidsseriedata er det vanlig at autokorrelasjon forekommer. Autokorrelasjon innebærer at residualene fra regresjonen er korrelert. Residualene inneholder alle faktorer som har betydning for den avhengige variabelen  $y_t$ , men som vi ikke har kontrollert for i regresjonen. I mange tilfeller kan det være en viss sammenheng mellom disse faktorene over tid, og følgelig har vi autokorrelasjon. Sagt på en annen måte er autokorrelasjon at den avhengige variabelen  $y_t$  er avhengig av tidligere verdier av  $y$  (Verbeek, 2012, s. 112). Konsekvensen av autokorrelasjon er at antakelsene om variansens form i Poisson-modellen og NB2-modellen ikke holder. Følgelig kan vi ikke foreta statistisk inferens. Estimaten for koeffisientene,  $\beta$ , er imidlertid konsistente (Cameron og Trivedi, 1998, s. 226).

En løsning for å eliminere autokorrelasjon er å kontrollere for tidligere verdier av  $y$  i analysen, eksempelvis  $y_{t-1}$ . Dette innebærer at forventningsverdien i Poisson-modellen og i NB2-modellen avgjøres av både karakteristika observert i periode  $t$  og  $y_{t-1}$ .

$$\mu_{t|t-1} = E(y_t | x_t, y_{t-1})$$

Blundell, Griffith og Windmeijer (1995) argumenterer for at det er logaritmen av  $y_{t-1}^*$  som bør inkluderes i modellen.  $y_{t-1}^*$  er en enkel transformasjon der  $y_{t-1}$  er addert med verdien én, for å unngå null-verdier som det ikke lar seg gjøre å ta logaritmen av. Denne fremgangsmåten gir oss følgende uttrykk for det betingede gjennomsnittet:

$$\mu_{t|t-1} = e^{(x_t'\beta + \rho \ln y_{t-1}^*)} = e^{(x_t'\beta)} * (y_{t-1}^*)^\rho$$

Metoden kan i tillegg inkludere tidligere verdier av  $y$  dersom det er nødvendig for å eliminere forekomsten av autokorrelasjon (Cameron og Trivedi, 1998, s. 238).

## 6.4 Tolkning av koeffisientene i modeller for telledata

Når vi har funnet konsistente estimater for koeffisientene, kan vi også finne ut hvordan de ulike observerbare karakteristikaene påvirker forventet verdi av  $y_t$ . Koeffisientene er semi-elastisiteter:

$$\beta_k = \frac{\partial E(y_t | x_t)}{\partial x_{tk}} * \frac{1}{E(y_t | x_t)}$$

Vi lar  $\beta_k$  være koeffisienten til et bestemt karakteristika  $x_{tk}$ .  $\beta_k$  multiplisert med 100 er hvor mye forventet verdi av  $y_t$  prosentvis endrer seg når  $x_{tk}$  øker med en enhet. Koeffisientene lar oss også finne margineffekten av en enhets endring i  $x_{tk}$ , som uttrykkes slik:

$$\frac{\partial E(y_t | x_t)}{\partial x_{tk}} = e^{(x_t'\beta)} * \beta_k$$

Forandringen i forventningsverdien til  $y_t$  vil ha samme fortegn som  $\beta_k$ . Det kommer av at siden  $y_t$  er en tellevariabel, må det betingede gjennomsnittet være positivt. Legg merke til at det betingede gjennomsnittet kan variere over tid i datasettet. Den nøyaktige påvirkningen fra en enhets endring i  $x_{tk}$  på  $E(y_t | x_t)$  avhenger av hvordan  $x_{tk}$  påvirker  $e^{(x_t'\beta)}$ , og vil dermed også kunne variere avhengig av karakteristikaene som observeres på tidspunkt  $t$ . Derfor kan det være hensiktsmessig å se på margineffekten for gjennomsnittsobservasjonen, ved å ta gjennomsnittet av  $x_t$  (Verbeek, 2012, s. 234-235) og (Cameron og Trivedi, 2009, s. 562).

## 7. Deskriptiv statistikk

I dette kapittelet gir vi en presentasjon av dataene vi benytter, og noen av sammenhengene vi forventer å finne mellom innrapporteringen av skjulte beløp og relevante medieoppslag.

### 7.1 Innrapportering av skjulte beløp – ukesdata

I datasettet som benyttes i analysene er det 836 skatteyttere som har fått skatteamnesti. Fra tabell 1 fremkommer det at vi har observasjoner av de ulike variablene fra 278 uker. Gjennomsnittlig rapporteres det inn 3,01 inntekter og formuer til Skatteetaten hver uke. Spennet er imidlertid stort, da det er noen uker hvor ingen søker om skatteamnesti og andre uker hvor hele 39 skjulte formuer eller inntekter har blitt innrapportert.

Variabel	Observasjoner	Gjennomsnitt	Standardavvik	Min	Max
Amnesti	278	3,01	3,92	0	39

Tabell 1: Deskriptiv statistikk av Amnesti

Når gjennomsnittet for utvalget er 3,01 og variansen  $3,92^2=15,36$ , ser det ut til at det er overdispersjon i datasettet.

Amnesti	Frekvens	Prosent	Kumulativ prosent
0	67	24,1	24,1
1	48	17,3	41,4
2	51	18,4	59,7
3	27	9,7	69,4
4	23	8,3	77,7
5	13	4,7	82,4
6	15	5,4	87,8
7	12	4,3	92,1
8	2	0,7	92,8
9	7	2,5	95,3
10	5	1,8	97,1
11	1	0,4	97,5
12	2	0,7	98,2
13	1	0,4	98,6
15	1	0,4	98,9
21	1	0,4	99,3
22	1	0,4	99,6
39	1	0,4	100
<b>Total</b>	<b>278</b>	<b>100</b>	

Tabell 2: Frekvensen av uker med ulike innrapporteringstall

Når det gjelder fordelingen av observasjonene, ser vi fra tabell 2 at frekvensen er høyest for uker der det ikke innrapporteres noen formuer eller inntekter; i 67 av 278 uker er det null personer som søker om skatteamnesti. Selv om det i enkelte uker er over 20 og 30 personer som melder inn skjulte beløp, er det relativt lave gjennomsnittet på 3,01 naturlig når frekvensen av innrapporteringer er høyest for de laveste verdiene. Følgelig vil en høy andel av utvalget i dette tilfellet klynge seg rundt noen få verdier. For eksempel ser man at det i 92,1 % av ukene innrapporteres syv eller færre skjulte beløp til Skatteetaten.

## 7.2 Innrapportering av skjulte beløp – månedsdata

For datasettet hvor måneder er tidsenhet, har vi observasjoner for de ulike variablene fra 65 måneder. I gjennomsnitt rapporteres det inn 12,86 skjulte beløp hver måned, men antallet innrapporteringer varierer fra 0 til 53.

Variabel	Observasjoner	Gjennomsnitt	Standardavvik	Min	Max
Amnesti	65	12,86	11,25	0	53

*Tabell 3: Deskriptiv statistikk av Amnesti*

Fra tabell 4 fremkommer det at prosentandelen av måneder hvor det ikke rapporteres inn noen skjulte beløp til Skatteetaten er mindre enn for datasettet hvor uker er tidsenhet. Bare i 9,2 % av månedene skjer det ingen innrapporteringer. De frekvensene av innrapporteringer som skjer hyppigst per måned, er at 5, 7, 8, 9 og 13 personer benytter seg av skatteamnestiordningen. Disse antallene oppstår i fire måneder hver.

Amnesti	Frekvens	Prosent	Kumulativ prosent
0	6	9,2	9,2
1	2	3,1	12,3
2	2	3,1	15,4
3	3	4,6	20,0
4	3	4,6	24,6
5	4	6,2	30,8
6	1	1,5	32,3
7	4	6,2	38,5
8	4	6,2	44,6
9	4	6,2	50,8
10	1	1,5	52,3
11	1	1,5	53,9
12	1	1,5	55,4
13	4	6,2	61,5
14	1	1,5	63,1
15	2	3,1	66,2
16	3	4,6	70,8
17	2	3,1	73,9
19	2	3,1	76,9
20	1	1,5	78,5
21	2	3,1	81,5
22	2	3,1	84,6
23	2	3,1	87,7
24	1	1,5	89,2
29	1	1,5	90,8
30	1	1,5	92,3
34	1	1,5	93,9
36	1	1,5	95,4
37	1	1,5	96,9
43	1	1,5	98,5
53	1	1,5	100
<b>Total</b>	<b>65</b>	<b>100</b>	

Tabell 4: Frekvensen av måneder med ulike innrapporteringstall

## 7.3 Medieoppslag

### 7.3.1 Samlet mengde avisoppslag

Videre vil den deskriptive statistikken baseres på ukentlige data. For å finne den samlede effekten alle kategoriene har på antall personer som benytter seg av skatteamnestiordningen, genererte vi variabelen ”Medieoppslag”. Denne variabelen består av samlet antall vektete medieoppslag fra alle kategoriene.

Variabel	Observasjoner	Gjennomsnitt	Standardavvik	Min	Max
Medieoppslag	278	2,41	4,54	0	48,36

Tabell 5: Deskriptiv statistikk av Medieoppslag

Tabell 5 viser at det i gjennomsnitt publiseres 2,41 vektete avisoppslag om skatteunndragelse i uken.

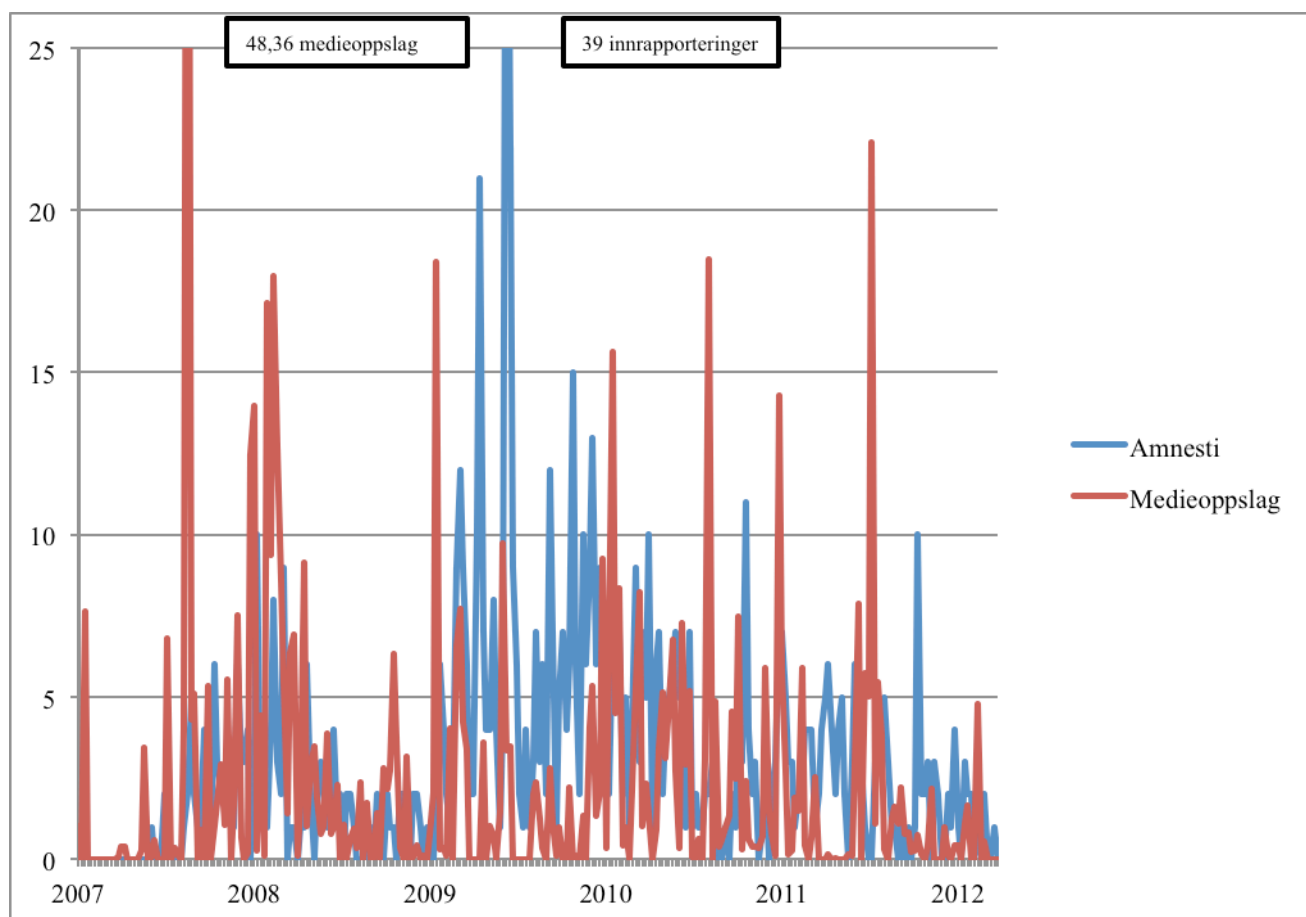
Medieoppslag (M)	Frekvens	Prosent	Kumulativ prosent
M=0	77	22,7	27,7
0<M≤1	78	28,1	55,8
1<M≤2	30	10,8	66,6
2<M≤3	24	8,6	75,2
3<M≤4	14	5,0	80,2
4<M≤5	10	3,6	83,8
5<M≤6	14	5,0	88,9
6<M≤7	7	2,5	91,4
7<M≤8	6	2,2	93,5
8<M≤9	3	1,1	94,6
9<M≤10	4	1,4	96,0
10<M≤15	4	1,4	97,5
15<M≤20	5	1,8	99,3
20<M≤30	1	0,4	99,6
M>30	1	0,4	100
Total	278	100	

Tabell 6: Frekvensen av uker med ulike antall vektete medieoppslag

Videre viser tabell 6 at det i 77 av ukene ikke ble publisert noen relevante artikler, mens den maksimale verdien av relevante avisoppslag som har blitt publisert i samme uke var 48,36 vektete artikler. I 96 % av ukene ble det publisert ti eller færre medieoppslag om skatteunndragelse.

Dersom man betrakter utviklingen over tid, ser vi fra figur 2 at antallet innrapporteringer har økt når utviklingen sammenlignes med starten av utvalgsperioden. I 2007 fikk 57 personer skatteamnesti, mot 94 personer i 2008 og hele 335 i 2009. I 2010 og 2011 var antallet imidlertid noe lavere, da henholdsvis 188 og 143 personer benyttet seg av amnestiordningen.





Figur 2: Medieoppslag (vektet) og bruk av skatteamnestiet over tid

Innrappoteringen holder seg for det meste under 15 tilfeller per uke, men har enkelte topper som skiller seg ut, blant annet uke 26 i juni 2009 hvor 39 personer fikk amnesti som nevnt tidligere. For lettere å kunne se variasjonen i henholdsvis amnesti- og medieoppslagsvariabelen, er skaleringen redusert slik at denne observasjonen ikke er illustrert i figur 2 eller følgende figurer, men markert med en tekstboks. Videre er 2009 et år der det skjer særlig mange innrapporteringer, hvor blant annet de fleste ukene der flere enn ti personer fikk skatteamnesti forekom dette året. Fortsetter man med eksempelet over, er trykket i samlet mediedekning særlig høyt den første uken i februar 2009, med en dekning på 18,43 vektete avisartikler. Her kan det fra grafen i figur 2 se ut som avisoppslagene i denne uken bidrar til en økning i bruken av amnestiordningen, dersom vi legger til grunn at effekten skjer med noen ukers forsinkelse.

Den uken med flest medieoppslag var i august 2007. Her viser figur 2 at mediedekningen var høyere enn vanlig, der denne ene uken hadde en dekning på 48,36 vektete avisartikler (illustrert ved tekstboks). I periodene etter ser det ut som at tallet på

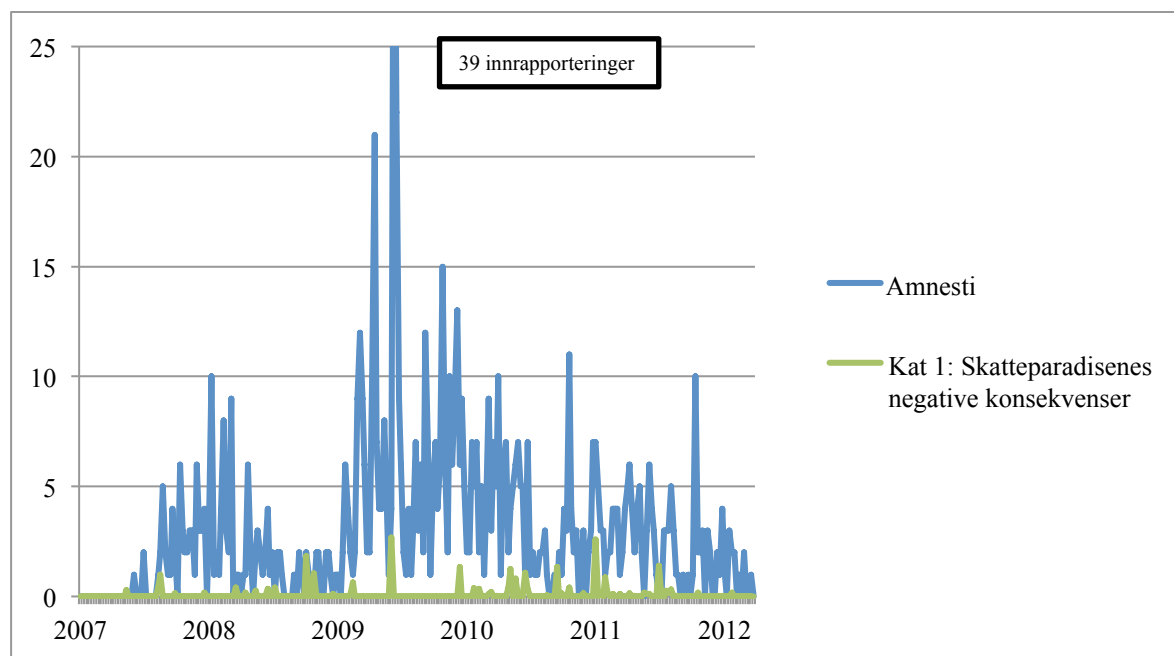
innrapporteringer til Skatteetaten økte, og det kan tenkes at medietrykket ukene før var en årsak til dette.

### 7.3.2 Ulike kategorier

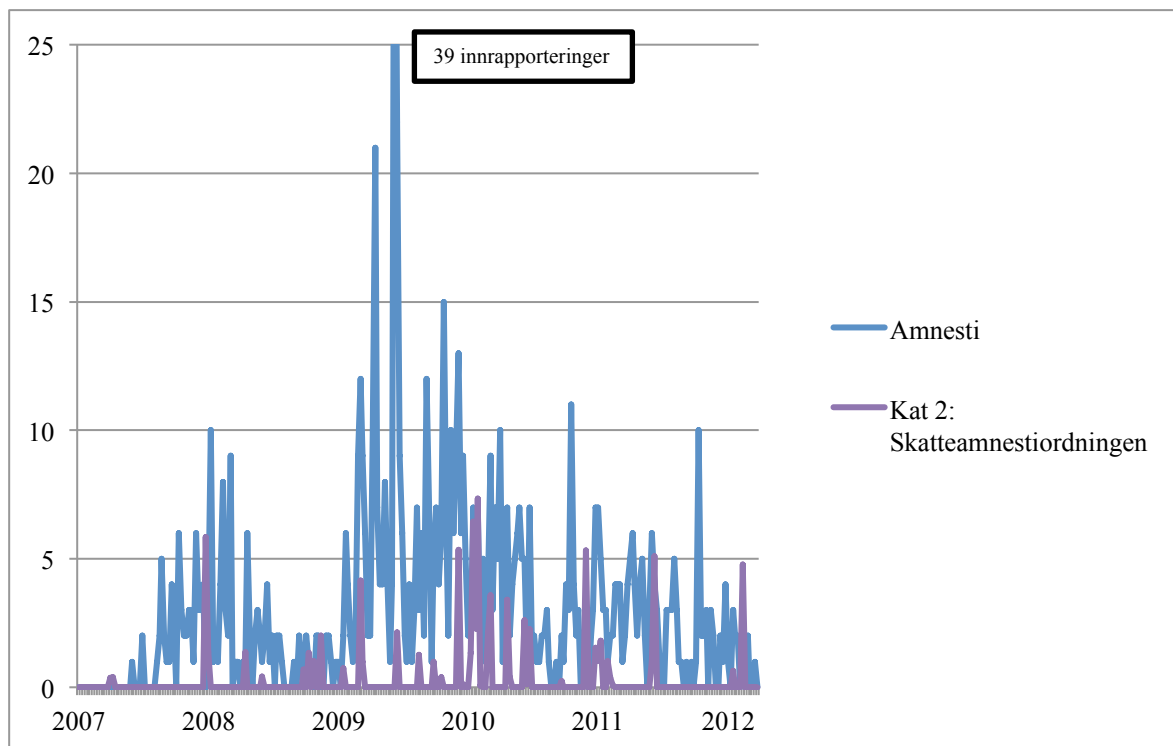
Videre følger deskriptiv statistikk for de ulike aviskategoriene, samt en serie figurer som viser utviklingen av innrapporterte formuer sammen med kategoriene over tid.

Variabel	Observasjoner	Gjennomsnitt	Standardavvik	Min	Max
Kat 1: Skatteparadisenes negative konsekvenser	278	0,09	0,32	0	2,67
Kat 2: Skatteamnestiordningen	278	0,31	1,05	0	7,33
Kat 3: Avsløring og straff - skatteparadis	278	0,38	1,45	0	17,13
Kat 4: Avsløring og straff - annen skatteunndragelse	278	0,71	2,06	0	22,13
Kat 5: Per Ditlev-Simonsen	278	0,22	2,84	0	46,95
Kat 6: Dobbeltmoral stat og politikere	278	0,23	1,06	0	11,57
Kat 7: Tiltak mot skatteparadis	278	0,47	1,65	0	16,38

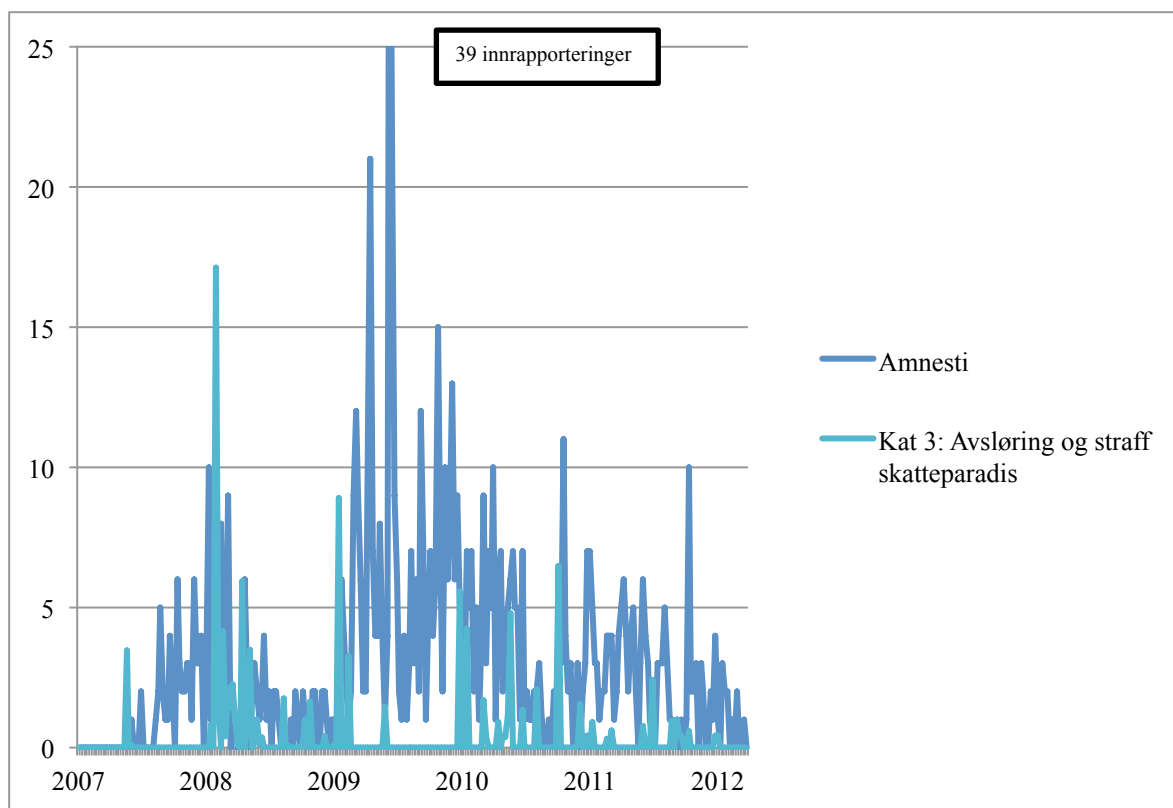
Tabell 7: Deskriptiv statistikk av de ulike aviskategoriene



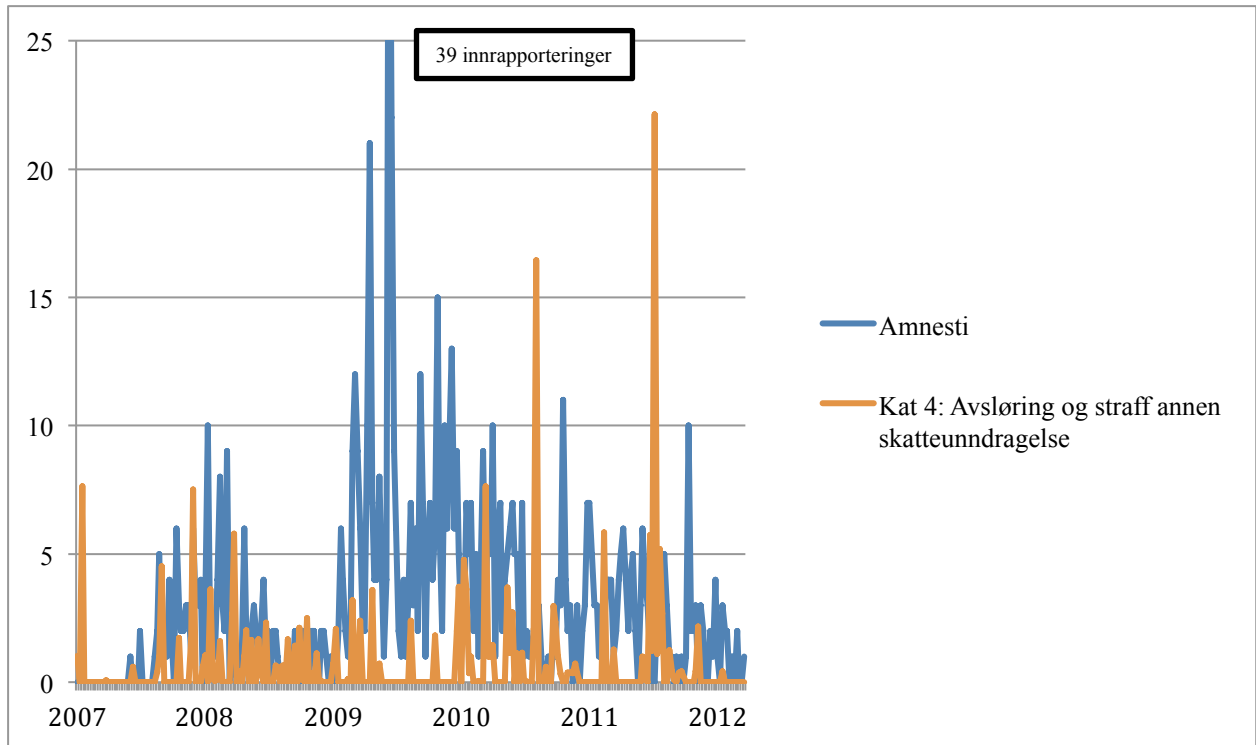
Figur 3: Kategori 1 (vektet) og bruk av skatteamnestiet over tid



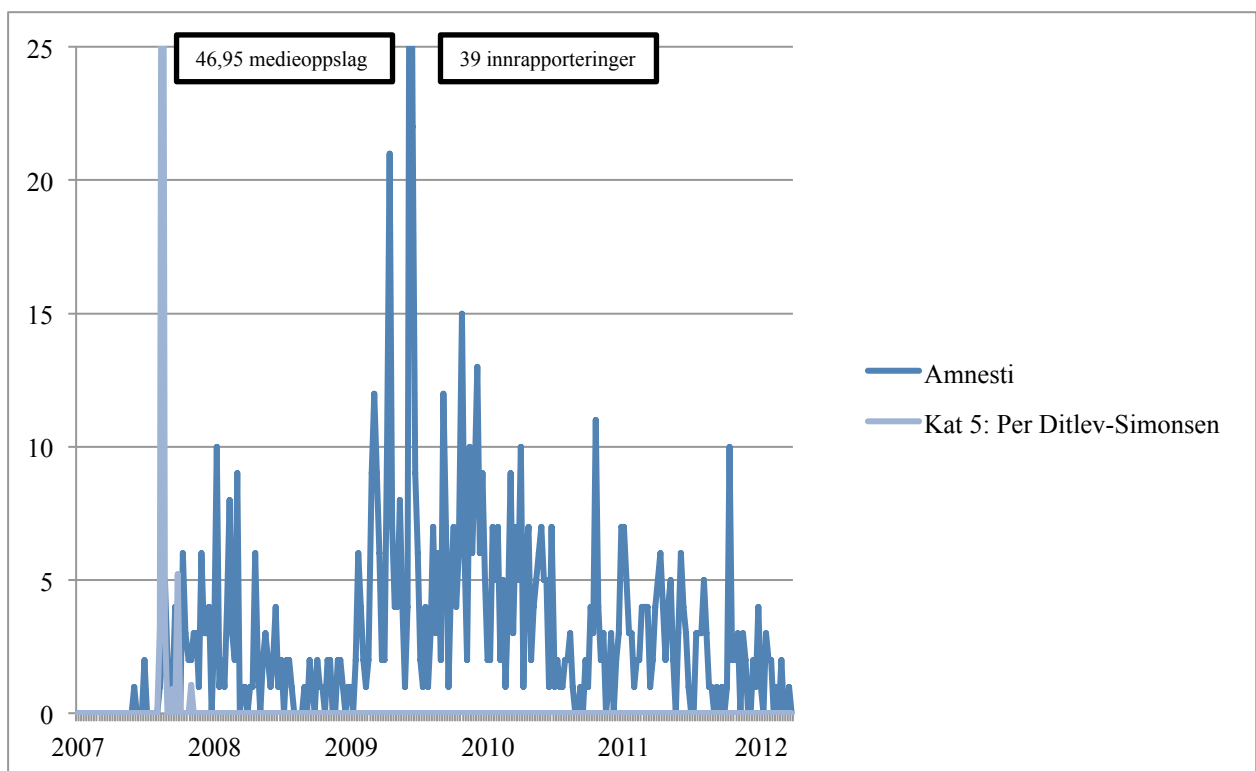
Figur 4: Kategori 2 (vektet) og bruk av skatteamnestiet over tid



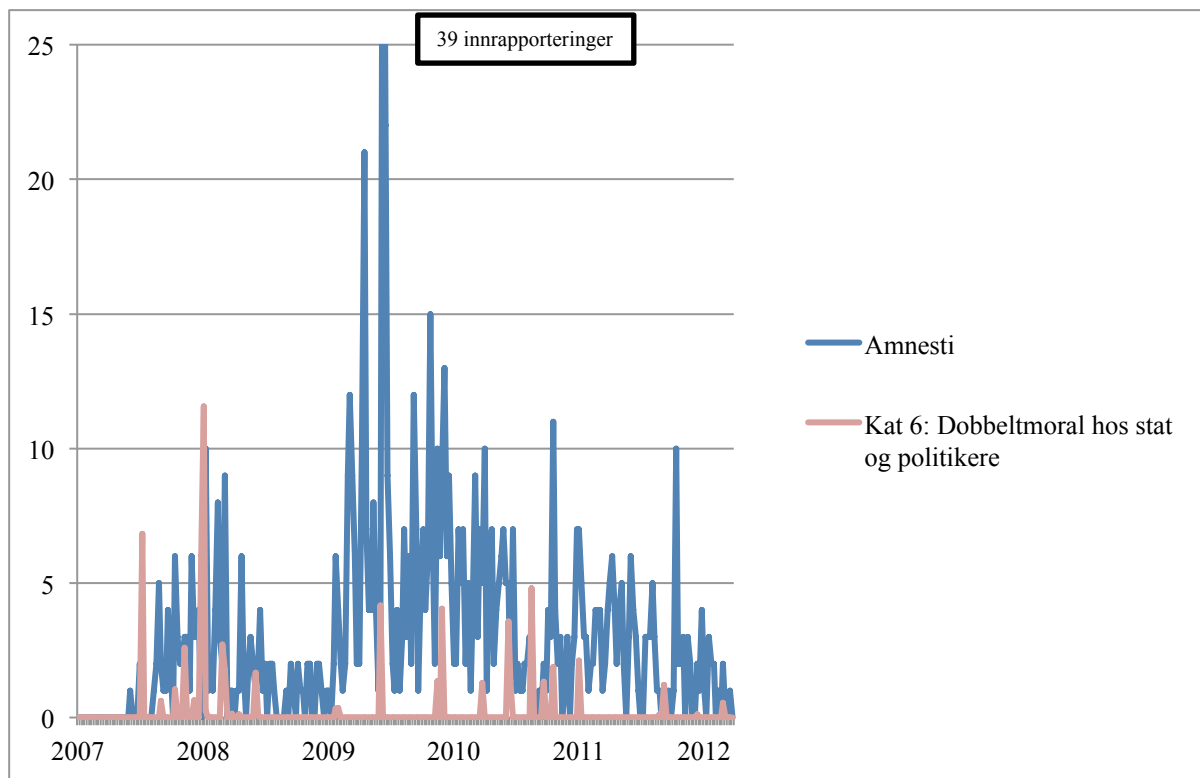
Figur 5: Kategori 3 (vektet) og bruk av skatteamnestiet over tid



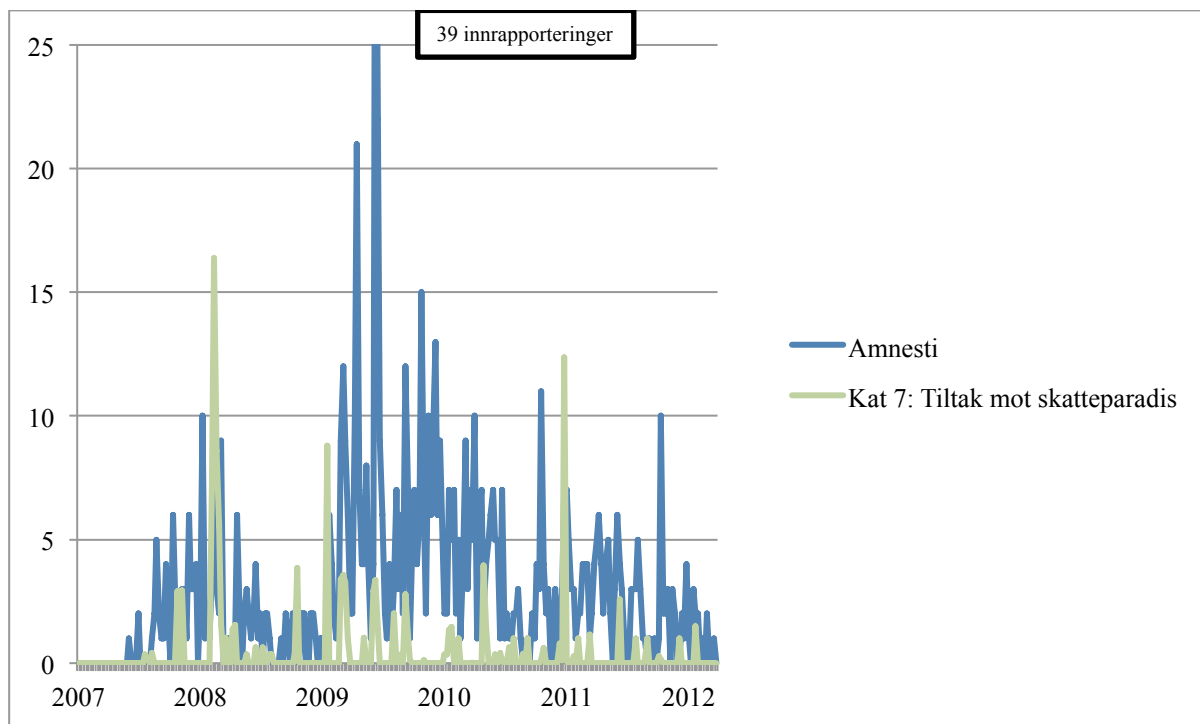
Figur 6: Kategori 4 (vektet) og bruk av skatteamnestiet over tid



Figur 7: Kategori 5 (vektet) og bruk av skatteamnestiet over tid



Figur 8: Kategori 6 (vektet) og bruk av skatteamnestiet over tid



Figur 9: Kategori 7 (vektet) og bruk av skatteamnestiet over tid

Fra tabell 7 og figur-serien ser vi at det er forskjeller i hvilke saker det jevnt over skrives mye og lite om i avisene. Avisoppdrag som omtaler saker som havner under kategori 4, ”Avsløring og straff – annen unndragelse” skrives det mest om med gjennomsnittlig 0,71 vektete avisoppdrag i uken. Også kategoriene ”Tiltak mot skatteparadis”, ”Avsløring og straff – skatteparadis” og ”Skatteamnestiordningen” har relativt mange medieoppdrag med gjennomsnittlig antall ukentlige vektete medieoppdrag på henholdsvis 0,47, 0,38 og 0,31. Gjennomsnittlig er det 0,23 vektete medieoppdrag i uken om ”Dobbeltmoral stat og politikere”, mens det gjennomsnittlig er 0,09 medieoppdrag om ”Skatteparadisenes negative konsekvenser”. Kategori 5, ”Per Ditlev-Simonsen”, inneholder avisoppdrag fra en relativt avgrenset tidsperiode. Da det i august 2007 ble offentlig kjent at Oslo-ordføreren og hans familie hadde hatt hemmelige kontoer i Sveits, fikk denne saken en massiv medieomtale utover høsten. Den uken hvor det ble publisert 48,36 vektete medieoppdrag om skatteunndragelse, sto artikler om Ditlev-Simonsen saken for 46,95 av disse. Betrakter man grafen i figur 7, ser det ut til å være tilfellet at denne avsløringen førte til et rush av innrapporterte formuer til Skatteetaten, slik flere avishus har hevdet. Når det gjelder grafene i de andre figurene, ser vi ikke tydelige tegn til kausale sammenhenger, men dette vil bli testet ved formelle tester.

## 7.4 Geografisk plassering av formuene

Fordi vi mangler data for hvilke land mange av de innrapporterte formuene og inntektene ble skjult, er ikke informasjon om geografisk plassering tatt med i de formelle analysene. Det er likevel interessant å se hvordan de skjulestedene vi har informasjon om fordeler seg, som vist i tabell 8. Her er det viktig å kommentere at i noen av tilfellene, der én innrapportering fra rådatasset fra Skatteetaten var notert med tre ulike plasseringsland, har vi splittet disse opp i tabellen.

Land plassert	2007	2008	2009	2010	2011	2012	Totalt
Australia					1		1
Bahamas				1			1
Bangladesh				1			1
Belgia		1		1	1		3
Brasil				1			1
Canada		1	2	1			4
Cyman		4					4
Danmark	2			3	2		7
Dubai					1		1
England	1	6	10	2	1		20
Frankrike	2	4	2		4		12
Gibraltar			2		3		5
Guernsey	1	1	5		2		9
Hellas	1						1
Hong Kong				3			3
India				1	1		2
Irland	1				2		3
Isle of Man		3	7	5	1	1	17
Israel			1				1
Italia	1	1			1		3
Japan		1					1
Jersey			7	7			14
Kenya						1	1
Kypros	1	2				1	4
Libanon				1			1
Liechtenstein		1	1				2
Italia				1			1
Luxembourg	2	8	36	21	15	1	83
Malaysia		1		1			2
Monaco				1			1
Nederland		3	3	2			8
Norge			3	3	9		15
Peru					1		1
Portugal			1				1
Russland				1			1
Singapore			3	1			4
Skottland			1				1
Slovakia		1					1
Spania	2		9	4	8		23
Storbritannia			1	3	3		7
Sveits	25	32	106	56	32	4	255
Sverige		1		2	3		6
Thailand					1		1
Tyskland	1	4	3	8	1	1	18
USA	1	5	10	6	7	2	31
Østerrike	1		1				2
<b>Totalt</b>	<b>42</b>	<b>80</b>	<b>214</b>	<b>137</b>	<b>100</b>	<b>11</b>	<b>584</b>

*Tabell 8: Oversikt over landene hvor de innrapporterte beløpene tidligere var plassert*

Det mest iøynefallende med tabellen er at Sveits er det landet hvor klart flest av de innrapporterte beløpene tidligere var plassert, 255 av de 584 tilfellene hvor skjulested var informert om befant seg i Sveits. Dette stemmer godt overens med det ”folk flest” har et inntrykk av; når det prates om skatteunndragelse snakkes det ofte om hemmelige kontoer i Sveits. Også Luxembourg var et populært land for skjulte formuer, hvor 83 av de innrapporterte beløpene tidligere var plassert. En del av innrapporteringene gjelder beløp i land som tidligere sto på OECDs liste over skatteparadis, som Jersey, Guernsey, Isle of Man, Cayman Islands, Liechtenstein og Monaco. Til sist kan det være interessant å nevne at en del av innrapporteringene gjelder beløp som hele tiden har vært i Norge eller andre nordiske land.

## 7.5 Beløpenes størrelse

Også for størrelsene på de skjulte beløpene manglet det informasjon for flere som har fått amnesti, slik at heller ikke disse dataene er med i de videre analysene. I alt fikk vi 527 observasjoner med informasjon om beløpenes størrelse fra Skatteetaten, noe som tilsvarer at vi mangler informasjon om beløpenes størrelse for 309 av innrapporteringene.

Samlet sett er det store beløp som har kommet inn gjennom skatteamnestiordningen. Per 30.01.13 har Skatteetaten kunnet beregnet skatt av et samlet beløp på bortimot 28 milliarder kroner i formue og 1,2 milliarder i inntekt, samt beregnet arveavgift på 37 millioner kroner (Skatteetaten, 2013a). Basert på den informasjonen vi har fra datasettet er det høyeste innmeldte beløpet tre milliarder og 36 millioner kroner og gjennomsnittlig innrapportert beløp per skatteyter som får amnesti er 9,4 millioner kroner.



## 8. Resultat og analyser

I dette kapitlet starter vi med å utføre forberedende tester av datasettet, slik at regresjonsresultatene blir pålitelige når det gjelder retning, styrke og signifikans. Deretter presenterer vi hvilken effekt medieoppslag har på antallet innrapporteringer av skjulte inntekter og formuer, både oppslagene samlet og de ulike kategoriene hver for seg. Videre undersøker vi om det har vært signifikante endringer i bruken av skatteamnestiet etter at loven vedrørende frivillig retting ble endret i 2010, eller da betalingskortprosjektet fra juni 2008 ble satt i verk. Til sist gir vi en oversikt over hvilke av modellene som best ser ut til å predikere innrapporteringsverdier lik de observerte.

### 8.1 Forberedende tester

#### 8.1.1 Valg av lags for medieoppslags-variabelen

Vi har testet hvilken effekt flere ”lags” har på innrapporteringen av skjulte beløp, både for måneds- og ukesdata. Lags vil si verdien av variabelen for samlet mengde medieoppslag fra tidligere perioder. For de månedlige dataene er det bare medieoppslagene i inneværende måned som har en signifikant effekt på bruken av skatteamnestiordningen. For de ukentlige dataene har medieoppslagene signifikant effekt på innrapporteringen til Skatteetaten i inneværende uke, i tillegg til at de også har signifikant effekt på innrapporteringen en uke etter at de er publisert. På grunnlag av dette bygger vi de videre analysene på ukentlige data og inkluderer variabelen ”Medieoppslag” lagget en periode<sup>3</sup>.

#### 8.1.2 Box-Pierce-tester for autokorrelasjon

Som beskrevet i metode-kapitlet er det i analyser av tidsseriedata vanlig at autokorrelasjon forekommer. For å kunne foreta inferens fra regresjonene er det avgjørende at eventuell autokorrelasjon avdekkes og kontrolleres for. Box-Pierce tester nullhypotesen om at all autokorrelasjon opp til lag  $k$  er lik 0. Formelen er som følger:

---

<sup>3</sup> For test av modellen med flere lags av variabelen ”Medieoppslag”, se vedlegg B.

$$Q = T \sum_{k=1}^p r_k^2, Q \sim \chi^2(\text{antall lags})$$

$Q$  er Box-Pierce testobservatoren,  $T$  er totalt antall observasjoner og  $p$  er det maksimale lagget som betraktes.  $r_k$  er autokorrelasjonen ved lag  $k$ . Box-Pierce-testen indikerer at dersom residualene ikke er autokorrelert, vil  $Q$ -observatorene følge en kjikvadrat  $\chi^2$ -fordeling med  $p$  frihetsgrader (Steen 2012). I testen er det brukt standardiserte residualer, såkalte Pearson-residualer. Residualer som ikke er standardisert er ikke-stasjonære og kan følgelig ikke brukes i tester (Cameron og Trivedi, 1998, s. 228).

Tabell 9 angir p-verdiene til Box-Pierce-testene. I modell (1) og (2) undersøkes det hvilken effekt samlet mengde medieoppslag har på bruken av skatteamnestiordningen inkludert variabelen lagget en uke, estimert med henholdsvis Poisson- og NB2-regresjon. Disse seriene viser signifikant autokorrelasjon ved at p-verdiene for alle  $k$  er mindre enn 0,05 slik at nullhypotesen om ingen autokorrelasjon forkastes (Torres-Reyna, år mangler, s. 14).

P-verdier til Box-Pierce-testene om autokorrelasjon							
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,86	0,94
0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,97	0,78
0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,87	0,90
0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,95	0,75
0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,77	0,85
0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,85	0,88
0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,80	0,80
0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,42	0,37
0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,13	0,38
0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,13	0,41
0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,18	0,45
0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,23	0,48
0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,29	0,55
0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,33	0,53
0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,30	0,60

(1): Poissonregresjon av innrapporteringen av skjulte beløp, med vektete medieoppslag i inneværende og med variabelen lagget en uke som forklaringsvariabler

(2): NB2-regresjon av innrapporteringen av skjulte beløp, med vektete medieoppslag i inneværende og med variabelen lagget en uke som forklaringsvariabler

(3): Som modell 1, men inkludert en variabel for hvor mange som har benyttet seg av amnestiordningen frem til periode  $t$

(4): Som modell 2, men inkludert en variabel for hvor mange som har benyttet seg av amnestiordningen frem til periode  $t$

(5): Som modell 1, men kontrollert for trend- og sesongeffekter

(6): Som modell 2, men kontrollert for trend- og sesongeffekter

(7): Som modell 1, men inkludert logaritmen til tre lags av amnesti som forklaringsvariabler

(8): Som modell 2, men inkludert logaritmen til tre lags av amnesti som forklaringsvariabler

Tabell 9: Box-Pierce-tester for autokorrelasjon

For å eliminere problemet med autokorrelasjon, forsøkte vi tre alternativer:

- 1) Inkludering av en variabel for hvor mange som benyttet seg av skatteamnestiordningen frem til periode  $t$ .

- 2) Kontrollering for trend- og sesongeffekter (Cameron og Trivedi, 1998, s. 230).
- 3) Inkludering av logaritmen til lags av den avhengige variabelen addert med verdien én som forklaringsvariabler, slik det er gjort rede for i metode-kapittelet.

Av tabell 9 fremkommer det at verken alternativ 1 (modell 3 og 4) eller alternativ 2 (modell 5 og 6) eliminerte forekomsten av autokorrelasjon. Bare det siste alternativet (modell 7 og 8), inkludering av logaritmen til lags av den avhengige variabelen addert med verdien én som forklaringsvariabler, løste problemet. Ved å forsøke ulike antall logaritme-versjoner av lags til variabelen  $\text{Amnesti}+1$ , fant vi at det er tre som skal til for at autokorrelasjon ikke blir et problem. Følgelig vil tre slike variabler,  $\ln\text{AmnestiL1}$ - $\ln\text{AmnestiL3}$ , inkluderes i alle videre analyser.

## 8.2 Analyser

### 8.2.1 Medieoppslagenes påvirkning på innrapporteringen av skjulte beløp

#### LR-test for overdispersjon

Som beskrevet i metode-kapittelet er overdispersjon vanlig i mange datasett, noe som gir underestimerte standardavvik og dermed kan lede til at man feilaktig konkluderer med at koeffisienter er statistisk signifikante dersom den opprinnelige Poisson-modellen benyttes. Resultatene fra de to NB2-regresjonene inkluderer en Likelihood Ratio-test av nullhypotesen om at overdispersjons-parameteren  $\alpha$  er lik null. Av tabell 10 fremkommer det at  $\alpha$  (Alpha) er signifikant, og nullhypotesene om at overdispersjons-parameteren er lik null forkastes. Poisson-regresjon med robuste standardavvik og NB2-regresjon blir dermed de metodene vi baserer analysene på.

#### Inkludering av $\ln\text{Tid}$

I datasettet observerer vi at innrapporteringene til Skatteetaten øker over tid, hvor en mulig forklaring kan være at stadig nye informasjonsutvekslingsavtaler angående skatt inngås mellom stater. For å kontrollere for at slike andre faktorer enn medieoppslag kan øke innrapporteringene over tid, inkluderer vi en trendvariabel i modellen. Det ser ut til at veksten i innrapporteringer av skjulte beløp avtar over tid, og vi har derfor inkludert trendvariabelen i logaritmisk form. Her kan det nevnes at  $\ln\text{Tid}$  estimerer tidseffekten godt for perioden vi ser på, men at man bør være forsiktig med å bruke den til prediksjoner langt

frem i tid. Det kan være naturlig å anta at antallet som ber om skatteamnesti avtar over tid, siden det blir færre personer igjen med skjulte inntekter og formuer som er tilbøyelige til å be om amnesti.

### Kontrollering for høye verdier av innrapporterte beløp

	(1) Poisson	(2) NB2
Medieoppslag	0.0264*** (0.00894)	0.0279** (0.0124)
L.Medieoppslag	0.0393*** (0.0104)	0.0416*** (0.0114)
lnTid	0.344*** (0.0931)	0.358*** (0.0937)
lnAmnestiL1	0.518*** (0.0745)	0.467*** (0.0871)
lnAmnestiL2	-0.140 (0.133)	0.00851 (0.0894)
lnAmnestiL3	0.250*** (0.0868)	0.304*** (0.0857)
Høye verdier	0.720** (0.286)	0.636*** (0.179)
Constant	-1.658*** (0.425)	-1.910*** (0.453)
Alpha Constant		0.399*** (0.068)
Observations	275	275

Standardfeil i parentes

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

**Tabell 10: Medieoppslagenes påvirkning på innrapporteringen av skjulte beløp, regresjonsresultat**

Merknad: Tabell 10 viser hvordan diverse variabler påvirker innrapporteringen av skjulte inntekter og formuer til Skatteetaten. Kolonne 1 og 2 viser hvordan henholdsvis Poisson- og NB2-modellen predikerer at medieoppslag i inneværende og med en ukes lag påvirker innrapporteringene, kontrollert for trend, autokorrelasjon og høye innrapporteringsverdier i perioden mars til juni 2009. Som eksempel på hvordan resultatene skal tolkes, angir kolonne 1 og 2 at et vektet medieoppslag om skatteunndragelse vil øke innrapporteringene til Skatteetaten med 2,64 % eller 2,79 % i inneværende uke.

Tabell 10 viser medieoppslagenes samlede påvirkning på innrapporteringen av skjulte beløp. I modell 1 og 2 er det inkludert en dummy for perioden mars 2009 til juni 2009, fordi det i noen uker i disse månedene forekom spesielt mange innrapporteringer. Slike ”outliers” kan tenkes å påvirke effekten medieoppslags-variablene gir dersom de ikke kontrolleres for. Dummyen er signifikant og koeffisientene tilsier at innrapporteringstallet i disse månedene var 72,0 % eller 63,6 % høyere enn resten av perioden som undersøkes, estimert med henholdsvis Poisson- og NB2-regresjon. Vi vil derfor kommentere resultatene fra regresjoner hvor de høye innrapporteringsverdiene er kontrollert for.

### ***Regresjonsresultat for det samlede antallet medieoppslags påvirkning på innrapporteringen***

Regresjonsresultatene tilsier at medieoppslag om skatteunndragelse i inneværende uke og med en ukes lag har en positiv og signifikant effekt på bruken av skatteamnestiordningen. Når det publiseres en avisartikkel i en avis på størrelse med Aftenposten, øker innrapporteringen av skjulte beløp i inneværende uke med 2,64 % eller 2,79 %, estimert med henholdsvis Poisson- og NB2-regresjon. Avisoppslagene som publiseres har også en positiv og signifikant effekt på innrapporteringen i påfølgende uke; én artikkel til i en avis på størrelse med Aftenposten øker innrapporteringen uken etter med 3,93 % eller 4,16 %.

Koeffisientene som Poisson- og NB2-modellen angir, er tilnærminger til hva den eksakte endringen i predikert innrapportering til Skatteetaten blir som følge av at et vektet medieoppslag publiseres. Den eksakte endringen en vektet avisartikkel fører til er gitt ved uttrykket  $\% \Delta \hat{y} = 100[\exp(\hat{\beta} \Delta x) - 1]$  (Wooldridge, 2009, s. 190), og blir for inneværende uke 2,67 % og 2,83 % beregnet med utgangspunkt i henholdsvis Poisson- og NB2-modellen. Tilnærmingene som regresjonene gir er relativt like de eksakte estimatene, og for enkelthets skyld holder vi oss derfor til disse når vi kommenterer resultatene videre.

Variablene ”lnAmnestiL1” og ”lnAmnestiL3” har en sterk og signifikant effekt på innrapporteringer av skjulte beløp. Merk at disse variablene er  $\ln(y_{t-1} + 1)$  og  $\ln(y_{t-3} + 1)$  som forklart i metodekapittelet. Når  $(y_{t-1} + 1)$  øker med 1 % vil antallet som rapporterer inn skjulte beløp øke med 0,52 % og 0,46 %, estimert med henholdsvis Poisson- og NB2-regresjon. Tilsvarende øker  $y_t$  med 0,25 % og 0,30 % når  $(y_{t-3} + 1)$  øker med 1 %.

Resultatene betyr altså at et ekstra medieoppslag vil gi en prosentvis økning i  $y_t$  og  $y_{t+1}$  som igjen vil øke innrapporteringene i senere perioder gjennom ”lnAmnestiL1” og ”lnAmnestiL3”. Det er imidlertid ikke rett frem å tolke størrelsen på denne effekten siden den prosentvise endringen i  $(y_{t-1} + 1)$  og  $(y_{t-3} + 1)$  er avhengig av nivået på  $y_{t-1}$  og  $y_{t-3}$ .

Den prosentvise endringen i  $(y_t + 1)$  nærmer seg den prosentvise endringen i  $y_t$  etterhvert om  $y_t$  stiger. Da kan tolkningen av koeffisientene forenkles ved å behandle  $\ln(y_t + 1)$  som  $\ln(y_t)$ . Merk at når  $y_t = 0$  kan ikke den prosentvise endringen i  $y_t$  defineres (Wooldridge, 2009, s. 192). Siden vi har mange observasjoner av  $y_t = 0$  i datasettet er derfor forenklingen ikke akseptabel.

For å gi et eksempel på hvordan koeffisientene tolkes tar vi utgangspunkt i at  $y_{t-1} = 1$  og legger Poisson-modellen til grunn. Vi ser også bort i fra tidseffekten, eksempelvis kan vi tenke oss at vi har beveget oss så langt frem i tid at effekten av tiden nærmest har flatet ut. I eksempelet er antallet medieoppslag i utgangspunktet likt i alle uker, og dermed vil også antallet som får amnesti i uken være stabilt. Vi ser derimot for oss at det publiseres et ekstra medieoppslag på tidspunkt  $t$ . Det ekstra medieoppslaget fører til at  $y_t$  stiger med 2,64 % til 1,026 og at  $y_{t+1}$  stiger med 3,93 %. At  $y_t$  stiger fra 1 til 1,026 betyr at  $(y_t + 1)$  stiger med 1,32 % (fra 2 til 2,026). Dermed fører økningen i  $y_t$  til at  $y_{t+1}$  stiger med 0,68 % ( $0,52 \% * 1,32 \%$ ) i tillegg til 3,93 %. Følgelig estimerer Poisson-modellen at  $y_{t+1}$  øker med 4,61 % til 1,046. På samme måte kan vi regne oss videre til effekten av det ekstra medieoppslaget for flere etterfølgende uker. Modellenes prediksjoner for slike langtidseffekter blir nærmere gjennomgått i neste kapittel.

### ***Marginaleffekter for gjennomsnittsobservasjonen***

Det kan også gi et mer utfyllende bilde av resultatene å se på marginaleffektene for gjennomsnittsobservasjonen, slik det er gjort rede for i metode-kapittelet.

Med utgangspunkt i tabell 11, fører et vektet medieoppslag om skatteunndragelse ekstra til at 0,0803 eller 0,0864 flere innrapporteringer av skjulte formuer og inntekter forekommer i inneværende uke, estimert med henholdsvis Poisson- og NB2-modellen. Det samme vektete medieoppslaget gjør også at 0,1195 og 0,1288 innrapporteringer til Skatteetaten forekommer uken etter.

I tillegg vil antallet innrapporteringene som skjer i inneværende uke ha effekt for innrapporteringene påfølgende uke, slik  $\ln\text{AmnestiL1}$ -variabelen i Poisson- og NB2-modellen predikerer. En økning i  $(y_{t-1} + 1)$  på én prosent fører til at antallet som får amnesti på tidspunkt  $t$  øker med 0,01575 og 0,014456 skatteyttere. Tilsvarende fører en økning i  $(y_{t-3} + 1)$  på én prosent til at 0,007585 og 0,009429 flere rapporterer inn skjulte formuer og inntekter.

	(1) Poisson	(2) NB2
Medieoppslag	0.0803*** (0.0272)	0.0864** (0.0389)
L.Medieoppslag	0.1195*** (0.0346)	0.1288*** (0.0370)
lnTid	1.044*** (0.302)	1.1086*** (0.3004)
lnAmnestiL1	1.575*** (0.238)	1.4456*** (0.2930)
lnAmnestiL2	-0.4260 (0.416)	0.0263 (0.8813)
lnAmnestiL3	0.7585*** (0.282)	0.9429*** (0.2772)
Høye verdier	2.8433** (1.521)	2.463*** (0.881)

Standardfeil i parantes

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

**Tabell 11: Medieoppslagenes påvirkning på innrapporteringen av skjulte beløp, marginaleffekter**

Merknad: Tabell 11 viser marginaleffektene for hvordan medieoppslag påvirker innrapporteringen til Skatteetaten. I likhet med regresjonsresultatene fra tabell 10, er modell 1 og 2 kontrollert for trend, autokorrelasjon og høye innrapporteringsverdier i perioden mars til juni 2009. Eksempelvis predikerer modell 1 og 2 at et vektet medieoppslag ekstra om skatteunndragelse gir 0,083 og 0,0864 innrapporteringer til Skatteetaten i inneværende uke, estimert med henholdsvis Poisson- og NB2-regresjon.

## 8.2.2 Ulike kategoriers påvirkning på innrapporteringen av skjulte beløp

Videre er det interessant å se hvordan de ulike kategoriene påvirker antallet skatteyttere som benytter seg av skatteamnestiordningen. Vi har fremstilt regresjonsresultatene og marginaleffekter for gjennomsnittsobservasjonen sammen i tabell 12, for å kunne presentere funnene mest mulig oversiktlig. Drøfting av resultatene for de signifikante kategoriene vil skje i neste kapittel.

	Regresjonsresultat		Marginaleffekter	
	(1) Poisson	(2) NB2	(3) Poisson	(4) NB2
Skatteparadisenes negative konsekvenser	-0.0719 (0.112)	-0.102 (0.163)	-0.2185 (0.3420)	-0.3127 (0.500)
Skatteamnesti-ordningen	0.0841*** (0.0271)	0.0826* (0.0434)	0.2556*** (0.0800)	0.2527* (0.1345)
Avsløring og straff skatteparadis	-0.0189 (0.0303)	-0.0181 (0.0397)	-0.0575 (0.0920)	-0.0553 (0.1216)
Avsløring og straff annen unndragelse	-0.0136 (0.0260)	-0.0127 (0.0287)	-0.0413 (0.0794)	-0.0390 (0.0880)
Per Ditlev-Simonsen	0.0157*** (0.00426)	0.0205 (0.0198)	0.0477*** (0.0126)	0.0628 (0.0606)
Dobbeltmoral stat og politikere	0.0512 (0.0479)	0.0545 (0.0519)	0.1557 (0.1471)	0.1667 (0.1589)
Tiltak mot skatteparadis	0.0774*** (0.0160)	0.0813*** (0.0303)	0.2353*** (0.0485)	0.2485*** (0.0945)
L.Skatteparadisenes negative konsekvenser	0.327*** (0.107)	0.273** (0.138)	0.9927*** (0.3325)	0.8352** (0.4293)
L.Skatteamnesti-ordningen	-0.0556* (0.0315)	-0.0604 (0.0502)	-0.1691* (0.0974)	-0.1847 (0.1545)
L.Avsløring og straff skatteparadis	0.0320 (0.0245)	0.0409 (0.0331)	0.0973 (0.0741)	0.1251 (0.1017)
L.Avsløring og straff annen unndragelse	0.0280* (0.0150)	0.0311 (0.0243)	0.0851* (0.0451)	0.0950 (0.0748)
L.Per Ditlev-Simonsen	0.0256*** (0.00380)	0.0288* (0.0159)	0.0779*** (0.0110)	0.0880* (0.0490)
L.Dobbeltmoral stat og politikere	0.130*** (0.0262)	0.118*** (0.0439)	0.3954*** (0.0798)	0.3621*** (0.1372)
L.Tiltak mot skatteparadis	0.0310 (0.0262)	0.0356 (0.0323)	0.0942 (0.0795)	0.1089 (0.0993)
lnAmnestiL1	0.496***	0.471***	1.5080***	1.440***



	(0.0801)	(0.0858)	(0.2586)	(0.2830)
lnAmnestiL2	-0.0428 (0.0883)	0.0424 (0.0874)	-0.1300 (0.2687)	0.1297 (0.2678)
lnAmnestiL3	0.213*** (0.0780)	0.272*** (0.0837)	0.6476*** (0.2402)	0.8336*** (0.2643)
lnTid	0.355*** (0.0914)	0.370*** (0.0952)	1.0799*** (0.2849)	1.1313*** (0.3001)
Høye verdier	0.566*** (0.172)	0.481*** (0.173)	2.092*** (0.7838)	1.7332*** (0.7423)
Constant	-1.764*** (0.429)	-1.968*** (0.459)		
Alpha Constant		0.309*** (0.0614)		
Observations	275	275		

Standardfeil i parantes

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

**Tabell 12: Ulike kategoriers påvirkning på innrapporteringen av skjulte beløp, regresjonsresultat og marginaleffekter.**

Merknad: Tabell 12 viser hvordan ulike kategorier av medieoppslag påvirker innrapporteringen av skjulte beløp til Skatteetaten. Kolonne 1 og 2 angir regresjonsresultatene effektene av medieoppslag i inneværende og med en ukes lag har på bruken av skatteamnestiet, estimert med henholdsvis Poisson- og NB2-regresjon. Resultatene er kontrollert for trend, autokorrelasjon og høye innrapporteringsverdier i perioden mars til juni 2009. Kolonne 3 og 4 viser de tilhørende marginaleffektene for gjennomsnittsobservasjonen.

### ***Skatteparadisenes negative konsekvenser***

Denne kategorien har en positiv og signifikant effekt på innrapporteringen av skjulte beløp en uke etter at artiklene publiseres. Når det publiseres et ekstra avisoppslag i en avis på størrelse med Aftenposten, øker bruken av skatteamnestiordningen neste uke med 32,7 % eller 27,3 % i henholdsvis Poisson- og NB2-modellen. Dette kan umiddelbart virke noe høyt, men med tanke på at innrapporteringstallet hver uke gjennomsnittlig er 3,01, betyr det i praksis at én vektet artikkel ekstra om de negative konsekvensene skatteparadisene medfører, gir én ekstra innrapportering til Skatteetaten uken etter. Dette støttes også ved å betrakte marginaleffektene til gjennomsnittsobservasjonen: Ett vektet avisoppslag fører til at 0,9927 og 0,8352 inntekter og formuer innrapporteres.

### ***Skatteamnestiordningen***

Avisoppslag som faller innunder denne kategorien har i Poisson- og NB2-modellen en positiv og signifikant effekt på bruken av skatteamnestiordningen i inneværende uke. For gjennomsnittsobservasjonen fører ett vektet avisoppslag til at 0,2556 eller 0,2527 skjulte beløp blir innmeldt til Skatteetaten, noe som tilsvarer en økning på 8,41 % eller 8,26 %.

Poisson-modellen predikerer at artikler i denne kategorien også har en negativ signifikant effekt uken etter de publiseres, hvor innrapporteringen til Skatteetaten reduseres med 5,56 %.

### ***Avsløring og straff – skatteparadis***

Denne kategorien er ikke signifikant, og vil ikke bli kommentert ytterligere før i neste kapittel.

### ***Avsløring og straff – annen unndragelse***

Medieoppslag om saker innenfor denne kategorien, har i Poisson-modellen en positiv og signifikant effekt for innrapporteringen av skjulte inntekter og formuer uken etter de er publisert. Når ett ekstra avisoppslag i en avis på størrelse med Aftenposten publiseres, øker innrapporteringen med 2,8 % påfølgende uke. Dette tilsvarer at 0,0851 beløp meldes inn for gjennomsnittsobservasjonen.

### ***Per Ditlev-Simonsen***

Artikkelserien om Per Ditlev-Simonsen er for inneværende uke signifikant i Poisson-modellen. Én vektet avisartikkel ekstra øker innrapporteringen av skjulte inntekter og formuer med 1,57 %, noe som tilsvarer at 0,0477 beløp meldes inn for gjennomsnittsobservasjonen. Kategorien har også en effekt uken etter at oppslagene blir publisert; innrapporteringen i påfølgende uke øker med 2,56 % eller 2,88 %, estimert med Poisson- og NB2-regresjon.

### ***Dobbeltmoral stat og politikere***

Denne kategorien er signifikant uken etter at artiklene publiseres. Retningen er positiv, noe som tilsier at antallet personer som benytter seg av skatteamnestiordningen øker med henholdsvis 13 % eller 11,8 % i Poisson- og NB2-modellen når ett vektet avisoppslag ekstra innenfor kategorien publiseres. Marginaleffektene for gjennomsnittsobservasjonen er parallelt 0,3954 og 0,3621.

### ***Tiltak mot skatteparadis***

Avisoppslag innenfor denne kategorien har en positiv og signifikant effekt på innrapporteringen av skjulte formuer i inneværende uke, både ved Poisson- og NB2-estimering. Når de vektete artiklene øker med én, øker antallet personer som benytter seg av

---

skatteamnestiordningen med henholdsvis 7,74 % eller 8,13 %. Følgelig vil ett vektet avisoppslag ekstra føre til at 0,2353 eller 0,2485 innrapporteringer forekommer i samme uke.

### 8.2.3 Betalingskortprosjektet og lovendringen i 2010

I følge et vedtak av 27. juni 2008 ble det tillatt for Skatteetaten å innhente kontrollopplysninger om eiere av utenlandske betalingskort som er brukt i Norge. Da vi testet hvilken effekt betalingskortprosjektet hadde, fant vi at prosjektet ikke ga noen signifikante endringer på innrapporteringene til Skatteetaten. Heller ikke interaksjonsvariablene, som estimerer om medieoppslagene etter innføringen av betalingskortprosjektet hadde en ny innvirkning på bruken av skatteamnestiet, var signifikante.

De samme resultatene fant vi for lovendringen som skjedde i 2010. Da loven for frivillig retting ble endret, ga dette ingen signifikante effekter på hvor mange som innrapporterte skjulte beløp til Skatteetaten. Interaksjonsvariablene som måler om medieoppslagene fikk en ny innvirkning på innrapporteringene etter at loven ble endret, var heller ikke signifikante<sup>4</sup>.

## 8.3 Hvor godt beskriver modellene virkeligheten?

Det kan også være interessant å se hvordan Poisson- og NB2-modellen predikerer at innrapporteringen til Skatteetaten varierer over tid, i forhold til hva de observerte verdiene er.

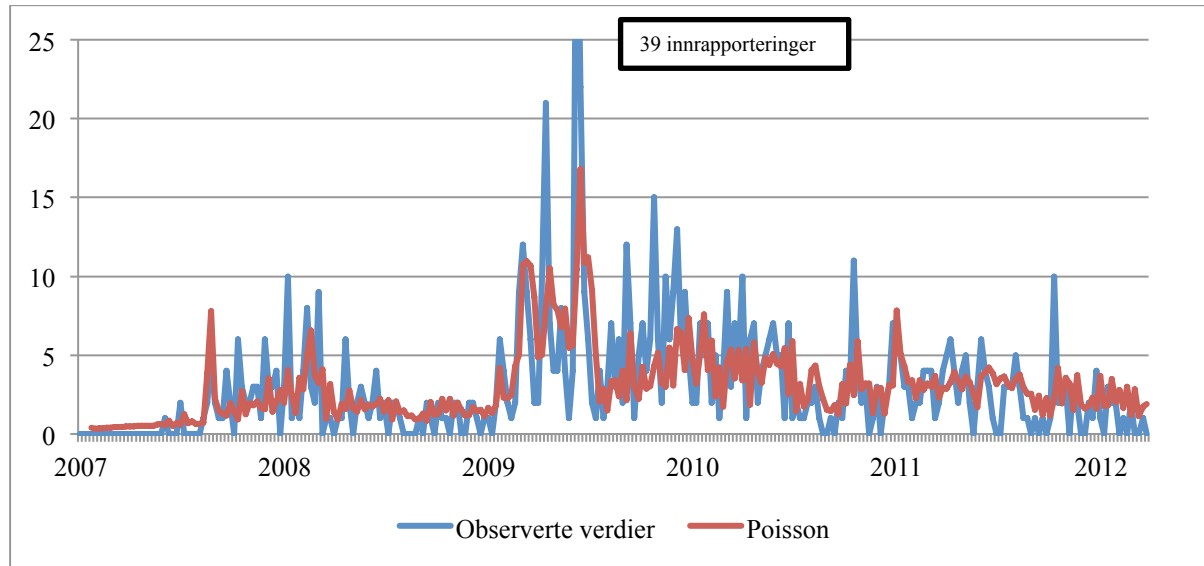
### 8.3.1 Samlet mengde medieoppslag

Betrakter man hvordan modellene predikerer når variabelen for samlet mengde medieoppslag brukes, ser det fra figur 10 og 11 ut til at de to modellene predikerer relativt like verdier for hvordan innrapporteringene til Skatteetaten forekommer. Effekten fra den logaritmiske trenden, tidsdummyen for de høye innrapporteringsverdiene i perioden mars til juni 2009 og logaritmen til tre laggede versjoner av Amnesti+1 er inkludert.

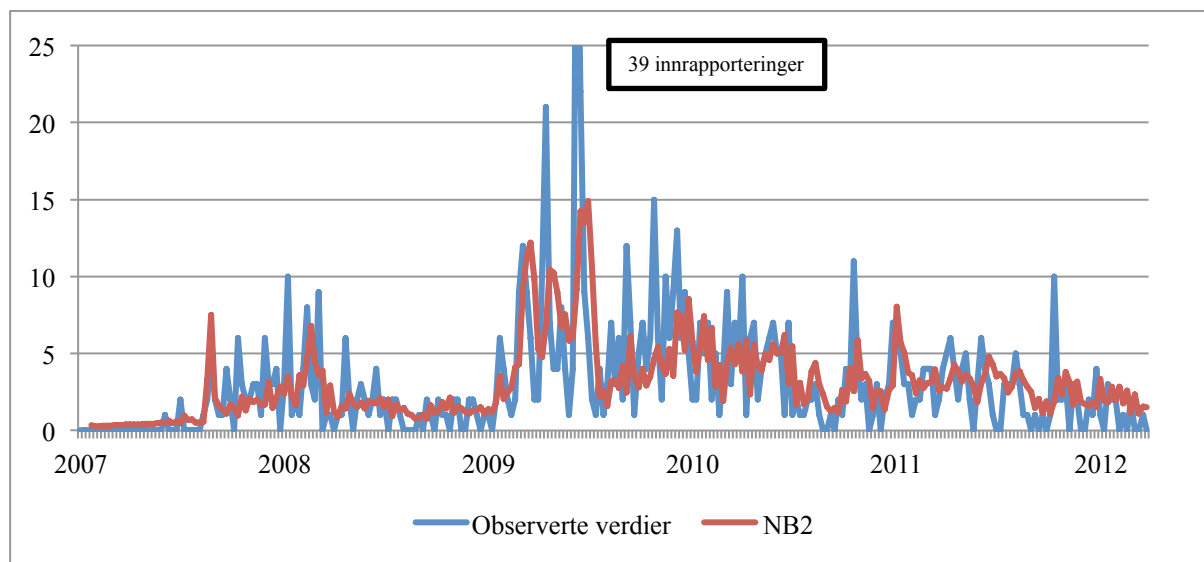
---

<sup>4</sup> For test av hvilke effekter henholdsvis betalingskortprosjektet og lovendringen i 2010 hadde, se vedlegg C og D.

Den mest synlige forskjellen mellom modellene er at Poisson-modellen predikerer noe bedre enn NB2-modellen for uke 26 og 27 i juni 2009. Disse ukene var det usedvanlig mange innrapporteringer da det ble meldt inn henholdsvis 39 og 22 beløp. Poisson-modellen predikerer at 10,5 og 16,8 innrapporteringer ville forekomme, mens NB2-modellen predikerer at 9,17 skjulte beløp i uke 26 og 14,2 i uke 27 ville bli innrapportert.



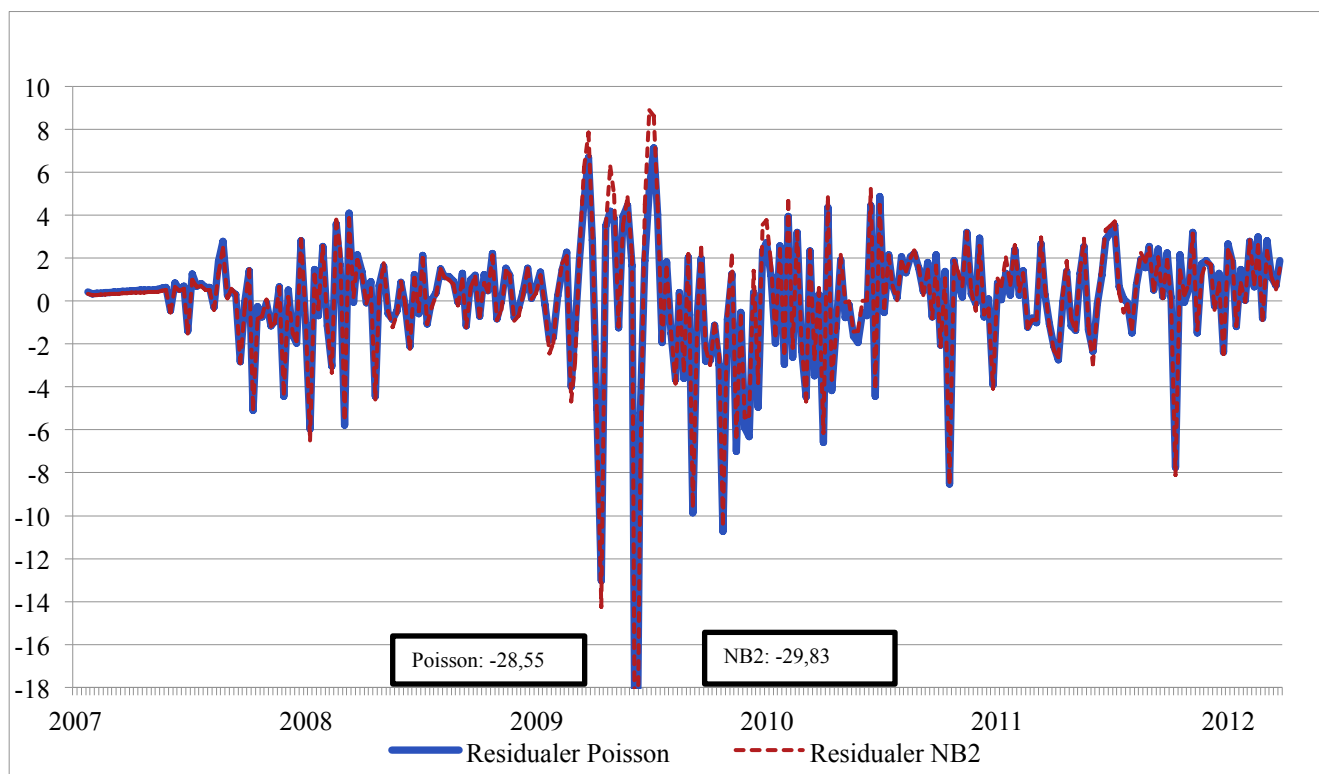
Figur 10: Predikerte verdier for Poisson-modellen når variabelen for samlet antall vektete medieoppslag brukes



Figur 11: Predikerte verdier for NB2-modellen når variabelen for samlet antall vektete medieoppslag brukes

For å gjøre det enklere å sammenlikne prediksjonene til modellene har vi plottet residualene i figur 12. En residual er forskjellen mellom observert og predikert verdi og jo nærmere

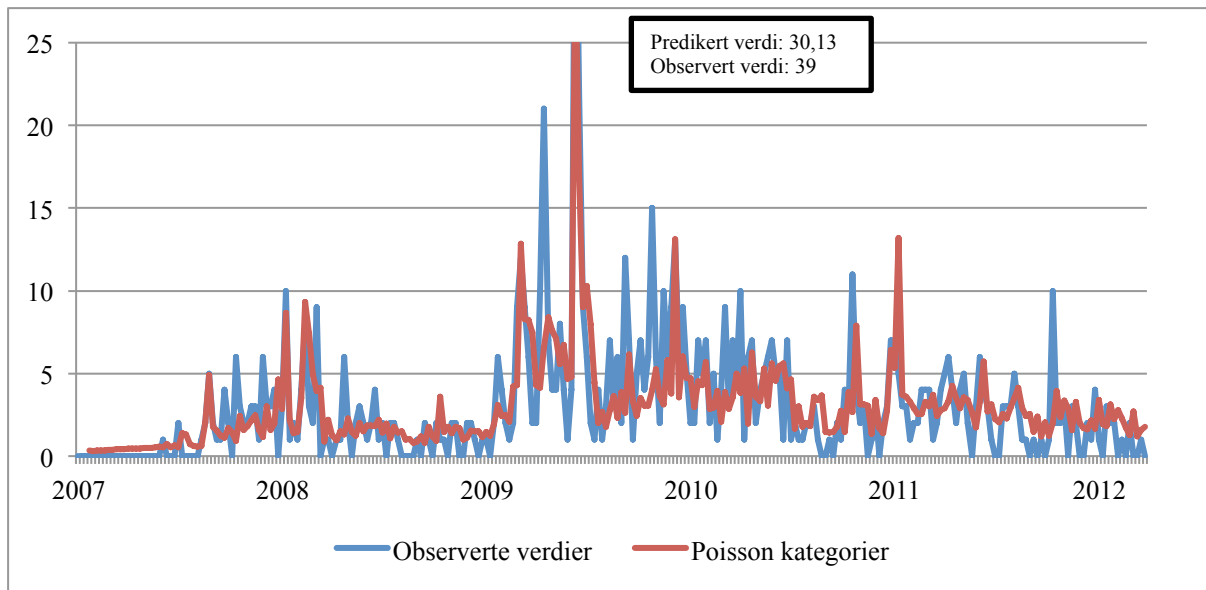
residualen er null, desto bedre predikerer modellen verdien for en gitt observasjon. Av figuren ser det ut til at de to modellene predikerer svært like resultater.



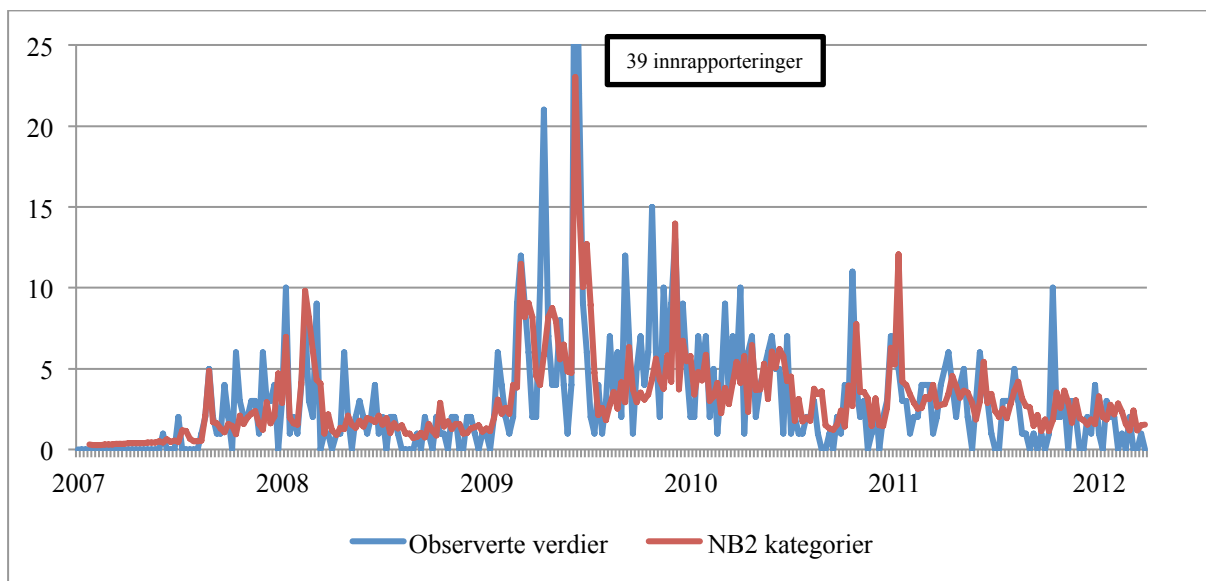
Figur 12: Residualer for Poisson- og NB2-modellen når variabelen for samlet antall vektete medieoppslag brukes

### 8.3.2 Kategoriserte medieoppslag

For Poisson- og NB2-modellen der kategoriene av avisoppslag inngår som variabler hver for seg, er det også interessant å se hvilke prediksjoner de to modellene gir i forhold til de observerte verdiene.



Figur 13: Predikerte verdier for Poisson-modellen når variablene for de ulike kategoriene av vektete medieoppslag brukes

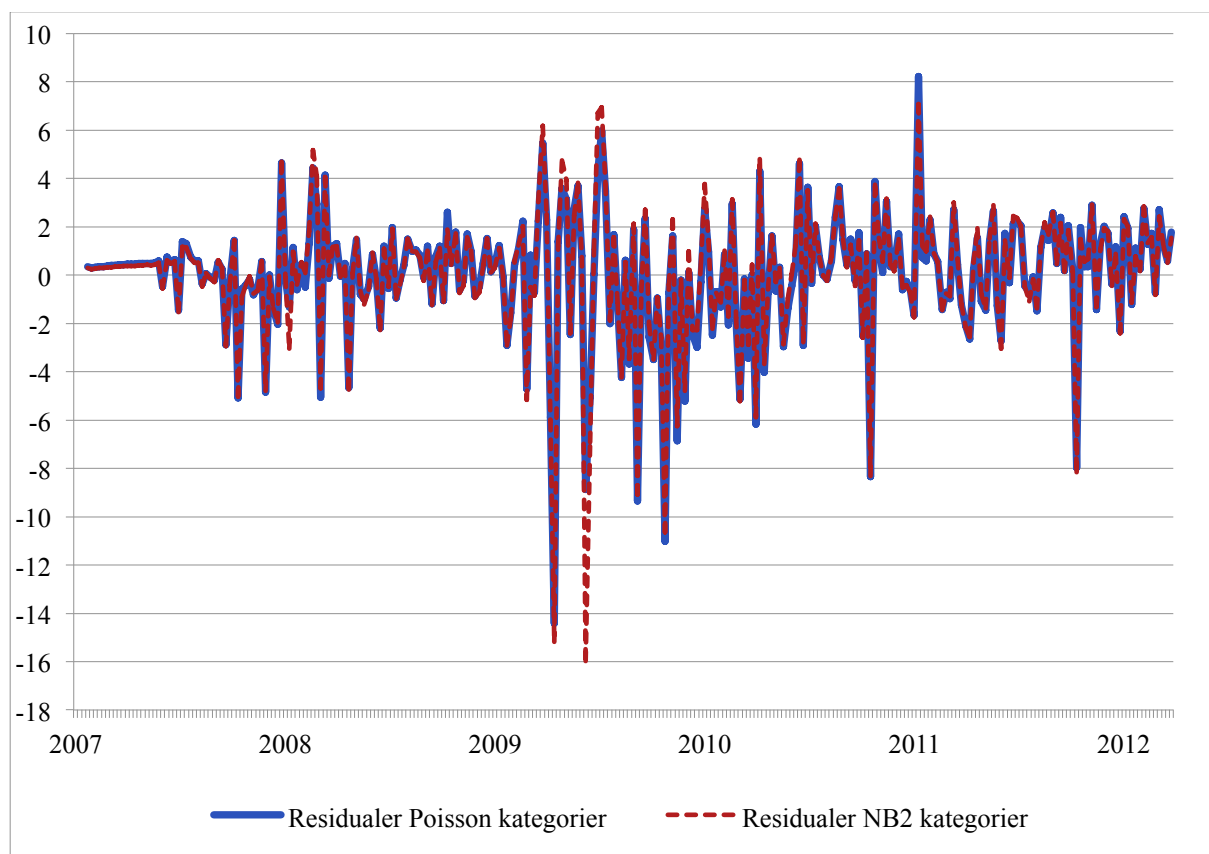


Figur 14: Predikerte verdier for NB2-modellen når variablene for de ulike kategoriene av vektete medieoppslag brukes

Figur 13 og 14 viser at også i dette tilfellet predikerer Poisson-modellen best uke 26 og 27 i 2009 hvor henholdsvis 39 og 22 innrapporteringer forekom, med en prediksjon på 30,13 og 16,94 mot 23,01 og 15,09 fra NB2-modellen. Vi merker oss at inkludering av variabler for de ulike kategoriene av avisartikler gjør at modellene predikerer bedre de to høyeste verdiene av innrapporteringer i datasettet. I uke 25 ble det publisert 2,66 vektete avisoppslag

om skatteparadisenes negative konsekvenser og 4,17 vektete artikler om dobbeltmoral blant stat og politikere, noe som er langt over gjennomsnittene på henholdsvis 0,09 og 0,23 vektete oppslag. Begge disse kategoriene har en positiv og signifikant effekt én uke etter publisering. I uke 26 ble det publisert 3,56 vektete artikler om tiltak som gjøres mot skatteparadis mot et gjennomsnitt på 0,47, og denne kategorien har en positiv og signifikant effekt på innrapporteringen i inneværende uke. Dermed ser det ut til at disse avisartiklene kan ha hatt betydning for det store antallet innrapporteringer i uke 26 og 27.

Figur 15 viser residualene når variabler for de ulike kategoriene er benyttet i regresjonene. Det ser ut til at de to modellene predikerer svært like resultater akkurat som i regresjonene der variablene for samlet mengde medieoppslag benyttes. Vi ser heller ikke nevneverdige forskjeller i prediksjonene når medieoppslagene splittes opp i kategorier sammenlignet med når samlet mengde medieoppslag benyttes, utover prediksjonene for uke 26 og 27 i 2009.



*Figur 15: Residualer for Poisson- og NB2-modellen når variablene for de ulike kategoriene av vektete medieoppslag brukes*

Det ser ut til at medieoppslag forklarer noe av variasjonen i bruken av skatteamnestiordningen over tid, men at det også er mange andre viktige faktorer som ikke

fanges opp i analysene våre. I et intervju med Bergens Tidende i januar 2013 uttaler underdirektør i Skatt Vest, Anna Kirkeluten, at to viktige grupper som melder inn skjulte beløp er folk som arver en konto i utlandet de ikke visste om før far døde, og folk som nærmer seg et generasjonsskifte og som ikke ønsker at neste generasjon skal arve problemet (Mjelva, 2013). For disse gruppene er det naturligvis andre faktorer enn medieoppslag i forrige og inneværende uke som har vært avgjørende for valget om å kontakte Skatteetaten. De to andre gruppene som nevnes i intervjuet er folk som tidligere har bodd i utlandet, men som ikke har tatt med seg hele formuen hjem til Norge, og folk som ønsker å gjøre opp for gamle synder, gjerne fordi de opplever at sannsynligheten for å avsløres har økt. Det virker mer naturlig at de to sistnevnte gruppene lar seg påvirke av medieoppslag.



## 9. Drøfting av resultatene

### 9.1 Modellenes prediksjoner for medieoppslagenes betydning

Analysene gir statistisk signifikant grunnlag til å hevde at flere medieoppslag øker innrapporteringene av skjulte formuer og inntekter. For å se nærmere på modellenes prediksjoner, ser vi bort fra den logaritmiske tidstrenden for utelukkende å observere effekten av endringer i medieoppslag. Modellene er dermed som følger:

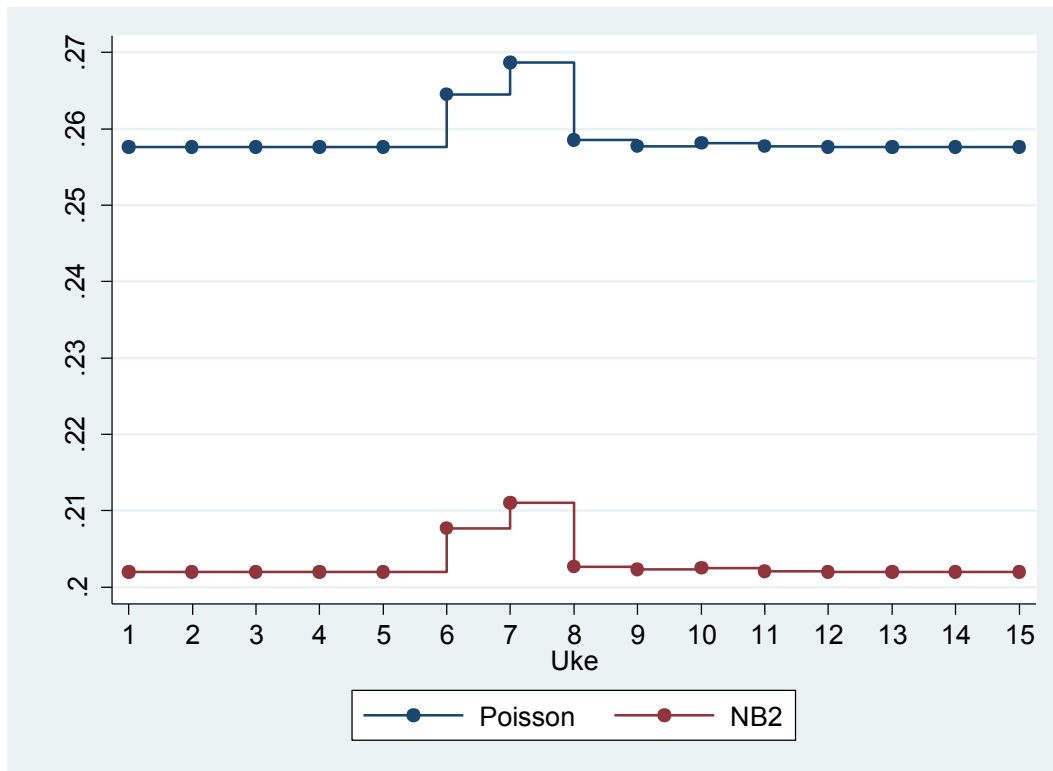
Poisson:

$$E(y_t) = e^{(-1,66+0,026x_t+0,039x_{t-1}+0,52 \ln(y_{t-1}+1)-0,14 \ln(y_{t-2}+1)+0,25 \ln(y_{t-3}+1))}$$

NB2:

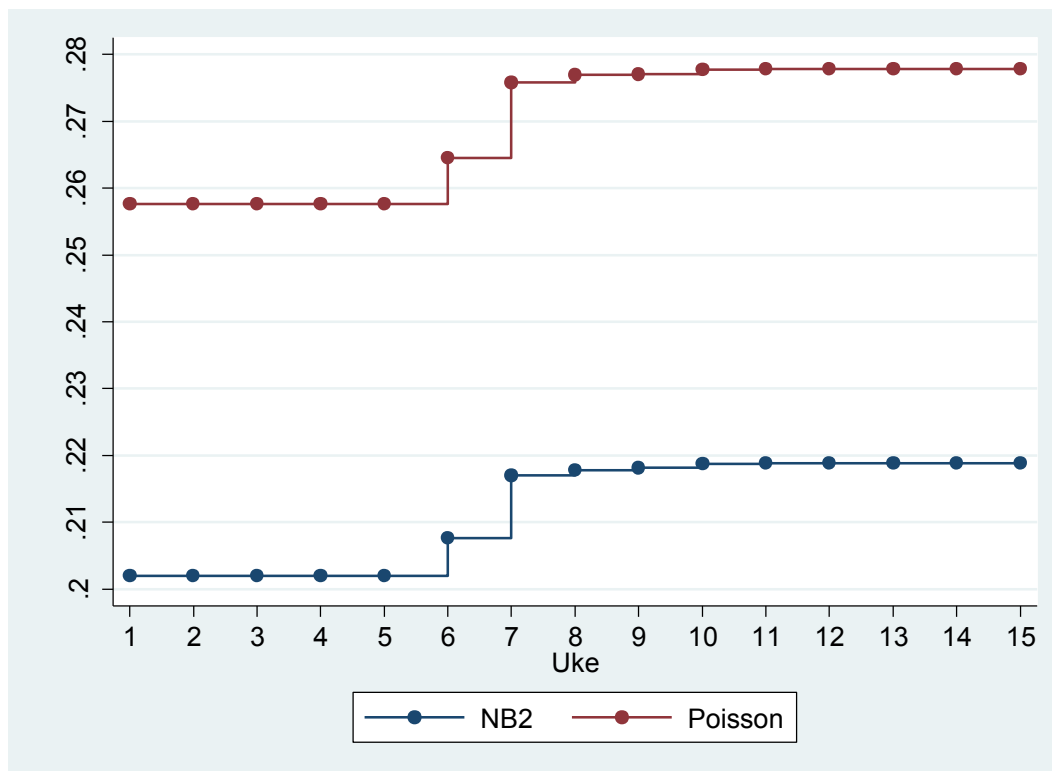
$$E(y_t) = e^{(-1,91+0,23x_t+0,04x_{t-1}+0,48 \ln(y_{t-1}+1)+0,01 \ln(y_{t-2}+1)+0,30 \ln(y_{t-3}+1))}$$

Modellenes form innebærer at både semielastisiteten og marginaleffekten fra endringer i antallet ukentlige medieoppslag avhenger av antallet ukentlige medieoppslag og innrapporteringer i utgangspunktet. For å gi et eksempel på modellenes prediksjoner tar vi utgangspunkt i at antallet vektete medieoppslag har stabilisert seg til 2,4 hver uke. Dette er gjennomsnittlig antall medieoppslag vi observerer i datasettet. Poisson- og NB2-modellen estimerer at medieoppslagene fører til henholdsvis 0,258 og 0,202 innrapporteringer ukentlig på lang sikt. Dermed kan Skatteetaten forvente at i løpet av en periode på mellom fire og fem uker vil én person be om skatteamnesti grunnet medieoppslag.



*Figur 16: Predikert effekt på innrapporteringer av skjulte beløp fra en midlertidig økning på ett medieoppslag*

Figur 16 viser modellenes prediksjoner når antallet ukentlige medieoppslag øker med én enhet til 3,4 i uke 6 og deretter stabiliserer seg på 2,4 fra og med uke 7. Den midlertidige økningen i mediedekning fører til en observerbar økning i innrapporteringen av skjulte formuer i uke 6 og 7. Poisson-modellen predikerer at antallet som får amnesti i uke 7 er 4,3 % høyere enn før det ekstra medieoppslaget ble publisert. Tilsvarende predikerer NB2-modellen at antallet som får amnesti i uke 7 er 4,5 % høyere enn da antallet medieoppslag var stabilt på 2,4. Videre tilsier også modellene at økningene i antallet som får amnesti får en langvarig, men liten (nesten uobserverbar) positiv effekt på antallet som får amnesti i senere perioder før det stabiliserer seg igjen på lang sikt på samme nivå som før det ekstra medieoppslaget ble publisert.



Figur 17: Predikert effekt på innrapporteringer av skjulte beløp fra en permanent økning på ett ekstra medieoppslag

Figur 17 viser modellenes prediksjoner når antallet medieoppslag endrer seg permanent fra 2,4 til 3,4 i uken fra og med uke 6. Poisson- og NB2-modellen predikerer at dette fører til at antallet som rapporterer inn skjulte beløp er henholdsvis 7,1 % og 7,4 % høyere uken etter at den permanente økningen fant sted, enn før endringen. Deretter vil antallet som får amnesti bevege seg mot et nytt stabilt nivå som er henholdsvis 7,9 % og 8,4 % høyere enn før antallet ukentlige medieoppslag økte permanent med ett oppslag. Det nye ukentlige antallet som rapporterer inn skjulte formuer er 0,278 i henhold til Poisson-modellen og 0,219 om NB2-modellen legges til grunn.

Vi kan si at økningen i antallet medieoppslag har både en direkte og en indirekte positiv effekt på antallet skatteyttere som melder inn skjulte beløp. Følgende omskrivning av de predikerte forventningsverdiene synliggjør de to effektene:

Poisson:

$$E(y_t) = e^{(-1,66)} * e^{(0,026x_t + 0,039x_{t-1})} * e^{(0,52 \ln(y_{t-1}+1) - 0,14 \ln(y_{t-2}+1) + 0,25 \ln(y_{t-3}+1))}$$

NB2:

$$E(y_t) = e^{(-1,91)} * e^{(0,23x_t + 0,04x_{t-1})} * e^{(0,48 \ln(y_{t-1}+1) + 0,01 \ln(y_{t-2}+1) + 0,30 \ln(y_{t-3}+1))}$$

Andre ledd er den direkte effekten av økt pressedekning. Det er nærliggende å tro at den direkte effekten er et uttrykk for alle som har latt seg påvirke til å melde inn sine skjulte beløp etter å ha lest relevante medieoppslag.

Den indirekte effekten uttrykkes i tredje ledd, og den inntreffer fra uken etter at antallet medieoppslag øker. Uttrykket viser til at økninger i innrapporteringer av skjulte beløp i en uke ofte etterfølges av økninger i de etterfølgende ukene. På denne måten kan den positive innvirkningen av et ekstra medieoppslag skape positive ringvirkninger i bruken av skatteamnestiet i de påfølgende ukene. Eksempelvis kan en slik indirekte effekt observeres dersom et ekstra medieoppslag får en skatteyter til å innrapportere sin skjulte formue, og handlingen påvirker hans bror til å gjøre det samme. Det må imidlertid kommenteres at modellenes prediksjoner for den indirekte effekten er svært liten når antallet ukentlige medieoppslag øker fra 2,4 til 3,4.

Av figur 16 og 17 ser vi at det er den direkte effekten som er sterkest. Men denne kan bare observeres i samme uke og en uke etter at mediedekningen øker. En mulig årsak til at denne effekten bare er signifikant på kort sikt, kan være fordi vi er avhengige av relativt lik responstid hos skatteyterne fra medieoppslagene leses til innrapporteringene skjer for å kunne få signifikante estimat. Resultatene viser at medieoppslagene setter i gang en umiddelbar respons hos enkelte med skjulte formuer og inntekter. Vi utelukker likevel ikke at medieoppslag kan sette i gang en mer langvarig tankeprosess hos andre. Dersom dette er tilfellet er det naturlig å tenke seg at det er store forskjeller blant skatteyterne når det gjelder betenkningstid.

## 9.2 Medieoppslag som forårsaker umiddelbar respons

Det kan være interessant å merke seg at mens noen typer avisartikler ser ut til å ha en effekt på bruken av skatteamnestiordningen samme uke som de publiseres, krever andre typer artikler tilsynelatende en ukes lengre betenkningstid hos leserne før innrapporteringen skjer. Medieoppslag om tiltak mot skatteparadis og om skatteamnestiordningen har en positiv innvirkning på antallet som benytter seg av skatteamnestiordningen samme uke.

Personer som lar seg påvirke av førstnevnte kategori, kontakter sannsynligvis Skatteetaten fordi de opplever større sannsynlighet for å avsløres. Ved en slik opplevelse kan rask handling synes nødvendig. Dette funnet ser dermed ut til å være i tråd med hva Alm og Beck sier; høyere risiko for å bli oppdaget øker bruken av skatteamnestiet. Vi finner altså ingen ”crowding out”-effekt som beskrevet i avsnittet om tidligere studier.

---

I artikler tilhørende kategorien ”Skatteamnestiordningen” er hovedinnholdet praktisk informasjon om skatteamnestiordningen, antallet som har fått amnesti og størrelsen på de innrapporterte beløpene. For å få resultater som gir riktige kausale sammenhenger må variablene være eksogent gitt. Det vil si at antallet medieoppslag må være uavhengig av antallet som får amnesti. Det kan imidlertid tenkes at antallet innrapporterte beløp har betydning for hvor mange artikler i denne kategorien som publiseres. Det kan observeres fra de deskriptive dataene at det ble skrevet mest om skatteamnestiordningen mot slutten av 2009 og i begynnelsen av 2010. Det store antallet av personer som rapporterte inn sine skjulte beløp i 2009 kan dermed tenkes å ha økt antallet av artikler i denne kategorien.

Videre kan det virke ulogisk at medieoppslag i kategorien ”Skatteamnestiordningen” skal fremkalle en umiddelbar respons hos de med skjulte inntekter og formuer. I utgangspunktet ser vi heller for oss at slike artikler har en viktig og positiv langtidseffekt fordi artiklene informerer om at en slik ordning finnes. Det virker dermed svært impulsivt å kontakte Skatteetaten allerede samme uke som man fikk informasjon om ordningen.

Flere av artiklene i denne kategorien avslutter med å informere om tiltak mot skatteunndragelse og sier tydelig at risikoen ved å ha en skjult formue har blitt større. Dersom kategorien er eksogent gitt og vi kan stole på estimatet, virker det nærliggende å tro at den umiddelbare responsen skyldes personer som har lest hele artikkelen og fått med seg informasjonen om at sannsynligheten for å avsløres har økt. Det kan også tenkes at den umiddelbare responsen skyldes en slags ”flokkmentalitet” og at enkelte ønsker å innrapportere sine skjulte beløp når de ser at mange andre har gjort det. Dette er i så fall i tråd med Cowells modell, som sier at skatteunndragelse moralsk sett blir mer kostbart for individet når omfanget av unndragelse i samfunnet reduseres.

Vi ser også at resultatene fra Poisson-modellen viser at oppslagene om Per Ditlev-Simonsens skjulte formue i Sveits hadde en umiddelbar svakt positiv effekt på innrapporteringene til Skatteetaten. Her må vi imidlertid bemerke at saken ble omtalt i mediene i en begrenset periode på bare seks uker, og at datagrunnlaget dermed er for svakt til å kunne trekke bastante konklusjoner om denne sammenhengen.

### 9.3 Signifikante effekter uken etter publisering

Artikler som plasseres i kategorien ”Skatteparadisenes negative konsekvenser” har en sterk og positiv signifikant effekt for bruken av skatteamnestiordningen uken etter at de ble publisert. Dersom Aftenposten skriver en artikkel om hvordan skatteparadisenes regelverk

bidrar til å finansiere terrorvirksomhet eller å tappe fattige land for store beløp kan Skatteetaten forvente at én person mer enn det ellers ville vært tar kontakt for å fortelle om sin skjulte formue.

At denne kategorien har en slik sterk effekt på innrapporteringen kan tenkes å ha flere årsaker. For det første ser vi for oss at personer som beskrives under den kantianske tilnærmingen i kapittelet om teori kan la seg påvirke av denne typen artikler. Det kan tenkes at noen rettferdiggjør egen skatteunndragelse i seg selv, men opplever det problematisk at unndragelsen støtter skatteparadisenes regelverk. Informasjon om skatteparadisenes alvorlige konsekvenser for verdenssamfunnet kan slik sett være utslagsgivende for innrapporteringen av formuer plassert i skatteparadis. Medieoppslag som tar for seg problematikken rundt skatteparadisene kan også tenkes å øke stigmatiseringen ved å avsløres med en skjult formue i et skatteparadis, og dermed gjøre det fristende å hente formuen hjem til Norge.

Poisson-modellen predikerer at kategorien ”Skatteamnestiordningen” har en signifikant negativ direkte effekt uken etter publisering. Trolig skyldes dette resultatet at medieoppslag i denne kategorien påvirker enkelte som uansett ville bedt om amnesti til å fremskynde innrapporteringen til Skatteetaten. Merk at artikler i denne kategorien samlet sett har en positiv innvirkning på innrapporteringene av skjulte formuer og inntekter. Den positive effekten i inneværende er større enn den etterfølgende negative effekten. I tillegg kommer den indirekte effekten av økningen i antallet som ber om amnesti.

Kategorien ”Dobbeltmoral stat og politikere” har også en positiv signifikant effekt på antallet innrapporteringer til Skatteetaten en uke etter at artiklene publiseres. Ved første øyekast er dette et uventet resultat. Vi hadde sett for oss at denne typen artikler skulle undergrave skattemoralen i samfunnet, slik Fallan beskriver (Fallan, 2007, s. 11-14). Men ved et nærmere blikk ser vi at flere av artiklene går langt i å kritisere profilerte politikere for deres holdninger og atferd i forhold til skatt. For eksempel kan overskriften på avisartikkelen være en beskyldning om at vedkommende politiker er dobbeltmoralisk. En mulig forklaring for hvorfor effekten er positiv kan være at enkelte identifiserer seg med politikerne. Artiklene kan sees på som eksempler for hvordan man kan bli uthengt i mediene dersom skatteunndragelsen avsløres. I artiklene i denne kategorien kritiseres staten og politikerne for forhold som ikke er ulovlige, og medieomtalen av et avslørt ulovlig forhold kan dermed tenkes å bli enda større. Vi vil imidlertid kommentere at relativt få artikler havner i denne kategorien. Bare i 31 av 278 uker har vi observert medieoppslag som kan kategoriseres som ”Dobbeltmoral stat og politikere”. Resultatene er dermed noe usikre.

Videre viser resultatene at omtalen av Per Ditlev-Simonsens konto i Sveits hadde en positiv signifikant innvirkning på antallet innrapporteringer en uke etter publisering. Som sagt er datagrunnlaget svakt, men resultatene støtter mediens påstand om at saken hadde en positiv betydning for innrapporteringen av skjulte formuer.



Foto: Øyvind Elvsborg

## Avtale med nytt skatteparadis

- Vanskeligere for norske skatteyttere å snyte på skatten, sier finansminister Kristin Halvorsen.

Bjørn-Egil Mikalsen

Publisert: 20.05.2009 - 09:06 Oppdatert: 20.05.2009 - 12:11

Bilde 1: Artikkel i kategorien "Tiltak mot skatteparadis"



Bilde 3: Artikkel i kategorien "Skatteamnestiordningen"

## Leirstein: - Jagland er dobbeltmoralisk

Publisert 13.12.09 - 22:04, endret 13.12.09 - 22:27 (VG NETT)

Av [Ingrid Hvidsten](#)

[Tweet](#) 0 [+1](#) 0 [Anbefal](#) 14 [E-post](#)

(VG Nett) Thorbjørn Jagland mener det ville vært umulig å ha en jobb som hans av økonomiske grunner hvis han skulle betalt skatt. Det er bare tull, mener Frp.



Bilde 2: Artikkel i kategorien "Dobbelmoral stat og politikere"



SKATTEPARADIS: Her havner mange bistandskroner.

## Bistandskroner forsvinner i skatteparadis

- Skulle vi kontrollert dette måtte vi nesten gått etter med håren, mener spesialrådgiver Eva Joly.

Bilde 4: Artikkel i kategorien "Skatteparadisenes negative konsekvenser"

## 9.4 Drøfting av avslørt skatteunndragelse og straff

Når det gjelder artikler om personer som er mistenkt, dømt og/eller straffet for skatteunndragelse finner vi i liten grad signifikante effekter. Poisson-modellen predikerer en svak positiv effekt for artikler om annen skatteunndragelse på et 10 %-signifikansnivå. NB2-modellen predikerer imidlertid ingen signifikante effekter.

I utgangspunktet ville vi forventet å se sterkere sammenhenger mellom antallet som får skatteamnesti og omtale av avslørt unndragelse i tilfeller der skatteparadis er involvert, enn ved omtale av annen type skatteunndragelse. På den andre siden gir ikke teorien klare svar på hvorvidt vi kan forvente om leserne opplever skatteunndragelse som mer eller mindre gunstig etter å ha lest artikler i kategoriene ”Avsløring og straff – skatteparadis” og ”Avsløring og straff – annen unndragelse”. Artikkene kan tenkes å gi ny informasjon om sannsynligheten for å avsløres og straffeutmåling ved skatteunndragelse, men vi vet ikke hva avisleserne trodde om dette før de leste artiklene. Medieoppslag i disse kategoriene kan også gi en indikasjon på omfanget av skatteunndragelse i samfunnet som igjen vil påvirke moralen. Vi vet imidlertid ikke om artiklene gir leserne inntrykk av at omfang av skatteunndragelse i samfunnet er mer eller mindre enn de trodde i utgangspunktet. Mulige forklaringer på at vi ikke finner sterke signifikante effekter, kan dermed være at artiklene påvirker ulike personer i forskjellige retninger eller at slike artikler er irrelevante for valget om å innrapportere skjulte beløp til Skatteetaten.



---

## 10. Avsluttende kommentar

Oppsummert har utredningen vist at avisoppslag om skatteunndragelse øker innrapporteringen av skjulte inntekter og formuer til Skatteetaten. Ved bruk av Poisson- og NB2-estimering, predikerer modellene at innrapporteringen av skjulte beløp øker med henholdsvis 2,64 % eller 2,79 % samme uke som en vektet avisartikkel publiseres. Videre predikerer modellene at bruken av skatteamnestiordningen øker med 3,93 % og 4,16 % uken etter at et vektet avisoppslag blir publisert.

Utredningen viser også at noen kategorier av avisoppslag har mer betydning for innrapporteringen til Skatteetaten enn andre. Avisartikler som tar for seg bruken av skatteamnestiordningen, det vil si hvordan frivillig retting fungerer, hvor mange som har rapportert inn skjulte formuer tidligere og så videre, har en positiv effekt på antallet som velger å melde fra om hemmelige inntekter og formuer i inneværende uke. Det samme har avisoppslag som omtaler hvilke tiltak som iverksettes for å avdekke skjulte kontoer i skatteparadis, blant annet informasjonsutvekslingsavtalene Norge inngår med andre stater angående skatt. Avisartikler som beskriver skatteparadisenes negative konsekvenser for verdenssamfunnet og artikler som problematiserer statens og politikernes atferd eller holdning til skatt, har effekt en uke etter at de publiseres. Disse resultatene gir Skatteetaten en pekepinn på hvilke saker det er hensiktsmessig å gå ut med i media.

### 10.1 Videre forskning

I datasettet vi har brukt for å analysere effekten medieoppslag har på bruken av skatteamnestiordningen, er det bare oppslag fra papir- og nettaviser som i følge Mediebedriftenes Landsforening er vurdert til å være aviser som er inkludert. Dette vil si at alle saker som blir publisert på arenaer som ikke regnes for å være aviser, ikke er fanget opp i analysene. Heller ikke informasjon som deles gjennom fjernsyn og radio har blitt tatt hensyn til i våre studier. Det er grunn til å tro at effekten av medieoppslagene vil være enda større dersom nyhetssaker om skatt fra denne typen medier blir inkludert. Det ville derfor være interessant å gjennomføre en lignende studie der også disse mediene omfattes, dersom det praktisk sett lar seg gjøre.

I tillegg er det noen av resultatene i analysene det kunne være spennende å forske videre på. For det første ser det ut til, som flere avishus har hevdet, at omtalen av Per Ditlev-

Simonsens hemmelige konto i Sveits faktisk hadde en effekt på innrapporteringen til Skatteetaten. For det andre har vi en hypotese om at årsaken til at artikler om dobbeltmoral blant stat og politikere har en positiv og signifikant effekt og ikke en negativ slik teorien tilsier, er at skatteyterne som innrapporterer frykter stigmatiseringen som oppstår dersom de blir avslørt som skatteunndragere. På grunn av få observasjoner i datasettet ville det være nyttig å supplere de kvantitative analysene med kvalitative intervju av de som tidligere har meldt inn skjulte beløp, for å få bedre innsikt i resultatene vi finner i denne utredningen.

---

## 11. Referanseliste

Allingham, Michael og Sandmo, Agnar (1972): Income Tax Evasion: A Theoretical Analysis. *Journal of Public Economics* [Internett], 1, s. 323-338. Tilgjengelig fra: [http://elsa.berkeley.edu/~saez/course/Allingham&SandmoJPubE\(1972\).pdf](http://elsa.berkeley.edu/~saez/course/Allingham&SandmoJPubE(1972).pdf) [Lest 6. februar 2013].

Alm, James og Beck, William (1991): Wiping the Slate Clean: Individual Response to State Tax Amnesties. *Southern Economic Journal* [Internett], 57 (4), s. 1043-1053. Tilgjengelig fra: <http://www.jstor.org/stable/1060332> [Lest 7. mars 2013].

Andersson, Jonas, Lillestøl, Jostein og Støve, Bård (2012): Kjennetegnsanalyser av skattytere som unndrar skatt ved å skjule formuer og inntekter i utlandet. *SNF rapport* [Internett], 10/12. Tilgjengelig fra: [http://www.snf.no/Files/Filer/Publications/R\\_1012.pdf](http://www.snf.no/Files/Filer/Publications/R_1012.pdf) [Lest 4. mars 2013].

Andreoni, James, Erard, Brian og Feinstein, Jonathan (1998): Tax compliance. *Journal of Economic Literature* [Internett], 36 (2), s. 818-860. Tilgjengelig fra: [http://darp.lse.ac.uk/papersdb/Andreoni\\_etal\\_\(JEL98\).pdf](http://darp.lse.ac.uk/papersdb/Andreoni_etal_(JEL98).pdf) [Lest 2. februar 2013].

Arntsen, Stian, Berset, Anders og Reiersen, Tormod (2011): Opplevd oppdagelsesrisiko. Analyseteamet i Skatteetaten [Internett], s. 1-28. Tilgjengelig fra: [http://skatteetaten.no/upload/PDFer/Skatteetatens\\_analysenytt/Oppdagelsesrisiko.pdf](http://skatteetaten.no/upload/PDFer/Skatteetatens_analysenytt/Oppdagelsesrisiko.pdf) [Lest 28. januar 2013].

Becker, Gary (1968): Crime and Punishment: An Economic Approach. *Journal of Political Economy* [Internett], 76 (2), s. 169-217. Tilgjengelig fra: <http://www.jstor.org/stable/1830482> [Lest 8. mars 2013].

Bosco, Luigi og Mittone, Luigi (1997): Tax Evasion and Moral Constraints: some Experimental Evidence. *KYKLOS* [Internett], 50 (3), s. 297-324. Tilgjengelig fra: <http://web.ebscohost.com/ehost/detail?vid=3&sid=42792565-f415-464f-a543-7b0b6297fa20%40sessionmgr114&hid=114&bdata=JnNpdGU9ZWwhvc3QtbGl2ZQ==&db=ecn&AN=0434547> [Lest 11. mars 2013].

Cameron, Colin og Trivedi, Pravin (1998): *Regression analysis of count data*. Cambridge, Cambridge University Press.

Cameron, Colin og Trivedi, Pravin (2009): *Microeconometrics Using Stata*. Texas, Stata Press.

Cowell, Frank (1990): *Cheating the Government, The Economics of Evasion*. Massachusetts, The MIT Press.

Eide, Erling (2000): Oversikt over litteratur om svart arbeid. Rapport fra prosjektet "Svart arbeid i Norge". *Rapport Frischsenteret* [Internett], 6/2000, s. 1-119. Tilgjengelig fra: [http://www.frisch.uio.no/pdf/rapp00\\_06.pdf](http://www.frisch.uio.no/pdf/rapp00_06.pdf) [Lest 28. januar 2013].

Fallan, Lars (2007): *En innføring i skatterett 2007-2008 for økonomisk-administrative høyskolestudier, 25.utg.* Oslo, Gyldendal akademisk.

Feld, Lars og Frey, Bruno (2002): Deterrence and morale in Taxation: An Empirical Analysis. *CESifo Working Paper* [Internett], 760, s. 1-36. Tilgjengelig fra: <http://web.ebscohost.com/ehost/detail?vid=3&sid=4bcabd5-3829-4687-a8d5-b85a53494043%40sessionmgr104&hid=114&bdata=JnNpdGU9ZWhvc3QtbGl2ZQ%3d%3d#db=ecn&AN=0906639> [Lest 11. februar 2013].

Finansdepartementet (2003): *Tilleggsskatt m.m.* NOU2003: 7. Oslo, Statens Forvaltningstjeneste. Tilgjengelig fra: <http://www.regjeringen.no/nb/dep/fin/dok/nouer/2003/nou-2003-7/5/6/1.html?id=369559> [Lest 7. mars 2013].

Finansdepartementet (2007): *Nordisk samarbeid om informasjonsutvekslingsavtaler* [Internett]. Tilgjengelig fra: <http://www.regjeringen.no/nb/dep/fin/aktuelt/nyheter/2007/--norden-inngikk-avtaler-med-isle-of-man/nordisk-samarbeid-om-informasjonsutveksl.html?id=487409> [Lest 12. mars 2013].

---

Finansdepartementet (2008): *St. prp. nr 1 (2008-2009)*. Tilgjengelig fra:

<http://www.regjeringen.no/pages/2112983/PDFS/STP200820090001FINDDDPDFS.pdf>

[Lest 18. mars 2013].

Finansdepartementet (2009a): *Tiltak mot skatteunndragelser*. NOU2009:4. Oslo,

Departementenes servicesenter. Tilgjengelig fra:

<http://www.regjeringen.no/pages/2156661/PDFS/NOU200920090004000DDDPDFS.pdf>

[Lest 13. mars 2013].

Finansdepartementet (2009b): *Om lov om endringer i ligningsloven mv*. Ot. prp. nr 82 (2008-2009). Tilgjengelig fra:

<http://www.regjeringen.no/pages/2179589/PDFS/OTP200820090082000DDDPDFS.pdf>

[Lest 7. mars 2013].

Finansdepartementet (2012): *St. prp. nr 1S (2012-2013)*. Tilgjengelig fra:

<http://www.regjeringen.no/pages/38071018/PDFS/PRP201220130001FINDDDPDFS.pdf>

[Lest 15. mars 2013].

Fisher, Ronald, Goddeeris, John og Young, James (1989): Participation in tax amnesties: The individual income tax. *National Tax Journal* [Internett], 42 (1), s. 15-27. Tilgjengelig fra:

<http://web.ebscohost.com/ehost/detail?vid=5&sid=4bcbabd5-3829-4687-a8d5-b85a53494043%40sessionmgr104&hid=114&bdata=JnNpdGU9ZWhvc3QtbGl2ZQ%3d%3d#db=ecn&AN=0223500> [Lest 5. mars 2013].

Frey, Bruno (2003): The Role of Deterrence and Tax Morale in Taxation in the European Union. *European Review* [Internett], 2 (3), s. 385-406. Tilgjengelig fra:

[http://journals.cambridge.org/action/quickSearch?quickSearchType=search\\_combined&inputField1=Deterrence+and+tax+moral+in+the+European+Union&fieldStartMonth=01&fieldStartYear=1800&fieldEndMonth=12&fieldEndYear=2013&searchType=ADVANCESEARCH&searchTypeFrom=quickSearch&fieldScjrl=All&fieldScats=All&selectField1=%23&jnlId=ERW&journalSearchType=all](http://journals.cambridge.org/action/quickSearch?quickSearchType=search_combined&inputField1=Deterrence+and+tax+moral+in+the+European+Union&fieldStartMonth=01&fieldStartYear=1800&fieldEndMonth=12&fieldEndYear=2013&searchType=ADVANCESEARCH&searchTypeFrom=quickSearch&fieldScjrl=All&fieldScats=All&selectField1=%23&jnlId=ERW&journalSearchType=all) [Lest 5. februar 2013].

Gordon, James P.F. (1987): Individual morality and reputation costs as deterrents to tax evasion. *European Economic Review* [Internett], (1989) 33, s. 797-805. Tilgjengelig fra:

[http://ac.els-cdn.com/0014292189900263/1-s2.0-0014292189900263-main.pdf?\\_tid=6a10618a-ceb4-11e2-8771-00000aacb360&acdnt=1370528684\\_be23d2667ff5d28eae638bc48ef014da](http://ac.els-cdn.com/0014292189900263/1-s2.0-0014292189900263-main.pdf?_tid=6a10618a-ceb4-11e2-8771-00000aacb360&acdnt=1370528684_be23d2667ff5d28eae638bc48ef014da) [Lest 6.juni 2013].

Henriksen, Torhild ([torhild.henriksen@skatteetaten.no](mailto:torhild.henriksen@skatteetaten.no)), 3.juni 2013. *Oppklaringer rundt skatteamnestiordningen*. E-post til Ingebjørg Midtbø Myking ([s071614@stud.nhh.no](mailto:s071614@stud.nhh.no)).

Kim, Youngse (2001): Income distribution and equilibrium multiplicity in a stigma-based model of tax evasion. *Journal of Public Economics* [Internett], (2003) 87, s.1591-1616. Tilgjengelig fra: [http://ac.els-cdn.com/S0047272701002195/1-s2.0-S0047272701002195-main.pdf?\\_tid=a919512e-ceb5-11e2-9251-00000aab0f6c&acdnt=1370529219\\_7c4e74aedcc0995dcce7ad28737e85e0](http://ac.els-cdn.com/S0047272701002195/1-s2.0-S0047272701002195-main.pdf?_tid=a919512e-ceb5-11e2-9251-00000aab0f6c&acdnt=1370529219_7c4e74aedcc0995dcce7ad28737e85e0) [Lest 6.juni 2013].

Kleven, Henrik, Knudsen, Martin, Kreiner, Claus, Pedersen, Søren og Saez, Emmanuel (2011): Unable or unwilling to cheat? Evidence from a tax audit experiment in Denmark. *Econometrica* [Internett], 79 (3), s. 651-692. Tilgjengelig fra: <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.3982/ECTA9113/abstract> [Lest 10. februar 2013].

Medienorge (2013): *Lesertall for norske aviser* [Internett]. Tilgjengelig fra: <http://medienorge.uib.no/?cat=statistikk&medium=avis&queryID=273> [Lest 11. april 2013].

Mjelva, Hans (2013): Eldre menn tek heim hemmelege formuar. *Bergens Tidende*, 31. januar 2013 [Internett]. Tilgjengelig fra: <http://www.bt.no/nyheter/okonomi/Eldre-menn-tek-heim-Ahemmelege-formuar-2837293.html#.UbG98OAalBE> [Lest 07.06.13].

Nordiska ministerrådet (2012): *Avtal mot skatteflykt* [Internett]. Tilgjengelig fra: <http://www.norden.org/sv/nordiska-ministerraadet/ministerraad/nordiska-ministerraadet-foer-ekonomi-och-finanspolitik-mr-finans/avtal-mot-skatteflykt> [Lest 14. mars 2013].

OECD (1998): *Harmful Tax Competition: An emerging global issue* [Internett]. Tilgjengelig fra: <http://www.oecd.org/tax/transparency/44430243.pdf> [Lest 18. mars 2013].

---

OECD (2000): *Towards Global Tax Co-operation* [Internett]. Tilgjengelig fra: <http://www.oecd.org/tax/transparency/44430257.pdf> [Lest 15. mars 2013].

OECD (2012a): *International Co-operation against Tax Crimes and Other Financial Crimes* [Internett]. Tilgjengelig fra: <http://www.oecd.org/ctp/exchange-of-tax-information/50559531.pdf> [Lest 13. mars 2013].

OECD (2012b): *A progress report on jurisdictions surveyed by the OECD global forum in implementing the internationally agreed tax standard* [Internett]. Tilgjengelig fra: <http://www.oecd.org/ctp/exchange-of-tax-information/43606256.pdf> [Lest 15. mars 2013].

OECD (2013): *Tax Information Exchange Agreements (TIEAs)* [Internett]. Tilgjengelig fra: <http://www.oecd.org/ctp/exchange-of-tax-information/taxinformationexchangeagreementstieas.htm> [Lest 13. mars 2013].

Pratt, John (1964): Risk aversion in the Small and in the Large. *Econometrica* [Internett], 32 (1-2), s. 122-136. Tilgjengelig fra: <http://www.jstor.org/stable/1913738> [Lest 14. mai 2013].

Torres-Reyna, Oscar (år mangler): *Time Series ver. 1.5* [Internett]. Tilgjengelig fra: <http://www.princeton.edu/~otorres/TS101.pdf> [Lest 20. mai 2013].

Skattedirektoratet (2011): *Frivillig retting* [Internett]. Tilgjengelig fra: <http://www.skatteetaten.no/no/radgiver/rettskilder/skattedirektoratets-meldinger/frivillig-retting/> [Lest 7. mars 2013].

Skatteetaten (2012): *Lager profil på skatteunndrageren* [Internett]. Tilgjengelig fra: <http://skatteetaten.no/no/Omskatteetaten/Presse/Nyhetsrommet/Pressemeldinger/Pressemeldinger-2012/Lager-profil-pa-skatteunndrageren> [Lest 09. mai 2013].

Skatteetaten (2013a): *115 nye personer ba om skatteamnesti* [Internett]. Tilgjengelig fra: <http://skatteetaten.no/no/Omskatteetaten/Presse/Nyhetsrommet/Pressemeldinger/Pressemeldinger-2013/115-nye-personer-ba-om-skatteamnesti/> [Lest 31. mai 2013].

Skatteetaten (2013b): *Tilleggsskatt ved unndratt inntekt/formue i utlandet* [Internett].

Tilgjengelig fra: <http://skatteetaten.no/no/Person/Selvangivelse/Veiledning-til-selvangivelsen/Utland/Har-du-inntekt-ogeller-formue-i-utlandet-Unnga-tilleggskatt/> [Lest 7. mars 2013].

Skatteetaten (2013c): *Lignings-ABC 2012/2013* [Internett]. Tilgjengelig fra:

<http://skatteetaten.no/no/Radgiver/Rettskilder/Handboker/Lignings-ABC/Kapitler/U/?mainchapter=44660&chapter=44660#x44660> [Lest 19. mars 2013].

Skatteverket (2008): *Skattefelskarta för Sverige*. Rapport 2008:1 [Internett]. Tilgjengelig fra:

<http://www.skatteverket.se/download/18.3a7aab801183dd6bfd380005614/rapport200801skattefelskarta.pdf> [Lest 31. mai 2013].

Steen, Frode (2012): *Tidsserieøkonometri*. Forelesningsnotat i SAM451 ved NHH 20.09.12.

Tagkalakis, Athanasios (2012): Audits and Tax offenders: recent evidence from Greece.

*Economics Letters* [Internett], 118 (3), s. 519-522. Tilgjengelig fra:

<http://www.sciencedirect.com/science/journal/01651765/118> [Lest 20. februar 2013].

Tax Justice Network (2012): *Automatisk informasjonsutveksling*, [Internett]. Tilgjengelig fra:

[http://www.taxjustice.no/uploads/documents/120131\\_Faktaark\\_Automatisk\\_informasjonsutveksling.pdf](http://www.taxjustice.no/uploads/documents/120131_Faktaark_Automatisk_informasjonsutveksling.pdf) [Lest 15. mars 2013].

Tijms, Henk (2007): *Understanding Probability. Chance Rules in Everyday Life, second edition*. Cambridge, Cambridge University Press.

Utenriksdepartementet (2009): *Skatteparadis og utvikling*. NOU2009:19. Oslo,

Departementenes servicesenter. Tilgjengelig fra:

<http://www.regjeringen.no/pages/2222786/PDFS/NOU200920090019000DDDPDFS.pdf> [Lest 18. mars 2013].

Verbeek, Marno (2012): *A Guide to Modern Econometrics, fourth edition*. West Sussex, John Wiley & Sons Ltd.



---

Wooldridge, Jeffrey (2009): *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, fourth edition. Mason, South-Western Cengage Learning.

## 12. Vedlegg

### A Utleddning av likningene brukt i Alm og Beck (1991)

Individenes nyttemaksimeringsproblem uttrykkes på følgende måte:

$$\max_A f(A; t, f, E_0) = pu(I_C) + (1 - p)u(I_N)$$

Husk at  $I_C = E_0 - tA - f(E_0 - A)$  og  $I_N = E_0 - tA$

Førsteordensbetingelsen gir optimalt nivå på innrapportert inntekt,  $A^*$ :

$$\begin{aligned} f_A(A^*; t, f, E_0) &= 0 \\ pu'(I_C) * (f - t) + (1 - p)u'(I_N) * (-t) &= 0 \\ pu'(I_C) * (f - t) &= (1 - p)u'(I_N) * t \\ pu'(I_C) * f &= t[pu'(I_C) + (1 - p)u'(I_N)] \end{aligned}$$

For  $A = 0$  vil formuen ved kontroll og uten kontroll være følgende:

$$I_C = E_0 - fE_0 \quad I_N = E_0$$

For at  $A = 0$  må følgende betingelse være oppfylt:

$$\begin{aligned} \frac{dE(U)}{dA} \Big|_{A=0} &\leq 0 \\ pu'(E_0 - fE_0) * (f - t) + (1 - p)u'(E_0) * (-t) &\leq 0 \\ pu'(E_0 - fE_0) * f &\leq t[pu'(E_0 - fE_0) + (1 - p)u'(E_0)] \end{aligned}$$

For  $A = E_0$  vil formuen være lik uavhengig av om det gjennomføres kontroll eller ikke.

Formuen er følgende:

$$\begin{aligned} I_C = I_N = E_0 - tE_0 \\ \frac{dE(U)}{dA} \Big|_{A=E_0} &\geq 0 \\ pu'(E_0 - tE_0) * (f - t) + (1 - p)u'(E_0 - tE_0) * (-t) &\geq 0 \\ pu'(E_0 - tE_0) * (f - t) &\geq (1 - p)u'(E_0 - tE_0)t \\ pf &\geq t \end{aligned}$$

Ved å bruke totalderivasjon kan vi finne hvordan  $A^*$  forandrer seg når skattesatsen  $t$  endres:

$$\begin{aligned} df_A &= f_{AA}dA^* + f_{At}dt = 0 \\ \frac{dA^*}{dt} &= -\frac{f_{At}}{f_{AA}} \end{aligned}$$

Tilsvarende sammenheng gjelder for endringer i sannsynligheten for kontroll  $p$  og strafferate  $f$ :

$$\frac{dA^*}{dp} = -\frac{f_{Ap}}{f_{AA}} \quad \frac{dA^*}{df} = -\frac{f_{Af}}{f_{AA}}$$

I utledningene benyttes Arrow-Pratt mål på absolutt risikoaversjon:

$$R(I) = -\frac{u''(I)}{u'(I)}$$

Utledning av  $f_{At}$ :

$$\begin{aligned} f_{At} &= (-p)u'(I_C) - p(f-t)Au''(I_C) - (1-p)u'(I_N) - (1-p)(-t)u''(I_N)A \\ &= -\left(pu'(I_C) + (1-p)u'(I_N)\right) - p(f-t)Au''(I_C) + (1-p)u''(I_N)tA \\ &= -\left(pu'(I_C) + (1-p)u'(I_N)\right) + Ap(f-t)R(I_C)u'(I_C) - At(1-p)R(I_N)u'(I_N) \end{aligned}$$

Vi setter inn førsteordensbetingelsen, og får følgende uttrykk for  $f_{At}$ :

$$= -\left([pu'(I_C) + (1-p)u'(I_N)] + Ap(f-t)u'(I_C)[R(I_N) - R(I_C)]\right)$$

Utledning av  $f_{Af}$ :

$$\begin{aligned} f_{Af} &= pu'(I_C) + u''(I_C)(a - E_0)p(f-t) \\ &= pu'(I_C) - R(I_C) * u'(I_C)(A - E_0)p(f-t) \\ &= pu'(I_C)[1 + R(I_C)(E_0 - A)(f-t)] \end{aligned}$$

Utledning av  $f_{Ap}$ :

$$f_{Ap} = u'(I_C)(f-t) + tu'(I_N)$$

Utledning av  $f_{AA}$ :

$$\begin{aligned} f_{AA} &= p(f-t)u''(I_C)(f-t) + 0 + (1-p)(-t)u''(I_N)(-t) + 0 \\ &= pu''(I_C)(f-t)^2 + (1-p)u''(I_N)t^2 < 0 \end{aligned}$$

Følgelig får vi følgende uttrykk for endringer i kontrollsannsynligheten, skattesatsen eller strafferatens innvirkning på optimalt nivå av innrapportert inntekt:

$$\begin{aligned} \frac{dA^*}{dt} &= \frac{[pu'(I_C) + (1-p)u'(I_N)] + Ap(f-t)u'(I_C)[R(I_N) - R(I_C)]}{f_{AA}} \\ \frac{dA^*}{df} &= -\frac{pu'(I_C)[1 + R(I_C)(E_0 - A)(f-t)]}{f_{AA}} \\ \frac{dA^*}{dp} &= -\frac{u'(I_C)(f-t) + tu'(I_N)}{f_{AA}} \end{aligned}$$

---

## B Undersøker flere lags av Medieoppslag, ukentlige data

	(1) Poisson	(2) NB2
Medieoppslag	0.0264*** (0.00886)	0.0271** (0.0123)
L.Medieoppslag	0.0393*** (0.0103)	0.0408*** (0.0115)
L2.Medieoppslag	0.0126 (0.00903)	0.0161 (0.0125)
L3.Medieoppslag	-0.0211 (0.0143)	-0.0164 (0.0140)
L4.Medieoppslag	-0.0246 (0.0154)	-0.0210 (0.0145)
lnTid	0.315*** (0.0942)	0.335*** (0.0955)
Høye verdier	0.671** (0.280)	0.618*** (0.179)
lnAmnestiL1	0.501*** (0.0732)	0.443*** (0.0881)
lnAmnestiL2	-0.111 (0.130)	0.0356 (0.0906)
lnAmnestiL3	0.293*** (0.0907)	0.329*** (0.0856)
Constant	-1.504*** (0.432)	-1.778*** (0.465)
Alpha Constant		0.382*** (0.066)
Observations	274	274

Standardfeil i parentes

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

## C Undersøker om betalingskortprosjektet hadde effekt

	(1) Poisson	(2) NB
Medieoppslag	0.0104 (0.0127)	0.0124 (0.0168)
L.Medieoppslag	0.0377*** (0.00769)	0.0431*** (0.0155)
lnAmnestiL1	0.508*** (0.0734)	0.464*** (0.0874)
lnAmnestiL2	-0.112 (0.120)	0.0240 (0.0906)
lnAmnestiL3	0.298*** (0.0919)	0.326*** (0.0863)
Betaling Medieoppslag	0.0303 (0.0199)	0.0313 (0.0251)
L.Betaling Medieoppslag	0.00716 (0.0224)	-0.00690 (0.0231)
L2.Betaling Medieoppslag	0.0121 (0.0142)	0.0182 (0.0185)
L3.Betaling Medieoppslag	-0.0323* (0.0182)	-0.0278 (0.0199)
L4.Betaling Medieoppslag	-0.0286 (0.0217)	-0.0249 (0.0191)
Betaling	-0.0961 (0.284)	-0.280 (0.301)
lnTid	0.350** (0.145)	0.488*** (0.172)
Høye verdier	0.690** (0.276)	0.679*** (0.190)
Constant	-1.633*** (0.513)	-2.316*** (0.664)
Alpha Constant		0.382*** (0.06)
Observations	274	274

Standardfeil i parantes

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

## D Undersøker om lovendringen i 2010 hadde effekt

	(1) Poisson	(2) NB
Medieoppslag	0.0194*** (0.00747)	0.0249 (0.0196)
L.Medieoppslag	0.0292*** (0.00466)	0.0305* (0.0162)
lnAmnestiL1	0.491*** (0.0731)	0.438*** (0.0880)
lnAmnestiL2	-0.0974 (0.121)	0.0504 (0.0909)
lnAmnestiL3	0.294*** (0.0895)	0.324*** (0.0855)
LovMedie- oppslag	0.00858 (0.0150)	0.00287 (0.0253)
L.LovMedie- oppslag	0.0226 (0.0176)	0.0199 (0.0223)
L2.LovMedie- oppslag	0.0174 (0.0127)	0.0237 (0.0160)
L3.LovMedie- oppslag	-0.0330* (0.0176)	-0.0280* (0.0168)
L4.LovMedie- oppslag	-0.0287 (0.0179)	-0.0251 (0.0170)
Lovendring	0.0280 (0.328)	-0.101 (0.323)
lnTid	0.291** (0.135)	0.373*** (0.144)
Høye verdier	0.662** (0.274)	0.621*** (0.182)
Constant	-1.431*** (0.453)	-1.891*** (0.530)
Alpha Constant		0.374*** (0.065)
Observations	274	274

Standardfeil i parantes

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$