

# Estimering av straffetrusselens allmennpreventive virkning

Christian Ruff



Masteroppgave ved økonomisk institutt

UNIVERSITETET I OSLO

09.05.12



© Christian Ruff

2012

Estimering av straffetrusselens allmennpreventive virkning

Christian Ruff

<http://www.duo.uio.no/>

Trykk: Representeren, Universitetet i Oslo

# Forord

Jeg ønsker her å takke min veileder Erling Eide for å ha foreslått denne oppgaven til meg og hjulpet meg i dette arbeidet. Ytterlige takk går til Torbjorn Skardhamar fra SSB for en opplysende samtale om datamaterialet og flere av mine forelesere for å ha gitt meg redskapene til å skrive denne oppgave.

Også ønsker jeg å takke min bror Martin Ruff for sine mangfoldige kommentarer til metode og sin tålmodighet i våre diskusjoner rundt parameter estimering. Mads Padøy takker jeg for sin innsikt i generell økonomisk teori og også for å ha tilbydd distraksjon fra arbeidet rundt oppgaven. Jeg avslutter her med å gi takk til SEF<sup>1</sup>, Åshild Eklund, Ellen Kristin Aasen, Harald Flølo Hawkins og de mange Blindern studenter for å ha gitt meg den god, sosiale og so mineverdige tiden på Blindern.

Alle feil begått i den underliggende avhandlingen er mine egne.

---

<sup>1</sup> Studentenes elektronikk forening

# Innholdsfortegnelse

1	Innledning.....	1
1.1	Den økonomiske modellen av kriminalitet.....	3
1.2	Forklaringer på hvorfor straffetrussel ikke nødvendigvis har en allmennpreventiv virkning .....	4
1.3	Tidligere funn for Norge.....	5
2	Estimering og Data.....	6
2.1	Beskrivelsen av datasettet.....	6
2.2	Modellen.....	8
2.2.1	En kjapp ”fikset effekt” analyse .....	9
2.3	Økonometrisk modell og teori.....	10
2.3.1	Instrumentene .....	10
2.3.2	Målefeilen og skjevheten .....	11
2.3.3	Kriminometriske modellen.....	13
2.3.4	Forutsetninger for Arellano Bond differanse GMM estimatoren og Blundell Bond system GMM estimatoren .....	14
2.3.5	Testene .....	19
3	Økonometrisk analyse.....	21
4	Konklusjon .....	37
4.1	Noen avsluttende kommentarer .....	42
	Litteraturliste .....	43
	Vedlegg .....	45
5	Appendiks.....	69
	Figur 1:viser nyttefunksjonen over velstand for gevinst og tap. Her ser vi at en risikoavers aktør ikke vill begå den kriminelle handlingen dersom $G < \text{risiko Premium}$ . Hvor risiko premie er $>0$ .....	4
	Graf 1 Totall antall lovbrudd anmeld .....	46
	Graf 2 Totall oppklarte lovbrudd .....	47
	Graf 3 Oppklaringsandel for politidistriktene 1 til 5.....	48
	Graf 4 Oppklaringsandel for politidistriktene 6 til 10.....	48
	Graf 5 Oppklaringsandel for politidistriktene 11 til 15.....	49
	Graf 6 Oppklaringsandel for politidistriktene 16 til 20.....	49
	Graf 7 Oppklaringsandel for politidistriktene 21 til 24.....	50

Graf 8 Oppklaringsandel for politidistriktene 25 til 27 .....	50
Graf 9 Oppklaringsandel av politidistrikter ikke manipulert .....	51
Graf 10 Naturlig logaritme av oppklaringsandel og antall lovbrudd anmeld per tusen.....	51
Graf 11 Lovbrudd anmeld per tusen .....	52
Graf 12 Residual av estimering totallovbrudd .....	53
Graf 13 Histogram residual av estimering totallovbrudd.....	53
Graf 14 Residual estimering av økonomisk kriminalitet .....	54
Graf 15 Histogram residual av estimering økonomisk kriminalitet.....	54
Graf 16 Residual estimering av voldskriminalitet.....	55
Graf 17 Histogram residual av estimering voldskriminalitet.....	55
Tabell 1 Nummerering av politidistriktene .....	45
Tabell 2 FE analyse fullt dummysett.....	56
Tabell 3 FE analyse 10 dummyvariabler.....	56
Tabell 4 FE analyse ingen dummy .....	57
Tabell 5 Enhetsrot test Log oppklaringsandel Log lovbrudd anmeld per tusen.....	57
Tabell 6 Varians i datasettet for alle variabler .....	59
Tabell 7 Estimering hvor Follo og Østfold er fjernet fra datasettet for totallovbrudd.	59
Tabell 8 Estimering av full datasett og spesifisering for kort panel for totallovbrudd	60
Tabell 9 Estimering av modell med variablene 2.3.1 spesifisert som regressorer for totallovbrudd.....	61
Tabell 10 Spesifisering som I tabell 9 men uten variablene 2.3.1 spesifisert som regressorer for totallovbrudd.....	62
Tabell 11 Estimering uten variablene i 2.3.1 og bare 1 tilbakedatering av lovbrudd anmeld per tusen spesifisert for totallovbrudd .....	63
Tabell 12 Estimering med variablene i 2.3.1 og bare 1 tilbakedatering av lovbrudd anmeld per tusen spesifisert for totallovbrudd .....	64
Tabell 13 Estimering med variablene i 2.3.1 og bare 1 tilbakedatering av lovbrudd anmeld per tusen og 3 tilbakedateringer for oppklaringsandelen spesifisert for totallovbrudd.....	65
Tabell 14 Enhetsrot test økonomisk kriminalitet .....	66
Tabell 15 Enhetsrot test voldskriminalitet .....	66
Tabell 16 Estimering med variablene i 2.3.1 og bare 1 tilbakedatering av voldskriminalitet anmeld per tusen og 3 tilbakedateringer for oppklaringsandelen spesifisert for voldskriminalitet.....	66
Tabell 17 R2 tabell .....	67

# 1 Innledning

Det er flere økonomiske modeller som beskriver lovbrudd som rasjonell adferd. I motsetning til mange sosiologiske/ psykologiske modeller hvor kriminell adferd blir betraktet som avvik fra normen, tar de økonomiske modellene utgangspunkt i at alle mennesker dersom de blir stilt ovenfor muligheten til å begå en kriminell handling, vil de begå denne handlingen dersom sjansen er liten for å bli tatt og/eller straffen er liten. Straff er i denne forstand definert så bredt som mulig og omfatter avstraffelsen i den klassiske forstanden som bot og fengselsstraff, men også dårlig samvittighet og avstraffelser som følge av brudd på sosiale konvensjoner, hvem har ikke fått stygge blikk når den ved et uhell har bannet? Ut fra dette følger det at det er to kanaler som i hovedsak påvirker kriminell adferd, straff og sannsynligheten for å bli tatt. I denne oppgaven prøver jeg å estimere akkurat disse effektene for norske data. Jeg forsøker ikke å identifisere styrken av de forskjellige effektene separat men ønsker å estimere den total preventive virkningen.

Etter undertegneds viten har et slikt prosjekt bare blitt gjennomført en gang med data for Norge. Dette ble gjort av E.Eide med data fra 1970-årene<sup>2</sup>. Det finnes imidlertid flere empiriske artikler om dette emnet for andre land, se for eksempler Entorf, Spengler (1998) for en bra studie over sosioøkonomiske og demografiske effekter på kriminalitet i Tyskland. Jeg kommer til å ta utgangspunkt i en linear panel data estimering i likhet med E.Eide kap 5. En slik spesifisering er ikke uvanlig og ble også brukt i blant annet Entorf, Spengler (1998).

Datasettet som er brukt, omfatter oppklaringsandelen, antall anmeldte lovbrudd per 1000 innbyggere, gjennomsnitts inntekt, andel innbyggere mellom 17 og 21 år, arbeidsledighetsprosenten og en befolkningstetthetsvariabel for årene 1997 til 2009 for 27 politidistrikter. Se kapittel 2.1 for beskrivelse av kriminaldataene og kapittel 2.3.1 for beskrivelse av de resterende variabler.

Datasettet skaper en rekke utfordringer, blant annet autokorellasjon, endogenitet i forklaringsvariabelen og målefeil. Gmm estimatorene til Arellano, Bond<sup>3</sup> og Blundell, Bond<sup>4</sup> håndterer de fleste av problemene nevnt og blir derfor valg som foretrukne estimatorene. Målefeil problemet kan bare håndteres til noe grad. Merk at differanse bruken av estimatoren

---

<sup>2</sup> Eide, E., Aasness, J. & Skjerpen, T. (1994)

<sup>3</sup> Arellano, M. & S. Bond, S. (1991).

<sup>4</sup> Blundell, R. & Bond, S. (1998).

håndterer målefeil i dataene til noe grad. Et åpenbart problem ved valget av begge disse estimatorene er størrelsene av N. 27 politidistrikter er ikke et stort panel, men undertegnede velger denne estimatorene grunnet dens attraktive egenskaper, og de berettigede bekymringer av for liten N viker for undertegnede av mangel av en bedre måte å estimere parameteren på. Jeg anerkjenner at målefeilen er håndtert på en mer tilfredsstillende måte i E.Eide kap 6, men framgangsmåten var mer avansert enn det jeg så meg i stand til å gjøre når oppgaven ble begynt. Undertegnede kommer til å prøve å beskrive skjevheten og ta til en hvis grad høyde for denne.

I kapitel 3 blir det kjørt flere estimeringer av diverse modellspesifiseringer i tillegg til at forskjellige spesifiseringer av instrumenter blir testet. Dette blir gjort for å finne en tilfredsstillende spesifisering som balanserer nøyaktighet og pålitelighet. Et høyere antall instrumenter gir høyere presisjon men presser Hansen/Sargan testene. For å foregripe resultatene presentert der så er det ønskelig å inkludere minst to tilbakedateringer av oppklaringsandelen og en tilbakedatering av anmeldte lovbrudd per 1000 innbyggere for å tilnærme dynamikken i dataene. Videre ble det funnet at antall instrumenter rundt tjue er et godt kompromiss mellom presisjon og pålitelige tester.

I kapitel 4 blir resultatene av den fortrukket modellen presentert og kommentert. Oppklaringselastisiteten for total antall lovbrudd ble funnet å være 0,54 mens oppklaringselastisiteten for økonomisk kriminalitet ble funnet å være 1,52. Den tilsvarende elastisiteten for voldskriminalitet ble funnet til å være 0,18 men ikke signifikant på alle vanlige signifikansnivåer. Dette er i tråd med intuisjonen da voldskriminalitet ansees til å være impulsiv og dermed virker det intuitiv at denne elastisiteten er lav. Den ”høye” elastisiteten på økonomisk kriminalitet virker også rimelig da denne typen kriminalitet direkte er knyttet til økonomiske insentiver og dermed nære en økonomisk kalkyle. Resultatene er i området av estimateter funnet i andre studier se kapitel 4.

Deretter blir i kapitel 4.1 noen svakheter ved analysen kommentert og forslag til løsninger til disse presentert. Blant svakhetene blir utvalg størrelsen nevnt og at ingen tiltak ble tatt til å skille mellom effekten av ”fengsling” og avskrekning. En annen kommentar nevnt der er at det kan være fordelaktig å bruke en høyere ordens dynamikk for oppklaringsandelen enn den brukt i denne estimering.



## 1.1 Den økonomiske modellen av kriminalitet

Den ”klassiske” modellen å nevne er den av Becker fra 1963. Her har vi en aktør som maksimerer forventet nytte  $E(U)$ . Nyttefunksjonen er en Von Neuman Morgenstern nyttefunksjon hvor  $Y$  inngår som gevinsten av handlingen og  $f$  som straff dersom aktøren blir tatt. Formelt blir det da:

$$\text{Begå om } E(U) = PU(Y - f) + (1 - P)U(Y) > 0$$

Hvor  $P$  er sannsynligheten for å bli tatt. Det er lett å se at dersom straffen eller sannsynligheten for å bli tatt øker, vil nytten av den kriminelle handlingen synke og dermed vil kanskje aktøren ikke begå den kriminelle handlingen<sup>5</sup>. Modellens oppbygning omdanner alle gevinster og straffer av kriminelle handlinger til monetære verdier. Dette kan anses som en smule urealistisk for en aktør å gjøre, men denne modellen ønsker bare å modellere hvordan en aktør oppfører seg og ikke hvilke type beregninger denne aktøren gjør i hodet sitt.

En nevneverdig utvidelse til denne modellen ble gjort i Brown og Reynolds (1973). I denne utvidelsen ble nyttefunksjonen omspesifisert slik at endringer fra en vilkårlig basis velstand  $W_0$  ble tatt som utgangspunkt.

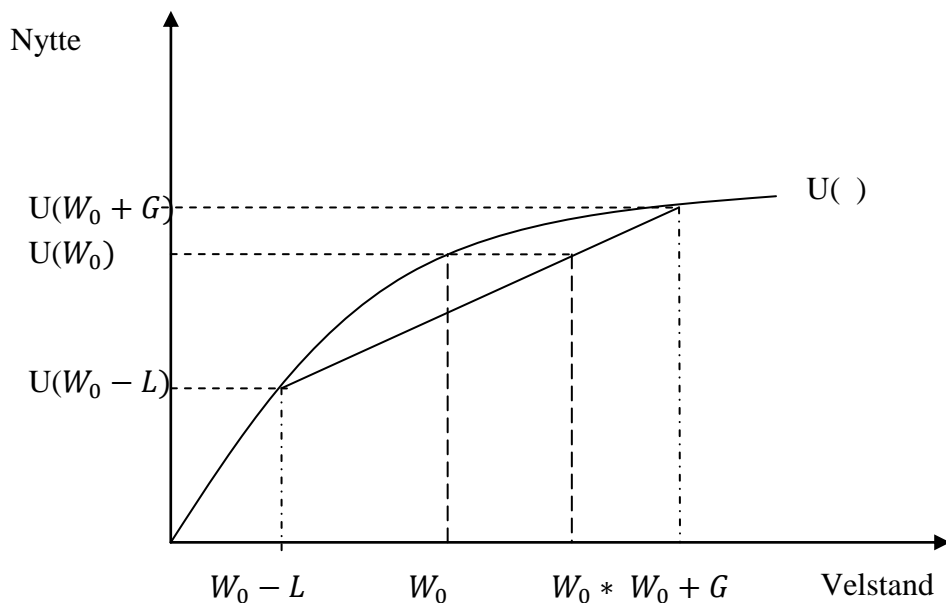
$$\text{Begå om } E(U) = PU(W_0 - L) + (1 - P)U(W_0 + G) > W^*$$

Hvor  $L$  er tap dersom aktøren blir tatt og  $G$  er gevinst dersom aktøren ikke blir tatt etter at den kriminelle handlingen ble begått. Her er  $W^*$  sikkerhetsekvivalent<sup>6</sup>.

---

<sup>5</sup> Her er det antatt at aktøren i det minste er risiko nøytral.

<sup>6</sup>  $W^* = W_0 + \text{risiko premium}$



Figur 1: viser nyttefunksjonen over velstand for gevinst og tap. Her ser vi at en risikoavers aktør ikke vil begå den kriminelle handlingen dersom  $G < \text{risiko Premium}$ . Hvor risiko premie er  $> 0$

Også her har vi at kriminalitet går ned dersom  $P$  øker, i tillegg har vi at dersom  $W_0$  øker synker kriminaliteten.<sup>7</sup>

## 1.2 Forklaringer på hvorfor straffetrussel ikke nødvendigvis har en allmennpreventiv virkning<sup>8</sup>

1. *Potensielle ofre kan velge selvbeskyttelse i form av f.eks. gjerder, alarmanlegg eller dannelse av et nabolag vaktprogram som supplement til det offentlige tilbud.*

Da er det mulig at den totale beskyttelsen eller den totale sannsynligheten for å bli tatt er avtagende når offentlig tilbud beskyttelse øker. Dette kan oppstå gjennom at man substituerer seg bort fra tid brukt til beskyttelse over til fritid da den marginale avkastning av egen bruk tid på beskyttelse synker når den offentlige tilbydde beskyttelsen øker.

2. *Inntekts og substitusjons effekter.*

Dersom kriminell aktivitet er et supplement til legal inntekt med begrenset tids muligheter (jobbe maksimalt 40 timer i uken). I dette tilfellet tilsier inntektseffekten et høyere tidsbruk på

<sup>7</sup> Se Witte, A. Dryden, Witt, R. (2000) for en god oversikt over relevante økonomiske modeller utover de som er nevnt i kapitlet.

<sup>8</sup> I dette avsnittet holder jeg meg nærme Cameron, S. (1988)

kriminelle handlinger mens substitusjonseffekten går i motsatt retning da avkastningen har blitt lavere, dette medfører at en ikke kan si hva den totale effekten er. Dersom de kriminelle er fullstendig spesialisert er ingen substitusjon mulig og inntektseffekten medfører en økning av kriminelle handlinger.

### 3. Mer av den «sanne» kriminaliteten blir observert.

Når sannsynligheten for at en kriminell blir tatt øker kan det gjerne ha en preventiv virkning men da også kriminelle handlinger som tidligere ikke ble oppklart/observert kan det medføre en økning i totalt antall observerte kriminelle handlinger.

## 1.3 Tidligere funn for Norge

Jeg har funnet 2 empiriske paneldata studier på straffens strenghet og oppklaringselastisitet for norske data. Begge ble foretatt av E.Eide et al. med data fra 53 politidistrikter over perioden 1968-1978. I den første studien ble en OLS regresjon kjørt på kriminalitets rate med tilbakedaterede oppklarings sannsynligheter og dummyvariabler for politidistrikter.

Elastisitetene som ble funnet, strakk seg fra -0,1 for et fullt dummy sett<sup>9</sup> til -0,7 for ingen dummy variabler inkludert. Det må bemerkes at ikke tilstrekkelige tiltak ble tatt i denne studien for å eliminere den uekte negative korrelasjonen mellom kriminalitet og oppklaringsproporsjonen.

I den andre studien ble også 53 politi distrikter brukt over tidsperioden 1970 til 1978, 12 forskjellige typer kriminalitet ble brukt. Under denne perioden ble modellen identifisert gjennom 2 ordens momentene, og målefeil gjennom uregistrert kriminalitet ble også modellert inn. Den totale oppklarings elastisitet ble funnet til å være 0,8 i modellen som ble foretrukket. Videre ble det funnet sterke effekter for endring i oppklarings sannsynlighet for ”enkle”<sup>10</sup> typer kriminalitet.

---

<sup>9</sup> Dummyvariabler for n-1 politi distrikter

<sup>10</sup> Tyveri av motorkjøretøy eller vanlig tyveri.

## 2 Estimering og Data

I de følgende punkter kommer jeg å beskrive det brukte datasett og instrumentene, videre vil det bli gjort et forsøk om å gi en kort oppsummering av den relevante økonometriske teorien for den estimerte modellen. Det ganske lange avsnittet om datasettet ble valgt da forfatteren måtte manipulere datasettet slik at det ble anvendbart. I den grad dette hadde betydning for estimeringen blir det nevnt, i tillegg mener undertegnede at prosessen som ga det tilgjengelige datasettet gir en god forklaring på hvorfor noen av valgene som ble senere gjort ble gjort.

### 2.1 Beskrivelsen av datasettet

I estimeringen ble det brukt antall anmeldte lovbrudd<sup>11</sup> per tusen innbygger og oppklaringsandel for hvert politidistrikt. Oppklaringsandelen ble generert ved å dele totalt antall oppklarte lovbrudd<sup>12</sup> på totalt antall lovbrudd for hvert politidistrikt. Videre ble det brukt flere andre variabler beskrevet i 2.3.1. Alle data brukt kan finnes i SSB sin statistikkbank.

Datasettet som ble brukt omfatter tall fra 1997 til 2009 da tall for oppklaring ikke tall var tilgjengelig for 2010<sup>13</sup>. Serien blir startet i 1997 da kriminalstatistikken før og inklusive 1996 ikke inneholder antall oppklarte forseelser for ethvert politidistrikt. Etter 1996 ble oppklarte lovbrudd fordelt på politidistrikt oppført og det var ikke mulig å skille oppklarte forbrytelser fra forseelser. Dette betyr at undertegnede er innskrenket i tidsperspektivet, noe som er svært uheldig da det medfører at forfatteren ikke kan bruke høyere grads differensieringer og tilbakedateringer, og en må ta en avveining mellom tilnærmingen til den naturlige seleksjonsprosessen og størrelsen av datasettet.

Ved overgangen 2001-2002 ble i forbindelse med politireform 2000 54 politidistrikter slått sammen til 27 politidistrikter. I hovedtrekk ble det ikke ansett som nødvendig å opprettholde små politidistrikter, og disse ble slått sammen eller innlemmet i nye større politidistrikter. I den grad sammenslåingen medførte betydelige endringer ble politidistriktsledelsen flyttet, men dette er ikke av betydning for sammenslåingen, men kan ha medført

---

<sup>11</sup> Hvor lovbrudd er definert som både forbrytelser og forseelser. Dermed blir lovbrudd her summen av forbrytelser og lovbrudd.

<sup>12</sup> En sak ansees som oppklart også dersom saken ble henlagt grunnet for eksempel at gjerningspersonen er utilregnelig.

<sup>13</sup> Per 7.2.2012

effektivitetsendringer. Reformen ble gjennomført på bakgrunn av at større politidistrikter ville kunne håndtere administrativt arbeid bedre samt at disse ville være bedre egnet til håndtere framtidens arbeidsoppgaver samt utvikling av spisskompetanse<sup>14</sup>.

I estimeringen ble Svalbard og senere Økokrim utelatt da begge var vanskelig å spore gjennom tidsserien. Ved noen tidspunkter dukker det opp ”uoppgitt” for kriminalsaker hvor politidistriktet ikke entydig kunne fastlås, disse tilfeller ble også utelatt da de svært sjelden forekommer i datasettet og når de forekom var det gjerne med små verdier.

For dataene før 2002 ble de gamle politidistriktene slått sammen til å danne de nye politidistriktene, eventuelle manipulerings effekter blir håndtert ved en tidsdummy før 2002. En dummy for året 2002 ble også inkludert for å fange eventuell effekter knyttet til sammenslåingen. En annen feilkilde som ble introdusert her er at politidistriktene ikke ble slått sammen 2 til 1 eller lignende, men i noen tilfeller ble enkelt kommuner bare overgitt til et nytt politidistrikt. For de fleste tilfellene handler det om små kommuner med unntak for Østfold(2) politidistrikt som i virkeligheten fikk Moss og Sarpsborg, men undertegnede klarte ikke å skille disse anmeldelsene ut fra Follo(3) politidistrikt. Grunnet samme årsak ble det heller ikke tatt høyde for kommunesammenslåinger dersom disse skjedde mellom de selvlagde nye politidistriktene.

17 politidistrikter var rene sammenslåinger eller innholdt bare opp til to kommuneoverføringer<sup>15</sup>. Fra graf 1 ser vi at tidsserien er ganske konstant for totalt antall anmeldte lovbrudd, bortsett fra Oslo(1), Østfold(2) og Follo(3)<sup>16</sup>. Knekket til Østfold(2) og Follo(3) fra år 2001 til år 2002 kan forklares med den overnevnte vanskeligheten i å overføre kriminalitetstallene fra de større kommunene, ett alternativt svar kan også være en effektivisering av politidistriktene grunnet sammenslåingen men det er ikke mulig for oss å skille mellom disse to alternativene. Oslo(1) politidistrikt står fram med høyest variasjon og høyest målt kriminalitet. Variasjonen har ingenting med manipulerings av datasettet fra undertegnede å gjøre da Oslo(1) ikke ble berørt av politireformen. Det høye antall lovbrudd for Oslo(1) har sammenheng med hovedstatens høye befolkning. De relative forskjellene mellom distriktene forblir dersom man ser på data per 1000 innbyggere, men de er noe mindre

---

<sup>14</sup> For utredningen om Politireformen se St.meld. nr. 22 (2000-2001)

<sup>15</sup> Politidistrikter som har mange enkelt kommuneoverføringer er Østfold, Follo, Haugaland og Sunnhordland, Hordaland, Midtre Hålogaland og Troms.

<sup>16</sup> Se Tabell 1 Nummerering av politidistriktene i vedlegg.

markante (se graf 11). Som man ser på grafene for kriminalsaker anmeldt per 1000 innbyggere så har problemet med politisammenslåing forverret seg for alle distriktene men bare marginal, bortsett fra Østfold(2) og Follo(3) hvor det har blitt betydelig verre. Med dette menes det at ett brudd enda tydeligere trer fram i år 2001-2002 for alle politidistrikt i tillegg at dette brudd ble mer markant. Dette er et forventet resultat da befolkningsrike kommuner ikke kunne bli overført<sup>17</sup>. Ved å ta den naturlige logaritmen blir situasjonen fin igjen for både oppklaringsandelen og lovbrudd anmeldt per tusen med stasjonære tidsserier med lite uttrykk for et strukturelt brudd for alle politidistrikt<sup>18</sup>, bortsett fra Østfold(2) og Follo(3) når det gjelder lovbrudd anmeldt per tusen.

Når vi ser på grafene (se graf 2) til antall oppklaringer, ser vi det kjente mønstret at de aller fleste er noenlunde konstante. Unntaket her er igjen Oslo(1), Østfold(2) og Follo(3) med knekk forklaringen som for totalt anmeldte lovbrudd. Dessuten viser Hordaland(16)<sup>19</sup> større variasjon enn andre politidistrikter. Hordaland(16) har en knekk i 2002 men ellers ser tilnærmingen til nye politidistrikt før 2002 å ha hatt lite utslag.

Om en ser på oppklaringsandelen, graf 3 til 8, ser man betydelig større variasjon enn for antall oppklaringer. Også her kan det sees en knekk i året 2001-2002. Denne knekken er mindre i politidistriktene hvor ingen endring har skjedd, men tross alt som oftest betydelig. Se Oslo(1) for ett eksempel på et uendret politidistrikt med knekk, mens Asker og Bærum(10) ikke har en utpreget knekk. Det virker som at det har skjedd noe i dataene i 2001 utover justeringen. Dette kommer fram gjennom knekkene i graf 9. Her ble bare politidistrikter plottet som ikke ble berørt av politidistriktsreformen i 2001. Dette tyder på at også en effektivitetsendring har skjedd i denne perioden i tillegg til min manipulering av datasettet.

## 2.2 Modellen

I modellen blir bare første ordens differanse brukt til tross for at det kan være ønskelig med høyere ordens differensiering. Høyere ordens differanser ville bruke for mye av tidsdimensjonen i tillegg til at et brudd skjer i 2001-2002 hvor det er ønskelig å ha noe igjen av perioden før bruddet.

---

<sup>17</sup> Se beskrivelse om hvordan sammenslåingen foregikk i starten av kapitlet.

<sup>18</sup> Se Graf 10

<sup>19</sup> Sett i forhold til Follo, Østfold og Oslo er denne variasjonen ikke veldig stor men dersom en sammenligner den med for eksempel Nordre Buskerud er den relativ stor.

I tabell 5 ble både den naturlige logaritmen av oppklaringsandelen og lovbrudd anmeldt per 1000<sup>20</sup> testet på enhetsrøtter, og for begge prosessene ble en enhetsrot prosess forkastet ved hjelp av en Harris-Tzavalis<sup>21</sup> test implementert i STATA. Dette betyr at stasjonaritets antagelsen gjort i resultatkapitlet for bruken av både System og differanse GMM estimatoren er uproblematisk<sup>22</sup>. I testen ble en tidstrend implementert og eventuell tverrsnitt korrelasjon ble korrigert for ved fjerning av tverrsnitt gjennomsnitt. Som estimeringsstrategi er det tenkt å bruke eksogene instrumenter som beskrevet nedenfor i tillegg til tilbakedaterte differanser av oppklaringsandelene og anmeld lovbrudd per 1000. I første omgang vil det bli prøvd å tilnærme den sanne verdien ved hjelp av Arellano-Bond estimatoren. Derpå en estimering ved hjelp av Blundell-Bond estimatorene som bruker flere momentbetingelser og dermed gjerne vil ha en større presisjon og bedre endelig samplene egenskaper. Som forventet finner jeg at den estimerte parameteren er noe lavere ved bruken av første ordens differanse enn når jeg ikke bruker differensierte data. Se avsnitt 2.3.2 for en forklaring. I redegjørelsen for datamaterialet ovenfor ble det påpekt at det syntes å være et brudd i 2002 som ikke skyldes min behandling av dataene. Jeg vil derfor innføre en tidsdummy for dette året i tillegg til en dummy for årene før 2002.

### 2.2.1 En kjapp "fikset effekt" analyse<sup>23</sup>

I en foreløpig OLS regresjon av Kriminalitetsraten på oppklaringsprosenten tilbakedatert ett og to år med et forskjellig antall dummy variabler for politidistrikt fant jeg ikke signifikant negative resultat på den første tilbake dateringen (Y1) men signifikant negativ på den to år tilbakedaterte variablene (Y2). Y1 i et fullt dummy-sett var ikke signifikant negativ med en koeffisient på -0,05. Denne koeffisienten falt til -0,33 for ett dummiesett for politidistrikt 17 til 27. Y2 gikk fra -0,15 til -0,31 ved 10 dummy variabler alltid ikke signifikant forskjellig fra 0.<sup>24</sup> Signifikansnivået ble satt til 5 %. Jeg finner en negativ korrelasjon mellom oppklaring og

---

<sup>20</sup> Fra nå når det skrives oppklaringsandel eller lovbrudd anmeldt per 1000 så refereres det til den naturlige logaritmen av disse.

<sup>21</sup> Jeg valgte denne testen pga. den er anvendelig på korte tids aspekter med stor N paneler. Her igjen må det tas høyde for størrelsen på N. Forutsetningene for testen er at  $\frac{N}{T} \rightarrow \infty$  i tillegg til hvit støy på feilledet. Se Hlouskova, J. & Martin Wagner, M. (2005)

<sup>22</sup> Blundell Bond system GMM estimatoren har blitt funnet til å prestere også bra under tilfellet med enhets rot eller nærme enhets rot mens Arellano-Bond kom mindre bra ut se Blundell, R., Bond, S. (1998)

<sup>23</sup> Se tabell 2-4 i vedlegg

<sup>24</sup> Ved 0 dummyvariabler hvor ingenting en blir gjort for å ta den tilfeldige negative korrelasjonen mellom oppklaring og kriminalitet forblir Y2 ikke signifikant med koeffisient -0,37 mens Y1 hopper til -0,77.

kriminalitetsrate, men den forsvinner i dette settet etter 2 år. Datasettet som ble brukt omfattet data for 27 politidistrikter i årene 2002 til 2009. Dette tyder på at et realistisk resultat bør ligge noe lavere siden ingenting har blitt gjort for å ta hensyn til skjevheten som skyldes målefeilen. Denne skjevheten skyver våre resultater nedover mot negative verdier.

## 2.3 Økonometrisk modell og teori

I dette kapitlet blir de eksogene instrumentene beskrevet og den kriminologiske modellen. Videre blir det gjort forsøk på å gjennomgå den relevante økonometriske teorien. Dette omfatter beskrivelse av skjevheten i tillegg til en relativ dyp gjennomgang av teorien rundt differanse GMM og system GMM estimatoren.

### 2.3.1 Instrumentene

Arbeidsledighet: Denne variabelen beskriver hvor lett en alternativ inntektsmulighet til kriminelle handlinger er å finne for aktøren. Dersom ledigheten stiger, øker antallet personer uten alternativ inntekt til kriminelle handlinger. De som er allerede ute av jobb, har lavere sannsynlighet for å finne en jobb i framtiden, og de kan derfor være mer fristet til å begå en kriminell handling. Ledighet inngår også i avkastningssiden av kriminelle handlinger. Lavere ledighet betyr flere personer som har noe verdt å stjele, men da den høyeste ledighetsverdien i settet er 3,7 %, ansees denne effekten til å være liten. Det antas at de lave ledighetstallene også sørger for at korrelasjonen mellom ledighet og politiets suksess antas å være null.

Andel unge (17-22): Det er neppe noen grunn til at andel unge personer i befolkningen er korrelert med politiets oppklaringsrate utover effekten den har på å øke/synke antall kriminalsaker. Flere studier har vist at jo flere unge mennesker det er i befolkningen, desto høyere er lovbruddstallene. Om det har sammenheng med at unge mennesker har få/lite lønnsomme legale inntektsmuligheter eller om de generell er mer kriminelle kan diskuteres. Jeg vil foreta en beskjeden test av de to alternativer men har ikke som mål å gå nærmere inn på problemstillingen. Dersom det er inntektsmulighetene som er av betydning, bør signifikansnivået på variabelen være lav når ledighetsvariabelen er inkludert da alt blir absorbert av ledighetsvariabelen.

Inntektsgjennomsnitt: Inntektsgjennomsnitt blir brukt til å beskrive hvor lønnsomt en evt. kriminell handling er i det gitte politidistrikt. Høy gjennomsnittsinntekt betyr at området blir



bebodd av rike innbyggere som eier ting som er verd å stjele og individer er villig å inngå risikoen om å bli tatt. I motsetning til mange andre studier må det for Norge ikke kontrolleres for at denne variabelen kan være direkte korrelert med antall oppklaringer da ressursene til politiet for hvert politidistrikt direkte blir bestemt av stortinget.

En annen alternativ tolkning til denne variabelen er at den beskriver hvor lønnsom den alternative inntektsmuligheten er. Dette ville bety at høy gjennomsnittsinntekt tyder på gode inntjeningsmuligheter gitt at aktøren har legalt arbeid.

Befolkningstetthet: Her ble den beregnet ved å kalkulere forholdet mellom hvor mange som bor i tettbygde strøk mot hvor mange som bor i spredtbygde strøk. Det er tenkt at denne variabelen virker positiv på oppklaringssannsynligheten. Dersom mange bor nærme hverandre, er det lettere for vitner å vitne ett lovbrudd og dermed hjelpe på oppklaringen og at denne effekten er den eneste som påvirker lovbrudd begått. Det er selvfølgelig mulig at dersom folk bor langt fra hverandre føler at det er lettere eller vanskeligere å stjele eller begå en forbrytelse mot denne fjerne naboen. Men denne variabelen beskriver hvor mange som bor i tettbygde mot ikke tettbygde strøk dermed blir ikke den direkte avstanden mellom personer modellert eller bare indirekte. En argumentasjon som jeg ble gjort oppmerksom på<sup>25</sup> er at i tettbygde strøk er det lettere for en lovbrøyer å komme seg unna uten å bli gjenkjent hvormed oppklaringsandelen kan være negativkorrelert med tettheten.

### 2.3.2 Målefeilen og skjevheten<sup>26</sup>

Alle rapporterte lovbrudd er belagt med en målefeil da ikke alle lovbrudd som blir begått blir registrert/ anmeldt<sup>27</sup>. Anta nå følgende sanne sammenheng.

$$(1) \ln(c_{it}) = \lambda \ln\left(\frac{a_{it}}{c_{it}}\right) + \varepsilon_{it}$$

Hvor  $c_{it}$  er det sanne antallet lovbrudd begått,  $a_{it}$  antall arrestasjoner og  $\varepsilon_{it}$  er et random støy ledd. Men politiet og dermed økonomen kan ikke observere det tallet men bare en imperfekt observator

$$(2) c_{it}^r = \zeta_{it} c_{it}$$

---

<sup>25</sup> Jeg takker her E.Eide for denne kommentaren.

<sup>26</sup> Jeg følger her Levitt, S. D., (1998)

<sup>27</sup> Det må bemerkes at i tillegg til at ikke alt blir anmeldt at noen lovbrudd som blir anmeldt ikke er lovbrudd, for eksempel naboskapets krangler, men det er usannsynlig at dette har en stor effekt på statistikken.

Vi ser at dersom  $\zeta_t$  er høy, har vi mye rapportert kriminalitet og en lav oppklaringsandel, dette gir oss en negativ skjevhet i  $\lambda$ . Dette betyr at  $\lambda$  overvurderer den negative virkningen av arrestasjoner på kriminalitetsraten. En kjent måte å håndtere denne typen skjevhet på er å bruke differanser.

Anta følgende sanne modell:

$$(3) y_{it} = \alpha_i + \beta z_{it} + \eta_{it}$$

Hvor  $\alpha_i$  er uobserverte individuelle faste effekter med  $\eta_{it}$  som et i.i.d. feilledd som har forventningsverdi null og varians  $\sigma_\eta^2$ . Anta videre at  $z$  er uobservert men at en kan istedenfor observere:

$$(4) x_{it} = z_{it} + v_{it}$$

Hvor  $v_{it}$  er den tilfeldige målefeilen som er i.i.d med varians  $\sigma_v^2$ . Anta videre at  $z_{it}$  følger en AR(1) prosess.

$$(5) z_{it} = \rho z_{it-1} + u_{it}$$

Hvor  $u_{it}$  har de samme egenskapene som  $\eta_{it}$ . Ut fra at  $z$  følger en AR(1) prosess vet vi at

$$(6) {}^{28} cov(z_{it}, z_{it-j}) = \rho^j \sigma_z^2.$$

La oss nå bruke den J-differanse estimatoren med formen

$$b_j = \frac{M(y_{it} - y_{it-j}, x_{it} - x_{it-j})}{M(x_{it} - x_{it-j}, x_{it} - x_{it-j})}$$

$$plim b_j - \beta = \frac{-\beta \sigma_v^2}{(\sigma_z^2(1-\rho^j) + \sigma_v^2)} {}^{29}$$

Som det framgår fra formelen blir skjevheten mindre ettersom lengden på tilbakedateringen blir større. Dersom man nå manipulerer (1) får vi uttrykket for skjevheten for en generell regresjon av anmeldte lovbrudd på oppklaringsandelen.

$$(7) plim \lambda_j^{hat} - \lambda = \frac{-(\sigma_\gamma^2(1+\lambda))}{(\sigma_{a_j}^2(1-\rho^j) + \sigma_\gamma^2)}$$

---

<sup>28</sup> Se Appendix

<sup>29</sup> Se Appendix

Intuitivt er forskjellen mellom (7) og standardtilfellet følgende: i standardtilfellet er målefeilen ukorrelert med venstrehånds variabler. Dersom man nå kunne isolere målefeilen fra det sanne signalet ville koeffisienten til målefeilen vært null. Men siden dette ikke er mulig, får vi et vektet gjennomsnitt av den sanne koeffisienten og null koeffisienten tilknyttet målefeilen. Så i tilfellet med oppklaringsraten er målefeilkoeffisienten -1 hvormed OLS utgjør et vektet gjennomsnitt av den sanne koeffisienten og -1. Dette betyr at så lenge  $0 > \lambda > -1$  vil koeffisienten være mer negativ enn sannheten. Igjen blir skjevheten mindre ettersom lengden på tilbake dateringen øker. Dette bør huskes når resultatene leses, men jeg har til en viss grad tatt høyde for dette ved valget av differanse og system GMM.

### 2.3.3 Kriminometriske modellen

Jeg antar følgende modell:

$$(1) Crime_{it} = \alpha_i + \beta_1 Crime_{it-1} + \beta_2 Solve_{it} + \beta_3 Solve_{it-1} + \beta_4 Instr_{it} + \beta_5 2001 + u_{it}$$

Hvor  $Crime_{it}$  er anmeldte lovbrudd per 1000 for politidistrikt  $i$  ved tidspunkt  $t$ ,  $Solve_{it-1}$  er oppklaringsandelene definert som antall oppklarte lovbrudd delt på antall meldte lovbrudd. Det antas at  $Solve_{it-1}$  er predeterminert sett fra tidspunkt  $t$ .  $Instr_{it}$  er instrumentene beskrevet i avsnitt 2.3.1 og  $\alpha_i$  er politidistrikt spesifikke faste effekter.

Denne spesifiseringen byr på flere problemer.

1. Da lovbrudd som ikke anmeldes vanligvis ikke blir oppklart, må det antas at oppklarings sannsynligheten er avhengig av antall anmeldte lovbrudd.  $Solve_{it}$  blir derfor endogen idet oppklaringsandelen faller hvis antall anmeldte lovbrudd øker. Med dette er denne regressoren korrelert med feilleddet.
2. Den tidsuavhengige politidistrikt spesifikke effekten, som geografi og demografi, kan være korrelert med den forklarende variabelen.
3. Tilstedeværelsen av den tilbakedatererte avhengig variabel  $Solve_{it-1}$  gir oss autokorrelasjon.
4. Panelet har en liten tidsdimensjon ( $T=12$ ) og en større distrikts dimensjon ( $N=27$ ). Dette er ikke et problem som sådan men tillater ikke strategier som snitt over tidsdimensjonen.

Problem 1 og 2 blir vanligvis løst ved bruk av en fast effekt instrument variabel estimator, men her er det fare for at instrumentene er for svake. Ved svake instrumenter er 2SLS biased mot OLS estimatoren. Derfor bestemte jeg meg for å bruke Arellano-Bond differanse GMM estimatoren. Istedenfor å bruke de eksogene variablene i 2.3.1 alene blir tilbakedaterte verdier av den endogene regressoren også brukt. Dette gjør at den endogene variabelen blir predeterminert og derved ikke lenger korrelert med feilledet. For å håndtere problem 2 blir differanser brukt og ligning (1) transformert til:

$$(2) \Delta Crime_{it} = \beta_1 \Delta Crime_{it-1} + \beta_2 \Delta Solve_{it} + \beta_3 \Delta Solve_{it-1} + \beta_4 \Delta Instr_{it} + \beta_5 \Delta 2001 + \Delta u_{it}$$

Med dette har vi fjernet den politidistrikt spesifikke faste effekten siden den er antatt å være uavhengig av tid. Problemet 3 blir også håndtert ved at den tilbakedaterte engangs differensierte avhengige variabelen blir instrumentert med sine tidligere nivåer.

Problem 4 er taklet ved egenskapen av estimatoren da den ble laget med hensikt på lite tidsdimensjon og stor N paneler.<sup>30</sup> Her må det som i innledningen kommenteres at 27 ikke kan akkurat kalles stor N. Videre medfører dette også at Arellano-Bond autokorrelasjonstesten kan være upålitelig. Dette bør huskes når man leser resultatene i kapitel 3 og 4.

### 2.3.4 Forutsetninger for Arellano Bond differanse GMM estimatoren og Blundell Bond system GMM estimatoren<sup>31</sup>

Anta følgende enkel dynamisk modell:

$$(0) y_{it} = \alpha y_{it-1} + \eta_i + v_{it} \text{ for } i=1,\dots,N \text{ og } t=2,\dots,T$$

Definer:

$$u_{it} = \eta_i + v_{it}$$

Hvor  $\eta_i, v_{it}$  er uavhengig over  $i$ .

$$(1) E(\eta_i) = 0, E(v_{it}) = 0, E(\eta_i v_{it}) = 0 \text{ for } i=1,\dots,N \text{ og } t=2,\dots,T$$

$$(2) E(v_{it} v_{is}) = 0 \text{ for } i=1,\dots,N \text{ og for alle } t \neq s$$

<sup>30</sup> Arellano, M., & Bond, S., (1991).

<sup>31</sup> For en mer grundig gjennomgang av forutsetningene som jeg følger nærmere, se Blundell, R. Bond, S. (1998).

I tillegg har vi standard antagelsen for den initiale  $y_{i0}$ .

$$(3) E(y_{i1}v_{it}) = 0 \text{ for } i=1,\dots,N \text{ og } t=2,\dots,T$$

Med dette har vi tilstrekkelig antagelse for identifiseringen og estimeringen av  $\alpha$  for  $T \geq 3$ . (1)-

(3) gir oss da  $m=1/2(T-1)(T-2)$  ortogonalitetsbetingelser lineær i  $\alpha$ .

$$(4) E(y_{it-s}\Delta v_{it}) = 0 \text{ for } t=3,\dots,T \text{ og } s \geq 2 \text{ }^{32}$$

Merk at for denne antagelsen å holde må jeg bare anta at ingen seriell korrelasjon forekommer i den tidsavhengige feilen og at antagelse (3) holder. (4) kan skrives mer kompakt som  $E(Z'_i \bar{u}_i) = 0$  hvor  $Z$  er følgende  $(T-2) \times m$  matrise (i er unnlatt)

$$Z_i = \begin{bmatrix} y_1 & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 \\ 0 & y_1 & y_2 & \dots & 0 & \dots & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot & \dots & \cdot \\ 0 & 0 & 0 & \dots & y_1 & \dots & y_{T-2} \end{bmatrix}$$

Og  $\bar{u}_i$  er en  $T-2$  vektor  $(\Delta v_{i3}, \Delta v_{i4}, \dots, \Delta v_{iT})'$ .

En GMM basert på disse forutsetninger minimerer da den kvadrerte avstanden  $(\bar{u}'Z A_N Z' \bar{u})$  for en gitt vektning matrise  $A_N$ .

$Z'$  er  $m \times N(T-2)$  matrisen  $(Z'_1, Z'_2, \dots, Z'_N)$  og  $\bar{u}'$  en  $N(T-2)$  vektor  $(\bar{u}'_1, \bar{u}'_2, \dots, \bar{u}'_N)$ . Ut fra dette følger denne differanse GMM estimatoren.

$$(5) \hat{\alpha}_{diff} = (\bar{y}'_{-1} Z A_N Z' \bar{y}'_{-1})^{-1} \bar{y}'_{-1} Z A_N Z' \bar{y}$$

Hvor  $\bar{y}'$  er  $T-2$  vektoren  $(\Delta y_{i3}, \Delta y_{i4}, \dots, \Delta y_{iT})$  og  $\bar{y}'_{-1}$  en  $T-2$  vektor  $(\Delta y_{i2}, \Delta y_{i3}, \dots, \Delta y_{iT-1})$ .

$\bar{y}'_{-1}$  og  $\bar{y}'$  er stablet på samme måte som  $\bar{u}$ , som vi ser gir  $A$  matrisen opphav til flere forskjellige estimatorene som alle er konsistente men med forskjellig asymptotisk effisiens.

Generelt er den optimale vektning matrisen gitt ved:

$$A_N = (N^{-1} \sum_{i=1}^N Z'_i \hat{u}_i \hat{u}'_i Z_i)^{-1} \text{ }^{33}$$

<sup>32</sup>  $\Delta v_{it} = v_{it} - v_{it-1}$

<sup>33</sup> Se side 119 Journal of Econometrics 87 (1998) 115-143, Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models, Richard Blundell, Stephen Bond

Der  $\hat{u}_i$  er residualen av en initial konsistent estimator, dette er to stegs GMM estimatoren. Dersom man antar at  $v_{it}$  homoskedastisitet over tid,

$$(6) E(v_{it}^2) = \sigma_i^2 \text{ for } t=2, \dots, T.$$

Dette gir T-3 ortogonalitets restriksjoner på formen,

$$(7) E(y_{it-2}\Delta v_{it-1} - y_{it-1}\Delta v_{it}) = 0 \text{ for } t=4, \dots, T$$

som hadde gitt oss T-3 flere kolonner i  $Z_i$  matrisen, ref Ahn & Schmidt (1995).

Anta nå at  $\alpha \rightarrow 1$  eller  $var(\eta_i)$  blir stor. For enkelhetens skyld anta  $T=3$  hvormed (4) bare gir en ortogonalitetsbetingelse og  $\alpha$  er akkurat identifisert.

(5) blir da simpelthen IV estimatoren med følgende reduserte form ligningen

$$(8) y_{i2} = \pi y_{i1} + r_i \text{ for } i=1, \dots, N$$

I dette tilfellet vil minste kvadraters estimatoren til den reduserte formen tilnærmes vilkårlig nærme 0 og instrumentet  $y_{i1}$  er bare svakt korrelert med  $\Delta y_{i2}$ .

Fra (0) får vi

$$(9) \Delta y_{i2} = (\alpha - 1)y_{i1} + \eta_i + v_{i2} \text{ for } i=1, \dots, N$$

Minste kvadraters-estimatoren av  $(\alpha - 1)$  er generelt biased opp mot 0.

Anta stasjonaritet og

$\sigma_\eta^2 = var(\eta_{it})$  ,  $\sigma_v^2 = var(v_{it})$  , ut fra dette følger

$$plim \hat{\pi} = (\alpha - 1) \frac{k}{\left(\frac{\sigma_\eta^2}{\sigma_v^2}\right) + k} \quad , \quad k = \frac{(1 - \alpha)^2}{(1 - \alpha^2)}$$

Om man introduserer flere ikke lineære momentbetingelser og restriksjoner, har man flere informative betingelser tilgjengelig når instrumentene er svake. Flere har foreslått å bruke momentbetingelsene implisert av (0)-(3) som burde øke effisiensen<sup>34</sup>. Denne betingelsen er

$$(10) \quad E(u_{it}\Delta u_{it-1}) = 0 \text{ for } t=4, 5, \dots, T$$

<sup>34</sup> Se for eksempel Ahn&Schmidt (1995) ligning (4).

For at denne skal holde, kreves det ingen autokorrelasjon i  $v_{it}$ , men homoskedastisitet er ikke påkrevd for at den skal holde. Om homoskedastisitet over tid er oppfylt, ble det visst av Ahn & Schmidt (1995) at flere momentbetingelser er tilgjengelige som er informative når instrumentene er svake.

Anta nå istedenfor (10) følgende T-3 lineære momentbetingelser

$$(11) \quad E(u_{it}\Delta y_{it-1}) = 0 \text{ for } t=4,5,\dots,T.^{35}$$

Merk at (11) ikke impliserer (10).

Siden  $\Delta y_{i2}$  er observert, er en ekstra momentbetingelse tilgjengelig.

$$(12) \quad E(u_{i3}\Delta y_{i2}) = 0$$

Denne betingelsen er avhengig av en restriksjon på den initiale betingelsesprosess som generer  $y_{i1}$ . (12) og modellen gitt av (0)-(3) for  $2,\dots,T$  perioder impliserer at momentbetingelsen (11) er korrekt.

Ut fra (0)-(3) følger:

$$\Delta y_{it} = \alpha^{t-2}\Delta y_{i2} + \sum_{s=0}^{t-3} \alpha^s \Delta v_{it-3} \text{ for } t=3,4,\dots,T$$

Og fra dette har vi at  $\Delta v_{it-s}$  er ukorrelet med  $\eta_i$ . Dermed blir

$$E(\Delta y_{it}\eta_i) = \alpha^{t-2}E(\Delta y_{i2}\eta_i).$$

Også dersom man kombinerer (11) og (12), impliserer man (10), hvormed bruken av (10 og (11) blir lite hensiktsmessig for estimeringen<sup>36</sup>. Derved kan det komplette settet av andre ordens momentrestriksjoner implisert av (0)-(3) og (12) bli implementert som en lineær GMM estimator.

La oss se på betingelsene under hvilke (12) holder. Skriv  $y_{i1}$  som

$$(13) \quad y_{i1} = \frac{\eta_i}{1-\alpha} + u_{i1}$$

Derved blir  $u_{i1}$  rett og slett avviket fra det konvergente nivået for  $y_{it}$  fra  $t=2$  for hvert individ.

Merk at (12) er ekvivalent til

<sup>35</sup> Bruken av tilbakedaterte differanser som mulige instrumenter for ligning på nivåform ble først foreslått av Arellano & Bover (1995).

<sup>36</sup> Da disse blir implisert av (12) og (0)-(3)

$$E((\eta_i + v_{i3})(v_{i2} + (\alpha - 1)u_{i1})) = 0$$

Nødvendige betingelser for (12) er da

$$(14) \quad E(u_{i1}\eta_i) = E(u_{i1}v_{i3}) = 0 \text{ for } i=1, \dots, N$$

Derved blir hovedbetingelsen at avviket av den initiale betingelsen fra  $\frac{\eta_i}{1-\alpha}$  er ukorrelet med nivået av  $\frac{\eta_i}{1-\alpha}$ . Denne betingelsen er klart oppfylt i en fullt stasjonær modell hvor  $u_{i1}$  er den uendelig vektete summen  $\sum_{s=-1}^{\infty} (\alpha^{s+1} v_{i,-s})$  og antagelsene (2),(3) er oppfylt for alle s og t. Videre merk at stasjonaritet ikke er nødvendig for at ekstrabetingelsene (11) og (12) er oppfylt. Betingelse (14) legger ingen beskrankninger på  $var(u_{i1})$ . Videre vil enhver inngangs periode, ”disekvilibrium ” fra  $\frac{\eta_i}{1-\alpha}$ , som er tilfeldig fordelt over individer bevare (12)<sup>37</sup>. Andre avvik som  $y_{i1} \sim i. i. d (0, \sigma_{y_1}^2)$  bryter med betingelse (14).

La oss igjen anta  $T=3$  og  $\alpha \rightarrow 1$ ,  $\frac{\sigma_{\eta}^2}{\sigma_v^2}$  er høy. Med betingelse (11) og (12) oppfylt kan vi bruke en ligning i nivåer:

$$y_{i3} = \alpha y_{i2} + (\eta_i + v_{i3}).$$

Ut fra dette får vi følgende reduserte form ligningen  $y_{i2} = \pi \Delta y_{i2} + r_i$ . Derved finner en følgende:

$$plim \hat{\pi} = \frac{1}{2} \left( \frac{1-\alpha}{1-\alpha^2} \right).$$

Vi bemerker at estimatoren blir dårligere ettersom  $\alpha \rightarrow 1$  men med betingelsen  $|\alpha| < 1$  forblir momentbetingelsen fortsatt informativt i motsetning til  $\hat{\alpha}_{diff}$ .

Beregningen av system GMM estimatoren med bruken av (11) og (12) kan bli basert på en ny instrumentmatrise bestående av alle (T-2) ligninger i første differanse og de (T-2) ligninger i nivåer tilsvarende to periodene 3, ..., T for hvilke instrumentene er observerbare. Med dette blir matrisen:

---

<sup>37</sup> Dette betyr at uavhengig av når i en tidsrekke en entrer er betingelsen bevart.



$$Z_i^+ = \begin{bmatrix} Z_i & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \Delta y_{i2} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \Delta y_{i3} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \Delta y_{i,T-1} \end{bmatrix}$$

Hvor  $Z$  er definert i teksten over. Beregningen av to stegs GMM estimatoren er nå analog til den beskrevet i begynnelsen av dette kapitlet.

### 2.3.5 Testene

I kapittel 3 blir det gjennomført en analyse og et forsøk å finne en anvendbar modell til estimering av den ønskede elasticiteten. I dette kapitlet blir i hovedsak to tester brukt til å sjekke validiteten av modellen og estimatoren, disse er Sargan/Hansen testen og Arellano-Bond testen, i kapittel 3 blir noen poengene under gjentatt hvor det anses nødvendig.

Hansen/Sargan testen tester validiteten av moment betingelsene i sin helhet. Dette betyr at den tester hvorvidt residualen er korrelert med instrumentene. Null-hypotesen av misspesifisering blir forkastet dersom den minimerte GMM kriterium funksjonen<sup>38</sup> er større enn verdien av chi- kvadrat fordelingen med antall frihetsgrader lik differansen mellom antall moment betingelser og parametere.

Differanse i Sargan/Hansen testen tester validiteten av ekstra moment betingelsene mot svak eksogenitet. Dersom denne testen forkaster validiteten av disse ekstra moment betingelsene bør antagelsen om streng eksogenitet bli tatt i sterkt tvil. Merk at begge testene tenderer til å gi en for høy forkastning av null hypotesen når antallet av instrumentene er høy. Dette er sant til og med for differanse Sargan/Hansen testene som tester en undergruppe av instrumentene som for Hansen J testen som går på den felles gyldigheten av alle instrumentene. Derfor er det anbefalt å begrense antall instrumentene ved å begrense antall tilbakedatering brukt i tillegg til å komprimere<sup>39</sup> instrument matrisen<sup>40</sup>. For differansetesten bør det bemerkes at den baserer seg på at minst noen av instrumentene er eksogene. Videre har vi Hansen testen med ekskluderte grupper av instrumenter som tester hvorvidt den ekskluderte gruppen er ukorrelert med de uavhengige variablene.

<sup>38</sup> Kriterium funksjonen er  $(\bar{u}'Z'AZ'\bar{u})$

<sup>39</sup> Dette ordet blir brukt som erstatning for det engelske ordet collaps.

<sup>40</sup> Se Roodman, D. (2009)

Distinksjonen mellom disse testene og Arellano-Bond testen er at Arellano-Bond testen ser på seriell korrelasjons egenskaper til nivå residualen mens de andre tester momentbetingelsene. Dersom nivå residualen er seriell ukorrelert så vil differanse residualen følgen en AR(1) prosess. Dette betyr at en har autokorrelasjon av første orden og ingen på høyere orden. En signifikant andre ordens autokorrelasjon og ingen første ordens korrelasjon tyder på feil i antagelsene grunnet i seriell korrelasjon i nivå residualen. Dersom AR(1) blir forkastet så kan residualen være en random-walk og estimatoren er fortsatt konsistent men ikke lenger effisient.

### 3 Økonometrisk analyse

Resultatene nedenfor bekrefter at Arellano Bond estimatoren er anvendbar da hypotesen at våre momentbetingelser er korrekte ikke ble forkastet av Sargan testen,  $p=1 > 0,05$ , i tillegg viser Arellano-Bond testen at det er ingen tegn på autokorrelasjon<sup>41</sup>. Vi forkaster ikke nullhypotesen av  $cov(\Delta\varepsilon_{it}, \Delta\varepsilon_{it-k}) = 0$  for  $k=1,2,3$  med 5 % signifikansnivå dersom  $p > 0,05$  hos Arellano-Bond testen. I denne kjøringen under er alle p verdier vell over 0,05, for eksempel for første orden  $p=0,9418 > 0,05$ , hvormed vi ikke kan forkaste nullen av ingen autokorrelasjon på feilledet.

Imidlertid må det sies at Sargan testen er neppe korrekt da Sargan testen under målefeil i forklarende og til å forklare variabler godtar feil spesifiserte modeller<sup>42</sup> svært ofte, videre er antallet instrumenter veldig høy i forhold til antall observasjoner noe som presser fram urealistiske verdier på Sargan testen. Det må huskes at antall instrumenter ved Arellano-Bond estimatoren stiger kvadratisk med antall tidsperioder inkludert<sup>43</sup>.

```
. estat sargan
Sargan test of overidentifying restrictions
      H0: overidentifying restrictions are valid
      chi2(86)      =    24.3595
      Prob > chi2   =     1.0000

. xtabond  Log_KrimAnmeld_perTusen dum2002 prior, endog ( Log_Oppklaring_Andel, lag(0,2) )
inst( Log_Ledighet Log_UngAndel Log_inntekt
> GJ  Log_Befolktett_spredd) lags(2)  artest(3) vce(robust) twostep

Arellano-Bond dynamic panel-data estimation  Number of obs      =      270
Group variable: State                        Number of groups     =       27
Time variable: year

                                         Obs per group:   min =      10
                                                         avg =      10
                                                         max =      10

Number of instruments =      92                Wald chi2(5)        =      75.15
                                                         Prob > chi2         =     0.0000

Two-step results
                                         (Std. Err. adjusted for clustering on State)
-----
          |                WC-Robust
Log_KrimAn~n |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----

```

<sup>41</sup> Merk at testen ble gjennomført med heteroskedatisk robust spesifisering.

<sup>42</sup> Dahlberg, M., Mörk, E., Tovmo, P., (2008)

<sup>43</sup> Se forrige kapittel for en mer detaljert gjennomgang av både Arellano-Bond differanse GMM estimatoren og Blundel-Bond sin system GMM estimatoren.

```

-----+-----
Log_KrimAn~n |
      L1. |   .5510225    8.99253    0.06  0.951   -17.07401   18.17606
      L2. |   .0582805    2.062341   0.03  0.977    -3.983834   4.100395
      |
Log_Oppkla~l |  -.2582026    3.07765   -0.08  0.933   -6.290285    5.77388
      dum2002 |   .0276224   .1922941    0.14  0.886   -.3492672   .4045121
      prior |   .0119699   .604308    0.02  0.984   -1.172452   1.196392
      _cons |   1.486813   44.026    0.03  0.973   -84.80256   87.77618
-----+-----

```

Instruments for differenced equation

GMM-type: L(2/.) .Log\_KrimAnmeld\_perTusen L(2/3) .Log\_Oppklaring\_Andel

Standard: D.dum2002 D.prior Log\_Ledighet Log\_UngAndel Log\_inntektGJ

Log\_Befolktett\_spredd

Instruments for level equation

Standard: \_cons

. estat abond

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

```

+-----+
|Order |  z      Prob > z|
|-----+-----|
|  1  |-.07303  0.9418 |
|  2  |-.02708  0.9784 |
|  3  |-.13664  0.8913 |
+-----+

```

H0: no autocorrelation

For å gjøre modellen mer testbar for Sargan testen kjørte jeg en spesifisering hvor jeg begrenset antallet tilbakedateringer for den avhengige variabelen til en og antall tilbakedateringer for predeterminerte og endogene variabelen til to. Videre ble instrumentene i avsnitt 2.3.1 eksplisitt spesifisert som instrumenter.

Dette reduserte antallet instrumenter til atten. Jeg får ikke lenger godtakelse av spesifiseringen til modellen fra Sargan testen da  $p=0,0464 < 0,05$ , men nå er verdien mer realistisk og dette tyder på at Sargan testen i sin første spesifisering var drevet av antall instrumenter. AR testen får et lite utslag på den første tilbakedateringen,  $p=0,0318 < 0,05$ , men ingen utslag på høyere orden. Dette betyr at den originale feilen ikke har tegn på autokorrelasjon.

. estat sargan

Sargan test of overidentifying restrictions

H0: overidentifying restrictions are valid

chi2(12) = 21.28519

Prob > chi2 = 0.0464

```

. xtabond Log_KrimAnmeld_perTusen dum2002 prior Log_Oppklaring_Andel, inst(
Log_Befolktett_spredd Log_Ledighet Log_UngAndel Log_innt
> ektGJ )lags(2) artest(3) twostep vce(robust) maxldep(1) maxlag(2)
Arellano-Bond dynamic panel-data estimation Number of obs = 270

```

```

Group variable: State                Number of groups    =        27
Time variable: year

Obs per group:   min =        10
                 avg  =        10
                 max  =        10

Number of instruments =    18          Wald chi2(5)        =    218.55
                                     Prob > chi2          =    0.0000

```

Two-step results

(Std. Err. adjusted for clustering on State)

```

-----+-----
|                WC-Robust
Log_KrimAn~n |      Coef.  Std. Err.   z   P>|z|   [95% Conf. Interval]
-----+-----
Log_KrimAn~n |
    L1. |   .5893733   .1081232   5.45  0.000   .3774556   .8012909
    L2. |   .1196228   .1569829   0.76  0.446   -.1880581   .4273037
|
    dum2002 |   .0171548   .0357365   0.48  0.631   -.0528875   .087197
    prior |  -.0048393   .0232587  -0.21  0.835   -.0504255   .0407469
Log_Oppkla~1 |  -.2983683   .0572467  -5.21  0.000   -.4105697  -.1861669
    _cons |   1.035975   .6085143   1.70  0.089   -.1566911   2.228641
-----+-----

```

Instruments for differenced equation

GMM-type: L(2/2).Log\_KrimAnmeld\_perTusen

Standard: D.dum2002 D.prior D.Log\_Oppklaring\_Andel Log\_Befolktett\_spredd Log\_Ledighet

Log\_UngAndel Log\_inntektGJ

Instruments for level equation

Standard: \_cons

. estat abond

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

```

+-----+
|Order | z     Prob > z|
+-----+-----+
|  1  |-2.1468  0.0318 |
|  2  |-.59381  0.5526 |
|  3  |-.37029  0.7112 |
+-----+
H0: no autocorrelation

```

Ved en spesifisering hvor oppklaringsraten ble spesifisert endogen finner jeg god taking av denne spesifisering ved Sargan,  $p=0,2960 > 0,05$ , mens AR testen er stort sett uendret. Denne omspesifisering gir også 9 flere instrumenter som kan ha forårsaket denne forbedring av Sargan testen.

```

. xtabond Log_KrimAnmeld_perTusen prior dum2002 ,endog( Log_Oppklaring_Andel,lag(0,2)) inst(
Log_Ledighet Log_UngAndel Log_inntektGJ
> Log_Befolktett_spredd)lags(2) artest(3) twostep maxldep(1) maxlag(2) vce( robust)
Arellano-Bond dynamic panel-data estimation Number of obs      =      270
Group variable: State                Number of groups      =      27

```

Time variable: year

Obs per group: min = 10  
avg = 10  
max = 10

Number of instruments = 27 Wald chi2(5) = 295.51  
Prob > chi2 = 0.0000

Two-step results

(Std. Err. adjusted for clustering on State)

		WC-Robust				
Log_KrimAn~n	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
Log_KrimAn~n						
L1.	.5499597	.1097747	5.01	0.000	.3348053	.7651142
L2.	.1309949	.1390958	0.94	0.346	-.141628	.4036177
Log_Oppkla~l						
prior	-.3171695	.0777567	-4.08	0.000	-.4695698	-.1647692
dum2002	-.0062597	.0215511	-0.29	0.771	-.0484991	.0359798
_cons	.0133478	.0308111	0.43	0.665	-.0470408	.0737365
_cons	1.151444	.4000492	2.88	0.004	.3673622	1.935526

Instruments for differenced equation

GMM-type: L(2/2).Log\_KrimAnmeld\_perTusen L(2/2).Log\_Oppklaring\_Andel  
Standard: D.prior D.dum2002 Log\_Ledighet Log\_UngAndel Log\_inntektGJ

Log\_Befolktett\_spredd

Instruments for level equation

Standard: \_cons

. estat abond

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob >  z
1	-2.0305	0.0423
2	-.74334	0.4573
3	-.24282	0.8081

H0: no autocorrelation

. estat sargan

Sargan test of overidentifying restrictions

H0: overidentifying restrictions are valid  
chi2(21) = 23.93888  
Prob > chi2 = 0.2960

For rapportering av resultatene blir det tatt utgangspunkt i ett stegs estimatoren da to stegs estimatoren har en nedover skjevhet i standart feil, og det blir brukt opsjonen for heteroskedatiske robuste standart feil<sup>44</sup>.

<sup>44</sup> Windmeijer, F., (2005)

```

. xtabond Log_KrimAnmeld_perTusen dum2002 prior ,endog( Log_Oppklaring_Aandel,lag(0,2)) inst(
Log_Ledighet Log_UngAandel Log_inntektGJ
> Log_Befolktett_spredd)lags(2) artest(3) vce(robust) maxldep(1) maxlag(2)
Arellano-Bond dynamic panel-data estimation Number of obs = 270
Group variable: State Number of groups = 27
Time variable: year

Obs per group: min = 10
               avg = 10
               max = 10

Number of instruments = 27 Wald chi2(5) = 335.61
Prob > chi2 = 0.0000

One-step results
(Std. Err. adjusted for clustering on State)
-----
|               Robust
Log_KrimAn~n |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
Log_KrimAn~n |
    L1. |      .539196   .1128714    4.78   0.000    .3179722    .7604199
    L2. |      .1407383   .1431275    0.98   0.325   -.1397866    .4212631
|
Log_Oppkla~1 |     -.3023329   .0450865   -6.71   0.000   -.3907009   -.213965
    dum2002 |      .0020927   .0319098    0.07   0.948   -.0604493    .0646347
    prior |      .0049463   .0170048    0.29   0.771   -.0283825    .038275
    _cons |      1.15468   .3811658    3.03   0.002    .407609    1.901751
-----
Instruments for differenced equation
      GMM-type: L(2/2).Log_KrimAnmeld_perTusen L(2/2).Log_Oppklaring_Aandel
      Standard: D.dum2002 D.prior Log_Ledighet Log_UngAandel Log_inntektGJ
Log_Befolktett_spredd
Instruments for level equation
      Standard: _cons

```

Den relevante variabelen her er `log_Oppkla~1` som vi ser er signifikant og negativ. Jeg har også kjørt en estimering hvor konstanten ble ekskludert, men estimeringen var ikke særlig forskjellig fra denne. Ekskludering av tidsdummyene senker elasticiteten til -0,32. Dersom instrumentene beskrevet i 2.3.1 ikke blir eksplisitt definert som instrumenter, øker elasticiteten til -0,24 mens Sargan testen blir noe bedre<sup>45</sup>. Det fremgår entydig at tidsdummyen har noe å si da estimatet skifter med 0,02 ved ekskludering/ inkludering.

For en mer nøyaktig estimering bruker jeg Blundel-Bond estimatoren som bruker flere momenter som instrumenter og har visst seg å være mer effisient<sup>46</sup> i tillegg til at estimatoren

<sup>45</sup> P-verdien stiger.

<sup>46</sup> Behr,A. (2003)

er mer pålitelig ved tilfeller når den forklarende og variabler til å forklare er nære en enhetsrot.

I avsnitt under blir estimeringen fortsatt med den mer effisiente GMM system estimatoren hvilke ekstra moment betingelser som nevnt blir kreditert til Blundel og Bond. For å kjøre denne typen estimering bruker jeg den bruker skrevde utvidelsen til STATA xtabond2<sup>47</sup>. Denne kommandoen er betydelig mer variabel en den i STATA implementerte kommandoen for estimatoren xtdpdys, da den lettere tillater begrensning av tilbakedateringer brukt og i tillegg har en opsjon som komprimerer<sup>48</sup> instrument matrisen.

Flere forsøk ble gjort med forskjellige spesifiseringer, også flere forskjellige lengder av tilbakedateringer ble prøvd. Her blir bare spesifiseringene rapportert som har godtaking av både AR og Sargan/ Hansen testen eller bidro med annen relevant informasjon ved ikke godtaking av den spesifiserte estimeringen.

Under den første spesifiseringen valgte jeg å bruke alle variablene beskrevet i 2.3.1 bare som instrumenter og ikke som regressorer. Tilbakedateringer av både oppklaring og anmeldelse er inkludert for å sikre at feilledet ikke er autokorrelert og dermed gir inkonsistens. Den underliggende spesifiseringen av `gmm(Log_Oppklaring_Andel, eq(diff) collaps lag(3 .))` er gjort for å ta høyde for at oppklaring antas endogen. Videre blir differansen brukt som instrument da det antas at nivåene kan være korrelert med de ikke observerte faste politidistrikt-effektene. Dersom en variabel er endogen, kan ikke differansen av den første tilbakedateringen brukes som instrument da denne vil være korrelert med feilledet fra den simultane bestemmelsen av denne variabelen. Opsjonen `collaps` er brukt for å unngå problematikken med for mange instrumenter som presser fram for gode resultater av testene og skjevhet i estimatene<sup>49</sup>. Opsjonen sørger for at istedenfor for å lage ett instrument for hver variabel, tidsperiode og tilbakedateringsavstand blir bare ett instrument laget for hver variabel og tilbakedateringsavstand. I små datasett reduserer denne opsjonen beregningstiden og skjevheten, som oppstår når antall instrumenter går mot antall observasjoner, blir unngått. Twostep, robust og small spesifiseringen er valgt for robusthet mot heteroskedastiskhet og lite

---

<sup>47</sup> Kommandoen ble skrevet av David Roodman, for en beskrivelse av kommandoen og bruker måten se: Roodman,D.,(2006)

<sup>48</sup> Det korrekte engelske order er `collaps` men jeg fant ikke et godt tilsvarende ord.

<sup>49</sup> Bowsher,C. G. ,(2002)



utvalg egenskapene av dataene, hvor heteroskedastiskhet er ikke testet som sådan. Det må bemerkes at antall instrumenter er litegran høy i forhold til antall politidistrikter<sup>50</sup>.

```
xtabond2 Log_KrimAnmeld_perTusen L1.Log_KrimAnmeld_perTusen L2.Log_KrimAnmeld_perTusen
Log_Oppklaring_Andel L1.Log_Oppklaring_Andel
> L2.Log_Oppklaring_Andel dum2002 prior, twostep robust small artest(3) iv( Log_Ledighet
Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spre
> dd ,eq(both)) gmm(Log_Oppklaring_Andel, eq(diff) collaps lag(3 .))
gmm(Log_KrimAnmeld_perTusen,eq(diff) collaps lag(3 .))
Favoring space over speed. To switch, type or click on mata: mata set matafavor speed, perm.
```

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

```
-----
Group variable: State                               Number of obs   =       297
Time variable : year                               Number of groups =       27
Number of instruments = 25                          Obs per group: min =       11
F(7, 26)      =    1761.42                          avg =       11.00
Prob > F      =       0.000                          max =       11
-----
```

		Coef.	Corrected Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----							
Log_KrimAn~n							
	L1.	1.067235	.2747252	3.88	0.001	.5025295	1.631941
	L2.	-.1329822	.2668772	-0.50	0.622	-.6815561	.4155916
-----							
Log_Oppkla~1							
	--.	-.396451	.0897006	-4.42	0.000	-.5808332	-.2120688
	L1.	.3887682	.0984023	3.95	0.001	.1864993	.5910371
	L2.	-.1234883	.0639741	-1.93	0.065	-.2549888	.0080123
-----							
	dum2002	-.0283818	.0553196	-0.51	0.612	-.142093	.0853293
	prior	-.0002586	.0141387	-0.02	0.986	-.0293212	.028804
	_cons	.1826651	.0709462	2.57	0.016	.0368332	.328497
-----							

Instruments for first differences equation

Standard

D.(Log\_Ledighet Log\_UngAndel Log\_inntektGJ Log\_Befolktett\_spredd)

GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)

L(3/.)Log\_Oppklaring\_Andel collapsed

L(3/.)Log\_KrimAnmeld\_perTusen collapsed

Instruments for levels equation

Standard

\_cons

Log\_Ledighet Log\_UngAndel Log\_inntektGJ Log\_Befolktett\_spredd

```
-----
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -1.77 Pr > z = 0.077
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = 0.41 Pr > z = 0.683
Arellano-Bond test for AR(3) in first differences: z = 0.69 Pr > z = 0.491
-----
```

Sargan test of overid. restrictions: chi2(17) = 15.48 Prob > chi2 = 0.561  
(Not robust, but not weakened by many instruments.)

Hansen test of overid. restrictions: chi2(17) = 19.56 Prob > chi2 = 0.297  
(Robust, but can be weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

gmm(Log\_Oppklaring\_Andel, collapse eq(diff) lag(3 .))

Hansen test excluding group: chi2(7) = 10.35 Prob > chi2 = 0.169

Difference (null H = exogenous): chi2(10) = 9.21 Prob > chi2 = 0.512

gmm(Log\_KrimAnmeld\_perTusen, collapse eq(diff) lag(3 .))

Hansen test excluding group: chi2(7) = 9.09 Prob > chi2 = 0.246

Difference (null H = exogenous): chi2(10) = 10.47 Prob > chi2 = 0.400

iv(Log\_Ledighet Log\_UngAndel Log\_inntektGJ Log\_Befolktett\_spredd)

Hansen test excluding group: chi2(13) = 14.26 Prob > chi2 = 0.356

Difference (null H = exogenous): chi2(4) = 5.30 Prob > chi2 = 0.258

For å kommentere testene først, Arellano-Bind testen for AR(\*) gir utslag på AR(1) på 7,7 signifikansnivå. Dette er ikke til bekymring da dette er forventet<sup>51</sup>. Da høyere ordens

<sup>50</sup> Her er det ment etter en tommelfinger regel funnet i Mileva,E., (2007), se Windmeijer, F. (2005) for endelig sample egenskapene til to steg estimatoren. Robust gir denne korrigering for standartfeilen.

autokorrelasjon blir forkastet viser det til konsistens av estimatoren. Hansen testen kan ikke forkaste nullhypotesen at moment restriksjonen er korrekt slik som de ble spesifisert,  $p=0,297>0,05$ . Videre blir nullen av eksogene instrumenter ikke forkastet for alle spesifiserte variabler, for eksempel for instrumentene generert av tilbakedaterte verdier av Log oppklaringsandelen  $p=0,512>0,05$ . Vi har fått en varsels melding som tyder på at Hansen/Sargan testene kan være drevet av mange instrumenter, dette betyr at for å få pålitelige resultater burde vi begrense antallet instrumenter generert. Merk at elastisiteten av oppklaring av meldte lovbrudd er  $-0,39$ .

For å håndtere det eventuelle problemet av for mange instrumenter reduserer jeg antallet instrumenter gitt ved differansen av de endogene variablene, oppklaringsandel og lovbrudd anmeldt. Jeg begynner med denne nedkuttingen noenlunde tilfeldig ved å redusere den maksimale tilbakedateringen av oppklarings andel til syv. Videre merk at den første tilbakedatering benyttet som et instrument er t-3. Dette har blitt gjort for å håndtere at oppklarings variabel er endogen. Anbefalingen fra diverse artikler er å bruke den andre og lengre tilbakedateringer som instrumenter når de forklarende variabler er endogene.

```
. xtabond2 Log_KrimAnmeld_perTusen L1.Log_KrimAnmeld_perTusen L2.Log_KrimAnmeld_perTusen
Log_Oppklaring_Andel L1.Log_Oppklaring_Andel
> L2.Log_Oppklaring_Andel prior dum2002, twostep robust small artest(3) iv(Log_Ledighet
Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spr
> edd, eq(both)) gmm(Log_Oppklaring_Andel, eq(diff) collaps lag(3 7)) gmm(
Log_KrimAnmeld_perTusen, eq(diff) collaps lag(3 .))
Favoring space over speed. To switch, type or click on mata: mata set matafavor speed, perm.
```

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

```
-----
Group variable: State                Number of obs   =       297
Time variable : year                Number of groups =        27
Number of instruments = 20          Obs per group:  min =         11
F(7, 26) = 2354.66                  avg =        11.00
Prob > F = 0.000                    max =         11
-----
```

	Coef.	Corrected Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Log_KrimAn~n						
L1.	1.212444	.2935892	4.13	0.000	.6089629	1.815925
L2.	-.2759593	.2859581	-0.97	0.343	-.8637545	.311836
Log_Oppkla~l						
--.	-.4082524	.0754417	-5.41	0.000	-.5633251	-.2531798
L1.	.4146455	.0994488	4.17	0.000	.2102256	.6190654
L2.	-.1603785	.060181	-2.66	0.013	-.2840824	-.0366746
prior	-.007956	.0173771	-0.46	0.651	-.0436751	.027763
dum2002	-.0405024	.0556787	-0.73	0.473	-.1549516	.0739468
_cons	.1596845	.0631454	2.53	0.018	.0298872	.2894817

Instruments for first differences equation

Standard

D. (Log\_Ledighet Log\_UngAndel Log\_inntektGJ Log\_Befolktett\_spredd)

<sup>51</sup> For å teste for autokorrelasjon ved siden av "fikset effekt" bruker Arellano-Bond testen residualenes differanser. Der blir selvfølgelig  $\Delta \varepsilon_t$  korrelert med  $\Delta \varepsilon_{t-1}$  via felles termen  $\varepsilon_{t-1}$

```

GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
  L(3/7).Log_Oppklaring_Andel collapsed
  L(3/.)Log_KrimAnmeld_perTusen collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
  _cons
  Log_Ledighet Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd
-----
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -1.88 Pr > z = 0.060
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = 0.92 Pr > z = 0.355
Arellano-Bond test for AR(3) in first differences: z = 0.44 Pr > z = 0.660
-----
Sargan test of overid. restrictions: chi2(12) = 13.25 Prob > chi2 = 0.351
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(12) = 14.82 Prob > chi2 = 0.252
(Robust, but can be weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:
gmm(Log_Oppklaring_Andel, collapse eq(diff) lag(3 7))
Hansen test excluding group: chi2(7) = 9.93 Prob > chi2 = 0.192
Difference (null H = exogenous): chi2(5) = 4.89 Prob > chi2 = 0.430
gmm(Log_KrimAnmeld_perTusen, collapse eq(diff) lag(3 .))
Hansen test excluding group: chi2(2) = 1.54 Prob > chi2 = 0.464
Difference (null H = exogenous): chi2(10) = 13.28 Prob > chi2 = 0.208
iv(Log_Ledighet Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd)
Hansen test excluding group: chi2(8) = 10.95 Prob > chi2 = 0.204
Difference (null H = exogenous): chi2(4) = 3.86 Prob > chi2 = 0.425

```

Merk at testene fortsatt er gode men pga. reduseringen av antall instrumenter mer pålitelig, videre har varselsmeldingen forsvunnet. Merk også at estimatoren av den ønskede elastisiteten er stort sett uendret. Til å kommentere endringen av testene, ser vi at både Hansen og Sargan testen har falt når antallet instrumenter ble redusert. Dette gjelder også eksogenitet testene for instrumentene i 2.3.1. Når det gjelder testen for validiteten av GMM momentene har den vært uendret for oppklaringsvariabelen mens Hansen p verdien for Anmeldings variablene har falt betydelig mens p verdien av differanse har økt.

Jeg fortsetter å kutte antall instrumenter for å sikre meg videre mot at testene for moment betingelsene validitet er drevet av et for høyt antall instrumenter ved kutting av flere instrumenter. Dette blir her gjort ved å beskrenke antall tilbakedateringer brukt i sitt maksimum.

```

. xtabond2 Log_KrimAnmeld_perTusen L1.Log_KrimAnmeld_perTusen L2.Log_KrimAnmeld_perTusen
Log_Oppklaring_Andel L1.Log_Oppklaring_Andel
> L2.Log_Oppklaring_Andel prior dum2002, twostep robust small artest(3) iv(Log_Ledighet
Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spr
> edd, eq(both)) gmm(Log_Oppklaring_Andel, eq(diff) collaps lag(3 8)) gmm(
Log_KrimAnmeld_perTusen, eq(diff) collaps lag(3 7))
Favoring space over speed. To switch, type or click on mata: mata set matafavor speed, perm.

```

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

```

-----
Group variable: State                               Number of obs   =       297
Time variable : year                               Number of groups =        27
Number of instruments = 16                         Obs per group:  min =        11
F(7, 26) = 807.50                                  avg =       11.00
Prob > F = 0.000                                    max =        11
-----

```

		Corrected			
Log_KrimAn~n	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
Log_KrimAn~n					
L1.	.686787	.4792225	1.43	0.164	-.2982691 1.671843

```

      L2. | .1793224 .4470227 0.40 0.692 -.739546 1.098191
Log_Oppkla~1 |
      --. | -.439153 .0606244 -7.24 0.000 -.5637681 -.3145378
      L1. | .2083524 .1468365 1.42 0.168 -.0934744 .5101792
      L2. | -.0833351 .0828964 -1.01 0.324 -.2537311 .087061
      prior | .0067863 .0208254 0.33 0.747 -.0360209 .0495935
      dum2002 | -.0547096 .050268 -1.09 0.286 -.158037 .0486178
      _cons | .3400323 .1489957 2.28 0.031 .0337673 .6462973
-----

```

Instruments for first differences equation

Standard

D.(Log\_Ledighet Log\_UngAndel Log\_inntektGJ Log\_Befolktett\_spredd)

GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)

L(3/8).Log\_Oppklaring\_Andel collapsed

L(3/7).Log\_KrimAnmeld\_perTusen collapsed

Instruments for levels equation

Standard

\_cons

Log\_Ledighet Log\_UngAndel Log\_inntektGJ Log\_Befolktett\_spredd

```

-----
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -0.90 Pr > z = 0.370
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -0.33 Pr > z = 0.738
Arellano-Bond test for AR(3) in first differences: z = 0.71 Pr > z = 0.479
-----

```

Sargan test of overid. restrictions: chi2(8) = 14.83 Prob > chi2 = 0.062  
(Not robust, but not weakened by many instruments.)

Hansen test of overid. restrictions: chi2(8) = 9.88 Prob > chi2 = 0.274  
(Robust, but can be weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

gmm(Log\_Oppklaring\_Andel, collapse eq(diff) lag(3 8))

Hansen test excluding group: chi2(2) = 3.07 Prob > chi2 = 0.215

Difference (null H = exogenous): chi2(6) = 6.81 Prob > chi2 = 0.339

gmm(Log\_KrimAnmeld\_perTusen, collapse eq(diff) lag(3 7))

Hansen test excluding group: chi2(3) = 3.65 Prob > chi2 = 0.302

Difference (null H = exogenous): chi2(5) = 6.23 Prob > chi2 = 0.285

iv(Log\_Ledighet Log\_UngAndel Log\_inntektGJ Log\_Befolktett\_spredd)

Hansen test excluding group: chi2(4) = 5.72 Prob > chi2 = 0.221

Difference (null H = exogenous): chi2(4) = 4.16 Prob > chi2 = 0.385

Ved denne beskrankningen ser vi at de viktige testene igjen aksepterer modellen.

Oppklaringselastisiteten har falt til -0,43, videre har p-verdiene til Hansen forblitt stort sett uendret mens Sargan testen nå gir forkastning av modellen. Dette er ikke til bekymring da den robuste Hansen testen fortsatt godtar modellen,  $p=0,274 > 0,05$ . Når det gjelder eksogenitets testene så har Hansen testen fått en økt godtaking av moment betingelsene mens differanse testen har gått i motsatt retning.

Ved en fortsettelse av denne teknikken i tillegg ved en fjerning tilbakedatering av de endogene variabler som regressorer kommer jeg fram til følgende "barebone" spesifiseringen.

```

. xtabond2 Log_KrimAnmeld_perTusen L1.Log_KrimAnmeld_perTusen L2.Log_KrimAnmeld_perTusen
Log_Oppklaring_Andel L1.Log_Oppklaring_Andel
> L2.Log_Oppklaring_Andel prior dum2002, twostep robust small artest(3) iv(Log_Ledighet
Log_UngAndel Log_inntektGJ, eq(both)) gmm(Log
> _Oppklaring_Andel, eq(diff) collapse lag(3 6)) gmm(Log_KrimAnmeld_perTusen, eq(diff) collapse
lag(3 6))
Favoring space over speed. To switch, type or click on mata: mata set matafavor speed, perm.
Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
-----
Group variable: State Number of obs = 297
Time variable : year Number of groups = 27
Number of instruments = 12 Obs per group: min = 11
F(7, 26) = 140.24 avg = 11.00
Prob > F = 0.000 max = 11

```

	Coef.	Corrected Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----						
Log_KrimAn~n						
L1.	.5045054	.8155841	0.62	0.542	-1.171952	2.180962
L2.	.2691255	.7218173	0.37	0.712	-1.214591	1.752842
-----						
Log_Oppkla~l						
--.	-.4850199	.075662	-6.41	0.000	-.6405454	-.3294945
L1.	-.036223	.4042688	-0.09	0.929	-.8672095	.7947635
L2.	-.039638	.1319033	-0.30	0.766	-.3107692	.2314931
-----						
prior	-.0244248	.0290682	-0.84	0.408	-.0841753	.0353256
dum2002	-.0590425	.0493599	-1.20	0.242	-.1605031	.0424182
_cons	.5645977	.2863854	1.97	0.059	-.0240761	1.153271

Instruments for first differences equation

Standard

D.(Log\_Ledighet Log\_UngAndel Log\_inntektGJ)

GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)

L(3/6).Log\_Oppklaring\_Andel collapsed

L(3/6).Log\_KrimAnmeld\_perTusen collapsed

Instruments for levels equation

Standard

\_cons

Log\_Ledighet Log\_UngAndel Log\_inntektGJ

-----

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -0.39 Pr > z = 0.697

Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -0.33 Pr > z = 0.740

Arellano-Bond test for AR(3) in first differences: z = -0.14 Pr > z = 0.892

-----

Sargan test of overid. restrictions: chi2(4) = 8.60 Prob > chi2 = 0.072  
(Not robust, but not weakened by many instruments.)

Hansen test of overid. restrictions: chi2(4) = 6.29 Prob > chi2 = 0.179  
(Robust, but can be weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

gmm(Log\_Oppklaring\_Andel, collapse eq(diff) lag(3 6))

Hansen test excluding group: chi2(0) = 0.00 Prob > chi2 = .

Difference (null H = exogenous): chi2(4) = 6.29 Prob > chi2 = 0.179

gmm(Log\_KrimAnmeld\_perTusen, collapse eq(diff) lag(3 6))

Hansen test excluding group: chi2(0) = 0.00 Prob > chi2 = .

Difference (null H = exogenous): chi2(4) = 6.29 Prob > chi2 = 0.179

iv(Log\_Ledighet Log\_UngAndel Log\_inntektGJ)

Hansen test excluding group: chi2(1) = 0.01 Prob > chi2 = 0.930

Difference (null H = exogenous): chi2(3) = 6.28 Prob > chi2 = 0.099

Her har vi igjen godtaking av modellen ved testene, p verdiene av Hansen testene har en

større p-verdi enn 0,05. Men elastisiteten har igjen falt, dette fallet kan skyldes at færre differanser av tilbakedateringer blir brukt og dermed mer og mer av målefeilen får betydning for estimeringen. Det kan bemerkes at to stegs estimatoren sin standard feil er nedover biased men en kjøring med en stegs estimatoren viser også signifikante verdier for alle verdier som var signifikante ved to stegs estimasjonen<sup>52</sup>. Merk at Hansen testen med ekskluderte grupper ikke blir kalkulert da ved fjerning av hver gruppe modellen bare er akkurat identifisert eller ikke identifisert. Videre merk at den begrensede ligningen i differanse i Sargan testen er akkurat identifisert og dermed identisk med Hansen testen.

<sup>52</sup> Disse kjøring er ikke inkludert

Som vi vet fra teorien så bør bruken av differanser som er lengre tilbake i tid være bedre instrumenter i form av at de er eksogene mens styrken til disse er svakere. Dermed bør modellen nedenfor fortsatt ha gode eksogenitets egenskaper.

```
. xtabond2 Log_KrimAnmeld_perTusen L1.Log_KrimAnmeld_perTusen L2.Log_KrimAnmeld_perTusen
Log_Oppklaring_Andel L1.Log_Oppklaring_Andel
> L2.Log_Oppklaring_Andel prior dum2002, twostep robust small artest(3) iv(Log_Ledighet
Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spr
> edd, eq(both)) gmm(Log_Oppklaring_Andel, eq(diff) collaps lag(5 10)) gmm(
Log_KrimAnmeld_perTusen, eq(diff) collaps lag(5 10))
Favoring space over speed. To switch, type or click on mata: mata set matafavor speed, perm.
Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
```

```
-----
Group variable: State                               Number of obs   =       297
Time variable : year                               Number of groups =        27
Number of instruments = 17                         Obs per group: min =        11
F(7, 26)      =      412.56                         avg             =       11.00
Prob > F      =        0.000                         max             =        11
-----
```

		Coef.	Corrected Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----							
Log_KrimAn~n							
	L1.	.8647002	.4490006	1.93	0.065	-.0582338	1.787634
	L2.	.0252964	.4303664	0.06	0.954	-.8593344	.9099273
-----							
Log_Oppkla~1							
	--.	-.4153805	.0848799	-4.89	0.000	-.5898536	-.2409073
	L1.	.3277511	.1371361	2.39	0.024	.0458639	.6096383
	L2.	-.1637255	.103685	-1.58	0.126	-.376853	.0494021
	prior	-.004664	.021324	-0.22	0.829	-.048496	.039168
	dum2002	-.0499214	.0552078	-0.90	0.374	-.1634026	.0635599
	_cons	.281533	.1478623	1.90	0.068	-.0224024	.5854683
-----							

Instruments for first differences equation

Standard

D.(Log\_Ledighet Log\_UngAndel Log\_inntektGJ Log\_Befolktett\_spredd)

GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)

L(5/10).Log\_Oppklaring\_Andel collapsed

L(5/10).Log\_KrimAnmeld\_perTusen collapsed

Instruments for levels equation

Standard

\_cons

Log\_Ledighet Log\_UngAndel Log\_inntektGJ Log\_Befolktett\_spredd

```
-----
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -1.16 Pr > z = 0.244
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -0.05 Pr > z = 0.958
Arellano-Bond test for AR(3) in first differences: z = 0.91 Pr > z = 0.364
-----
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(9) = 15.97 Prob > chi2 = 0.068
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
```

```
Hansen test of overid. restrictions: chi2(9) = 12.23 Prob > chi2 = 0.201
(Robust, but can be weakened by many instruments.)
```

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

gmm(Log\_Oppklaring\_Andel, collapse eq(diff) lag(5 10))

Hansen test excluding group: chi2(3) = 8.26 Prob > chi2 = 0.041

Difference (null H = exogenous): chi2(6) = 3.96 Prob > chi2 = 0.682

gmm(Log\_KrimAnmeld\_perTusen, collapse eq(diff) lag(5 10))

Hansen test excluding group: chi2(3) = 7.97 Prob > chi2 = 0.047

Difference (null H = exogenous): chi2(6) = 4.26 Prob > chi2 = 0.642

iv(Log\_Ledighet Log\_UngAndel Log\_inntektGJ Log\_Befolktett\_spredd)

Hansen test excluding group: chi2(5) = 5.23 Prob > chi2 = 0.388

Difference (null H = exogenous): chi2(4) = 7.00 Prob > chi2 = 0.136

Her ble noe merkelig oppdaget. Dersom differanse fra den femte tilbakedatering blir brukt, forkaster Hansen testen ekskluderende grupper modellen. Ved den 4 tilbake har vi fortsatt godtaking av modellen. Jeg tror dette har med det strukturelle bruddet i 2001-2002 å gjøre.

For å teste dette kjørte jeg estimeringen igjen men ekskluderte politidistrikt 2 og 3<sup>53</sup>. I denne fant jeg enn høyere godtakelse av modellen, se tabell 7 i vedlegg for resultatene. Der har vi en p-verdi på Hansen testen av 0,294 og knapp godtaking av sub-settet av instrumentene generert av tilbakedateringer av tilbakedaterte verdier av log oppklaringsandel og log lovbrud anmeld, med respektive p verdier på 0,085 og 0,077. Dermed bør den foretrukne modellen enten ekskludere disse 2 politidistrikter eller instrument genereringen starte før den 5 tilbakedatering.

Ved en kjøring hvor jeg ekskluderer årene 1997 til 2001, dette blir gjort for å se hvorvidt estimeringen endrer seg ved ekskludering av årene som undertegnede har manipulert til en hvis grad, ble følgende resultater funnet.

```
. xtabond2 Log_KrimAnmeld_perTusen L1.Log_KrimAnmeld_perTusen Log_Oppklaring_Andel
L1.Log_Oppklaring_Andel , twostep robust small arte
> st(3) iv(Log_Ledighet Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd, eq(both))
gmm(Log_Oppklaring_Andel, eq(diff) collaps lag(2 6)
> ) gmm( Log_KrimAnmeld_perTusen, eq(diff) collaps lag(2 6))
Favoring space over speed. To switch, type or click on mata: mata set matafavor speed, perm.
Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
-----
Group variable: State                               Number of obs   =    189
Time variable : year                               Number of groups =    27
Number of instruments = 15                         Obs per group:  min =     7
F(3, 26)      =   1320.99                          avg =    7.00
Prob > F      =     0.000                          max =     7
-----
Log_KrimAn~n |           Coef.      Corrected
                Std. Err.      t    P>|t|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
Log_KrimAn~n |
  L1. |   .9905031   .0542207   18.27   0.000   .8790507   1.101955
Log_Oppkla~l |
  --. |  -.1607089   .111887   -1.44   0.163  -.3906959   .0692781
  L1. |   .1917534   .0585158    3.28   0.003   .0714724   .3120344
   _cons |   .0466547   .1567657    0.30   0.768  -.2755817   .3688911
-----
Instruments for first differences equation
Standard
D.(Log_Ledighet Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd)
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
L(2/6).Log_Oppklaring_Andel collapsed
L(2/6).Log_KrimAnmeld_perTusen collapsed
Instruments for levels equation
Standard
_cons
Log_Ledighet Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd
-----
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z =  -2.83  Pr > z =  0.005
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z =   0.49  Pr > z =  0.622
Arellano-Bond test for AR(3) in first differences: z =  -0.08  Pr > z =  0.935
-----
Sargan test of overid. restrictions: chi2(11)   =  30.91  Prob > chi2 =  0.001
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(11)   =  14.15  Prob > chi2 =  0.225
(Robust, but can be weakened by many instruments.)
Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:
gmm(Log_Oppklaring_Andel, collapse eq(diff) lag(2 6))
```

<sup>53</sup> Merk at politidistrikt 2 og 3 var mest utsatt av manipuleringen.

```

Hansen test excluding group:      chi2(6)      = 12.08  Prob > chi2 = 0.060
Difference (null H = exogenous):  chi2(5)      = 2.07  Prob > chi2 = 0.840
gmm(Log_KrimAnmeld_perTusen, collapse eq(diff) lag(2 6))
Hansen test excluding group:      chi2(6)      = 11.70  Prob > chi2 = 0.069
Difference (null H = exogenous):  chi2(5)      = 2.45  Prob > chi2 = 0.784
iv(Log_Ledighet Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd)
Hansen test excluding group:      chi2(7)      = 9.29  Prob > chi2 = 0.232
Difference (null H = exogenous):  chi2(4)      = 4.86  Prob > chi2 = 0.302

```

Vi ser at elastisiten har falt til  $-0,16^{54}$  og er signifikant på ca 16 % nivå. Her må det tas høyde for at samplet har blitt betydelig mindre. Videre merk at bare 1 tilbakedatering ble ønsket å bli estimert og at vi bare har godtaking av modellen med små marginen. Særlig blir både instrumentene generert av log oppklaringsandel og log lovbrudd anmeld bare svakt godtatt av Hansen testen med denne gruppen ekskludert. Noe som tyder på sub-settet av momentbetingelsene generert er valid men bare med 5 % signifikansnivå,  $p=0,06 > 0,05$  for oppklaringsandel og  $p=0,069 > 0,05$  for lovbrudd anmeld. Det må bemerkes at datasettet er svært liten her.

Ved en kjøring med ekskludering av politidistrikt 2 og 3<sup>55</sup>. Dette ble gjort for å se hvorvidt resultatene oppnådd er sterkt påvirket av politidistriktene som har blitt veldig grovt manipulert av undertegnede for årene før 2002, i tillegg er ved denne kjøring betydelig færre data blitt fjernet.

```

. xtabond2 Log_KrimAnmeld_perTusen L1.Log_KrimAnmeld_perTusen L2.Log_KrimAnmeld_perTusen
Log_Oppklaring_Andel L1.Log_Oppklaring_Andel
> L2.Log_Oppklaring_Andel dum2002 prior, twostep robust small artest(3) iv(Log_Ledighet
Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spr
> edd, eq (both)) gmm(Log_Oppklaring_Andel, eq(diff) collaps lag(3 7)) gmm(
Log_KrimAnmeld_perTusen, eq(diff) collaps lag(3 7))
Favoring space over speed. To switch, type or click on mata: mata set matafavor speed, perm.
Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
-----
Group variable: State                Number of obs   =       275
Time variable : year                Number of groups =        25
Number of instruments = 15           Obs per group:  min =         11
F(7, 24) = 961.83                   avg =        11.00
Prob > F = 0.000                    max =         11
-----
Log_KrimAn~n |           Coef.      Corrected      t      P>|t|      [95% Conf. Interval]
-----+-----
Log_KrimAn~n |
L1. | .7338787      .5209669      1.41   0.172      -.3413441      1.809102
L2. | .1673613      .4868167      0.34   0.734      -.8373789      1.172101
Log_Oppkla~1 |
--. | -.414116      .0728348     -5.69   0.000      -.5644397     -.2637923
L1. | .2816958      .1693414      1.66   0.109      -.0678077      .6311993
L2. | -.0685651      .0968339     -0.71   0.486      -.2684205      .1312903
dum2002 | -.0388103      .0468262     -0.83   0.415      -.1354548      .0578343
prior | .0146671      .022538      0.65   0.521      -.031849      .0611832
_cons | .268128      .1498652      1.79   0.086      -.0411785      .5774345
-----
Instruments for first differences equation
Standard
D.(Log_Ledighet Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd)

```

<sup>54</sup> Se tabell 8 for en kjøring med eksakt den samme modellen med full tidsaspekt.

<sup>55</sup> Dette er Østfold og Follo politidistrikt



```

GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
  L(3/7).Log_Oppklaring_Andel collapsed
  L(3/7).Log_KrimAnmeld_perTusen collapsed
Instruments for levels equation
  Standard
  _cons
  Log_Ledighet Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd
-----
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -1.12 Pr > z = 0.263
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -0.01 Pr > z = 0.996
Arellano-Bond test for AR(3) in first differences: z = -0.05 Pr > z = 0.959
-----
Sargan test of overid. restrictions: chi2(7) = 23.55 Prob > chi2 = 0.001
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(7) = 10.80 Prob > chi2 = 0.147
(Robust, but can be weakened by many instruments.)
Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:
  gmm(Log_Oppklaring_Andel, collapse eq(diff) lag(3 7))
    Hansen test excluding group: chi2(2) = 4.58 Prob > chi2 = 0.101
    Difference (null H = exogenous): chi2(5) = 6.23 Prob > chi2 = 0.285
  gmm(Log_KrimAnmeld_perTusen, collapse eq(diff) lag(3 7))
    Hansen test excluding group: chi2(2) = 2.56 Prob > chi2 = 0.278
    Difference (null H = exogenous): chi2(5) = 8.24 Prob > chi2 = 0.143
  iv(Log_Ledighet Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd)
    Hansen test excluding group: chi2(3) = 5.38 Prob > chi2 = 0.146
    Difference (null H = exogenous): chi2(4) = 5.43 Prob > chi2 = 0.246

```

Modellen har gode eksogenitetsegenskaper, differanse testene godtar eksogenitet av instrumentene, og AR testen er akseptabel som før. Merk at elastisiteten er betydelig høyere enn for en ekvivalent kjøring. Da to stegs estimatoren har for lave standard avvik, ble en kjøring med ett stegs estimatoren gjort men denne viste fortsatt signifikans for den interessante variabelen i tillegg til at den er svært nærme den ovenfor viste. Videre ser en at ekskludering av Østfold(2) og Follo(3) gir oss en betydelig reduksjon av estimatet.

Inkludering av variabelen i kapittel 2.3.1 har økt p-verdiene av Hansen og Sargan testen, fra  $p=0,261$  til  $p=0,696$  for Hansen J-testen, i forhold til en modell uten disse variablene spesifisert som regressorer<sup>56</sup>. Merk at nå er momentbetingelsene på anmeldte lovbrudd mindre sterk mens momentbetingelsene på oppklaring er svakt i spesifisering uten variablene i 2.3.1. Videre har estimatet til oppklaring elastisiteten falt til -0,53.

Ved en kjøring hvor bare en tilbakedatering av anmeldte lovbrudd ble brukt som regressor visste det seg at denne har en bedre godtaking av de spesifiserte moment betingelsene<sup>57</sup>. Dette kan sees ved at p-verdien av Hansen testen med ekskludert gruppe for lovbrudd anmeld har gått fra 0,09 til 0,245 mens de andre p-verdiene forble høye. Om en nå ser på tabell 13 så finner en igjen høyere p-verdier for de fleste testene, for eksempel økte Hansen testen fra 0,507 til 0,572, i forhold til modellen i tabell 12. Dette tyder på at antall anmeldte lovbrudd bare har lite dynamikk mens oppklaringsdelen av modellen følger en høyere ordens

<sup>56</sup> Se tabell 10,9 i vedlegg.

<sup>57</sup> Se tabell 9,10,11 og 12 i vedlegg.

dynamikk. Dette er i tråd med at behandling av lovbrudd tar tid og eventuelt kan strekke seg over flere år<sup>58</sup>.

Ut fra den overstående analyse ønsker jeg å dra følgende konklusjoner, at en modell hvor to eller mer<sup>59</sup> tilbakedateringer av oppklaringsandel som regressorer er å foretrekke da disse som oftest har gode egenskaper i form av å fange de dynamiske effektene. Videre bør antallet instrumenter brukt være i området av 15-20 da et betydelig høyere antall virker til å presse Hansen/Sargan testene til akseptering av modellen og en reduksjon<sup>60</sup> ser ut til å innebære at estimatet presses mot -1. Videre viste det seg, i ikke inkluderte estimeringer, at ekskludering tidsdummyene i stor grad påvirket estimatene. Modellene hvor tidsdummyene var inkludert har hatt gjennomgående bedre egenskaper, også virker det slik at inkludering av variablene i 2.3.1 som regressorer gir en mer vel spesifisert modell.

---

<sup>58</sup> Jeg takker Torbjorn Skardhamar fra SSB for flere innsiktsfulle innspill her.

<sup>59</sup> Da datasettet er liten er det ønskelig å ha minst mulig tilbakedateringer som regressorer. Se tabell 13 for en spesifisering med 3 tilbakedateringer på anmelde lovbrudd og alle IV variabler brukt som instrumenter.

<sup>60</sup> Dette virker å skje når antall instrumenter går under 16.

## 4 Konklusjon<sup>61</sup>

I første omgang ønsker jeg å estimere oppklaringselastisiteten til totalt antall anmeldte lovbrudd. Den foretrukne modell spesifiseringen er den med antall anmeldte lovbrudd og en tilbakedatering for denne variabelen, to tilbakedateringer av oppklarte lovbrudd, to tidsdummyer<sup>62</sup> og alle instrumenter fra kapitel 2.3.1 som regressorer. Følgende instrumenter blir brukt: den fjerde til den tiende respektivt ellefte tilbakedateringen av anmeldte lovbrudd og oppklaringsandelen og alle variabler fra kapitel 2.3.1.

```
. xtabond2 Log_KrimAnmeld_perTusen L1.Log_KrimAnmeld_perTusen Log_Oppklaring_Andel
L1.Log_Oppklaring_Andel L2.Log_Oppklaring_Andel
> l dum2002 prior Log_Befolktett_spredd Log_inntektGJ Log_UngAndel Log_Ledighet,twostep
robust small artest(3) iv(Log_Ledighet Log_Un
> gAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd, eq(both)) gmm(Log_Oppklaring_Andel, eq(diff)
collaps lag(4 10)) gmm(Log_KrimAnmeld_perT
> usen, eq(diff) collaps lag(4 11))
Favoring space over speed. To switch, type or click on mata: mata set matafavor speed, perm.
Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
```

```
-----
Group variable: State                               Number of obs   =       297
Time variable : year                               Number of groups =        27
Number of instruments = 20                         Obs per group:  min =         11
F(10, 26) = 427.40                                avg =        11.00
Prob > F = 0.000                                  max =         11
-----
```

Log_KrimAn~n	Coef.	Corrected Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
Log_KrimAn~n					
L1.	1.245135	.2333278	5.34	0.000	.7655229 1.724747
Log_Oppkla~l					
--.	-.5481898	.1328508	-4.13	0.000	-.8212685 -.275111
L1.	.5086721	.0757144	6.72	0.000	.353039 .6643052
L2.	-.1095116	.1083947	-1.01	0.322	-.3323201 .1132969
dum2002	-.094094	.0676443	-1.39	0.176	-.2331388 .0449508
prior	-.0771028	.0499966	-1.54	0.135	-.1798723 .0256667
Log_Befolk~d	-.0312517	.03888	-0.80	0.429	-.1111708 .0486673
Log_inntek~J	-.1925615	.0672007	-2.87	0.008	-.3306945 -.0544285
Log_UngAndel	.2562834	.2911221	0.88	0.387	-.3421267 .8546935
Log_Ledighet	-.0459299	.0369345	-1.24	0.225	-.1218498 .0299901
_cons	1.669062	.7034707	2.37	0.025	.2230569 3.115066

```
-----
Instruments for first differences equation
Standard
D.(Log_Ledighet Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd)
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
L(4/10).Log_Oppklaring_Andel collapsed
L(4/11).Log_KrimAnmeld_perTusen collapsed
Instruments for levels equation
Standard
_cons
Log_Ledighet Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd
-----
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -2.93 Pr > z = 0.003
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -0.15 Pr > z = 0.878
Arellano-Bond test for AR(3) in first differences: z = 0.87 Pr > z = 0.384
-----
```

<sup>61</sup> Jeg bruker small og robust opsjonen på to stegs estimatoren for å håndtere nedover skjevheten i to stegs estimatoren i endelig sampler. Windmeijer, F. (2005). Opsjonen collaps er som tidligere brukt for å holde antall instrumenter lav.

<sup>62</sup>En for året 2002 og en for alle årene før 2002.

```

Sargan test of overid. restrictions: chi2(9)      = 5.88  Prob > chi2 = 0.752
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(9)      = 8.94  Prob > chi2 = 0.443
(Robust, but can be weakened by many instruments.)
Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:
gmm(Log_Oppklaring_Andel, collapse eq(diff) lag(4 10))
Hansen test excluding group:  chi2(2)      = 3.28  Prob > chi2 = 0.194
Difference (null H = exogenous): chi2(7)      = 5.66  Prob > chi2 = 0.580
gmm(Log_KrimAnmeld_perTusen, collapse eq(diff) lag(4 11))
Hansen test excluding group:  chi2(1)      = 2.08  Prob > chi2 = 0.149
Difference (null H = exogenous): chi2(8)      = 6.86  Prob > chi2 = 0.552
iv(Log_Ledighet Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd)
Hansen test excluding group:  chi2(5)      = 2.45  Prob > chi2 = 0.784
Difference (null H = exogenous): chi2(4)      = 6.49  Prob > chi2 = 0.166

```

Ikke uventet har vi godtaking av modellen. Korttid oppklaringselastisiteten ble funnet å være 0,55, men merk at den første tilbakedateringen er positiv. En forklaring for dette er at avskrekningseffekten bare varer i ett år eller at mer lovbrudd blir anmeldt/oppdaget året derpå. Videre ser vi at en økt gjennomsnittlig inntekt også fører til ett redusert antall lovbrudd. Dette kan være et tegn på at en økt legal inntekt er en høyere alternativ kostnad til kriminelle handlinger. Vi ser også at den første tilbakedatering av lovbrudd anmeldt er større en 1 og med dette får vi en positiv langtids elastisitet dette kan tyde på at vi har ett skjevhets problem på denne variabelen eller at mer av den ikke rapporterte kriminaliteten blir nå rapportert.

Jeg kalkulerte også residualen for denne modellen vist i graf 12. Der ser vi at denne danser for de aller fleste politidistrikter rundt null for alle tider, med unntak for politidistrikt Østfold(2) og Follo(3) hvor et stort avvik er å finne rundt det kjente problemområdet. Modellen ser ut til å ha problemer med å estimere rundt det strukturelle bruddet men ellers virker modellen korrekt ut fra denne grafen<sup>63</sup>. Jeg kalkulerte godheten av passform måling ved  $R^2$ <sup>64</sup> for hvert politidistrikt. For denne modellen fant jeg den gjennomsnittlige  $R^2$  til å være 0,504<sup>65</sup>. Dette betyr at vi har en god passform.

Derpå ble modellen estimert for økonomisk kriminalitet<sup>66</sup>, her ble 3 tilbakedateringer av oppklaringsandelen spesifisert som regressorer da ved en spesifisering med 2 tilbakedatering

<sup>63</sup> Et histogram av denne residualen ble også plottet for å se hvorvidt standart feilen er t/normal-fordelt. Se graf 13.

<sup>64</sup> Dette ble gjort ved  $R^2 = (cov(predikert\ verdi, sann\ verdi))^2$ , denne ble funnet i N. Bloom, S. Bond and J. Van Reenen (2001)

<sup>65</sup> Se tabell 17 for alle  $R^2$

<sup>66</sup> Se [http://www.ssb.no/emner/03/05/nos\\_kriminal/vedleggb.pdf](http://www.ssb.no/emner/03/05/nos_kriminal/vedleggb.pdf) for definisjoner.

bare fikk svak godtaking av modellen<sup>67</sup>. Med dette måtte også ett ekstra instrument bli brukt for å forsikre overidentifisering også for Hansen testen med ekskluderte grupper.

```
. xtabond2 Log_okkrim L1.Log_okkrim Log_Oppklaring_Andel L1.Log_Oppklaring_Andel
L2.Log_Oppklaring_Andel L3.Log_Oppklaring_Andel
> dum2002 prior Log_Befolktett_spredd Log_inntektGJ Log_UngAndel Log_Ledighet,twostep
robust small artest(3) iv(Log_Ledighet Log_Ung
> Andel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd, eq (both)) gmm(Log_Oppklaring_Andel, eq(diff)
collaps lag(4 11)) gmm( Log_okkrim, eq(diff)
> ) collaps lag(4 11))
Favoring space over speed. To switch, type or click on mata: mata set matafavor speed, perm.
Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
```

Group variable:	State	Number of obs	=	270
Time variable :	year	Number of groups	=	27
Number of instruments =	21	Obs per group: min	=	10
F(11, 26)	= 117.92	avg	=	10.00
Prob > F	= 0.000	max	=	10

```
-----
```

Log_okkrim	Coef.	Corrected Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
Log_okkrim					
L1.	1.048177	.5356875	1.96	0.061	-.0529444 2.149299
Log_Oppkla~1					
--.	-1.524884	.6157667	-2.48	0.020	-2.790611 -.2591578
L1.	.3118602	.5254289	0.59	0.558	-.7681744 1.391895
L2.	-.0914204	.4509961	-0.20	0.841	-1.018456 .8356153
L3.	-.0669394	.3431324	-0.20	0.847	-.7722582 .6383794
dum2002	-.2669707	.1724314	-1.55	0.134	-.6214086 .0874672
prior	-.1964152	.212956	-0.92	0.365	-.6341526 .2413222
Log_Befolk~d	-.0738368	.1375056	-0.54	0.596	-.3564837 .20881
Log_inntek~J	-.2318389	.2102521	-1.10	0.280	-.6640184 .2003405
Log_UngAndel	.2613187	1.570185	0.17	0.869	-2.966244 3.488881
Log_Ledighet	-.0508603	.1190561	-0.43	0.673	-.2955836 .1938629
_cons	2.393899	3.833905	0.62	0.538	-5.486806 10.2746

```
-----
```

Instruments for first differences equation

Standard

D.(Log\_Ledighet Log\_UngAndel Log\_inntektGJ Log\_Befolktett\_spredd)

GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)

L(4/11).Log\_Oppklaring\_Andel collapsed

L(4/11).Log\_okkrim collapsed

Instruments for levels equation

Standard

\_cons

Log\_Ledighet Log\_UngAndel Log\_inntektGJ Log\_Befolktett\_spredd

```
-----
```

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -1.82 Pr > z = 0.069

Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = 0.62 Pr > z = 0.533

Arellano-Bond test for AR(3) in first differences: z = -0.25 Pr > z = 0.806

```
-----
```

Sargan test of overid. restrictions: chi2(9) = 4.25 Prob > chi2 = 0.894

(Not robust, but not weakened by many instruments.)

Hansen test of overid. restrictions: chi2(9) = 9.39 Prob > chi2 = 0.402

(Robust, but can be weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

gmm(Log\_Oppklaring\_Andel, collapse eq(diff) lag(4 11))

Hansen test excluding group: chi2(1) = 0.43 Prob > chi2 = 0.512

Difference (null H = exogenous): chi2(8) = 8.96 Prob > chi2 = 0.346

gmm(Log\_okkrim, collapse eq(diff) lag(4 11))

Hansen test excluding group: chi2(1) = 0.31 Prob > chi2 = 0.580

Difference (null H = exogenous): chi2(8) = 9.08 Prob > chi2 = 0.335

iv(Log\_Ledighet Log\_UngAndel Log\_inntektGJ Log\_Befolktett\_spredd)

Hansen test excluding group: chi2(5) = 1.90 Prob > chi2 = 0.863

Difference (null H = exogenous): chi2(4) = 7.49 Prob > chi2 = 0.112

<sup>67</sup> Modellen for total antall anmeldte lovbrudd ble også estimert i denne spesifiseringen og visste ikke nevneverdige forskjeller fra resultatene i teksten.

Vi ser at elastisiteten er betydelig lavere med en verdi av -1,52 og at ingen av de andre regressorene er signifikant på 5 % nivået. Dette er ikke uventet da ved denne typen lovbrudd gevinst og eventuell straff ved handlingen er nært knyttet til økonomiske termer. En eventuell kommentar her er at det ikke ble tatt høyde for en eventuell substitusjon til en annen type kriminalitet så dette resultatet gjelder spesifikk denne klassifiseringen av lovbrudd. Igjen ser vi at den første tilbakedateringen av anmelde lovbrudd er større en 1, med dette blir igjen langtidselastisiteten positiv, som tidligere tror jeg at den kan skyldes en skjevhet eller økt rapporterting.

En residual analyse visste at modellen her har større problemer og vi har noen store avvik særlig for Oslo<sup>68</sup>. Dette ble også reflektert i en betydelige lavere gjennomsnitts  $R^2 = 0,1697$ .

Avsluttende ble det estimert modellen for voldskriminalitet. Igjen fikk vi bare svak godtaking av modellen når 2 tilbakedateringer for oppklaringsandelen ble brukt og derfor ble spesifisering som hos økonomisk kriminalitet anvendt.

```
. xtabond2 Log_voldTusen L1.Log_voldTusen Log_Oppklaring_Andel L1.Log_Oppklaring_Andel
L2.Log_Oppklaring_Andel L3.Log_Oppklaring_A
> ndel dum2002 prior Log_Befolktett_spredd Log_inntektGJ Log_UngAndel Log_Ledighet,twostep
robust small artest(3) iv(Log_Ledighet Log
> _UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd, eq (both)) gmm(Log_Oppklaring_Andel, eq(diff)
collaps lag(4 11)) gmm( Log_voldTusen,
> eq(diff) collaps lag(4 11))
Favoring space over speed. To switch, type or click on mata: mata set matafavor speed, perm.
Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
```

Group variable: State		Number of obs	=	270	
Time variable : year		Number of groups	=	27	
Number of instruments = 21		Obs per group: min	=	10	
F(11, 26)	=	180.55	avg	=	10.00
Prob > F	=	0.000	max	=	10

```
-----
```

Log_voldTu~n	Coef.	Corrected Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
Log_voldTu~n					
L1.	.8169559	.137087	5.96	0.000	.5351696 1.098742
Log_Oppkla~l					
--.	-.1856371	.1441078	-1.29	0.209	-.4818549 .1105807
L1.	.3750295	.1235456	3.04	0.005	.1210779 .628981
L2.	-.0738857	.1538706	-0.48	0.635	-.3901711 .2423998
L3.	.0176217	.0845943	0.21	0.837	-.1562644 .1915077
dum2002	.0000467	.0394705	0.00	0.999	-.081086 .0811794
prior	.0536007	.0569841	0.94	0.356	-.0635318 .1707333
Log_Befolk~d	.0246153	.0192035	1.28	0.211	-.014858 .0640887
Log_inntek~J	-.1035569	.0831253	-1.25	0.224	-.2744234 .0673096
Log_UngAndel	.0286884	.2270704	0.13	0.900	-.4380614 .4954382
Log_Ledighet	.0480784	.0619594	0.78	0.445	-.079281 .1754377
_cons	1.892448	.9667023	1.96	0.061	-.0946366 3.879534

```
-----
```

Instruments for first differences equation

Standard

D. (Log\_Ledighet Log\_UngAndel Log\_inntektGJ Log\_Befolktett\_spredd)

GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)

<sup>68</sup> Se graf 14 for en residual plott og graf 15 for histogrammet.

```

L(4/11).Log_Oppklaring_Andel collapsed
L(4/11).Log_voldTusen collapsed
Instruments for levels equation
Standard
_cons
Log_Ledighet Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd
-----
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -2.88 Pr > z = 0.004
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = 1.45 Pr > z = 0.146
Arellano-Bond test for AR(3) in first differences: z = -0.93 Pr > z = 0.354
-----
Sargan test of overid. restrictions: chi2(9) = 41.57 Prob > chi2 = 0.000
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(9) = 9.84 Prob > chi2 = 0.363
(Robust, but can be weakened by many instruments.)
Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:
gmm(Log_Oppklaring_Andel, collapse eq(diff) lag(4 11))
Hansen test excluding group: chi2(1) = 2.00 Prob > chi2 = 0.157
Difference (null H = exogenous): chi2(8) = 7.84 Prob > chi2 = 0.449
gmm(Log_voldTusen, collapse eq(diff) lag(4 11))
Hansen test excluding group: chi2(1) = 0.02 Prob > chi2 = 0.899
Difference (null H = exogenous): chi2(8) = 9.83 Prob > chi2 = 0.277
iv(Log_Ledighet Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd)
Hansen test excluding group: chi2(5) = 6.03 Prob > chi2 = 0.303
Difference (null H = exogenous): chi2(4) = 3.81 Prob > chi2 = 0.432

```

Vi ser at oppklaringselastisiteten er på ca 0,185 men ikke signifikant på noen vanlig signifikans nivå<sup>69</sup>. Variablene beskrevet i 2.3.1 er heller ikke signifikante, men når vi tar en titt på residualgrafene<sup>70</sup> finner vi at denne modellen ikke har høy forklaringskraft, dette gjelder særlig for øst Finnmark (27). Rent intuitivt virker elastisiteten rimelig da det virker svært intuitivt at et slik impulsivt lovbrudd ikke er veldig påvirkelig av oppklarings sannsynligheten, man pleier ikke å tenke veldig mye på konsekvensen når man tyr til vold. Her er gjennomsnittets  $R^2 = 0,2433$ , men den minste  $R^2$  observert ble funnet her.

Alle resultater i dette kapittel er omtrent lik dersom man inkluderer en konstant eller ikke, under ikke inkludering av konstantene faller verdiene av de fleste spesifiseringstestene. Også er resultatene robust mot mindre endringer av antall instrumenter og spesifiseringen av disse.

Da de nordiske landene har særegen egenskaper, i form av blant annet at politiet går ubevæpnet og generell lav kriminalitet, anser jeg det som lite meningsfylt å direkte sammenligne resultatene funnet her med resultater fra land utenfor Norden<sup>71</sup>. Allikevel så er resultatene estimert av meg i samme område som andre studier. For eksempel se Kelaher, R. & Sarafidis, V. (2011) hvor den samme estimatoren som jeg brukt ble anvendt for australske data for 153 lokale distrikter i New South Wales for årene 1995/96 til 2007/08. I denne

<sup>69</sup> Se tabell 16 for resultatene for en stegs estimatoren. Der blir elastisiteten signifikant på 2% nivå og faller til 0,29 og den første tilbakedateringen faller til 0,42 og blir litegrann mer signifikant.

<sup>70</sup> Se graf 16 for residual grafen og graf 17 for histogrammet

<sup>71</sup> Dessverre fant jeg ingen tilsvarende studier for nordiske land fra nyere tid.

studien ble elastisiteten funnet å være -0,485 for en lignende modell<sup>72</sup>. I Andrienko, Y. (2001) ble oppklarings elastisiteten for drap funnet å være -0,379 også i denne studien ble system gmm estimatoren brukt. Donohue og Siegelman estimerte elastisiteten relatert til fengsling og denne ble funnet å være 0,15 mens Levitt fant den å være 0,3<sup>73</sup>.

## 4.1 Noen avsluttende kommentarer

Som tidligere nevnt er datasettet ikke veldig stort og dette kan sette resultatene i tvil da asymptotiske egenskapene av begge estimatorene brukt kan trenge et større datasett. Videre bygger begge estimatorene asymptotiske egenskaper på at forholdet mellom panel og tidsdimensjonen går asymptotisk mot uendelig, noe som ikke er oppfylt. Jeg mener imidlertid at til tross for dette er estimasjonen en god tilnærming<sup>74</sup> og pålitelig. En videre kommentar som bør gis oppmerksomhet er at høyere ordens dynamikk, særlig for oppklaringsandelen, kan og burde bli inkludert etter hvert som datasettet utvides i framtiden med flere år. Grunnen til at det ikke har blitt gjort her, er at høyere ordens dynamikk spiser opp datasettet som i utgangspunkt ikke er særlig stort, videre så ville dette trengt et større antall instrumenter som presser våre spesifiseringstester. Behandlingstiden for en straffesak er svært varierende og en høyere ordens dynamikk enn den brukt her kan være mer hensiktsmessig.

Når det gjelder effektene av variablene spesifisert i 2.3.1 kan de ha blitt absorbert av tilbakedateringene av oppklaringsandelen og lovbrudd anmeldt. En annen kommentar å nevne her er også at resultatene ikke er redigert for ”fengslingseffekten”. Med dette mener jeg effekten av at noen blir satt i fengsel og dermed ikke kan begå en illegal handling selv om den kanskje hadde gjort det gitt anledningen<sup>75</sup>. Jeg tror for å løse denne problematikken burde en inkludere antall fengselsstraff betinget og ubetinget, hvor dette antallet er knyttet til hvert politidistrikt. Dette ble ikke gjort da jeg ikke var i stand til å finne de tilsvarende tallene.

---

<sup>72</sup> Se side 26 i studiene den tilsvarende modellen er spesifisering nummer (4).

<sup>73</sup> Donohue III, John J., & Siegelman, P., (1998), Levitt, S., (1996)

<sup>74</sup> Eller i det minste den beste tilnærmingen jeg så meg i stand til å gjøre.

<sup>75</sup> Dette inkluderer også personer som har fått en betinget dom og dermed står ovenfor en større straff dersom tatt. Fengslingsproblematikken er ikke stor i Norge da fengslene i utgangspunkt har høy fyllingsgrad.



# Litteraturliste

Andrienko, Y., (2001): Explaining Crime Growth in Russia during Transition: Economic and Criminometric Approach

Ahn, S.C., Schmidt, P., (1995): Efficient estimation of models for dynamic panel data. Journal of Econometrics 68

Arellano, M., Bover, O., (1995): Another look at the instrumental-variable estimation of error components models, Journal of Econometrics 68, 29-52.

Behr, A., (2003): A comparison of dynamic panel data estimators: Monte Carlo evidence and an application to the investment function, Discussion paper 05/03 Economic Research Centre of the Deutsche Bundesbank

Bloom, N., Bond, S. & Van Reenen, J., (2001): The dynamic of investments under uncertainty

Blundell, R. & Bond, S., (1998): Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models, Journal of Econometrics 87

Blundell, R. & Bond, S., (1998): GMM ESTIMATION WITH PERSISTENT PANEL DATA: AN APPLICATION TO PRODUCTION FUNCTIONS

Bowsher, Clive G., (2002): "[On testing overidentifying restrictions in dynamic panel data models](#)," [Economics Letters](#), Elsevier, vol. 77(2), pages 211-220, October.

Cameron, S., (1988): The Economics of Crime Deterrence: A Survey of Theory and Evidence, KYKLOS, Vol. 41, 1988 Fasc. 2

Dahlberg, M., Mork, E. & Tovmo, P., (2008): "[Power properties of the Sargan test in the presence of measurement errors in dynamic panels](#)," [Applied Economics Letters](#), Taylor and Francis Journals, vol. 15(5), pages 349-353

Donohue III, John J. & Siegelman, P., (1998): "Allocation Resources among Prisons and Social Programs in the Battle against Crime", 27 J. LEG. STUD. 1, 13

Eide, E., Aasness, J. & Skjerpen, T., (1994): Contributions to economic analysis North-Holland

Entorf, H. & Spengler, H., (1998): "[Socio-economic and demographic factors of crime in Germany: evidence from panel data of the German states](#)," [ZEW Discussion Papers](#) 98-16, ZEW - Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung / Center for European Economic Research.

Hlouskova, J. & Wagner, M., (2005): "[The Performance of Panel Unit Root and Stationarity Tests: Results from a Large Scale Simulation Study](#)," [Economics Working Papers](#) ECO2005/05, European University Institute.

Justis-og beredskapsdepartementet, (2001): Stortingsmelding. nr. 22 (2000-2001), Politireform 2000 Et tryggere samfunn:  
<http://www.regjeringen.no/nb/dep/jd/dok/regpubl/stmeld/20002001/stmeld-nr-22-2000-2001-.html?id=431872>

Kelagher, R., & Sarafidis, V., (2011): Crime and Punishment Revisited

Levitt, Steven D., (1996): The Effect of Prison Population Size on Crime Rates: Evidence from Prison Overcrowding Litigation, 111 Q.J.Econ.319

Levitt, Steven D., (1998): "[Why Do Increased Arrest Rates Appear to Reduce Crime: Deterrence, Incapacitation, or Measurement Error?](#)," [Economic Inquiry](#), Oxford University Press, vol. 36(3)

Mileva, E., (2007): Using Arellano-Bond Dynamic Panel GMM Estimators in Stata

Roodman, D., (2006): How to Do xtabond2: An Introduction to "Difference" and "System" GMM in Stata

Roodman, D., (2009): "A note on the Theme of too many instruments", [Oxford Bulletin of Economics and Statistics](#), 71

Windmeijer, F., (2005): A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. [Journal of Econometrics](#) 126

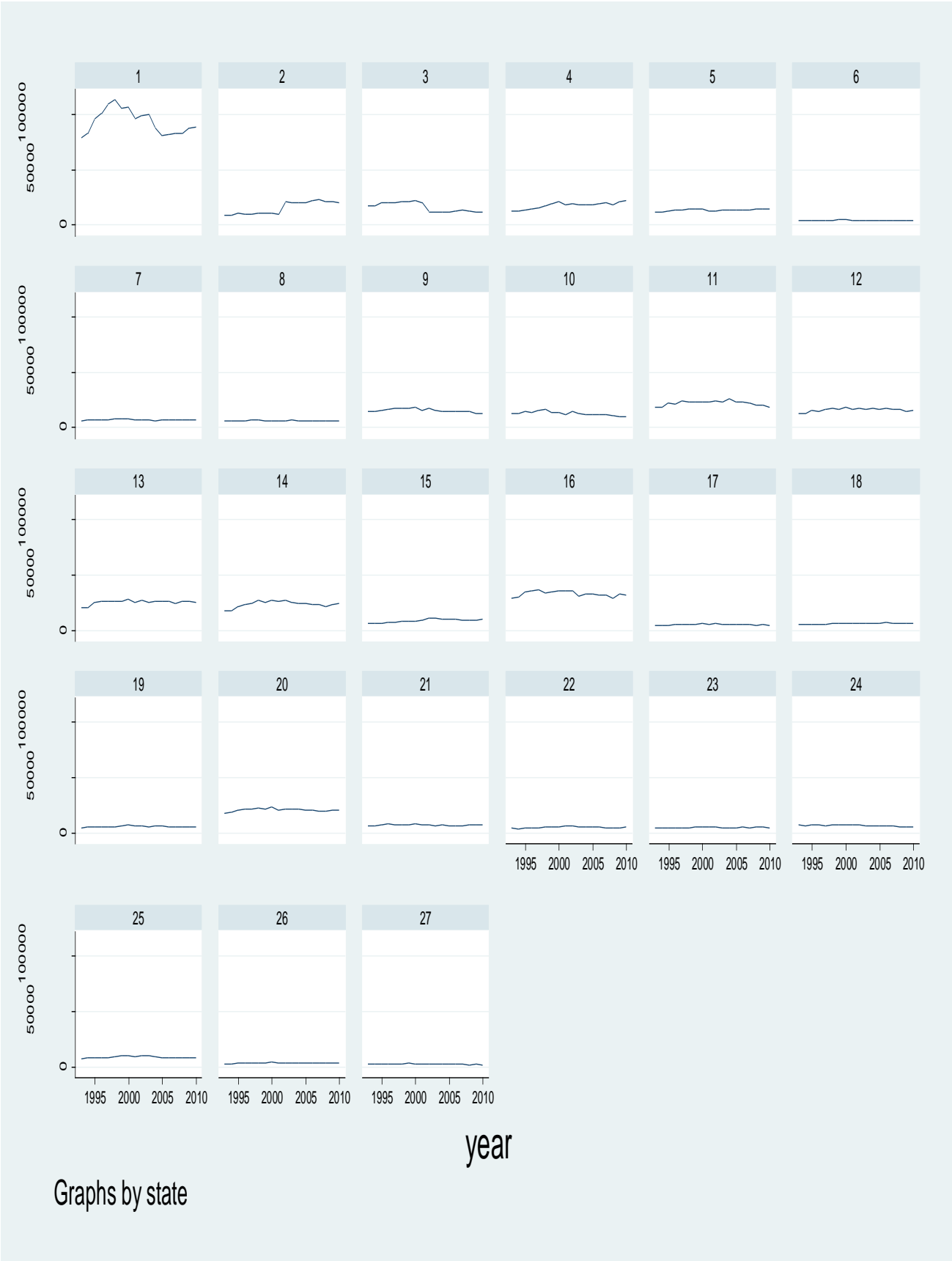
Witte, Dryden Ann & Witt Robert (2000) :Crime Causation: Economic Theories

# Vedlegg

Tabell 1 Nummerering av politidistriktene

1	Oslo	10	Asker og Bærum	19	Nordmøre og Romsdal
2	Østfold	11	Vestfold	20	Sør-Trøndelag
3	Follo	12	Telemark	21	Nord-Trøndelag
4	Romerike	13	Agder	22	Helgeland
5	Hedmark	14	Rogaland	23	Salten
6	Gudbrandsdal	15	Haugaland og Sunnhordland	24	Midtre Hålogaland
7	Vestoppland	16	Hordaland	25	Troms
8	Nordre Buskerud	17	Sogn og Fjordane	26	Vestfinnmark
9	Søndre Buskerud	18	Sunnmøre	27	Østfinnmark

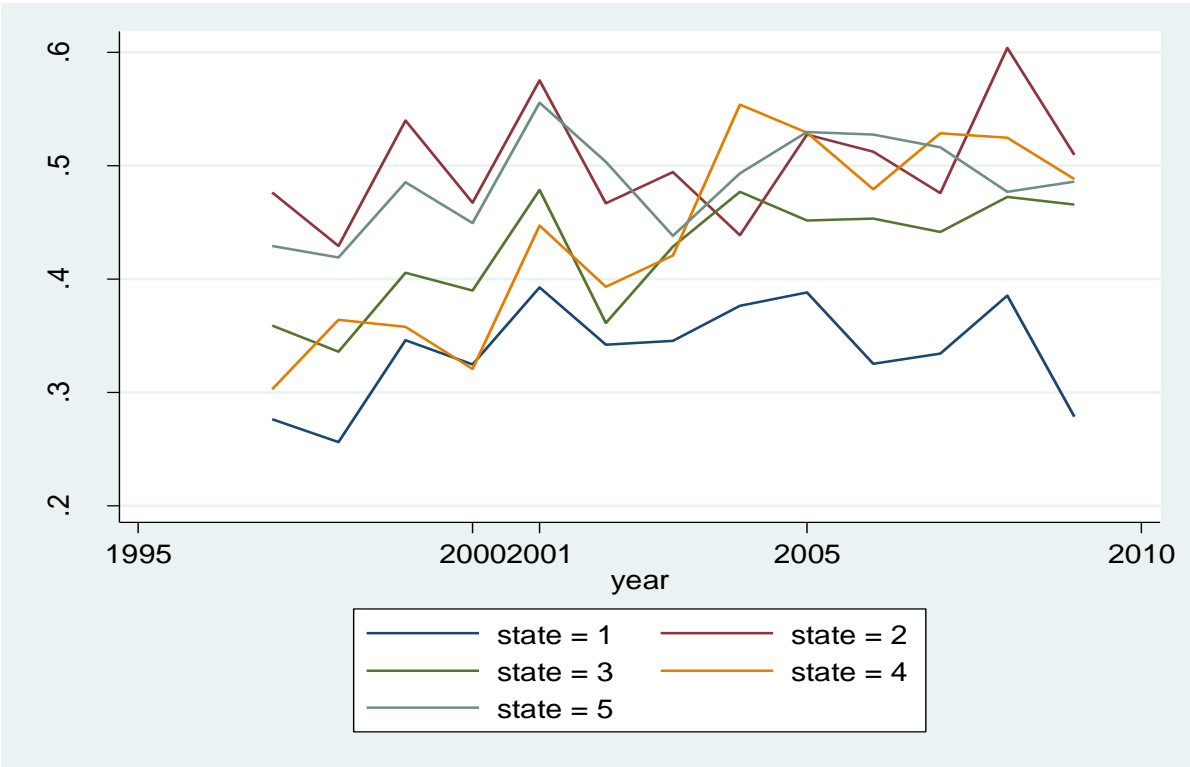
Graf 1 Totalt antall lovbrudd anmeld



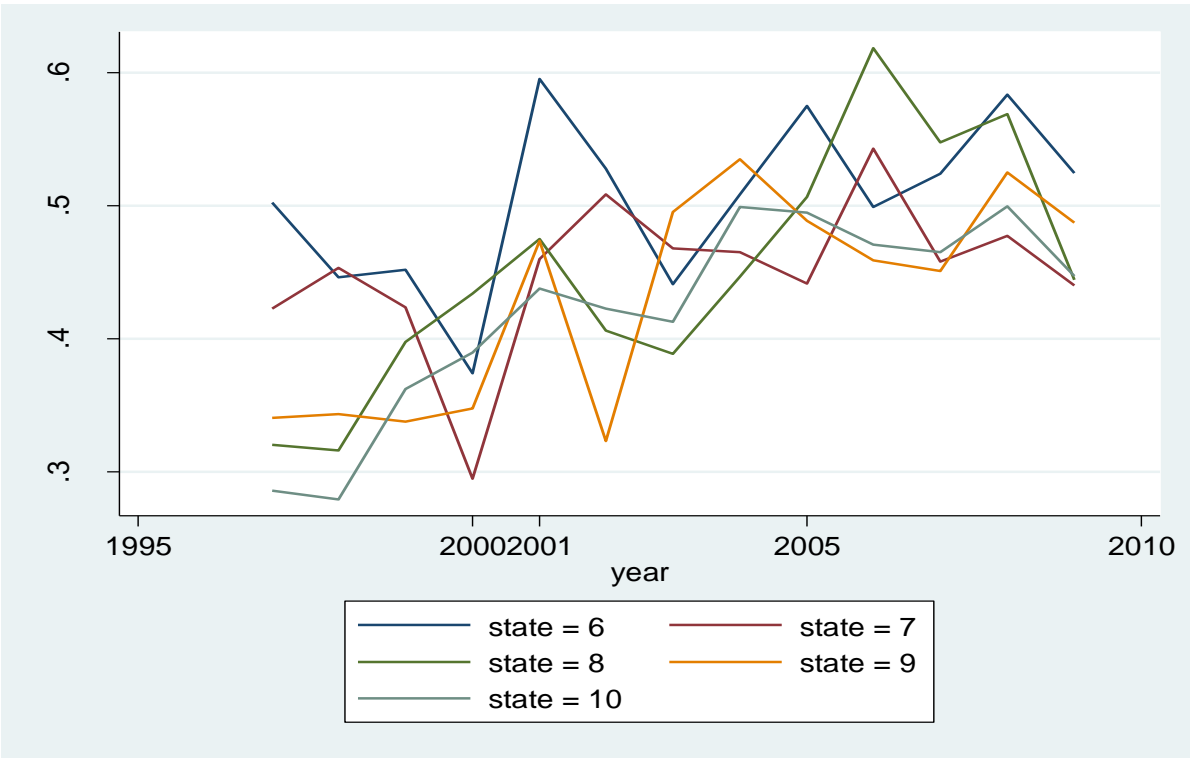
Graf 2 Totalt oppklarte lovbrudd



Graf 3 Oppklaringsandel for politidistriktene 1 til 5



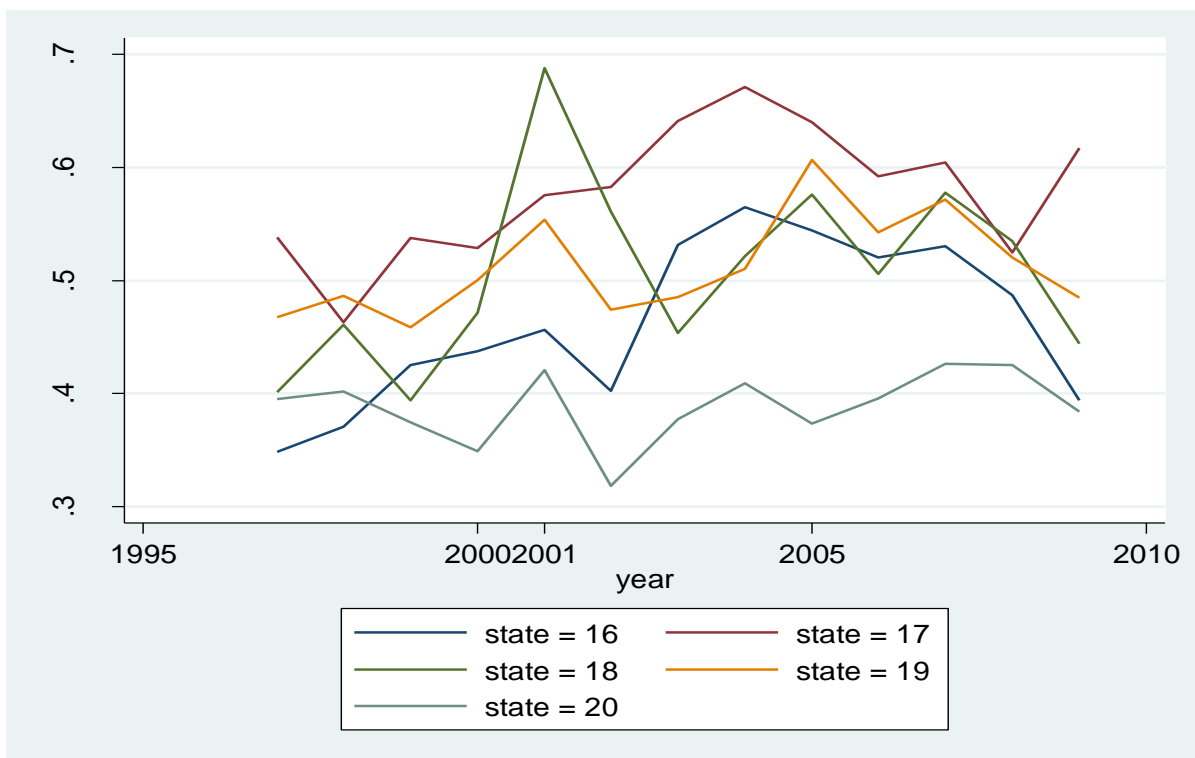
Graf 4 Oppklaringsandel for politidistriktene 6 til 10



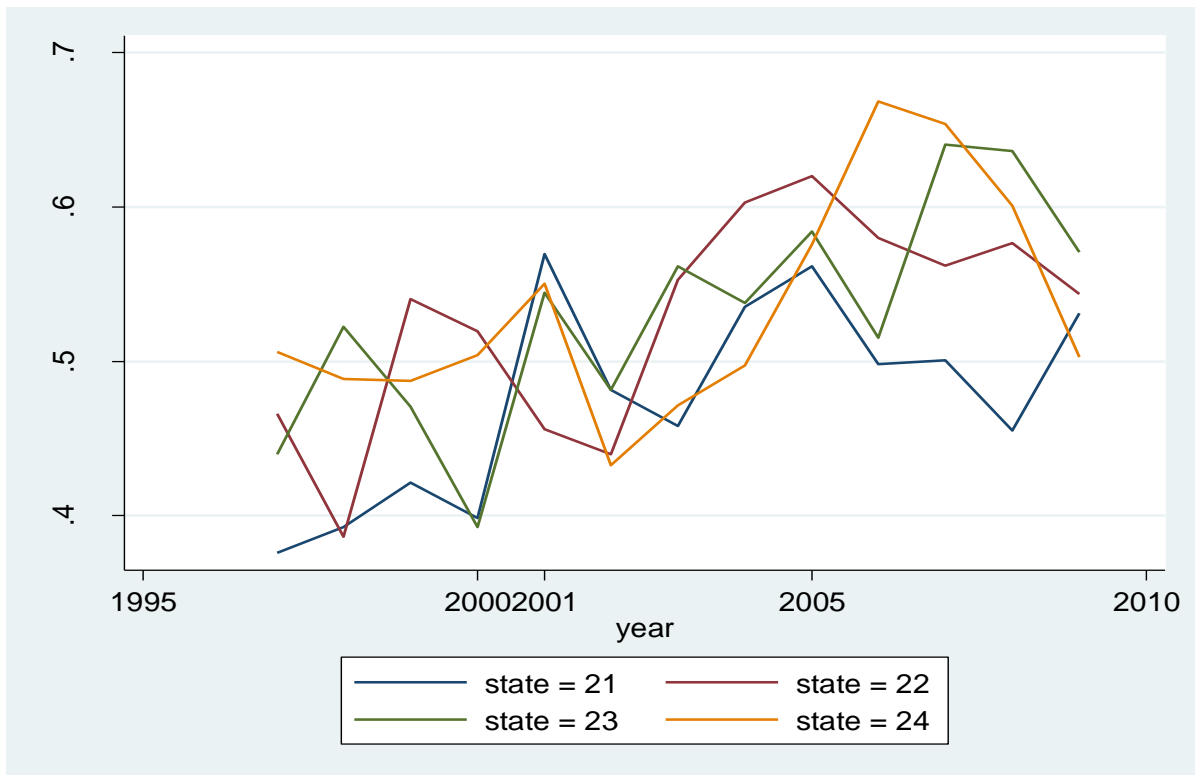
Graf 5 Oppklaringsandel for politidistriktene 11 til 15



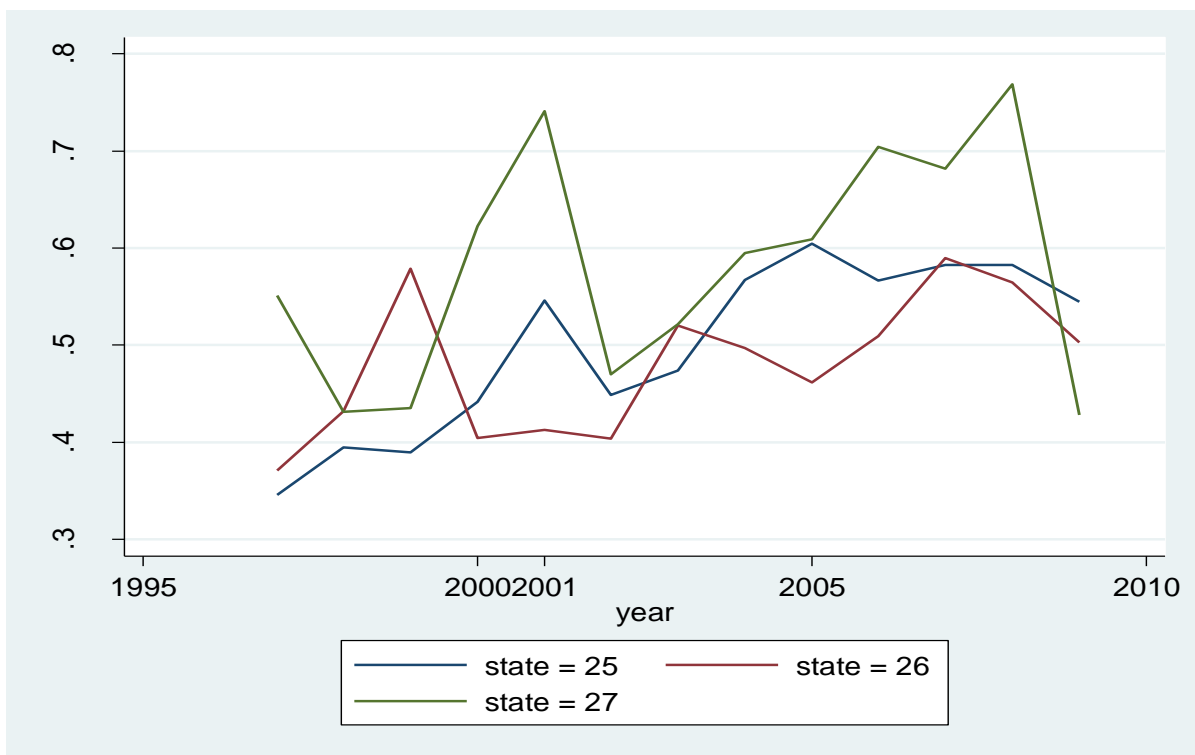
Graf 6 Oppklaringsandel for politidistriktene 16 til 20



Graf 7 Oppklaringsandel for politidistriktene 21 til 24

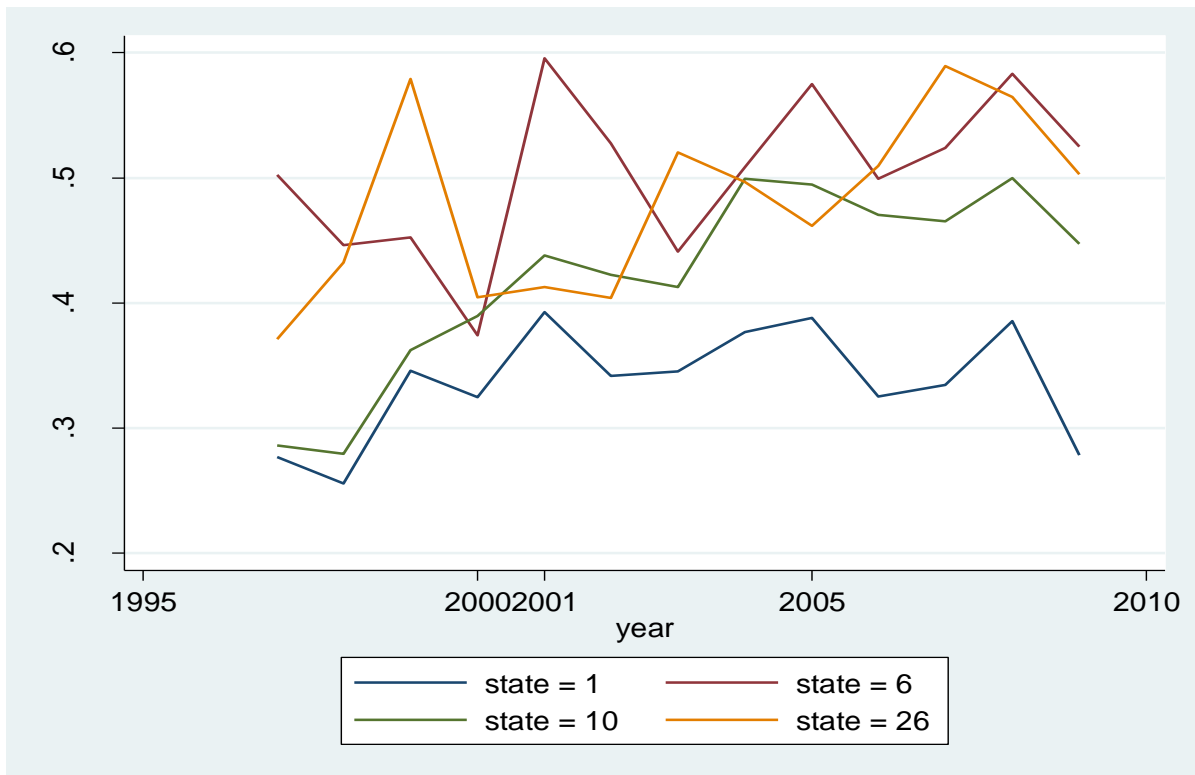


Graf 8 Oppklaringsandel for politidistriktene 25 til 27

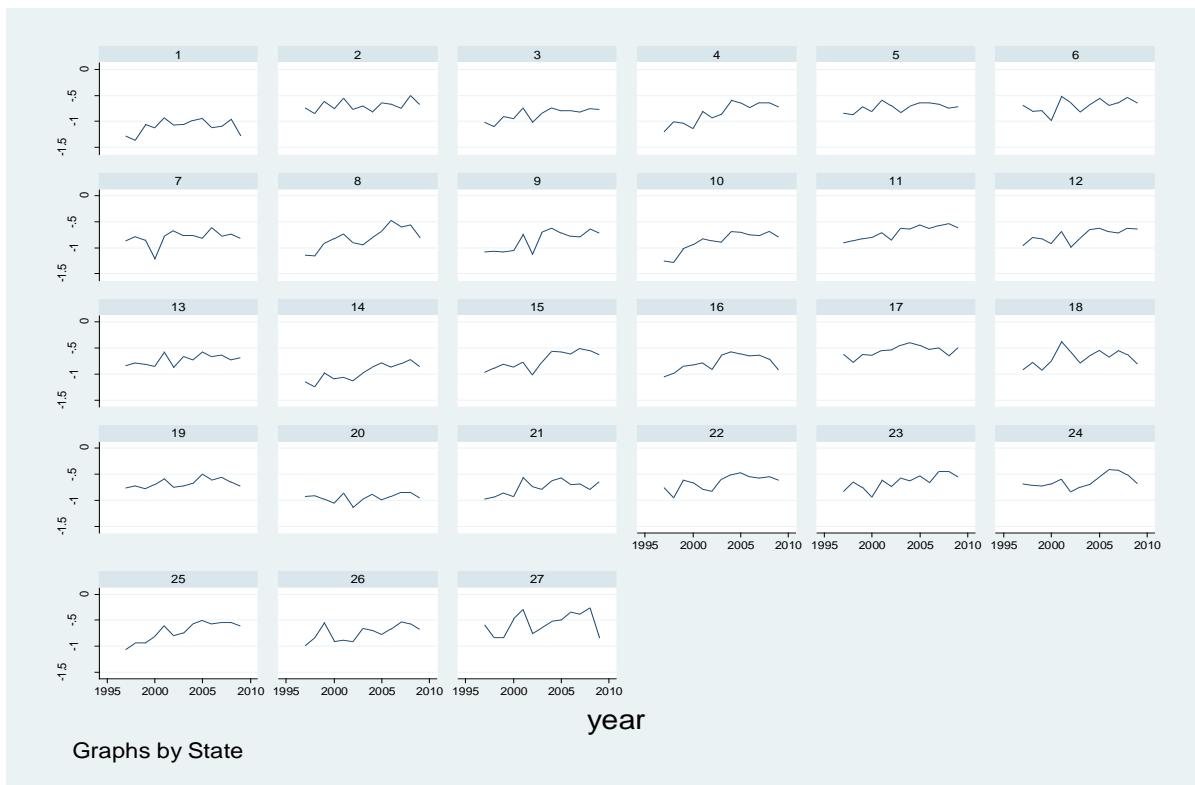


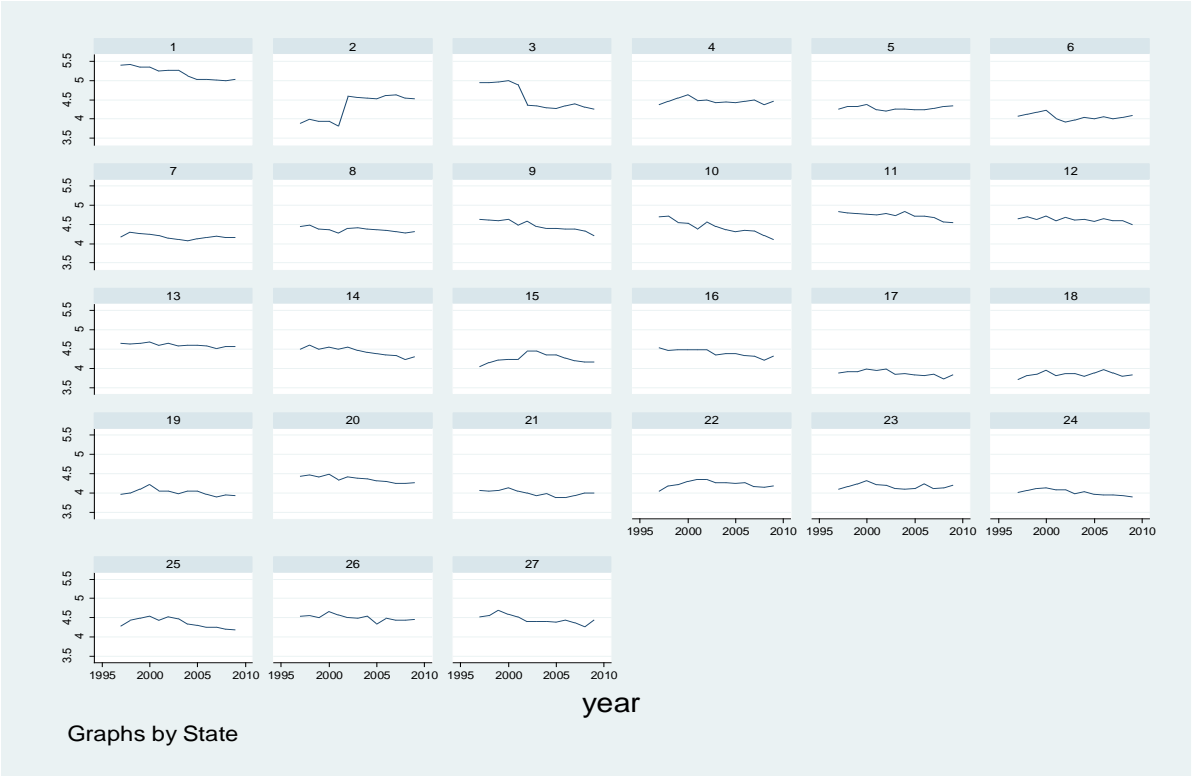


Graf 9 Oppklaringsandel av politidistrikter ikke manipulert

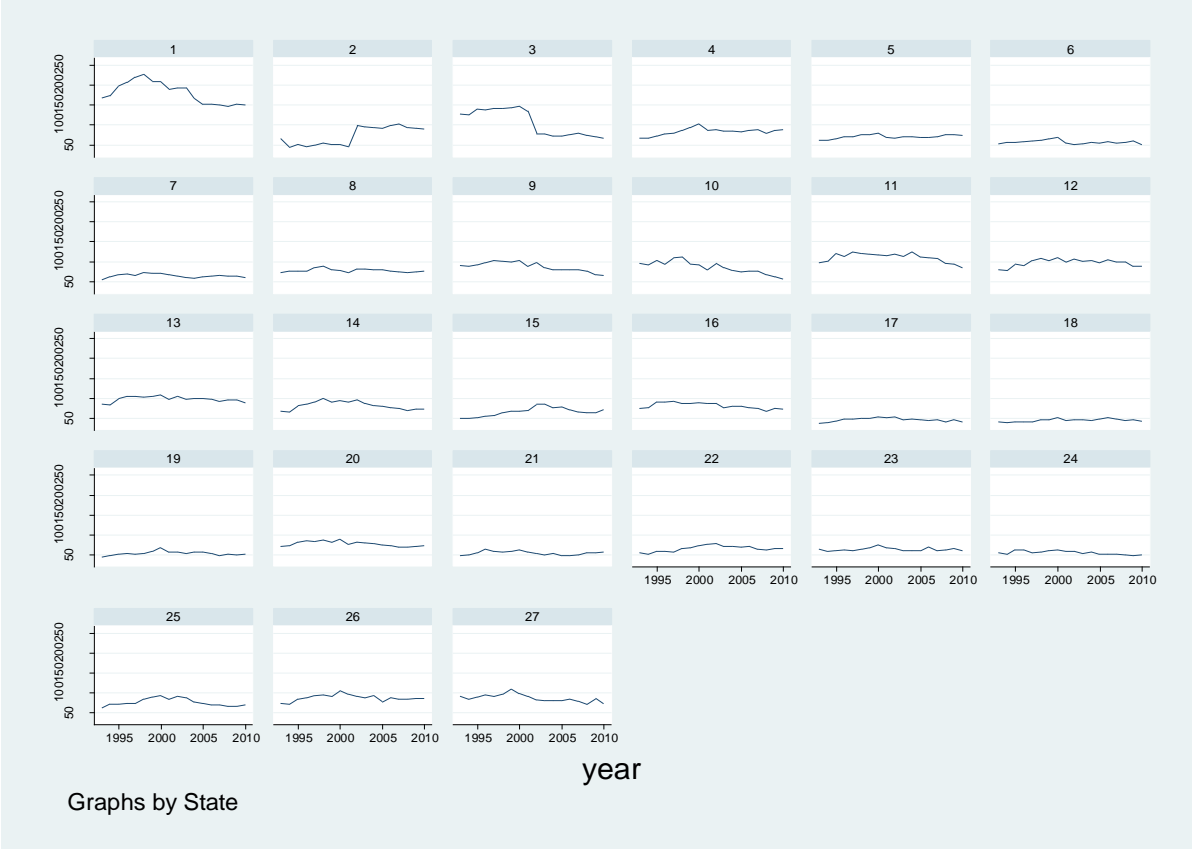


Graf 10 Naturlig logaritme av oppklaringsandel og antall lovbrudd anmeldt per tusen

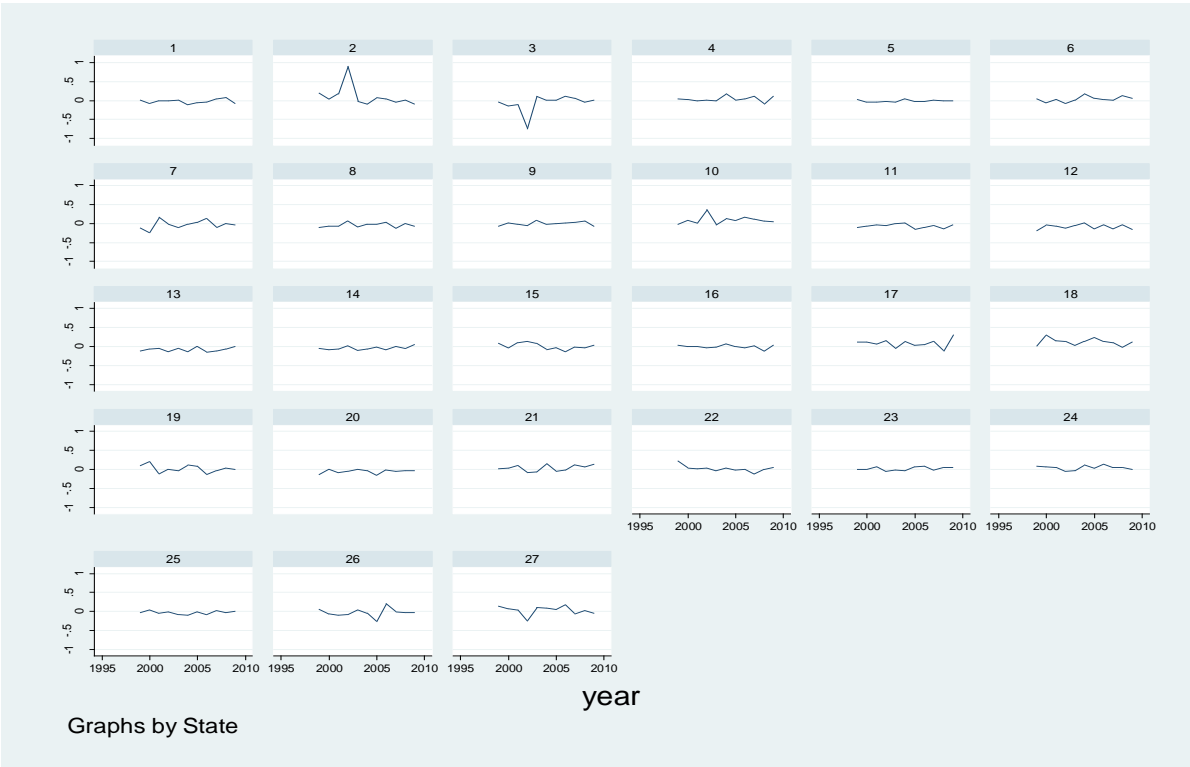




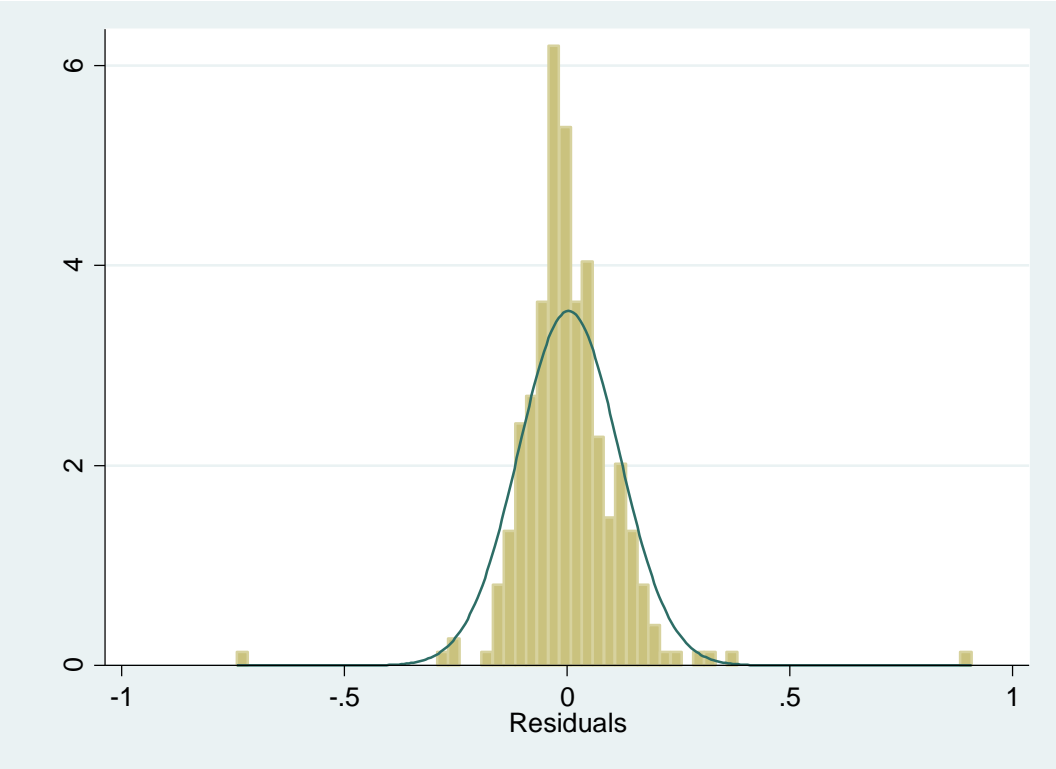
Graf 11 Lovbrudd anmeld per tusen



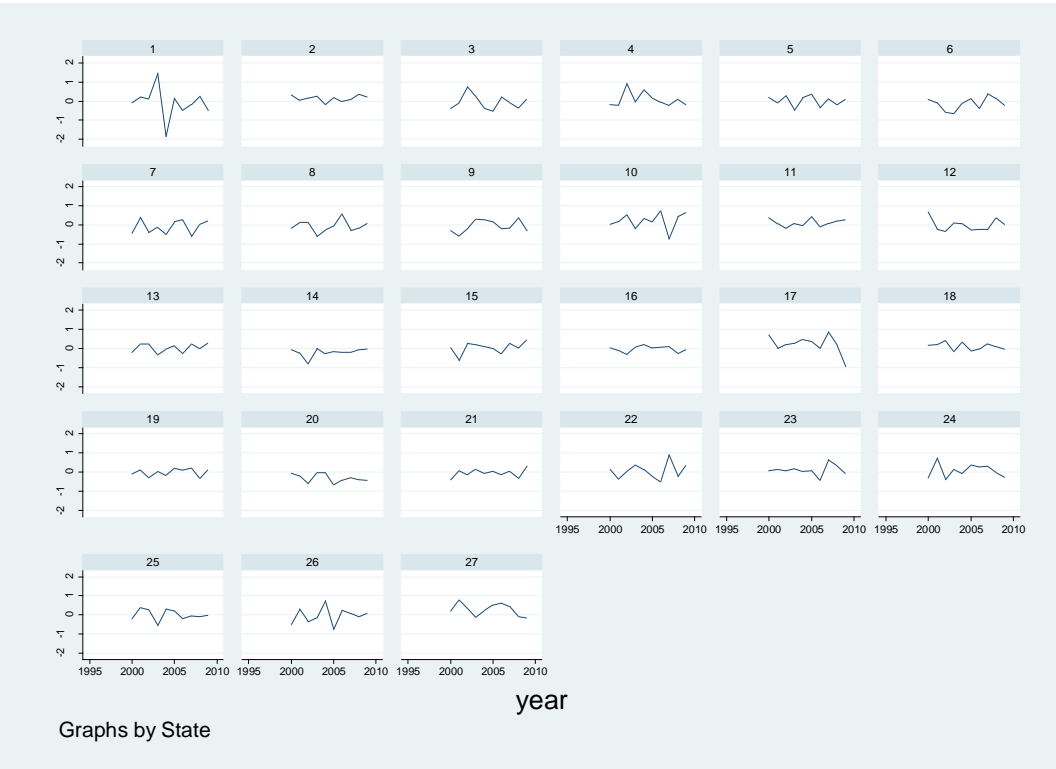
Graf 12 Residual av estimering totallovbrudd



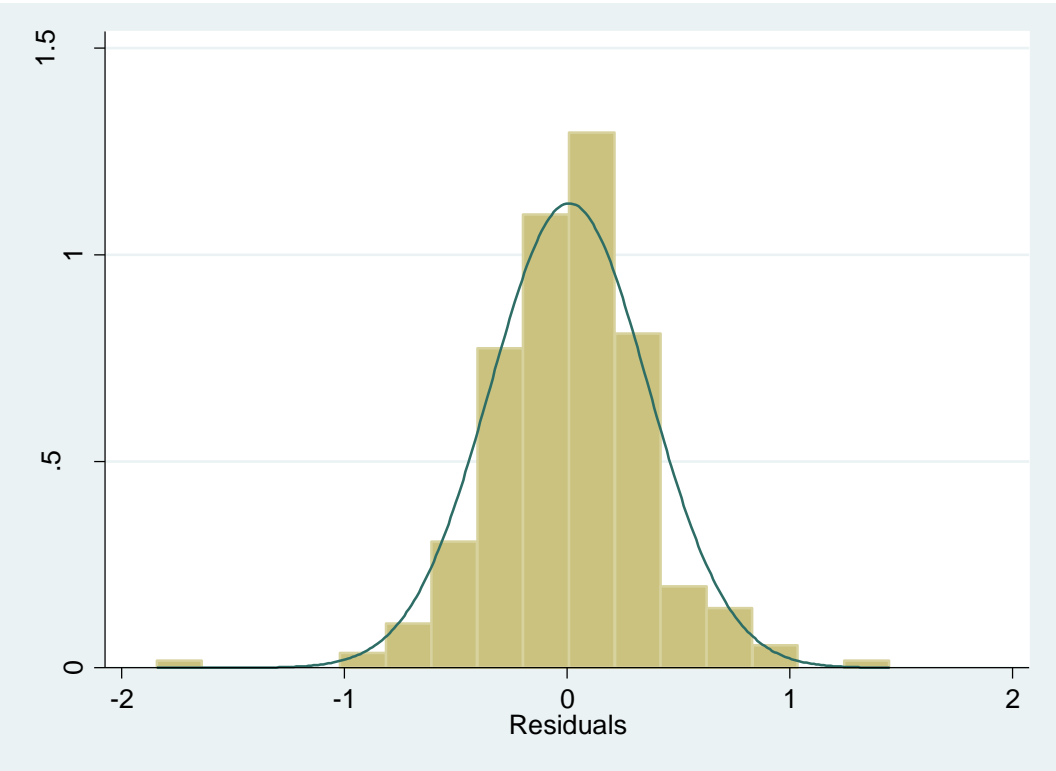
Graf 13 Histogram residual av estimering totallovbrudd



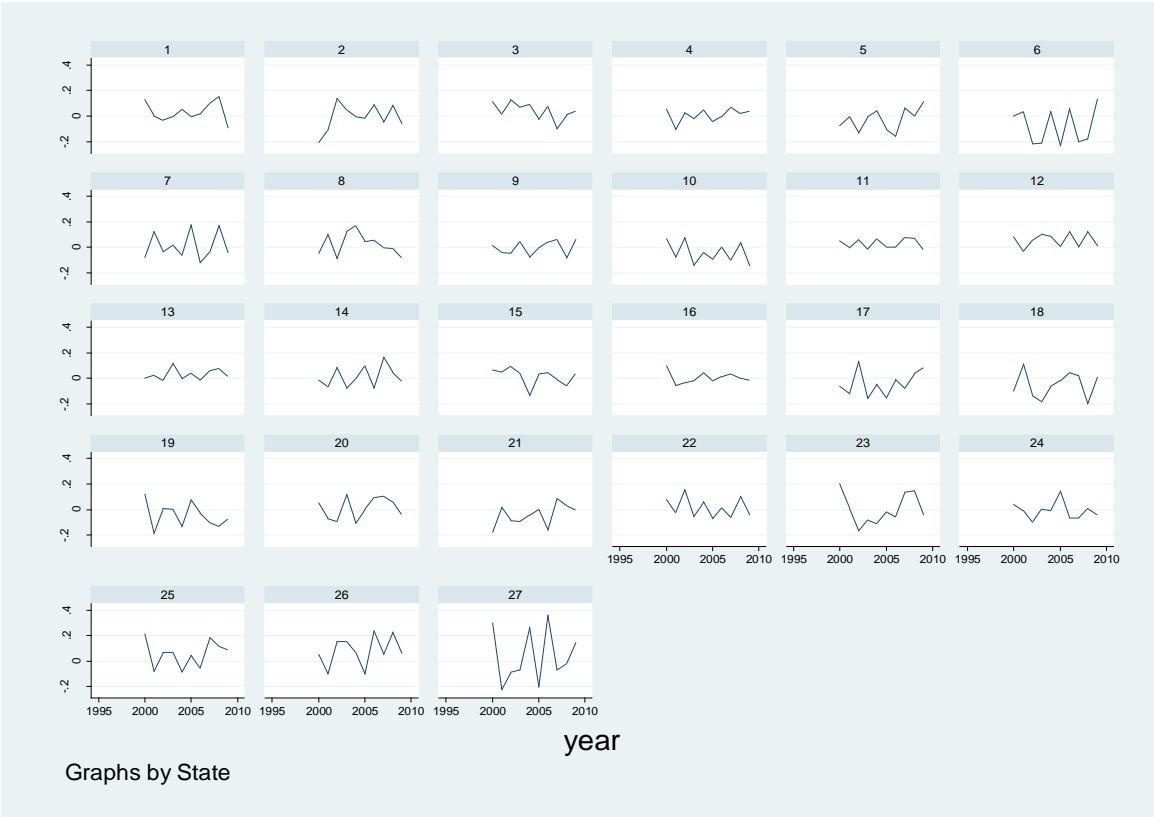
Graf 14 Residual estimering av økonomisk kriminalitet



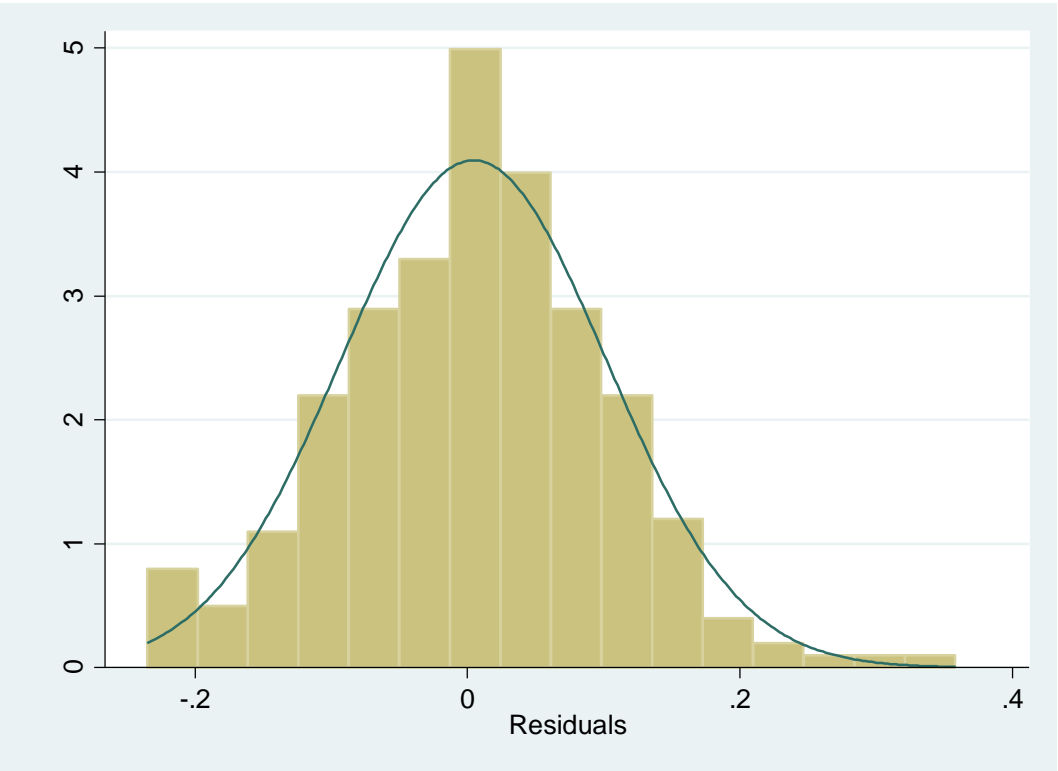
Graf 15 Histogram residual av estimering økonomisk kriminalitet



Graf 16 Residual estimering av voldskriminalitet



Graf 17 Histogram residual av estimering voldskriminalitet



Tabell 2 FE analyse fullt dummysett

Source	SS	df	MS	Number of obs =	162
Model	2991.62719	29	103.159558	F( 29, 133) =	34274.34
Residual	.4003059	133	.003009819	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.9999
				Adj R-squared =	0.9998
Total	2992.0275	162	18.4693055	Root MSE =	.05486

Log_KrimAn~n	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
Log_Oppkla~1					
L1.	-.058982	.0579481	-1.02	0.311	-.1736012 .0556372
L2.	-.1592655	.0433788	-3.67	0.000	-.2450671 -.073464
statedummy27	4.278224	.0346852	123.34	0.000	4.209618 4.34683
statedummy26	4.294856	.0437517	98.16	0.000	4.208317 4.381395
statedummy25	4.124954	.0401165	102.82	0.000	4.045606 4.204303
statedummy24	3.821949	.0393126	97.22	0.000	3.74419 3.899708
statedummy23	4.020757	.0388603	103.47	0.000	3.943893 4.097621
statedummy22	4.088815	.0384768	106.27	0.000	4.01271 4.164921
statedummy21	3.796392	.044945	84.47	0.000	3.707492 3.885291
statedummy20	4.085269	.0569591	71.72	0.000	3.972606 4.197932
statedummy19	3.835718	.0417307	91.92	0.000	3.753177 3.91826
statedummy18	3.715109	.0424646	87.49	0.000	3.631116 3.799103
statedummy17	3.712786	.0355376	104.47	0.000	3.642494 3.783078
statedummy16	4.180232	.0427436	97.80	0.000	4.095687 4.264777
statedummy15	4.105624	.0414806	98.98	0.000	4.023577 4.187671
statedummy14	4.136471	.0532276	77.71	0.000	4.031189 4.241753
statedummy13	4.422865	.0441387	100.20	0.000	4.335561 4.51017
statedummy12	4.432972	.0457256	96.95	0.000	4.342529 4.523415
statedummy11	4.536241	.0410874	110.40	0.000	4.454972 4.617511
statedummy10	4.110985	.0482331	85.23	0.000	4.015581 4.206388
statedummy9	4.179864	.0471128	88.72	0.000	4.086677 4.273051
statedummy8	4.178699	.0452021	92.44	0.000	4.089291 4.268107
statedummy7	3.988055	.0475182	83.93	0.000	3.894065 4.082044
statedummy6	3.893932	.0434201	89.68	0.000	3.808048 3.979815
statedummy5	4.129067	.0453693	91.01	0.000	4.039328 4.218806
statedummy4	4.283411	.0453692	94.41	0.000	4.193672 4.37315
statedummy3	4.129868	.0505248	81.74	0.000	4.029932 4.229804
statedummy2	4.405366	.0450668	97.75	0.000	4.316226 4.494507
statedummy1	4.806905	.0623815	77.06	0.000	4.683517 4.930293

Tabell 3FE analyse 10 dummyvariabler

Source	SS	df	MS	Number of obs =	162
Model	6.99223784	13	.537864449	F( 13, 148) =	16.99
Residual	4.68483072	148	.031654262	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.5988

					Adj R-squared =	0.5636
Total		11.6770686	161	.072528376	Root MSE	= .17792

Log_KrimAn~n	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Log_Oppkla~l						
L1.		-.3307391	.1587272	-2.08	0.039	-.6444036 -.0170746
L2.		-.315534	.1346412	-2.34	0.020	-.5816016 -.0494664
statedummy27		.1427844	.0821675	1.74	0.084	-.0195887 .3051576
statedummy26		.0752285	.0753049	1.00	0.319	-.0735832 .2240402
statedummy25		-.0616899	.0769145	-0.80	0.424	-.2136823 .0903024
statedummy24		-.3575543	.0774871	-4.61	0.000	-.5106784 -.2044302
statedummy23		-.1543707	.0777929	-1.98	0.049	-.3080991 -.0006423
statedummy22		-.0827093	.078089	-1.06	0.291	-.2370227 .0716042
statedummy21		-.4315241	.0752824	-5.73	0.000	-.5802913 -.282757
statedummy20		-.2464463	.0792637	-3.11	0.002	-.4030811 -.0898114
statedummy19		-.3647072	.0760859	-4.79	0.000	-.5150624 -.2143521
statedummy18		-.4909545	.0759605	-6.46	0.000	-.6410618 -.3408473
statedummy17		-.4284551	.0812421	-5.27	0.000	-.5889994 -.2679108
_cons		3.932741	.0954727	41.19	0.000	3.744075 4.121406

Tabell 4 FE analyse ingen dummy

Source	SS	df	MS	Number of obs = 162		
Model		2.51420715	2	1.25710358	F( 2, 159) =	21.81
Residual		9.16286141	159	.057628059	Prob > F =	0.0000
					R-squared =	0.2153
					Adj R-squared =	0.2054
Total		11.6770686	161	.072528376	Root MSE =	.24006

Log_KrimAn~n	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Log_Oppkla~l						
L1.		-.2527752	.1965422	-1.29	0.200	-.6409453 .1353948
L2.		-.5777244	.175634	-3.29	0.001	-.9246008 -.230848
_cons		3.710565	.0921727	40.26	0.000	3.528525 3.892606

Tabell 5 Enhetsrot test Log oppklaringsandel Log lovbrudd anmeld per tusen

```
. xtunitroot ht Log_Oppklaring_Aandel,demean altt
Harris-Tzavalis unit-root test for Log_Oppklaring_Aandel
```

---

```
Ho: Panels contain unit roots           Number of panels = 25
Ha: Panels are stationary                Number of periods = 13
```

```

AR parameter: Common                      Asymptotics: N -> Infinity
Panel means:  Included                      T Fixed
Time trend:   Not included                  Cross-sectional means removed
Small-sample adjustment to T applied

```

```

-----

```

	Statistic	z	p-value
rho	0.2121	-11.8519	0.0000

```

-----

```

```
. xtunitroot ht Log_KrimAnmeld_perTusen,demean altt
```

```
Harris-Tzavalis unit-root test for Log_KrimAnmeld_perTusen
```

```

-----
Ho: Panels contain unit roots           Number of panels =    25
Ha: Panels are stationary                 Number of periods =   13

```

```

AR parameter: Common                      Asymptotics: N -> Infinity
Panel means:  Included                      T Fixed
Time trend:   Not included                  Cross-sectional means removed
Small-sample adjustment to T applied

```

```

-----

```

	Statistic	z	p-value
rho	0.5817	-3.9901	0.0000

```

-----

```

Vi har forkastning av enhetsrot hypotesen uavhengig om en tidstrend er involvert. Merk at antall politidistrikter her er 25 dette er pga av Follo og Østfold ble ekskludert. Dette ble gjort på grunn av det strukturelle bryddet som er tydelig i disse 2 politidistriktene i år 2002. Dette bryddet gir en framspeiling av en enhetsrot. Dette ble sjekket ved at samme testen ble gjort for alle politidistrikter men med restriksjonen på at bare årene uten manipulering av meg ble testet. Denne testen er ikke inkludert men den ga også forkastning av enhetsrøtter.



Tabell 6 Varians i datasettet for alle variabler

```

. xtsum Log_okkrim Log_voldTusen Log_Befolktett_spredd Log_inntektGJ Log_UngAndel
Log_Ledighet Log_KrimAnmeld_perTusen Log_Oppklaring_
> Andel
Variable | Mean Std. Dev. Min Max | Observations
-----+-----+-----+-----+-----+-----
Log_okkrim overall | .3106378 .4126052 -.6931472 2.949688 | N = 351
          between | .3070246 -.2928365 1.315738 | n = 27
          within | .2814443 -.6014849 1.944588 | T = 13
Log_voldkrim overall | 1.583292 .3036666 .7419373 2.312536 | N = 351
          between | .2834713 .9532387 2.160824 | n = 27
          within | .1208821 1.154848 1.847996 | T = 13
Log_Befolktet overall | 1.216727 1.175008 -.0988596 5.959747 | N = 351
          between | 1.192903 .0217503 5.725609 | n = 27
          within | .0800902 .9255889 1.450865 | T = 13
Log_inntektGJ overall | 11.97834 .2507282 11.46181 12.70321 | N = 351
          between | .1563168 11.79729 12.41703 | n = 27
          within | .1981602 11.61491 12.34515 | T = 13
Log_Ungandel overall | -2.598427 .0768209 -2.84585 -2.413211 | N = 351
          between | .0694686 -2.79178 -2.459787 | n = 27
          within | .0352281 -2.662545 -2.485708 | T = 13
Log_Ledighet overall | -4.271159 .3640038 -5.389699 -3.327464 | N = 351
          between | .2658115 -4.871515 -3.64985 | n = 27
          within | .2535064 -5.106752 -3.671469 | T = 13
Log_Krimanmel overall | 4.340467 .3062689 3.702478 5.422484 | N = 351
          between | .2855823 3.842547 5.190832 | n = 27
          within | .1226361 3.843872 4.772607 | T = 13
Log_Oplaring overall | -.7597285 .1873822 -1.362773 -.2634366 | N = 351
          between | .1228624 -1.098392 -.5526091 | n = 27
          within | .1432986 -1.175662 -.4263668 | T = 13

```

Tabell 7 Estimering hvor Follo og Østfold er fjernet fra datasettet for total antall lovbrudd

```

xtabond2 Log_KrimAnmeld_perTusen L1.Log_KrimAnmeld_perTusen L2.Log_KrimAnmeld_perTusen
Log_Oppklaring_Andel L1.Log_Oppklaring_Andel
> L2.Log_Oppklaring_Andel prior dum2002, twostep robust small artest(3) iv(Log_Ledighet
Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spr
> edd, eq(both)) gmm(Log_Oppklaring_Andel, eq(diff) collaps lag(5 10)) gmm(
Log_KrimAnmeld_perTusen, eq(diff) collaps lag(5 10))
Favoring space over speed. To switch, type or click on mata: mata set matafavor speed, perm.
Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
-----+-----+-----+-----+-----+-----
Group variable: State Number of obs = 275
Time variable : year Number of groups = 25
Number of instruments = 17 Obs per group: min = 11
F(7, 24) = 492.18 avg = 11.00
Prob > F = 0.000 max = 11
-----+-----+-----+-----+-----+-----
Log_KrimAn~n | Coef. Corrected Std. Err. t P>|t| [95% Conf. Interval]
-----+-----+-----+-----+-----+-----
Log_KrimAn~n |
L1. | .5576974 .3579161 1.56 0.132 -.181005 1.2964
L2. | .3223714 .3539508 0.91 0.371 -.4081471 1.05289
Log_Oppkla~l |
--- | -.3753186 .0639648 -5.87 0.000 -.5073355 -.2433018
L1. | .2459269 .1214753 2.02 0.054 -.0047858 .4966395
L2. | -.1145125 .09721 -1.18 0.250 -.3151441 .0861192
prior | .0032208 .0207728 0.16 0.878 -.0396521 .0460937
dum2002 | -.0519035 .0348677 -1.49 0.150 -.1238668 .0200598

```

```

      _cons | .3251973 .1068574 3.04 0.006 .1046546 .5457401
-----+-----
Instruments for first differences equation
Standard
D.(Log_Ledighet Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd)
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
L(5/10).Log_Oppklaring_Andel collapsed
L(5/10).Log_KrimAnmeld_perTusen collapsed
Instruments for levels equation
Standard
_cons
Log_Ledighet Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd
-----+-----
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -1.31 Pr > z = 0.190
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -0.55 Pr > z = 0.580
Arellano-Bond test for AR(3) in first differences: z = 0.35 Pr > z = 0.724
-----+-----
Sargan test of overid. restrictions: chi2(9) = 29.28 Prob > chi2 = 0.001
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(9) = 10.74 Prob > chi2 = 0.294
(Robust, but can be weakened by many instruments.)
Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:
gmm(Log_Oppklaring_Andel, collapse eq(diff) lag(5 10))
Hansen test excluding group: chi2(3) = 6.61 Prob > chi2 = 0.085
Difference (null H = exogenous): chi2(6) = 4.13 Prob > chi2 = 0.660
gmm(Log_KrimAnmeld_perTusen, collapse eq(diff) lag(5 10))
Hansen test excluding group: chi2(3) = 6.86 Prob > chi2 = 0.077
Difference (null H = exogenous): chi2(6) = 3.88 Prob > chi2 = 0.693
iv(Log_Ledighet Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd)
Hansen test excluding group: chi2(5) = 5.89 Prob > chi2 = 0.317
Difference (null H = exogenous): chi2(4) = 4.84 Prob > chi2 = 0.304

```

**Tabell 8 Estimering av full datasett og spesifisering for kort panel for total antall lovbrudd**

```

xtabond2 Log_KrimAnmeld_perTusen L1.Log_KrimAnmeld_perTusen Log_Oppklaring_Andel
L1.Log_Oppklaring_Andel , twostep robust small arte
> st(3) iv(Log_Ledighet Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd, eq(both))
gmm(Log_Oppklaring_Andel, eq(diff) collaps lag(2 6))
> ) gmm( Log_KrimAnmeld_perTusen, eq(diff) collaps lag(2 6))
Favoring space over speed. To switch, type or click on mata: mata set matafavor speed, perm.
Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
-----+-----
Group variable: State Number of obs = 324
Time variable : year Number of groups = 27
Number of instruments = 15 Obs per group: min = 12
F(3, 26) = 1421.78 avg = 12.00
Prob > F = 0.000 max = 12
-----+-----
Log_KrimAn~n | Coef. Corrected t P>|t| [95% Conf. Interval]
-----+-----
Log_KrimAn~n |
L1. | .8553894 .0353842 24.17 0.000 .7826562 .9281227
Log_Oppkla~l |
--. | -.4794187 .0774481 -6.19 0.000 -.6386156 -.3202218
L1. | .1769627 .0499594 3.54 0.002 .0742697 .2796557
_cons | .3945467 .1112888 3.55 0.002 .1657893 .623304
-----+-----
Instruments for first differences equation
Standard
D.(Log_Ledighet Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd)
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
L(2/6).Log_Oppklaring_Andel collapsed
L(2/6).Log_KrimAnmeld_perTusen collapsed
Instruments for levels equation
Standard
_cons
Log_Ledighet Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd
-----+-----
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -2.85 Pr > z = 0.004
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -0.29 Pr > z = 0.769

```

```

Arellano-Bond test for AR(3) in first differences: z = -0.55 Pr > z = 0.579
-----
Sargan test of overid. restrictions: chi2(11) = 15.71 Prob > chi2 = 0.152
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(11) = 15.85 Prob > chi2 = 0.147
(Robust, but can be weakened by many instruments.)
Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:
gmm(Log_Oppklaring_Andel, collapse eq(diff) lag(2 6))
Hansen test excluding group: chi2(6) = 7.90 Prob > chi2 = 0.246
Difference (null H = exogenous): chi2(5) = 7.95 Prob > chi2 = 0.159
gmm(Log_KrimAnmeld_perTusen, collapse eq(diff) lag(2 6))
Hansen test excluding group: chi2(6) = 7.47 Prob > chi2 = 0.280
Difference (null H = exogenous): chi2(5) = 8.38 Prob > chi2 = 0.136
iv(Log_Ledighet Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd)
Hansen test excluding group: chi2(7) = 11.80 Prob > chi2 = 0.107
Difference (null H = exogenous): chi2(4) = 4.05 Prob > chi2 = 0.400

```

Tabell 9 Estimering av modell med variablene 2.3.1 spesifisert som regressorer for total antall lovbrudd

```

. xtabond2 Log_KrimAnmeld_perTusen L1.Log_KrimAnmeld_perTusen L2.Log_KrimAnmeld_perTusen
Log_Oppklaring_Andel L1.Log_Oppklaring_Andel
> L2.Log_Oppklaring_Andel dum2002 prior Log_Befolktett_spredd Log_inntektGJ Log_UngAndel
Log_Ledighet, twostep robust small artest(3)
> iv(Log_Ledighet Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd, eq(both))
gmm(Log_Oppklaring_Andel, eq(diff) collaps lag(3 10)) gm
> m(Log_KrimAnmeld_perTusen, eq(diff) collaps lag(4 11))
Favoring space over speed. To switch, type or click on mata: mata set matafavor speed, perm.
Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

```

```

-----
Group variable: State                Number of obs   =      297
Time variable : year                Number of groups =       27
Number of instruments = 21          Obs per group: min =       11
F(11, 26) = 132.83                 avg =      11.00
Prob > F = 0.000                   max =       11
-----

```

Log_KrimAn~n	Coef.	Corrected Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Log_KrimAn~n						
L1.	.9144286	.3088389	2.96	0.006	.2796011	1.549256
L2.	.434837	.3905368	1.11	0.276	-.3679228	1.237597
Log_Oppkla~l						
--.	-.5374564	.0939949	-5.72	0.000	-.7306657	-.3442471
L1.	.3607999	.1519767	2.37	0.025	.0484073	.6731925
L2.	.0080858	.087637	0.09	0.927	-.1720546	.1882261
dum2002	-.0840643	.0563519	-1.49	0.148	-.1998974	.0317688
prior	-.0858446	.0363353	-2.36	0.026	-.1605328	-.0111563
Log_Befolk~d	-.0403617	.0233443	-1.73	0.096	-.0883466	.0076232
Log_inntek~J	-.2488626	.1250787	-1.99	0.057	-.5059655	.0082402
Log_UngAndel	.4116992	.3099595	1.33	0.196	-.2254317	1.04883
Log_Ledighet	-.0691023	.0366795	-1.88	0.071	-.1444982	.0062936
_cons	2.196794	1.555619	1.41	0.170	-1.000828	5.394415

```

-----
Instruments for first differences equation
Standard
D. (Log_Ledighet Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd)
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
L(3/10).Log_Oppklaring_Andel collapsed
L(4/11).Log_KrimAnmeld_perTusen collapsed
Instruments for levels equation
Standard
_cons
Log_Ledighet Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd
-----

```

```

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -1.06 Pr > z = 0.287
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -1.07 Pr > z = 0.287
Arellano-Bond test for AR(3) in first differences: z = 0.80 Pr > z = 0.421

```

```

-----
Sargan test of overid. restrictions: chi2(9) = 6.10 Prob > chi2 = 0.730
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(9) = 6.43 Prob > chi2 = 0.696
(Robust, but can be weakened by many instruments.)
Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:
gmm(Log_Oppklaring_Andel, collapse eq(diff) lag(3 10))
Hansen test excluding group: chi2(1) = 1.43 Prob > chi2 = 0.231
Difference (null H = exogenous): chi2(8) = 5.00 Prob > chi2 = 0.758
gmm(Log_KrimAnmeld_perTusen, collapse eq(diff) lag(4 11))
Hansen test excluding group: chi2(1) = 2.88 Prob > chi2 = 0.090
Difference (null H = exogenous): chi2(8) = 3.56 Prob > chi2 = 0.895
iv(Log_Ledighet Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd)
Hansen test excluding group: chi2(5) = 1.72 Prob > chi2 = 0.887
Difference (null H = exogenous): chi2(4) = 4.72 Prob > chi2 = 0.318

```

Tabell 10 Spesifisering som I tabell 9 men uten variablene 2.3.1 spesifisert som regressorer for total antall lovbrudd

```

. xtabond2 Log_KrimAnmeld_perTusen L1.Log_KrimAnmeld_perTusen L2.Log_KrimAnmeld_perTusen
Log_Oppklaring_Andel L1.Log_Oppklaring_Andel
> L2.Log_Oppklaring_Andel dum2002 prior ,twestep robust small artest(3) iv(Log_Ledighet
Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd
> d, eq (both)) gmm(Log_Oppklaring_Andel, eq(diff) collaps lag(3 10)) gmm(
Log_KrimAnmeld_perTusen, eq(diff) collaps lag(4 11))
Favoring space over speed. To switch, type or click on mata: mata set matafavor speed, perm.
Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

```

```

-----
Group variable: State Number of obs = 297
Time variable : year Number of groups = 27
Number of instruments = 21 Obs per group: min = 11
F(7, 26) = 1101.97 avg = 11.00
Prob > F = 0.000 max = 11
-----

```

Log_KrimAn~n	Coef.	Corrected Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----						
Log_KrimAn~n						
L1.	1.257427	.2859411	4.40	0.000	.6696667	1.845188
L2.	-.3112479	.2784767	-1.12	0.274	-.883665	.2611693
-----						
Log_Oppkla~l						
--.	-.4001524	.0862704	-4.64	0.000	-.5774837	-.222821
L1.	.4173393	.0856284	4.87	0.000	.2413277	.593351
L2.	-.1345709	.0636119	-2.12	0.044	-.265327	-.0038147
-----						
dum2002	-.0193968	.0490247	-0.40	0.696	-.1201685	.0813749
prior	-.0048615	.0163565	-0.30	0.769	-.0384828	.0287597
_cons	.142191	.107735	1.32	0.198	-.0792615	.3636436

```

-----
Instruments for first differences equation
Standard
D.(Log_Ledighet Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd)
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
L(3/10).Log_Oppklaring_Andel collapsed
L(4/11).Log_KrimAnmeld_perTusen collapsed
Instruments for levels equation
Standard
_cons
Log_Ledighet Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd
-----

```

```

-----
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -1.89 Pr > z = 0.058
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = 1.02 Pr > z = 0.309
Arellano-Bond test for AR(3) in first differences: z = 0.39 Pr > z = 0.696
-----

```

```

-----
Sargan test of overid. restrictions: chi2(13) = 14.39 Prob > chi2 = 0.347
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(13) = 15.78 Prob > chi2 = 0.261
(Robust, but can be weakened by many instruments.)
Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

```

```

gmm(Log_Oppklaring_Andel, collapse eq(diff) lag(3 10))
Hansen test excluding group:   chi2(5)   =   9.64   Prob > chi2 = 0.086
Difference (null H = exogenous): chi2(8)   =   6.15   Prob > chi2 = 0.631
gmm(Log_KrimAnmeld_perTusen, collapse eq(diff) lag(4 11))
Hansen test excluding group:   chi2(5)   =   8.49   Prob > chi2 = 0.131
Difference (null H = exogenous): chi2(8)   =   7.30   Prob > chi2 = 0.505
iv(Log_Ledighet Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd)
Hansen test excluding group:   chi2(9)   =  10.70   Prob > chi2 = 0.297
Difference (null H = exogenous): chi2(4)   =   5.08   Prob > chi2 = 0.279

```

**Tabell 11 Estimering uten variablene i 2.3.1 og bare 1 tilbakedatering av lovbrudd anmeld per tusen spesifisert for total antall lovbrudd**

```

xtabond2 Log_KrimAnmeld_perTusen L1.Log_KrimAnmeld_perTusen L2. Log_Oppklaring_Andel
L1.Log_Oppklaring_Andel L2.Log_Oppklaring_Andel
> l dum2002 prior , twostep robust small artest(3) iv(Log_Ledighet Log_UngAndel Log_inntektGJ
Log_Befolktett_spredd, eq (both)) gmm(Log
> g_Oppklaring_Andel, eq(diff) collaps lag(3 10)) gmm( Log_KrimAnmeld_perTusen, eq(diff)
collaps lag(4 11))
Favoring space over speed. To switch, type or click on mata: mata set matafavor speed, perm.
Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
-----
Group variable: State                               Number of obs   =       297
Time variable : year                               Number of groups =        27
Number of instruments = 21                         Obs per group: min =        11
F(6, 26) = 801.25                                  avg =       11.00
Prob > F = 0.000                                    max =        11
-----
Log_KrimAn~n |           Corrected
              |           Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
Log_KrimAn~n |
  L1.         |   .9359919   .0378598    24.72  0.000     .85817   1.013814
Log_Oppkla~1 |
  --.         |  -.3736709   .0771685    -4.84  0.000    -5.322929  -.2150488
  L1.         |   .3329842   .0491542     6.77  0.000     .2319464   .4340221
  L2.         |  -.0780718   .047015    -1.66  0.109    -1.747127   .018569
              |
  dum2002     |  -.0202132   .0504617    -0.40  0.692    -1.239387   .0835122
  prior       |   .0057063   .0127338     0.45  0.658    -.0204684   .0318811
  _cons       |   .1811243   .1083422     1.67  0.107    -.0415763   .4038248
-----
Instruments for first differences equation
Standard
D.(Log_Ledighet Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd)
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
L(3/10).Log_Oppklaring_Andel collapsed
L(4/11).Log_KrimAnmeld_perTusen collapsed
Instruments for levels equation
Standard
_cons
Log_Ledighet Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd
-----
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -2.75 Pr > z = 0.006
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -0.10 Pr > z = 0.920
Arellano-Bond test for AR(3) in first differences: z = 0.74 Pr > z = 0.461
-----
Sargan test of overid. restrictions: chi2(14) = 17.86 Prob > chi2 = 0.213
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(14) = 17.41 Prob > chi2 = 0.235
(Robust, but can be weakened by many instruments.)
Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:
gmm(Log_Oppklaring_Andel, collapse eq(diff) lag(3 10))
Hansen test excluding group:   chi2(6)   =  10.94   Prob > chi2 = 0.090
Difference (null H = exogenous): chi2(8)   =   6.47   Prob > chi2 = 0.595
gmm(Log_KrimAnmeld_perTusen, collapse eq(diff) lag(4 11))
Hansen test excluding group:   chi2(6)   =  10.04   Prob > chi2 = 0.123
Difference (null H = exogenous): chi2(8)   =   7.37   Prob > chi2 = 0.497
iv(Log_Ledighet Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd)

```

Hansen test excluding group: chi2(10) = 10.76 Prob > chi2 = 0.376  
 Difference (null H = exogenous): chi2(4) = 6.65 Prob > chi2 = 0.156

Tabell 12 Estimering med variablene i 2.3.1 og bare 1 tilbakedatering av lovbrudd anmeld per tusen spesifisert for total antall lovbrudd

```
. xtabond2 Log_KrimAnmeld_perTusen L1.Log_KrimAnmeld_perTusen L2. Log_Oppklaring_Andel
L1.Log_Oppklaring_Andel L2.Log_Oppklaring_Ande
> l dum2002 prior Log_Befolktett_spredd Log_inntektGJ Log_UngAndel Log_Ledighet, twostep
robust small artest(3) iv(Log_Ledighet Log_U
> ngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd, eq (both)) gmm(Log_Oppklaring_Andel, eq(diff)
collaps lag(3 10)) gmm( Log_KrimAnmeld_per
> Tusen, eq(diff) collaps lag(4 11))
Favoring space over speed. To switch, type or click on mata: mata set matafavor speed, perm.
Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
```

```
-----
Group variable: State                               Number of obs   =       297
Time variable : year                               Number of groups =       27
Number of instruments = 21                         Obs per group: min =       11
F(10, 26) = 257.51                                avg =       11.00
Prob > F = 0.000                                  max =       11
-----
```

Log_KrimAn~n	Coef.	Corrected Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
L1.	1.225848	.1366376	8.97	0.000	.9449851	1.50671
Log_Oppkla~l						
--.	-.547241	.1113914	-4.91	0.000	-.7762093	-.3182726
L1.	.4986299	.0688701	7.24	0.000	.3570654	.6401944
L2.	-.0826362	.0451761	-1.83	0.079	-.1754971	.0102247
dum2002	-.0817927	.0523363	-1.56	0.130	-.1893715	.0257861
prior	-.071175	.0323156	-2.20	0.037	-.1376007	-.0047493
Log_Befolk~d	-.0269525	.0198811	-1.36	0.187	-.0678188	.0139138
Log_inntek~J	-.1880559	.075338	-2.50	0.019	-.3429154	-.0331964
Log_UngAndel	.2122268	.1731093	1.23	0.231	-.1436045	.5680581
Log_Ledighet	-.0467897	.0279258	-1.68	0.106	-.104192	.0106126
_cons	1.583513	.8885953	1.78	0.086	-.2430212	3.410046

```
-----
Instruments for first differences equation
Standard
D.(Log_Ledighet Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd)
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
L(3/10).Log_Oppklaring_Andel collapsed
L(4/11).Log_KrimAnmeld_perTusen collapsed
Instruments for levels equation
Standard
_cons
Log_Ledighet Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd
-----
```

```
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -2.80 Pr > z = 0.005
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -0.23 Pr > z = 0.822
Arellano-Bond test for AR(3) in first differences: z = 0.85 Pr > z = 0.394
-----
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(10) = 5.84 Prob > chi2 = 0.829
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
Hansen test of overid. restrictions: chi2(10) = 9.26 Prob > chi2 = 0.507
(Robust, but can be weakened by many instruments.)
Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:
gmm(Log_Oppklaring_Andel, collapse eq(diff) lag(3 10))
Hansen test excluding group: chi2(2) = 3.15 Prob > chi2 = 0.207
Difference (null H = exogenous): chi2(8) = 6.11 Prob > chi2 = 0.634
gmm(Log_KrimAnmeld_perTusen, collapse eq(diff) lag(4 11))
Hansen test excluding group: chi2(2) = 2.81 Prob > chi2 = 0.245
Difference (null H = exogenous): chi2(8) = 6.45 Prob > chi2 = 0.597
iv(Log_Ledighet Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd)
Hansen test excluding group: chi2(6) = 2.63 Prob > chi2 = 0.854
Difference (null H = exogenous): chi2(4) = 6.64 Prob > chi2 = 0.156
```

Tabell 13 Estimering med variablene i 2.3.1 og bare 1 tilbakedatering av lovbrudd anmeld per tusen og 3 tilbakedateringer for oppklaringsandelen spesifisert for totalt antall lovbrudd

```
. xtabond2 Log_KrimAnmeld_perTusen L1.Log_KrimAnmeld_perTusen L2. Log_Oppklaring_Andel
L1.Log_Oppklaring_Andel L2.Log_Oppklaring_Andel
> l L3.Log_Oppklaring_Andel dum2002 prior Log_Befolktett_spredd Log_inntektGJ Log_UngAndel
Log_Ledighet,twostep robust small artest(3
> ) iv(Log_Ledighet Log_UngAndel Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd, eq (both))
gmm(Log_Oppklaring_Andel, eq(diff) collapse lag(4 11))
> gmm( Log_KrimAnmeld_perTusen, eq(diff) collapse lag(4 11))
Favoring space over speed. To switch, type or click on mata: mata set matafavor speed, perm.
Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
```

```
-----
Group variable: State                               Number of obs   =       270
Time variable : year                               Number of groups =        27
Number of instruments = 21                          Obs per group: min =        10
F(11, 26)      =      113.54                          avg =       10.00
Prob > F       =        0.000                          max =        10
-----
```

	Coef.	Corrected Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Log_KrimAn~n						
L1.	1.080113	.1447278	7.46	0.000	.7826203	1.377605
Log_Oppkla~l						
--.	-.4974905	.1026066	-4.85	0.000	-.7084013	-.2865797
L1.	.5084868	.07881	6.45	0.000	.3464904	.6704831
L2.	-.0531865	.0858017	-0.62	0.541	-.2295545	.1231814
L3.	.11006	.0373078	2.95	0.007	.0333727	.1867473
dum2002	-.075064	.052219	-1.44	0.163	-.1824017	.0322737
prior	-.0217716	.0320148	-0.68	0.502	-.087579	.0440358
Log_Befolk~d	.0059099	.028395	0.21	0.837	-.0524569	.0642767
Log_inntek~J	-.17555	.0814687	-2.15	0.041	-.3430113	-.0080888
Log_UngAndel	-.004544	.2036786	-0.02	0.982	-.4232113	.4141232
Log_Ledighet	-.0066612	.0292855	-0.23	0.822	-.0668585	.053536
_cons	1.775204	.9860071	1.80	0.083	-.2515626	3.801971

Instruments for first differences equation

Standard

D.(Log\_Ledighet Log\_UngAndel Log\_inntektGJ Log\_Befolktett\_spredd)

GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)

L(4/11).Log\_Oppklaring\_Andel collapsed

L(4/11).Log\_KrimAnmeld\_perTusen collapsed

Instruments for levels equation

Standard

\_cons

Log\_Ledighet Log\_UngAndel Log\_inntektGJ Log\_Befolktett\_spredd

```
-----
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -2.87 Pr > z = 0.004
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -0.05 Pr > z = 0.963
Arellano-Bond test for AR(3) in first differences: z = 1.01 Pr > z = 0.314
-----
```

```
Sargan test of overid. restrictions: chi2(9) = 3.48 Prob > chi2 = 0.942
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
```

```
Hansen test of overid. restrictions: chi2(9) = 7.63 Prob > chi2 = 0.572
(Robust, but can be weakened by many instruments.)
```

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

gmm(Log\_Oppklaring\_Andel, collapse eq(diff) lag(4 11))

Hansen test excluding group: chi2(1) = 1.19 Prob > chi2 = 0.276

Difference (null H = exogenous): chi2(8) = 6.44 Prob > chi2 = 0.598

gmm(Log\_KrimAnmeld\_perTusen, collapse eq(diff) lag(4 11))

Hansen test excluding group: chi2(1) = 1.04 Prob > chi2 = 0.308

Difference (null H = exogenous): chi2(8) = 6.59 Prob > chi2 = 0.581

iv(Log\_Ledighet Log\_UngAndel Log\_inntektGJ Log\_Befolktett\_spredd)

Hansen test excluding group: chi2(5) = 1.32 Prob > chi2 = 0.933

Difference (null H = exogenous): chi2(4) = 6.31 Prob > chi2 = 0.177

**Tabell 14 Enhetsrot test økonomiskriminalitet**

```
. xtunitroot ht Log_okkrim,demean altt
Harris-Tzavalis unit-root test for Log_okkrim
-----
Ho: Panels contain unit roots          Number of panels =    27
Ha: Panels are stationary              Number of periods =   13
AR parameter: Common                   Asymptotics: N -> Infinity
Panel means: Included                  T Fixed
Time trend: Not included               Cross-sectional means removed
Small-sample adjustment to T applied

-----
                Statistic          z          p-value
-----
rho              0.3796          -8.6146          0.0000
-----
```

**Tabell 15 Enhetsrot test voldskriminalitet**

```
. xtunitroot ht Log_Totkrim_vold,demean altt
Harris-Tzavalis unit-root test for Log_Totkrim_vold
-----
Ho: Panels contain unit roots          Number of panels =    27
Ha: Panels are stationary              Number of periods =   13
AR parameter: Common                   Asymptotics: N -> Infinity
Panel means: Included                  T Fixed
Time trend: Not included               Cross-sectional means removed
Small-sample adjustment to T applied

-----
                Statistic          z          p-value
-----
rho              0.6093          -3.5358          0.0002
-----
```

**Tabell 16 Estimering med variablene i 2.3.1 og bare 1 tilbakedatering av voldskriminalitet anmeldt per tusen og 3 tilbakedateringer for oppklaringsandelen spesifisert for voldskriminalitet**

```
. xtabond2 Log_voldTusen L1.Log_voldTusen L2. Log_Oppklaring_Andel L1.Log_Oppklaring_Andel
L2.Log_Oppklaring_Andel L3.Log_Oppklaring_A
```



```

> ndel dum2002 prior Log_Befolktett_spredd Log_inntektGJ Log_UngAndel Log_Ledighet, robust
small artest(3) iv(Log_Ledighet Log_UngAndel
> el Log_inntektGJ Log_Befolktett_spredd, eq(both)) gmm(Log_Oppklaring_Andel, eq(diff)
collaps lag(4 11)) gmm( Log_voldTusen, eq(diff)
> ) collaps lag(4 11))

```

Favoring space over speed. To switch, type or click on mata: mata set matafavor speed, perm.  
Dynamic panel-data estimation, one-step system GMM

```

-----
Group variable: State                               Number of obs   =       270
Time variable : year                               Number of groups =       27
Number of instruments = 21                         Obs per group: min =       10
F(11, 26)      =      197.82                       avg           =      10.00
Prob > F       =       0.000                       max           =       10
-----

```

```

-----
|               |               |               |               |               |               |
Log_voldTu~n |               | Robust        |               |               |               |
|               |               | Coef.         | Std. Err.    | t             | P>|t|         | [95% Conf. Interval]
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----
Log_voldTu~n |               |               |               |               |               |
| L1.           | .7898322     | .1484469     | 5.32         | 0.000         | .4846952     | 1.094969
Log_Oppkla~l |               |               |               |               |               |
| --.          | -.2901429   | .1170679    | -2.48        | 0.020         | -.5307795   | -.0495063
| L1.          | .4228032    | .0952876    | 4.44         | 0.000         | .2269368    | .6186696
| L2.          | -.0562782   | .1200316    | -0.47        | 0.643         | -.3030068   | .1904503
| L3.          | .0958093    | .1161813    | 0.82         | 0.417         | -.1430047   | .3346233
|               |               |               |               |               |               |
| dum2002     | -.0195259   | .0382768    | -0.51        | 0.614         | -.098205    | .0591531
| prior       | .0768978    | .0564455    | 1.36         | 0.185         | -.0391276   | .1929232
Log_Befolk~d | .0284623    | .0246027    | 1.16         | 0.258         | -.0221093   | .0790339
Log_inntek~J | -.0546345   | .0737424    | -0.74        | 0.465         | -.2062142   | .0969452
Log_UngAndel | .0103816    | .168281     | 0.06         | 0.951         | -.335525    | .3562881
Log_Ledighet | .0767722    | .0670432    | 1.15         | 0.263         | -.061037    | .2145815
| _cons       | 1.452531    | .6715727    | 2.16         | 0.040         | .0720938    | 2.832969
-----

```

Instruments for first differences equation

Standard

D.(Log\_Ledighet Log\_UngAndel Log\_inntektGJ Log\_Befolktett\_spredd)

GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)

L(4/11).Log\_Oppklaring\_Andel collapsed

L(4/11).Log\_voldTusen collapsed

Instruments for levels equation

Standard

\_cons

Log\_Ledighet Log\_UngAndel Log\_inntektGJ Log\_Befolktett\_spredd

```

-----
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -3.84 Pr > z = 0.000
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = 1.63 Pr > z = 0.103
Arellano-Bond test for AR(3) in first differences: z = -0.96 Pr > z = 0.338
-----

```

Sargan test of overid. restrictions: chi2(9) = 41.57 Prob > chi2 = 0.000  
(Not robust, but not weakened by many instruments.)

Hansen test of overid. restrictions: chi2(9) = 9.84 Prob > chi2 = 0.363  
(Robust, but can be weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

gmm(Log\_Oppklaring\_Andel, collapse eq(diff) lag(4 11))

Hansen test excluding group: chi2(1) = 2.00 Prob > chi2 = 0.157

Difference (null H = exogenous): chi2(8) = 7.84 Prob > chi2 = 0.449

gmm(Log\_voldTusen, collapse eq(diff) lag(4 11))

Hansen test excluding group: chi2(1) = 0.02 Prob > chi2 = 0.899

Difference (null H = exogenous): chi2(8) = 9.83 Prob > chi2 = 0.277

iv(Log\_Ledighet Log\_UngAndel Log\_inntektGJ Log\_Befolktett\_spredd)

Hansen test excluding group: chi2(5) = 6.03 Prob > chi2 = 0.303

Difference (null H = exogenous): chi2(4) = 3.81 Prob > chi2 = 0.432

Tabell 17 R<sup>2</sup> tabell

Politidistrikt	R <sup>2</sup> Totalt antall Lovbrud	R <sup>2</sup> Økonomisk kriminalitet	R <sup>2</sup> Voldskriminalitet
1	.8540672	.0033203	.156475
2	.5697951	.0812142	.6343911
3	.6548538	.234648	.8035342

4	.3719718	.4709601	.2154546
5	.7390117	.2028178	8.60e-09
6	.5948652	.7106712	.0455398
7	.3686955	.0098333	.0137842
8	.2738961	.005785	.2087668
9	.8633925	.0863258	.371355
10	.5435545	.0295802	.3208362
11	.6945446	.4907653	.252704
12	.2386471	.2076218	.4904433
13	.5453917	.0098134	.421672
14	.8780114	.3254185	.2840931
15	.5084798	.0796507	.6368908
16	.6727668	.4230935	.5318986
17	.0943333	.0644643	.0637876
18	.0060882	.1815281	.106873
19	.1026787	.1878446	.2780095
20	.6639498	.1258142	.0038504
21	.335281	.0833299	.0561234
22	.3711895	.0642126	.4206909
23	.6590441	.0260468	.1464153
24	.62644	.0363021	.0033963
25	.8869817	.3791983	.0246877
26	.1721605	.0614399	.0055321
27	.3201346	.0014401	.0731313

# 5 Appendiks

$$(1A) z_{it} = \rho z_{it-1} + u_{it}$$

$$(2A) z_{it-1} = \rho z_{it-2} + u_{it-1}$$

Sette in (1A) inn i (2A) og fortsetter sånn til k tilbake dateringer gir:

$$(3A) z_{it} = \rho^k z_{it-k} + \sum_{A=0}^k \rho^A u_{it-A}$$

Da blir kovariansen mellom  $z_{it}$  og  $z_{it-k}$ :

$$cov(z_{it}, z_{it-k}) = cov(\rho^k z_{it-k} + \sum_{A=0}^k \rho^A u_{it-A}, z_{it-k}) = \rho^k \sigma_z^2$$

QUED

.....

J-differens estimatoren er gitt ved

$$b_j = \frac{M(y_{it} - y_{it-j}, x_{it} - x_{it-1})}{(x_{it} - x_{it-j}, x_{it} - x_{it-j})}$$

Hvor  $M(A,B)$  er den empiriske kovariansen mellom A og B. Gjennom Slutsky's teorem og konvergens av momentene finner vi følgende.

$$\begin{aligned} plim b_j - \beta &= \frac{cov(y_{it} - y_{it-j}, x_{it} - x_{it-1})}{cov(x_{it} - x_{it-j}, x_{it} - x_{it-j})} - \beta \\ &= \frac{cov(y_{it}, x_{it}) - cov(y_{it}, x_{it-j}) - cov(y_{it-j}, x_{it}) + cov(y_{it-j}, x_{it-j})}{cov(x_{it}, x_{it}) - 2cov(x_{it}, x_{it-j}) + cov(x_{it-j}, x_{it-j})} - \beta \\ &= \frac{2(\beta \sigma_z^2 (1 - \rho^j))}{2((1 - \rho^j) \sigma_z^2 + \sigma_v^2)} - \beta = \frac{-\beta \sigma_v^2}{(1 - \rho^j) \sigma_z^2 + \sigma_v^2} \end{aligned}$$

QUED

.....