

Masteroppgave for Master i Samfunnsøkonomisk Analyse

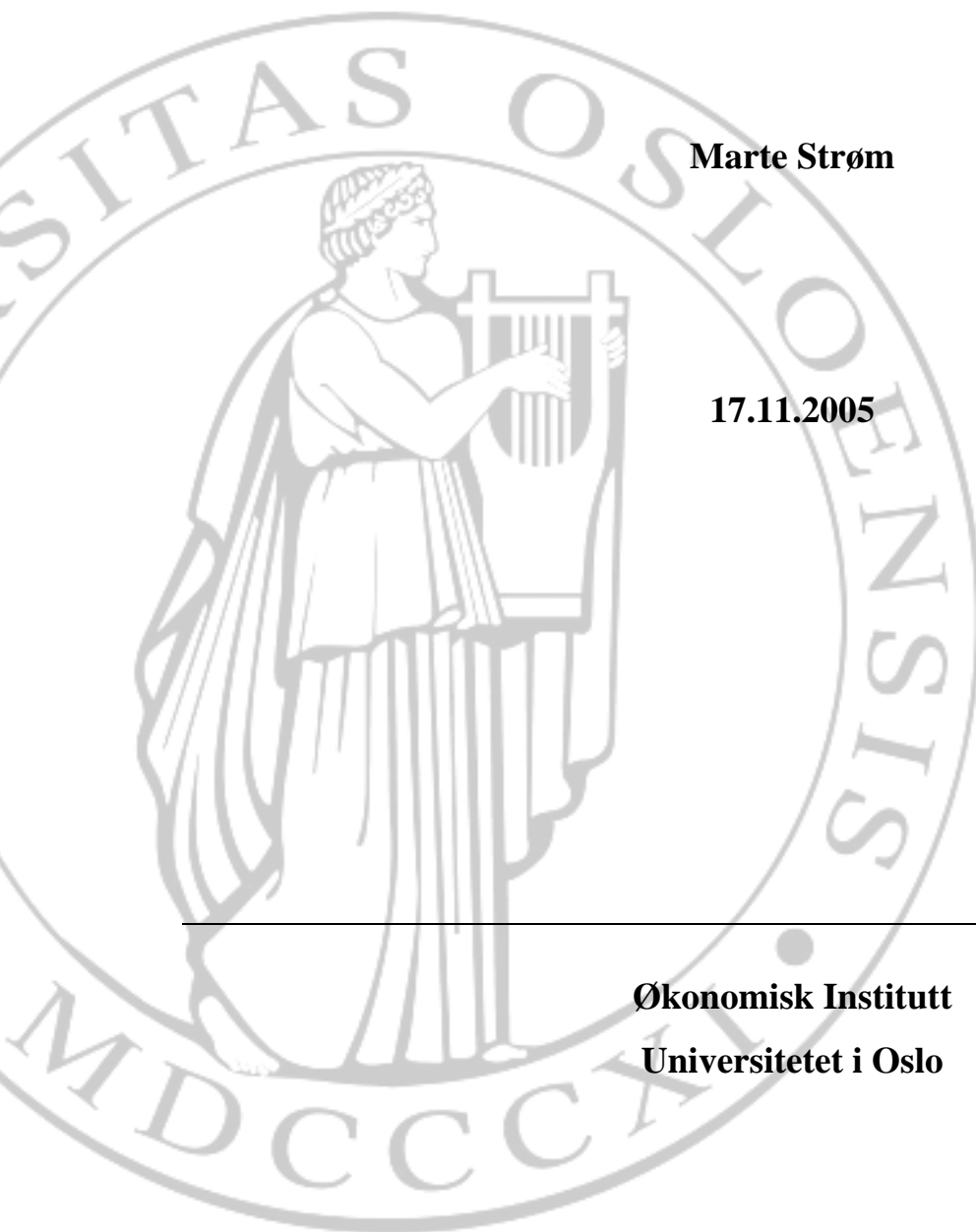
Inntekt og stemmegivning

en empirisk studie av Storbritannia

Marte Strøm

17.11.2005

**Økonomisk Institutt
Universitetet i Oslo**



Forord

Jeg vil rette en stor takk til Jo Thori Lind for veiledning og inspirasjon under arbeidet med denne oppgaven. Jeg vil også takke Oddbjørn Raaum og Frisch-senteret for datamaterialet, kontorplass, hyggelig arbeidsmiljø og innspill underveis.

Takk også til Tarjei og Bjørn.

Innhold

Forord	i
Innhold	ii
1. Innledning	1
2. Teori for økonomisk stemmegivning	5
2.1 Median-velgeren	5
3. Empirisk metode	10
3.1 Modell	10
3.2 Fast-effekt metoden	11
3.3 OLS og Tilfeldige effekter	13
3.4 Tester	15
4. Britisk politikk	16
5. Generell oversikt over dataene	20
6. Resultater	27
6.1 Conservatives	27
6.2 Labour og Liberal Party	31
6.3 Inntekt	32
6.4 Sosial klasse og familiebakgrunn i en tilfeldig effekt-modell	36
6.5 Effekten av inntekt på kort sikt i en fast-effekt modell	40
7. Robusthet	44
8. Konklusjon	47
Referanser	48
Appendiks	50

1. Innledning

Intuitivt vil man kanskje tenke at jo rikere en person er, jo sikrere er man på at vedkommende stemmer konservativt. Dette stemmer også med hva vi ser, det er ofte flere med høyere inntekt som stemmer konservativt. Men hvor mye skyldes egentlig egen inntekt? Det er klart at andre hensyn enn inntekt er viktige når man skal bruke stemmeretten for å stemme frem det samfunnet man ønsker å ha. Kunnskap om hvordan samfunnet fungerer og holdninger til omfordeling, er for eksempel individuelle trekk ved alle innbyggerne som ikke endres så raskt. Får man høyere inntekt vil dette bare være en endring i en del av livssituasjonen. Vil man endre sin politiske stemmegivning som følge av en inntektsendring på kort sikt?

I politisk økonomi er det forsket mye på økonomisk stemmegivning. En hovedtilnærming til økonomisk stemmegivning er at egen inntekt er viktig for politiske preferanser. Dette ser man f.eks i median-velger likevekt (Romer, 1975, Roberts 1977 og Meltzer og Richard, 1981), probabilistisk stemmegivning (f.eks Dixit og Londregan, 1996 og Lindbeck og Weibull 1987) og modeller med interessegrupper (Grossman og Helpman, 2001). En annen tilnærming er at den makroøkonomiske politikken har innvirkning på stemmegivning, såkalt sosiotropisk stemmegivning. Douglas Hibbs (2000) har f.eks funnet at hans "Bread and Peace" modell forklarer stemmegivning i USA svært godt i perioden 1952-1996. Valgutfallene kan forklares ut fra økonomisk vekst i perioden et parti er ved makten og antallet militært personell som ble drept i Korea og Vietnam under amerikansk intervensjon i 1952 og 1968.

Jeg vil se på spørsmålet om økonomisk stemmegivning fra et mikroøkonomisk perspektiv og bruker en standard modell i politisk økonomi, median-velger modellen, som utgangspunkt for å undersøke empirisk hvor stor innvirkning egen inntekt har på politisk ståsted. Modellen konsentrerer seg om individers nytte av å velge et partis omfordelingspolitikk fremfor et annet. Velgerne forutsettes å støtte partiet med den grad av omfordeling som gir størst inntekt etter skatter og overføringer. Et nyttemaksimerende individ med høy relativ inntekt vil ønske lave skatter og lav grad av omfordeling, og omvendt. En implikasjon av modellen er derfor at endringer i inntekt gir politiske utslag på

kort sikt. En velger vurderer ut fra egen inntekt på stemmetidspunktet hvilket parti som ligger nærmest deres preferanser.

I industriland har politikken utviklet seg i tråd med medianvelger-teorien med utvidelsen av stemmeretten på 1900-tallet. På slutten av 1800-tallet var det svært liten grad av omfordeling, og det var kun eiere av eiendom som hadde stemmerett. Medianvelgeren hadde altså høy inntekt i forhold til gjennomsnittet og ønsket i liten grad omfordeling. Utover 1900-tallet ble stemmeretten utvidet til eiendomsløse og med det falt den relative inntekten til medianvelgeren til under gjennomsnittsinntekten (inntektsfordelingen er høyreskjev i alle land). Samtidig steg sosiale utgifter til mellom 15 og 35 prosent mot slutten av 1900-tallet, i alle demokratiske land (Lindert 2004). Medianvelger-teorien kan altså ha viktige poenger for å forklare den historiske utviklingen, og politiske endringer på lang sikt.

For å se om inntektsendringer gir utslag i stemmegivning på kort sikt har jeg anvendt en lineær fast-effekt modell på et paneldatasett fra Storbritannia. Et kull med barn født i 1958 har blitt spurt om familiesituasjon, arbeidsliv, bolig, helse osv i seks omganger fra de ble født til de var 41 år gamle i 1999. De ble også spurt hva de stemte ved forrige valg. Jeg har brukt data fra 1981, 1991 og 1999 og sett på sannsynligheten for å stemme konservativt. Fast-effekt metoden kontrollerer for uobserverbare, faste effekter for hvert individ og gir effekten av en endring i inntekt på endring i stemmegivning. Jeg finner at effekten av en økning i inntekt på en prosent gir en økning i sannsynligheten for å stemme konservativt på 0,2 prosentpoeng, men koeffisienten er ikke statistisk signifikant. Standard modeller for økonomisk stemmegivning ser derfor ut til å ha begrenset egnethet som modeller for stemmegivning på kort sikt. Preferanser for omfordeling uttrykt gjennom stemmegivning kan i liten grad forklares ut fra individets inntekt.

Resultatene fra fast-effekt metoden gir en svært liten effekt av egen inntekt i forhold til effekten jeg finner ved å bruke en tilfeldig effekt-metode som ikke kontrollerer for at uobserverbare faste faktorer kan være korrelert med forklaringsvariablene. Med tilfeldig effekt-metoden finner jeg at en økning i inntekt på en prosent gir en økning i sannsynligheten for å stemme konservativt på 1 prosentpoeng, altså fem ganger så stor effekt som i fast-effekt modellen. Metoden lar de faste individuelle effektene endre seg over tid og effekten jeg finner med denne metoden vil derfor indikere effekten av inntekt på lang sikt.

Størrelsen på koeffisienten i tilfeldig effekt-modellen halveres når jeg kontrollerer for fars inntekt og sosiale klasse. Jeg finner altså at en stor del av de individuelle faste effektene som virker inn på stemmegivning er knyttet til familiens økonomi og sosiale posisjon under oppveksten. Jeg finner også at fars sosiale klasse er viktigere enn fars inntekt, og mer viktig

enn egen sosiale klasse. Dette er en indikasjon på at klassetilhørighet har mye å si for stemmegivning. Det er interessant å se at man assosierer seg sterkere med klassen man er oppvokst med gjennom fars yrke enn den klassen man selv tilhører gjennom eget yrke når det gjelder politisk ståsted.

Mine resultater stemmer godt overens med resultatene til Lind (2004). Han har brukt norske valgdagsundersøkelser og finner at effekten av inntekt er omtrent fem ganger så lav når man kontrollerer for uobserverbare effekter, og at effekten av inntekt ikke lenger er signifikant.

Ellers er det flere som har undersøkt om preferanser for omfordeling henger sammen med inntekt. F.eks. har Corneo og Grüner (2002) brukt spørreundersøkelser fra 12 vestlige land og funnet at hvis man vinner på et omfordelingsprogram, vil man i stor grad være for omfordeling. Ravallion og Lokshin (2000) har gjort det samme på russiske data, og finner en monoton nedgang i preferanser for omfordeling når den subjektivt oppfattede velferden stiger. Problemet med disse undersøkelsene er at hva folk svarer på et spørreskjema om preferanser kan være forskjellig fra hva man uttrykker gjennom stemmegivning ved valg.

Piketty (1995) utvider den grunnleggende modellen og viser at opplevelsen av sosial mobilitet kan ha mye å si for oppfattelsen av hvor høye kostnader det er forbundet med å ta inn skatter. Han tar for seg en modell der individer som har like preferanser for omfordeling, likevel har forskjellige preferanser for skatteprosent. I modellen er ikke kostnadene ved å ta inn skatter kjent, og hver enkelt har en egen oppfatning av hvor mye det koster (i form av lavere arbeidsinsentiver). Hvis man har opplevd å klatre til høyere sosiale klasser, vil man vektlegge egeninnsats og mene at kostnadene ved å inndra skatter er store og dermed stemme konservativt. Hvis man derimot har opplevd å ikke komme noe høyere, vil man i større grad oppfatte mulighetene for sosial klatring ved egeninnsats som små. Man vil derfor stemme for høyere skatter fordi lavere arbeidsinsentiver ikke oppfattes som kostbart.

En implikasjon av medianvelgermodellen er at land med store lønnsforskjeller skulle ha en høyere grad av omfordeling, fordi medianvelgeren vil være fattigere og ha mer å vinne på omfordeling. Empirisk viser det seg derimot at land med lave lønnsforskjeller har en større velferdsstat. Barth, Moene og Wallerstein (2003) forklarer dette med at deler av velferdsstaten er sosial forsikring mot f.eks arbeidsledighet. Forsikring er et normalt gode, og dermed vil en rikere middelklasse etterspørre mer forsikring som fører til at skattene blir høyere og man får mer omfordeling. Andre utvidelser av medianvelger-teorien er med forskjellig alderssammensetning eller regionale forskjeller. En aldrende befolkning vil ha

høyere pensjoner, og altså mer omfordeling, og det omfordeles også mellom regioner. Felles for alle modellene er allikevel vektleggingen av inntekt og egeninteresse hos velgeren.

Disse teoriene tar i liten grad innover seg at politisk ståsted påvirkes av mange flere faktorer enn inntekt. Hva man har lært under oppveksten av foreldre og gjennom egne erfaringer og holdninger man har opparbeidet seg gjennom mange år kan være bestemmende for politiske standpunkt. Familiebakgrunn og utdanning er korrelert med inntekt. Forskjellen i inntekt blant velgerne til de forskjellige partiene kan derfor like gjerne være en forskjell i sosial bakgrunn og oppfattelse av ens egen posisjon i et samfunn delt i sosiale lag.

Heath et al. (1991) har gjort en stor undersøkelse av britiske velgere i tidsrommet 1964-1987 og finner at klasse har mye å si for stemmegivning i Storbritannia. De argumenterer for at politisk endring i Storbritannia skyldes sosiale endringer i samfunnet og også endringer i partienes ideologi. De mener at til tross for at sosial klasse ser ut til å være mindre bestemmende i politiske valg, er det fremdeles en sterk faktor. Klasse er en sentral kilde til sosiale og politiske interesser og kan mobiliseres hvis partiene appellerer til disse interessene.

Jeg vil starte denne oppgaven med en gjennomgang av medianvelgerteorien, og beskriver så empiriske metoder jeg vil bruke i mine undersøkelser. Medianvelger-modellen er mitt utgangspunkt fordi den er en lukket modell der inntekt har avgjørende forklaringskraft på politisk stemmegivning. De empiriske metodene er forskjellige måter å undersøke en lineær sammenheng mellom politisk stemmegivning og inntekt som medianvelgerteorien forutsetter. Det følger så en kort gjennomgang av britisk politikk for å sette datamaterialet i en kontekst og så en generell oversikt over dataene. I kapittel 6 kommer resultatene fra de forskjellige regresjonene, før oppgaven avsluttes med noen tester av robustheten til de empiriske modellene jeg har brukt og en konklusjon.

2. Teori for økonomisk stemmegivning

Har inntekt mye å si for politisk stemmegivning? Jeg vil se på spørsmålet fra et mikroøkonomisk perspektiv og for å undersøke dette empirisk vil jeg bruke en grunnleggende modell for politiske valg i et demokrati, nemlig medianvelger-modellen, for å ha en lukket modell å gå ut ifra. Jeg vil undersøke om implikasjonene fra den teoretiske modellen stemmer med mine data, og tester dermed samtidig validiteten av modellen.

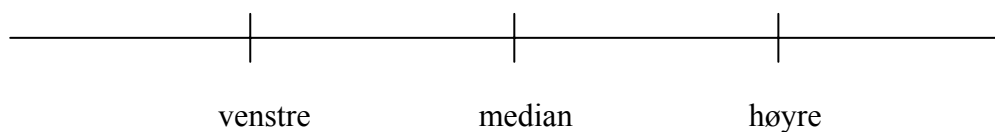
I politisk økonomi er det utviklet flere modeller som aggregerer preferansene til individene i økonomien på ulike måter. Preferansene er utgangspunktet for å finne hvilken politikk som føres i landet. Som eksempel kan nevnes median-velger likevekt, modell for probabilistisk stemmegivning og modeller for lobbyvirksomhet. Felles for alle modellene er velgernes vektlegging av egen inntekt i valget mellom politiske plattformer. Jeg vil se på median-velger modellen og drøfte empirisk om inntekt virkelig er så viktig ved politiske valg. I og med at de andre modellene også legger stor vekt på egen inntekt, vil det jeg finner kunne overføres til disse. Jeg vil imidlertid særlig fokusere på sammenhengen mellom politikk og omfordeling, og den mest brukte modellen på dette området er median-velger modellen. Denne modellen for skatter og omfordeling ble opprinnelig foreslått av Romer (1975) og Roberts (1977) og senere utvidet og popularisert av Melzer og Richard (1981).

2.1 Median-velgeren

Median-velger modellen tar utgangspunkt i Hotellings (ref) teorier om produktdifferensiering uten priskonkurransen. Hotelling viser at tilbyderne har mest å vinne på å ligge i midten av preferansefordelingen, og at tilbyderne dermed ikke vil differensiere sine produkter. Slik vinner de flest kunder til sine produkter. I tilfellet politiske partier vil de klumpe seg sammen i midten og ikke føre veldig forskjellig politikk. Dette er tilfellet der produktdifferensieringen er lineær, mellom to aktører, og kan illustreres med en figur:

Figur 1

Lineær politikkdifferensiering.



Hvis velgerne er uniformt fordelt langs linjen og det er like store kostnader for velgeren å gå til høyre som til venstre for sin foretrukne politikk, vil partiene bevege seg mot midten av linjen for å få så mange velgere som mulig. Hvis f.eks partiene først er i punktet ”venstre” og ”høyre”, vil venstresiden kunne bevege seg mot høyre og slik vinne velgere som får kortere avstand til venstrepartiet enn til høyrepartiet. Det samme gjelder for høyrepartiet. I likevekt vil partiene ligge i midten av fordelingen. Med flere politiske partier vil det være usikkert hvor partiene vil posisjonere seg for å få flest stemmer.

I den grunnleggende median-velger modellen får vi en likevektsløsning som over. De to politiske partiene er antatt å være opportunistiske, dvs at de bare er opptatt av å komme i regjering. De er derfor følsomme for hva velgerne mener, og tilpasser politikken etter hvordan de kan vinne valget. Partiene konkurrerer om velgere langs en dimensjon, der dimensjonen er grad av omfordeling og skattetrykk. En annen antagelse er at politikerne forplikter seg til et politisk program før valget som de skal gjennomføre i regjering. Velgerne har dermed informasjon om hva de stemmer på, og kan gjøre et rasjonelt valg. Innbyggerne er fordelt etter hvor stor inntekt de har, alt annet er likt og inntektsfordelingen er kontinuerlig. De har en velferdsfunksjon som de søker å maksimere der velferden er en funksjon av privat konsum og offentlige goder. Velgerne har entoppede preferanser, dvs at nytten synker monotont jo lenger unna den foretrukne politikken de befinner seg. Alle mottar like mye offentlige goder, men skatter en bestemt andel av inntekten og velgerens relative inntekt er derfor bestemmende for hvor stor stat han vil ha. En velger med høy relativ inntekt vil måtte betale mer i skatt, men får ikke mer igjen av offentlige goder. Denne velgeren vil derfor foretrekke lavere skatter og en mindre stat. Median-velgeren er definert som velgeren med medianinntekt.

Da politikerne vil vinne valget, må de føre en politikk som gir flest mulig stemmer. Med to politiske partier vil det ene partiet appellere til den lavere delen av inntektsfordelingen med høyere skatter og mer omfordeling, mens det andre partiet appellerer til den høyere delen av inntektsfordelingen. Partiet med høyest skattesats vil

kunne senke skattesats og vinne velgere fra det andre partiet uten å miste egne velgere så lenge de har høyere skatt og omfordeling enn det andre partiet. I tråd med Hotelling vil partiene derfor bevege seg mot midten av fordelingen, og den som tar velgeren som ligger i midten, vil da vinne hele valget. Denne velgeren er medianvelgeren. Hvis medianvelgeren foretrekker en politisk plattform over en annen, er partiet garantert minst halvparten av stemmene. Denne politiske plattformen er da en Condorcet vinner, dvs en politikk som alltid vil vinne flertall i et valg mellom to partier.

Det at partiet som vinner valget følger politikken foretrukket av medianvelgeren, impliserer at størrelsen på staten (graden av omfordeling) og skattesatsen blir satt slik medianvelgeren foretrekker den. Jeg følger modelloppsettet i Torsten Persson og Guido Tabellini (2000), kap 6. Preferansene til individet er gitt ved:

$$w^i = c^i + V(x^i)$$

der c er privat konsum og x er fritid. $V(\cdot)$ er en konkav nyttefunksjon. Den private budsjettbetingelsen er:

$$c^i \leq (1 - \tau)l^i + f$$

der τ er skattesatsen, l^i er individets arbeidstilbud og f er en lump-sum overføring. For å modellere inntektsforskjeller, forutsettes det at individene har forskjellig produktivitet e^i , dvs at de har forskjellig mengde "effektiv tid" til rådighet, og altså et "tidsbudsjett":

$$1 + e^i \geq x^i + l^i$$

Høyere produktivitet gir mer tid å fordele mellom arbeid og fritid når velferden skal optimeres. Høyere produktivitet gir høyere lønn, man blir betalt etter hvor mye man produserer. e^i er forutsatt å være fordelt etter en kjent fordeling $F(\cdot)$ med gjennomsnitt e og median $e^m < e$. Det er altså flere innbyggere med lavere inntekt enn gjennomsnittet enn innbyggere med høyere inntekt enn gjennomsnittet. Dette ser man i de fleste land i verden i dag.

Optimalt arbeidstilbud for hvert individ er da

$$l^i = L(\tau) + (e^i - e)$$

der $L(\tau) \equiv 1 + e - V_x^{-1}(1 - \tau)$ er synkende i τ pga at nyttefunksjonen er konkav. En høyere skatteprosent endrer arbeidstilbudet og personen vil jobbe mindre (konsumgoder er blitt relativt dyrere, og personen vil velge mer fritid). Myndighetenes budsjettbetingelse er:

$$f \leq l \equiv L(\tau)$$

(Uten fotskrift er variabelen lik gjennomsnittet). Den indirekte velferdsfunksjonen er nå:

$$W^i(\tau) \equiv c^i + V(x^i) \equiv (1 - \tau)(L(\tau) + (e^i - e)) + L(\tau) + V(1 - L(\tau) + e)$$

Ved å differensiere og sette $\frac{dl^i}{d\tau}$ lik 0 ved bruk av omhyllingsteoremet får vi:

$$W^i(\tau) = -(e^i - e) + L(\tau) = 0$$

Det første leddet er positivt hvis man har lavere inntekt enn gjennomsnittet, og negativt hvis man har høyere. Det andre leddet er den marginale kostnaden av et lavere skattegrunnlag ved høyere skatter (arbeidstilbudet går ned). Denne ligningen definerer implisitt skatteraten velgeren foretrekker:

$$\tau^i = \frac{e^i - e}{L(\tau^i)}$$

Skattene blir satt i forhold til hvor høy inntekt medianvelgeren har i forhold til gjennomsnittet og hvor høye kostnader det er ved å dra inn skattene.

Medianvelgeren er som regel en middelklassevelger. Middelklassens inntekter i forhold til de fattige og de rike vil derfor ifølge teorien være bestemmende for hvor mye omfordeling det er i landet. Hvis de fattige har mye lavere inntekter enn middelklassen (mer ekstrem fattigdom), vil middelklassen foretrekke en lavere skatteprosent, fordi de får mindre ut av omfordelingen selv. Hvis inntektene er konsentrert hos de rike, vil middelklassen ha en høyere grad av omfordeling fordi de tjener på dette. I det politiske landskapet er de

konservative partiene for lavere skatt og mindre omfordeling, mens de venstrevridde partiene ønsker høyere skatt og mer omfordeling. Jeg vil komme mer inn på dette i kapitlet om engelsk politikk. Det viser seg også at de konservative partiene har flere velgere med høy inntekt og at de venstrevridde har lavere inntekt. Teorien tilsier altså at hvis den relative inntekten f.eks blir høyere hos middelklassevelgerne, skal dette ha politiske konsekvenser gjennom at de konservative partiene får flere stemmer, men også gjennom at de venstrevridde partiene beveger seg mot høyre.

3. Empirisk metode

En implikasjon av teoriene om inntekt som bestemmende i politiske valg, er at personer som har en endring i sine inntekter også vil endre sine politiske valg hvis partiene fortsatt står for det samme som før. Høyere inntekt skulle da gi høyere tilbøyelighet til å stemme konservativt, lavere inntekt høyere tilbøyelighet til å stemme venstrevridd. Datasettet jeg bruker er et paneldatasett fra Storbritannia og metodene jeg bruker for å teste denne hypotesen er fast-effekter og tilfeldige-effekter i en lineær sannsynlighetsmodell. I beskrivelsen av disse metodene har jeg fulgt Wooldridge (2002, kap 10).

3.1 Modell

Modellen jeg vil jobbe videre med er en lineær modell som ser slik ut:

$$E(y_{it} | x_{1it}, z_{it}) = \beta_0 + \beta_1 x_{1it} + \gamma z_{it} + c_i$$

der x_1 er inntekt og z er en vektor av de andre observerbare variablene. c er effekten av de uobserverbare variable som påvirker hvilket parti man stemmer på. De observerbare variablene i mitt datasett er kjønn, inntekt, partners inntekt, om man har barn, om man er kristen, om man er medlem av fagforening, om man er gift, eier egen bolig, mottar sosial støtte fra staten, om man er arbeidsledig, hjemmeværende eller under utdanning, utdanningsnivå og sosial klasse. Jeg har også data på fars inntekt og sosiale klasse da personen var 16 år. Alle disse variablene vil være relevante ved politisk stemmegivning. Det er også mange uobserverbare variable som vil være viktige. Alt man har lært og opplevd gjennom livet vil forme individet og også forme et politisk ståsted. Oppvekst har mye å si for hvilke holdninger man har som voksen, og mitt datasett er selvfølgelig ikke uttømmende i å forklare hva som kjennetegner velgere som stemmer Conservative, Labour eller Liberal Democrats.

Jeg er interessert i den partielle effekten av inntekt på politiske valg, dvs β_1 . Den økonometriske spesifikasjonen av modellen er:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{1it} + \gamma z_{it} + c_i + u_{it}$$

OLS er den mest vanlige metoden i estimeringen av slike lineære likninger. For å bruke OLS, må imidlertid forklaringsvariablene være eksogene, dvs $E(u_{it} | x_{it}) = 0$. Ved å overse de uobserverbare variablene i estimeringen, vil de havne i restleddet som utelatte variable. Det nye restleddet er da $c+u=v$. Dette er ikke noe problem så lenge forklaringsvariablene fremdeles er eksogene. Hvis derimot de observerbare og de uobserverbare variablene er korrelert har vi et utelatt variabel problem og dette vil gi forventningsskjevne estimater av parameterne.

$$\hat{\beta}_{OLS} = \beta + \frac{\text{cov}(v, x)}{\text{var}(x)} \quad \text{der } \beta \text{ er vektoren } \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \gamma \end{pmatrix} \text{ og } x \text{ er vektoren } \begin{pmatrix} x_1 \\ z \end{pmatrix}$$

Hvis c er korrelert med x , vil det siste leddet være forskjellig fra 0, og β kan ikke lenger identifiseres.

Familiebakgrunn har vist seg å ha mye å si for bla egen utdanning, sosiale klasse og lønn. I de fleste land er det slik at man har høyere sannsynlighet for å havne i høyere inntektsgrupper hvis du har foreldre med høy inntekt, det er flere som tar høyere utdanning hvis de har foreldre med høy utdanning osv. Uobserverbare variable som evner, holdninger og kunnskap tillært i tidlige år vil derfor høyst sannsynlig være korrelert med utdanning, inntekt og andre av de observerbare variablene vi har. Alt som har formet et individ er korrelert med hva man gjør senere i livet. Ligningen jeg vil estimere er derfor

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{1it} + \gamma$$

$$\text{der } E(u_{it} | x_{it}, z_{it}, c_i) = 0, \quad t = 1, 2, 3$$

dvs at forklaringsvariablene x er eksogene gitt c .

3.2 Fast-effekt metoden

Med et paneldatasett, er en måte å løse problemet med uobserverbare effekter å bruke en fast-effekt metode. En fast-effekt modell ser på endringer i variable. Den individspesifikke, uobserverbare effekten av c er fast og forsvinner da fra regresjonen. Regresjonen blir en lineær regresjon i forskjellene i de observerbare variablene fra et år til et annet. Dette er det

samme som å bruke en dummy for hvert individ i hovedregresjonen (se f.eks Maddala, 1987).

Fast-effekt transformasjonen oppnås gjennom først å ta gjennomsnittet av regresjonsligningen over $t=1, 2, 3$ som gir

$$\bar{y}_i = \bar{x}_i + c_i + \bar{u}_i$$

der $\bar{y}_i = \frac{1}{3} \sum_{t=1}^3 y_{it}$ og tilsvarende for x og u . x er her vektoren $\begin{pmatrix} x_1 \\ z \end{pmatrix}$

Denne likningen trekkes så fra regresjonsligningen for hver t og gir fast-effekt transformasjonen:

$$y_{it} - \bar{y}_i = (x_{it} - \bar{x}_i) + u_{it} - \bar{u}_i \quad \text{eller} \quad \ddot{y}_{it} = \ddot{x}_{it} + \ddot{u}_{it}, \quad t = 1, 2, 3$$

c er altså borte fra regresjonen. Estimatoren kan dermed uttrykkes slik:

$$\hat{\beta}_{FE} = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^3 \ddot{x}_{it}' \ddot{x}_{it} \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^3 \ddot{x}_{it}' \ddot{y}_{it} \right) \quad \beta \text{ er her vektoren } \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \gamma \end{pmatrix}$$

Fordelen med denne metoden er at uobserverbare variable kan være korrelert med en eller fler av de observerbare variablene man er interessert i. $E(c_i | x_i)$ kan være en funksjon av x_i . Ved å bruke en fast-effekt modell vil jeg kunne undersøke om den observerbare inntekten har noe å si for hvilket parti man stemmer på, eller om mye av forklaringen kan ligge i de uobserverbare individspesifikke variablene som ligger fast mellom periodene. Bakgrunn og kunnskap om samfunnets mekanismer er f.eks uobserverbare trekk ved hvert individ som er tilnærmet konstante over tid og som vil være forskjellig for hvert individ. I og med at de også sannsynligvis er korrelert med f.eks inntekt, er fast-effekt metoden en svært egnet metode for å finne konsistente estimater på effekten av de observerbare variablene i regresjonen på kort sikt.

Observerbare variable som ikke endrer seg vil man ikke kunne skille fra de uobserverbare i c . Dette gjør imidlertid ingenting for mitt formål, for jeg skal nettopp se på om endringer i inntekt gir endringer i stemmegivning. Modellen forutsetter at de uobserverbare effektene c har samme effekt på gjennomsnittet i hver periode. Personens individuelle særtrekk vil derfor være like viktig hver gang man stemmer, og dette må kunne sies å være oppfylt, selv om effekten av oppvekst f.eks kan bli mindre jo eldre man blir.

I regresjoner der modellen er en sannsynlighetsmodell vil det i mange tilfeller være foretrukket å bruke ikke-lineære modeller i estimeringen. En lineær sannsynlighetsmodell har problematiske sider som at koeffisientene kan ligge utenfor sannsynlighetsintervallet

$[-1,1]$ og at det er samme sannsynlighet uansett verdi på forklaringsvariablene. Det viser seg allikevel at en lineær sannsynlighetsmodell er en god tilnærming ved ”vanlige verdier”, dvs verdier nær gjennomsnittet av hver x . Det er en dårlig tilnærming på ekstreme verdier av forklaringsvariablene, men dette er heller ikke målet med mine undersøkelser. Jeg vil se på gruppen av individer som stemmer de forskjellige politiske partiene Conservative, Labour eller Liberal Democrats. Jeg vil ikke se på individer med ekstreme verdier på forklaringsvariablene spesielt, men gruppen generelt, og dermed er en lineær sannsynlighetsmodell en god tilnærming. Når jeg skal bruke en fast-effekt modell med tre perioder er dette også vanskelig å få til i stata hvis jeg har en ikke-lineær sannsynlighetsmodell. Probit-regresjon er den mest vanlige metoden for å estimere ikke-lineære sannsynlighetsmodeller. En fast-effekt Probit modell gir inkonsistente estimater (Maddala, 1987). Dette er fordi alle fast-effekt metoder har et ”incidental parameter”-problem (Neyman og Scott, 1948). Alle de n forskjellige faste effektene må estimeres. For hvert nytt individ, må man estimere en ny uobserverbar variabel. Disse estimatene er inkonsistente for små t , og gir derfor også inkonsistente estimater for β . En lineær modell er et spesialtilfelle der vi allikevel får konsistente resultater og vil derfor være å foretrekke.

3.3 OLS og Tilfeldige effekter

Jeg har data fra tre perioder, 1981, 1991 og 1999. Alle er født i 1958, og er altså 23, 33 og 41 år i de tre periodene. Dataene vil jeg beskrive nærmere i et eget kapittel. Familiebakgrunn er sannsynligvis mest viktig når de er 23 og mange enda ikke har etablert seg ordentlig i arbeidsmarkedet og med familie. Jeg vil bruke vanlig minste kvadraters metode på hvert år for seg for å se forskjeller mellom år og partier, og også for å få med familiebakgrunn.

Far har oppgitt inntekt og sosial klasse (definert ut fra yrke), og jeg vil se om dette kan vise seg å være viktig for hvilket parti man stemmer på. Siden dette er variable som ikke endrer seg over tid, kan jeg ikke analysere dem i en fast-effekt modell. Jeg vil derfor bruke en tilfeldig effekt-modell for å se hvordan inntektskoeffisienten endrer seg når jeg kontrollerer for dette. Ved å ta med variable som ikke kan taes med i fast-effekt modellen, kan jeg se om disse fyller inn noe av forskjellen på estimater fra en tilfeldig effekt-modell og en fast-effekt modell med de samme forklaringsvariablene. Hvis fars inntekt og sosiale

klasse endrer mye på inntektskoeffisienten i en tilfeldig effekt-regresjon, vil jeg kunne identifisere noen av de faste effektene som er korrelert med inntekt. Dette vil være en indikasjon på at oppvekst er formende på politisk stemmegivning som det er formende på senere inntektsmuligheter, og vil kanskje være viktigere enn inntekt på stemmetidspunktet.

Tilfeldig effekt-modellen er en GLS-metode på paneldata. GLS-metoden er en metode for å estimere modeller der forutsetningen om at restleddene er ukorrelert og har konstant varians gitt de uavhengige variablene ikke lenger gjelder. Alle observasjonene blir vektet etter størrelsen på det individuelle standardavviket for å oppnå samme varians for alle observasjoner slik at man kan bruke OLS på disse nye, transformerte ligningene. Tilfeldig effekt-metoden forutsetter at den individuelle heterogeniteten mellom individer ikke er korrelert med inkluderte variable i regresjonen, altså at de observerbare effektene x_i er uavhengige av de uobserverbare effektene c_i . De uobserverbare effektene finnes i restleddet:

$v_{it} = c_i + u_{it}$. Modellen blir da:

$$y_i = x_i\beta + v_i \quad , \text{der } \beta \text{ er vektoren } \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \gamma \end{pmatrix} \text{ og } x \text{ er vektoren } \begin{pmatrix} x_1 \\ z \end{pmatrix}$$

Forutsetninger om restleddene gir den spesielle tilfeldig effekt formen på variansmatrisen; $E(u_{it}^2) = \sigma_u^2$ og $E(u_{it}u_{is}) = 0$, dvs at delen av restleddet som ikke er knyttet til uobserverbare effekter er konstant og ikke korrelert mellom perioder. Den individspesifikke delen av restleddet, altså de uobserverbare effektene, kan være korrelert mellom perioder.

Variansmatrisen for en person er derfor:

$$\Omega_i \equiv E(v_i v_i') = \begin{pmatrix} \sigma_c^2 + \sigma_u^2 & \sigma_c^2 & \dots & \sigma_c^2 \\ \sigma_c^2 & \sigma_c^2 + \sigma_u^2 & \dots & \sigma_c^2 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_c^2 & \dots & \dots & \sigma_c^2 + \sigma_u^2 \end{pmatrix}$$

Variansmatrisen for hele regresjonen er:

$$\Omega = \begin{pmatrix} \Omega_1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Omega_2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \Omega_n \end{pmatrix}$$

Disse matrisene må estimeres, og tilfeldig effekt-estimatoren er dermed en såkalt FGLS (feasible least squares) estimator som ser slik ut:

$$\hat{\beta}_{RE} = \left(\sum_{i=1}^N x_i' \hat{\Omega}^{-1} x_i \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N x_i' \hat{\Omega}^{-1} y_i \right)$$

3.4 Tester

Jeg bruker forskjellige tester for å se om estimatene mine er signifikant forskjellig fra 0. For å se om en variabel er signifikant bruker jeg standard z-test, og for å teste om flere variable er signifikante samtidig, bruker jeg en F-test. F-testen sammenligner en regresjon uten restriksjoner (alle koeffisientene kan ta en hvilken som helst verdi) med en regresjon med restriksjonen at null hypotesen er sann, dvs at de aktuelle koeffisientene er lik 0. Hvis forskjellen mellom disse regresjonene er tilstrekkelig stor, vil det si at null hypotesen ikke er sann. For eksempel vil jeg teste om sosial klasse er signifikant i regresjonen, ikke bare en spesiell sosial klasse.

Både i OLS og tilfeldig effekt-regresjonene estimerer jeg heteroskedasitets-korrigerte restledd (White, 1980). De estimerte residualene blir brukt for å estimere den asymptotiske variansen til β . Dette gir mer presise estimater av konfidensintervaller, og test-observatorene er derfor robuste for heteroskedastisitet.

For å teste om det er nødvendig å bruke en fast-effekt modell, dvs om forklaringsvariablene er korrelert med uobserverbare effekter, bruker jeg en Hausmann-test (Hausmann 1978). Denne testen sammenligner en tilfeldig effekt-regresjon med en fast-effekt regresjon. En tilfeldig effekt regresjon er konsistent hvis hypotesen at forklaringsvariablene ikke er korrelert med restleddet er sann. En fast-effekt regresjon er konsistent uansett om denne hypotesen er sann eller ikke. Hvis disse er tilstrekkelig forskjellige, konkluderer testen med at det er et endogenitetsproblem, og at vi dermed må bruke fast-effekt metoden for å få konsistente estimater.

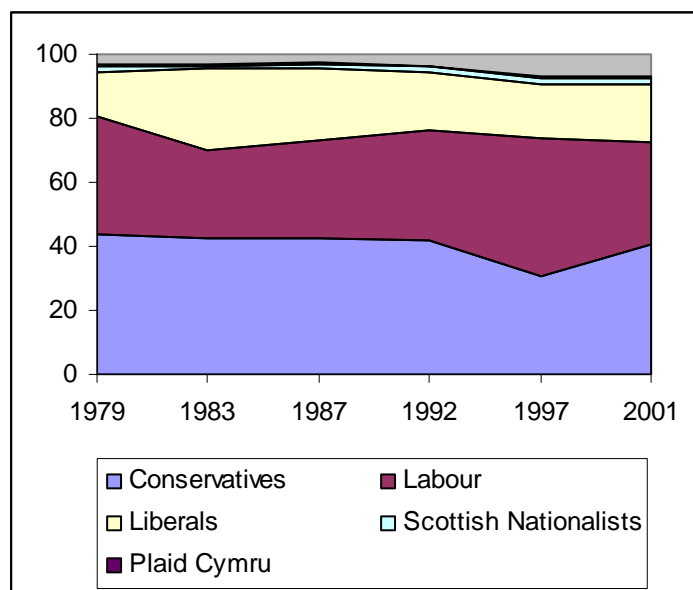
4. Britisk politikk

Det politiske systemet i Storbritannia er kalt Westminster-modellen eller majoritetsmodellen. (Lijphart, 1999). Kjentegn er at regjeringen er utgått fra ett parti, men partiet kan ha mindretall i parlamentet. Det er ingen formelle, konstitusjonelle begrensninger på regjeringens makt. Statsmakten er enhetlig og sentralisert. Det er få store partier, i realiteten et topartisystem med Labour og Conservatives som reelle alternativer. Valgordningen er et "first-past-the-post" system der hver velger har en stemme, en valgkrets sender kun en representant til underhuset, og kandidaten med flest stemmer vinner valget, uansett om han har mer eller mindre enn 50% av stemmene i valgkretsen. Det partiet som vinner valget har derfor stor makt over hvilken politikk som føres. Partiet har makten uten å måtte samarbeide med andre partier i særlig grad, og dette gjør at velgerne kan være rimelig sikre på at politikken partiene har i programmet sitt vil gjennomføres i regjering. Ifølge Lijphart skiller partiene seg fra hverandre kun i en dimensjon, nemlig den sosioøkonomiske, i det britiske topartisystem. Dette systemet egner seg derfor godt til å undersøke om velgerne i dette systemet velger etter egen lommebok. Kildene til dette kapitlet er Dearlove and Saunders (2000), "Introduction to British Politics", Heidar og Berntzen (1993), "Vesteuropeisk politikk" og Abercrombie and Warde (2000), "Contemporary British Society".

De to største partiene er som sagt Labour og Conservatives. Liberal Democrats får også mange stemmer, men har ikke oppnådd mange plasser i parlamentet før de senere år da de har klart å "konsentrere" velgerne sine i noen få valgkretser. Andre partier er små partier som Plaid Cymru, Scottish Nationalist, Green Party m.fl. Disse har imidlertid fått veldig få plasser i underhuset og det er også i mitt datasett få som stemmer på disse partiene. Jeg vil derfor i min analyse konsentrere meg om de tre største partiene, og Labour og Conservatives spesielt i og med at de har vært i regjering i hele etterkrigstiden.

Figur 2

Stemmegivning 1979-2001 i Storbritannia.



Kilde: Cook, C. Og J. Stevenson

Labour ble opprettet i 1900 av fagforeninger og sosial-demokratiske og sosialistiske organisasjoner. De kom i regjering i 1945 og bygget en velferdsstat med viktige sosiale goder som forsikring ved arbeidsledighet, sykdom, pensjon og fødsel (National Insurance Act), samtidig som de opprettholdt behovsprøvet støtte til de som var under fattigdomsgrensen. De bygget boliger, endret utdanningssystemet og introduserte the National Health Service med gratis og universal medisinsk behandling ved sykdom. De nasjonaliserte kull- og stålindustrien og andre nøkkelindustrier, men var et moderat sosialdemokratiske parti etter vesteuropeisk målestokk. Da partiet i 1979 tapte makten til Margaret Thatchers første regjering ble partiet preget av intern konflikt. Partiet gikk i mer sosialistisk retning med mer makt til fagbevegelsen, og gjorde seg upopulære blant velgerne sine. Partiet måtte bygge opp tilliten igjen, og med Neil Kinnock som partileder i perioden 1983-92, så de ut til å lykkes i 1992, men tapte allikevel valget. Labour fortsatte reformeringen av partiet frem til valget i 1997, som de vant med stort flertall. Moderniseringen av partiet involverte mindre toleranse for intern uenighet, bevegelse bort fra sosialismen med fjerning av "sosialismeparagrafen", clause 4, i partiprogrammet og distansering fra fagbevegelsen. Tony Blair var en populær ung leder med mye autoritet som gjorde at partiet fikk kredibilitet. Labour har beveget seg mot sentrum av politikken og fulgt opp mye av Thatchers liberalistiske politikk. Partiet er ikke lenger et parti som vil ha høye skatter og høyt offentlig forbruk, men de vil ha en større velferdsstat enn de konservative. De

har tradisjonelt hentet velgere fra arbeiderklassen og de store byene. De har også regionale baser i Nord-England, Skottland og Wales.

Det konservative partiet har sin basis i parlamentsgruppen, der de vokste ut av tory-tradisjonen som kjempet mot whigene på begynnelsen av 1800-tallet. Det konservative partiet er et sentrum-høyre-parti og har tradisjonelt stått for et pragmatisk forsvar av det bestående. Dette endret seg da Margaret Thatcher ble partileder. De konservative kom i regjering i 1979 med Thatcher ved makten og hun styrte partiet i liberalistisk retning. Makten til staten skulle svekkes der det var mulig og erstattes med frie markeder. Fagforeningenes innflytelse ble svekket, skattene ble satt ned, staten bygde ikke lenger boliger. Men helsevesenet og skolesystemet ble ikke reformert så mye som de ønsket, og de offentlige utgiftene ble ikke mindre. Skattetrykket gikk heller ikke ned samlet sett selv om direkte skatter ble senket. Forskjellene økte mellom rike og fattige, men de konservative hadde fremdeles størst tillit når det gjaldt økonomisk styring. Denne tilliten fikk en kraftig knekk i 1992 da Storbritannia gikk bort fra det europeiske valutakurs regimet og pundet var i seriøs krise.

Før første verdenskrig var Liberal Party det andre store partiet i britisk politikk sammen med Conservative Party, men Labour tok over i mellomkrigsårene. Valgsystemet i Storbritannia gjør at det liberale partiet ikke har fått mange plasser i Underhuset etter 1945. I 1983 fikk de så mye som 25% av stemmene men bare 4% av parlamentsrepresentantene. The Liberal Party ble stiftet i 1859 og er et sosialliberalt parti. I 1983 og 1987 samarbeidet de i en valgallianse med Liberal Democrats, en utbrytergruppe fra Labour, før de i 1988 ble slått sammen til Social and Liberal Democrats, senere Liberal Democrats. Deres beste valg var i 1997 da de fikk 7% av parlamentsplassene. De fikk 17% av stemmene, færre enn i 1983, men allikevel mer innflytelse i Underhuset. Partiet ligger i sentrum mellom Labour og Conservatives, men mange av stemmene ved valget i 1997 var strategiske stemmer fra velgere som var skuffet over Conservatives og ville de skulle få så få representanter som mulig.

Valget i 1997 var et vendepunkt i britisk politikk, for Labour fikk et overveldende flertall i underhuset etter nesten 20 år med de konservative ved makten. De konservative hadde gått i liberalistisk retning, og New Labour hadde fulgt etter. Et annet viktig aspekt ved valget i 1997 var at de konservative hadde mistet mye av tilliten når det gjaldt makroøkonomisk styring etter valutakrisen i 1992 samtidig som Labour hadde samlet rekkene og stod frem som et svært styringsdyktig alternativ. Hvis velgerne har tillit til at et parti vil styre økonomien under ett på en god måte, vil de også være mer optimistiske når det

gjelder egen personlige økonomi, og dette vil tas med i betraktningen når velgeren maksimerer sin velferd. Økonomien i Storbritannia gikk bra før valget i 1997, med økonomisk vekst, fallende arbeidsledighet, lave renter og lav inflasjon. Allikevel hadde de altså mistet tillit, i tillegg til at ikke alle innbyggerne fikk ta del i veksten. Forskjellene mellom fattige og rike hadde økt, og ført med seg mye misnøye.

Storbritannia har tradisjonelt vært et klassesdelt samfunn med sterk identitet innad i klassene. Dette har man også sett på velgerne. Velgere fra lavere sosiale klasser har stemt Labour, mens høyere sosiale klasser har stemt Conservatives. I 1960-årene så man dette veldig tydelig, men siden da har mønsteret blitt mindre og mindre entydig. Labour har fremdeles stor appell i arbeiderklassen, mens Conservatives får flest stemmer fra middelklassen, men ikke i like stor grad som før. Andre sosiale faktorer er også relatert til stemmegivning som f.eks alder, region og religion og går på tvers av sosiale klasser. Et annet generelt trekk ved britisk stemmegivning er at velgerne i større grad skifter parti. Partiloyaliteten er fallende, og dette gjør det også vanskeligere å forutse velgernes stemmegivning.

5. Generell oversikt over dataene

Datamaterialet er hentet fra en stor paneldatastudie fra Storbritannia som heter ”National Child Development Study”. For utfyllende informasjon, se hjemmesiden deres; <http://www.cls.ioe.ac.uk/>. Et kull med barn født i 1958 har blitt spurt en mengde forskjellige spørsmål i seks omganger, fra de ble født til de var 42 år gamle i 1999. Dette gir en mulighet til å følge personer på individnivå og undersøke hvordan endringer i livssituasjonen påvirker, i mitt tilfelle, politiske valg. Da undersøkelsen startet var det over 17 000 barn, men gjennom årene har det blitt færre som fortsatt vil være med. Jeg bruker data fra årene 1981, 1991 og 1999, og antallet som er med på undersøkelsen totalt er henholdsvis ca 12 000, 11 000 og 11 000. Antallet som svarer på spørsmålet om hva de har stemt ved forrige valg er ca 8000 hvert år.

Datamaterialet inneholder mye informasjon om familiesituasjon, arbeidsliv, bolig, helse osv. Jeg har plukket ut de mest relevante for min problemstilling, og kontrollerer i alle regresjonene for kjønn, om man har barn, om man er gift, om man eier egen bolig, om man mottar støtte fra staten, om man er arbeidsledig, under utdanning eller er hjemmeværende, om man er medlem av fagforening, om man er kristen og utdanningsnivå. Disse variablene er i grunnmodellen. I tillegg har jeg med egen sosiale klasse og fars inntekt og sosiale klasse i utvidede regresjoner. Jeg kontrollerer altså ikke for alder fordi alle er like gamle på intervju tidspunktet. Deskriptiv statistikk for alle partier alle år finnes i appendiks, tabell 1, 2, 3 og 4.

Stemmegivningen i dette materialet er gitt som i tabellene under. Fordelingen er rimelig representativ for fordelingen i hele befolkningen (se kap om britisk politikk). Jeg har bare undersøkt Conservatives, Labour og Liberals fordi de andre partiene har fått veldig lav oppslutning her.

Tabell 5

Hvilket parti stemte du på ved forrige "General Election" (prosent).

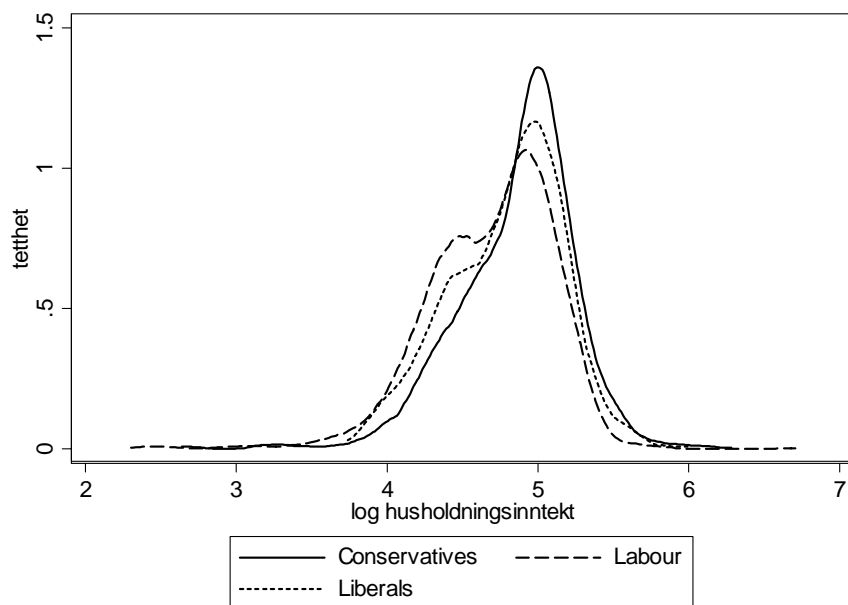
Parti	1979	1987	1997
Conservatives	37,84	45,31	27,91
Labour	43,23	36,20	52,77
Liberal	12,58	15,29	12,79
Welsh National	0,51	0,36	0,69
Scottish National	2,14	1,58	1,96
National Front	0,46		
Communist	0,02	0,02	
Green Party			0,74
Referendum Party			0,46
Totalt ant. Stemmer	8,272	8,431	8,734

I 1979 var Liberal bare the Liberal Party. I 1987 er Liberal en allianse av Liberal Party og Social Democratic Party (som ikke eksisterte i 1979) og i 1997 var alliansen fra 1987 slått sammen til et parti Liberal Democrats.

Variabelen jeg undersøker er hovedsaklig inntekt fordi denne legges til grunn i medianvelger modellen som bestemmende for hva man stemmer politisk. Helst ville jeg bruke bruttoinntekt, fordi vurderingen av skattetrykk og omfordeling sees i lys av mulig inntekt for den enkelte. Partners inntekt og fars inntekt er imidlertid kun oppgitt i nettoinntekt, og jeg bruker derfor netto husholdningsinntekt slik at jeg kan sammenligne koeffisientene. Mer om dette kommer i et eget avsnitt om innteksvariabelen. Lønnsfordelingen i de tre største partiene de tre forskjellige årene er illustrert i figurene under. Vi ser at Conservatives velgerne har gjennomsnittsinntekt noe over Labour-velgerne alle år. Toppene i fordelingen til Konservativvelgerne er til høyre for Labourvelgerne (ved høyere inntekt) og det er også flere Labour-velgere med svært lave inntekter. Inntektsfordelingene i figurene under er kernel-tettheter, dvs at det er estimert en kontinuerlig fordeling basert på histogrammer av innteksvariabelen.

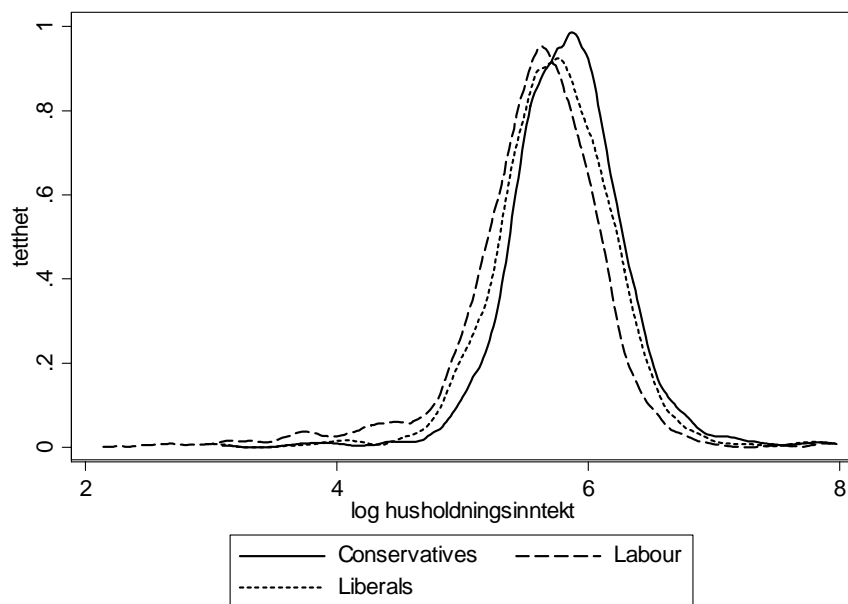
Figur 3

Lønnsfordeling de tre største partiene i 1981



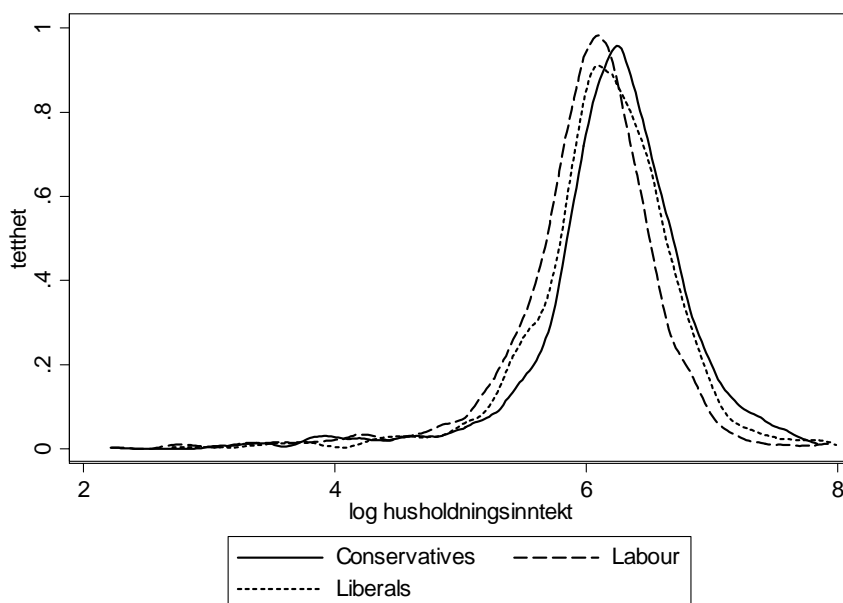
Figur 4

Lønnsfordeling de tre største partiene i 1991



Figur 5

Lønnsfordeling de tre største partiene i 1999.



Om man eier egen bolig kan sees på som en proxy til formue. Eier man egen bolig, er det en indikasjon på at man har formue, selv om jeg ikke har data på hvor stor formuen eventuelt er. Når man skal stemme for en større eller mindre velferdsstat, og lavere eller høyere skattenivå, vil formue også spille inn gjennom formuesskatt. Selv om en person ikke har høy relativ inntekt, vil han allikevel ønske å skatte så lite som mulig av formuen. Høy inntekt henger ofte sammen med formue, og uten formue i regresjonen kan inntektsvariabelen ta opp noe av effekten av formue. En dummyvariabel for å eie egen bolig er derfor tatt med som kontrollvariabel, og jeg forventer å finne at det å eie egen bolig gir høyere sannsynlighet for å stemme konservativt. Spørsmålet om man eier egen bolig er stilt med svaralternativene ja eller nei.

Om man mottar støtte fra staten, vil man sannsynligvis være mer positiv til en høyere grad av omfordeling fordi man selv nyter godt av det og sannsynligheten for å stemme konservativt går ned. Det samme gjelder hvis man er arbeidsledig. Siden labour tradisjonelt er et parti for arbeidere, kontrollerer jeg også for fagforeningsmedlemskap. Religiøs tilknytning har også stor innflytelse på holdninger, og kristen tilknytning har tradisjonelt vært en indikator på at man er konservativ politisk. Dummyvariable for disse er derfor med i grunnmodellen. Spørsmålene om man mottar støtte fra staten, om man er arbeidsledig og om man er medlem av fagforening har svaralternativer ja eller nei. Spørsmålet om religiøs tilknytning har svaralternativer ingen religion, Church of England, katolikk, United Reform,

baptist, metodist, annen kristen, hindu, jøde, muslim, sikh, buddhist eller annen ikke-kristen. Dummyvariabelen for å være kristen er 1 hvis man tilhører en av de forskjellige kirkene eller er ”annen kristen”, 0 hvis man ikke er religiøs eller tilhører en av de andre religionene.

Kunnskap og identitet bygger seg også opp under utdanning som jeg også kontrollerer for. Jeg har delt utdanningen inn i fem nivåer relatert til ”National Vocational Qualification levels” som er mye brukt i undersøkelser i Storbritannia. Nvq1 er laveste nivå og tilsvarer ungdomsskole for de som ikke skal fortsette en akademisk karriere (Secondary School), nvq2 tilsvarer ungdomsskole for de som skal fortsette en akademisk karriere (Grammar School). Nvq3 tilsvarer artium, nvq4 er høyere utdanning f.eks Bachelor, sykepleie, teknisk utdanning osv, mens nvq5 er høyere universitetsstudier som Master og PhD. Det er få med utdanning på nivå nvq5, så jeg slår derfor sammen nvq4 og nvq5 i en egen variabel som jeg kaller nvq45.

Den grunnleggende modellen utvider jeg for det første med sosial klasse. Storbritannia har tradisjonelt vært et klassesdelt samfunn, og klasse har hatt mye å si for stemmegivning (se kap om britisk politikk). Jeg kontrollerer derfor for klasse i en utvidet regresjon for å se hva slags innvirkning dette har i forhold til inntekt. Klasse er definert ut fra en standardinndeling fra britisk sosiologi utviklet under arbeidet med ”Nuffield Mobility Study” av Goldthorpe (Goldthorpe, Llewellyn and Payne 1980). Inndelingen er ut fra yrkestype, der klasse I er ”professionals” (høyere administrative stillinger, ledere), II er ”intermediate group” (rutinearbeid i administrasjon, handel ol, selvstendig næringsdrivere inkl bønder osv), III_{nm} er ikke-håndverker med utdanning (skilled non-manual worker), III_m er håndverkere med utdanning (skilled manual worker), IV har noe utdanning/trening (partly skilled), mens V er yrker uten utdanning/trening (non-skilled).

Materialet inneholder også fars sosiale klasse, om han var arbeidsledig og fars inntekt da intervjuobjektet var 16 år. Dette gir en mulighet til å se om familiebakgrunn kan forklare noen av de faste effektene i modellen. Hva man lærer når man vokser opp er som nevnt viktig for hvordan man oppfatter samfunnet og vil derfor være med å skape et politisk ståsted. I og med at egen inntekt og fars inntekt er korrelert, vil det være interessant å se om koeffisienten på egen inntekt endrer seg når fars inntekt er med som kontrollvariabel.

En kilde til målefeil i materialet er at personene er spurt om hva de stemte ved forrige valg, mens de andre variablene er oppgitt i det året de blir spurt. Det vil si at inntekt osv er oppgitt ca to år etter forrige valg (så mye som fire år i 1991), og variablene kan da ha endret seg på de siste årene. Det kan også være en målefeil i hvilket parti de stemte på i og med at det er et par år siden valget hver gang de blir spurt. Det kan f.eks være en tendens til at man

heller svarer det partiet man nå ville stemt på fordi man ikke vil røpe et valg som man ikke lenger ville stått inne for. De er imidlertid også spurt om hva de ville stemme om det var valg i morgen, og det er forskjell i disse svarene og svaret på hva de har stemt.

Tabell 6

Hva stemte du ved forrige valg og hva ville du stemt nå.

1981	Ville stemt nå		
	Conservatives	Labour	Liberal
Conservatives	1,517	209	185
Labour	51	2,281	102
Liberal	37	87	443

1991	Conservatives	Labour	Liberal
Conservatives	2,610	190	256
Labour	68	2,461	104
Liberal	120	177	615

1999	Conservatives	Labour	Liberal
Conservatives	1,691	167	87
Labour	166	3,243	231
Liberal	62	110	753

De fleste som stemmer Labour og Conservatives ville allikevel stemt det samme i dag som de gjorde ved forrige valg. Dette kan være en indikasjon på målefeil eller partiloyalitet, men også at livssituasjonen til personen ikke er mye endret på disse to årene slik at jeg kan bruke partivalg for to år sammen med de andre variablene fra samme år som de er spurt.

Undersøkelsen har også et spørsmål i 1991 og 1999 om holdninger til omfordeling: "Government should redistribute income from better-off", der svaralternativene er "svært enig", "enig", "usikker", "uenig" og "svært uenig". Jeg har slått sammen "svært enig" og "enig" til et alternativ og "uenig" og "svært uenig" til et annet alternativ. Median-velger modellen sier at høyere inntekt gir preferanser for lavere grad av omfordeling. Man kunne

egentlig bruke dette spørsmålet direkte og se hva inntekt har å si for holdninger til omfordeling, men sannsynligvis er det enklere å si at man er for omfordeling enn å virkelig stemme for det når man går til valg. Et valg er mer forpliktende, og er slik en "revealed preference". Allikevel kan vi se at det er en sammenheng mellom ha preferanser for omfordeling og det å stemme mer venstrevridd, og omvendt i tabellene under.

Tabell 7

Preferanser for omfordeling blandt de forskjellige partienes velgere.

	For omfordeling 1991	For omfordeling 1999
Conservatives	38,33%	32,39%
Labour	85,88%	76,15%
Liberal	72,77%	63,13%

Bildet er ikke så klart for Conservative-velgere, da mange oppgir at de er for omfordeling, men altså allikevel stemmer konservativt. Dette kan være et eksempel på at stemmegivning er en "revealed preference". De sier at de er for omfordeling, men stemmer på et parti som vil ha mindre omfordeling. Av Labour-velgere er det relativt få som er mot omfordeling begge år. Blant Liberal-velgere er flere for omfordeling enn mot.

6. Resultater

I dette kapitlet følger først OLS-regresjoner på sannsynligheten for å stemme konservativt på de forskjellige årene for seg. Dette er for å få et grunnleggende bilde av hvilke variable som virker inn på sannsynligheten og for å se om det er noen forskjell mellom de tre årene. Deretter følger et avsnitt om inntektsvariabelen og forskjellige spesifikasjoner av denne, siden det er effekten av inntekt jeg er spesielt ute etter å undersøke. I avsnitt 6.3 kommer så resultatene fra tilfeldig effekt-regresjoner og til slutt kommer resultatene fra fast-effekt regresjoner.

6.1 Conservatives

I den helt grunnleggende modellen i tabell 8 er hverken far eller sosial klasse med i regresjonen og inntekt er netto husholdningsinntekt. Denne regresjonen danner et utgangspunkt for hva man kan si om de som stemmer konservativt. Vi ser at signifikante variable som spiller inn er lønn, om man eier egen bolig, om man har barn, om man er hjemmeværende, medlem av fagforening eller er kristen. Utdanning spiller også inn. Det er er viss forskjell mellom de forskjellige årene. I 1981 er de spurte 23 år gamle og relativt unge. Ikke alle er etablert i jobb enda og stemmegivning kan gis ut fra en forventning om senere livssituasjon som er forskjellig fra situasjonen i 1981. I 1991 og 1999 må vi kunne forvente at de har en mer etablert livssituasjon.

I 1981 er koeffisienten på inntekt 0,003, dvs at en økning i inntekt på en prosent gir en økning i sannsynligheten for å stemme konservativt på 0,3 prosentpoeng. Dette er en lav koeffisient og den er heller ikke signifikant. Dette kan skyldes at mange har en forventning om høyere inntekt senere i livet. I 1991 gir en prosent økning i inntekt 2,1 prosentpoeng økning i sannsynligheten for å stemme konservativt og i 1999 er økningen 1,3 prosentpoeng. Effekten av inntekt er altså stor og er alle år det som forklarer politiske valg mest av alle forklaringsvariablene. Dette er helt i tråd med median-velger modellen, men her er det

sannsynligvis skjeve estimatorer pga korrelasjoner med utelatte variable som ikke er kontrollert for (se metoddelen).

Tabell 8

OLS-regresjon, Conservatives-velgere aktuelle år.

	(1) Conservatives 1981	(2) Conservatives 1991	(3) Conservatives 1999
Log husholdningsinntekt	0.003 (0.88)	0.021 (4.96)**	0.013 (4.47)**
Eier egen bolig	0.123 (5.56)**	0.202 (9.59)**	0.136 (6.95)**
Mann	-0.012 (0.49)	-0.009 (0.54)	0.017 (1.27)
Har barn	-0.101 (2.76)**	-0.006 (0.17)	-0.069 (2.74)**
Gift	0.020 (0.53)	-0.135 (1.88)+	0.015 (0.74)
Mottar støtte fra staten	-0.022 (0.60)	-0.083 (2.30)*	0.001 (0.06)
Arbeidsledig	-0.066 (1.59)	-0.109 (2.51)*	-0.077 (1.83)+
Hjemmeværende	-0.005 (0.14)	-0.009 (0.38)	0.066 (2.34)*
Under utdanning	0.041 (0.82)	-0.144 (1.50)	-0.006 (0.06)
Medlem av fagforening	-0.092 (3.41)**	-0.188 (11.03)**	-0.150 (11.18)**
Kristen	0.064 (3.09)**	0.043 (2.74)**	0.096 (6.00)**
Nvq1	0.008 (0.27)	0.069 (2.83)**	0.007 (0.37)
Nvq2	0.049 (1.31)	0.027 (0.92)	-0.021 (0.86)
Nvq3	-0.059 (1.83)+	0.048 (1.86)+	-0.008 (0.33)
Nvq45	0.046 (1.36)	-0.005 (0.23)	0.020 (1.20)
Konstant	0.252 (5.11)**	0.394 (5.14)**	0.074 (2.33)*
Observasjoner	1991	3941	4570
R ²	0.06	0.08	0.05
Resultat F-test på utdanning, F-verdi	2,31	3,14	0,96
P-verdi	0,0561	0,0138	0,4288

Robust t-observator i parentes. * sign. ved 5%; ** sign. ved 1%; + sign. ved 10%

Effekten av inntekt har blitt mindre i 1999. I og med at Labour beveget seg mer mot sentrum i politikken og ikke lenger profilerte seg så sterkt som et sosialistisk parti før valget i 1997, kan de ha vunnet konservative stemmer fra de som ikke lenger fryktet at skattene skulle bli satt opp med en Labour-regjering. Dette er også i tråd med median-velger modellen i og med at en implikasjon av modellen er at partiene vil nærme seg hverandre hvis

det er to partier som kjemper om makten. Ved valget i 1997 var ikke lenger nivået på inntektsskatt et stort skille mellom Labour og Conservatives, og husholdningens nettoinntekt ville ikke endres mye med Labour ved makten. Flere med høyere inntekt kan derfor ha gått over til Labour. Forskjellen kan også skyldes målefeil fordi det i 1991 var 4 år siden forrige valg, og i og med at inntekten generelt stiger når man blir eldre, kan inntekten oppgitt i 1991 være i overkant av hva den var i 1987 da valget var.

Koeffisienten på eier-variabelen er også forskjellig de forskjellige årene. I 1981 er den 0,106 dvs at det er 10,6 prosentpoeng høyere sannsynlighet for å stemme konservativt hvis man eier egen bolig. I 1991 er det 22,3 prosentpoeng høyere sannsynlighet og i 1999 er det 14,1 prosentpoeng høyere sannsynlighet. Sannsynligheten i 1981 er nok lav fordi de er såpass unge enda, og få har skaffet seg egen bolig. Det samme kan sies om formue/eierskap som inntekt i årene 1991 og 1999. Med Labour mer i sentrum, er heller ikke holdninger til kapitalbeskatning lenger så forskjellig mellom partiene, og flere med formue kan ha gått over til å stemme Labour. Det er allikevel fortsatt stor effekt av formue/å eie egen bolig. Sammen med den store effekten av inntekt ser det ut til at privat økonomi har avgjørende betydning for hvilket parti man stemmer på.

Tabell 9

OLS 1981 og 1991 med dummy for sparing/investering

	(1) OLS Conservatives 1981	(2) OLS Conservatives 1991
Log husholdningsinntekt	0.002 (0.44)	0.018 (4.24)**
Sparing/Investering	0.061 (2.38)*	0.097 (4.38)**
Eier bolig	0.118 (5.29)**	0.182 (8.40)**
Observasjoner	1991	3928
R ²	0.07	0.08

Robust t-observator i parentes, * sign. ved 5%; ** sign. ved 1%.

I regresjonen har jeg kontrollert for alle variablene i den grunnleggende modellen: eier egen bolig, mann, har barn, gift, mottar støtte fra staten, arbeidsledig, hjemmeværende, under utdanning, medlem av fagforening, kristen, nvq1-5.

I 1981 og 1991 har jeg også data på om personene har sparepenger eller investering, som er en mer direkte proxy for formue. I regresjonen over har jeg tatt med en dummy for dette for å se om variablene for inntekt og det å eie egen bolig endrer seg.

Vi ser at koeffisientene til egen inntekt og å eie bolig går noe ned, men ikke mye. Det å ha sparing eller investering er i seg selv signifikant, og gir i 1981 6,1 prosentpoeng høyere sannsynlighet for å stemme konservativt, og 9,7 prosentpoeng høyere sannsynlighet i 1991. I og med at jeg ikke har data på dette i 1999, kan jeg ikke ta med denne variabelen senere, men det viser at formue er signifikant og viktig for å stemme konservativt. Boliginvestering og annen investering/sparing er alternative måter å plassere formue på, og begge variablene er derfor proxyer på formue.

Fagforeningsmedlemskap gir ca 10 prosentpoeng lavere sannsynlighet for å stemme konservativt i 1981, ca 20 prosentpoeng lavere sannsynlighet i 1991 og 15 prosentpoeng lavere sannsynlighet i 1999. Dette bekrefter at fagforeningsmedlemskap er viktig for politisk ståsted og at det er dermed negativt for konservativ stemmegivning. Hvis man er kristen er det 6,4 prosentpoeng høyere sannsynlighet for å stemme konservativt i 1981, 4,3 prosentpoeng høyere i 1991 og 9,6 prosentpoeng høyere i 1999. Dette er også i tråd med tradisjonell stemmegivning i Storbritannia.

Utdanningsnivå er lite signifikant i 1981 hver for seg, men er signifikant samlet på sign.nivå 5,61 (F-test se tabell 7). Dette skyldes nok også at de er så unge og mange enda ikke har fullført planlagt utdanning. I 1991 er utdanning mer signifikant. De laveste utdanningsnivåene har positiv koeffisient og nvq1 og nvq3 er signifikante i seg selv. Det gir altså høyere sannsynlighet for å stemme konservativt hvis man har utdanning, men muligens negativ effekt hvis man har høy utdanning tilsvarende nvq4 og nvq5. Koeffisienten er imidlertid svært liten, -0,005 og er ikke signifikant. Den endrer også fortegn hvis man kontrollerer for sosial klasse i en utvidet regresjon. Alle koeffisientene er signifikante samlet sett. I 1999 er ikke utdanning signifikant lenger, verken hver for seg de forskjellige nivåene eller samlet. Utdanning ser dermed ikke ut til å forklare konservativ stemmegivning i særlig grad.

Om man mottar støtte fra staten eller er arbeidsledig er ikke signifikant i 1981. Det er det imidlertid i 1991, og hvis man mottar støtte fra staten gir dette 8,3 prosentpoeng lavere sannsynlighet for å stemme konservativt. Hvis man er arbeidsledig gir dette 10,9 prosentpoeng lavere sannsynlighet. I 1999 forklarer ikke støtte fra staten så mye lenger. Koeffisienten er nær 0 og ikke signifikant. Om man er arbeidsledig er fremdeles viktig og det er 7,7 prosentpoeng lavere sannsynlighet for å stemme konservativt hvis man er arbeidsledig i 1999. Om man er arbeidsledig i 1981 forklarer ikke dette så mye om forventet livssituasjon da de fremdeles er unge. Arbeidsledighet er imidlertid viktig i 1991 og 1999 og i tråd med medianvelgerteorien. Er man arbeidsledig, har man lav inntekt og er avhengig av

et sosialt sikkerhetsnett. De konservative er ikke tilhengere av et stort statlig sikkerhetsnett og arbeidsledige vil derfor velge mer venstrevridde partier.

Uten å kontrollere for sosial klasse og familiebakgrunn ser det derfor ut som inntekt og formue har stor forklaringskraft på konservativ stemmegivning. Median-velger teorien har med slike tradisjonelle analyseverktøy et sterkt empirisk fundament.

6.2 Labour og Liberal Party

Den grunnleggende modellen for Labour-velgere gir omtrent de samme resultatene som for Conservatives-velgere, bare med motsatt fortegn. Jeg vil derfor ikke analysere tallene her og gjengir resultatene i appendiks, tabell 10. Det at Labour-velgerne er lik Conservatives-velgerne bare med motsatt fortegn indikerer at dette er motpolene i britisk politikk, og det stemmer godt med at Storbritannia i realiteten har et topartisystem. Liberals har fått flere velgere, men har allikevel ikke mye makt, og velgerne må velge mellom to regjeringalternativer; Labour eller Conservatives. Jeg vil i resten av oppgaven analysere Conservatives-velgere for å belyse problemstillingen om inntekt som forklaring på politiske valg.

Den grunnleggende modellen for Liberals-velgere bekrefter bildet av todelt politisk landskap. Resultatene fra disse regresjonene er også gjengitt i appendiks, tabell 11. I 1981 er det eneste som er signifikant utdanning på høyeste nivå. Høy utdanning gir høy sannsynlighet for å stemme Liberals. Koeffisienten er større enn 1 og viser at en lineær modell heller ikke er noen god tilnærming når det gjelder liberale velgere fordi dette vil gi en økning i sannsynlighet på over 100 prosentpoeng. I 1991 er det også bare utdanning som er signifikant. I 1999 er det flere variable som er signifikante, men delvis motstridende. Det gir f.eks høyere sannsynlighet å stemme liberalt hvis man eier egen bolig men også hvis man mottar støtte fra staten. Dette kan skyldes at de liberale ligger i midten i det politiske landskapet og tiltrekker seg velgere både fra høyre og venstre. Fagforeningsmedlemskap gir ca 2,4 prosentpoeng lavere sannsynlighet for å stemme liberalt og hvis man er under utdanning gir dette 15 prosentpoeng lavere sannsynlighet for å stemme liberalt. Dette strider mot at folk med høyere utdannelse stemmer liberalt, men stemmer med det generelle bildet at det er vanskelig å beskrive hvem som stemmer liberalt.

6.3 Inntekt

Inntektsvariablene er de viktigste forklaringsvariablene i mine analyser fordi det er effekten av høyere inntekt på konservativ stemmegivning som er min hovedproblemstilling. Tradisjonell OLS- regresjon i forrige avsnitt viste også at husholdningsinntekt i høy grad er en viktig forklaringsvariabel når man skal se på stemmegivning. Jeg vil i dette avsnittet diskutere inntektsvariabelen i seg selv og hvordan denne variabelen kan spesifiseres.

Da velgerne skal bestemme seg for hvilket parti de skal stemme på, er det inntekten før skatt som er det beste målet på inntekt. Inntekten før skatt gir et utgangspunkt for velgerne når de skal vurdere hvor mye de blir trukket i inntekt med de forskjellige partienes politikk. Når man vurderer inntekten sin opp mot skatteprosent vil man også se på hvordan husholdningen under ett kommer ut av det. Husholdningene kan sees på som en økonomisk enhet, der man vurderer egen økonomi ut fra samlet økonomi i husholdningen. Det beste inntektsmålet hadde derfor vært brutto husholdningsinntekt. I mitt datasett er imidlertid kun egen inntekt oppgitt i både brutto- og nettostørrelser. Partners og fars inntekt er oppgitt i nettoinntekt, og for å kunne sammenligne vil jeg derfor også bruke egen nettoinntekt. Inntektsvariabelen er logaritmisk, dvs at høyere inntekt gir høyere inntektsvariabel, men mindre og mindre høy. Dette er fordi det viser seg at en økning i inntekt har forskjellig effekt i de fleste økonomiske sammenhenger om man går fra lav inntekt til høyere inntekt enn høy inntekt til høyere inntekt. En endring i inntekt har større innvirkning jo lavere utgangspunktet er.

Jeg har mange muligheter i valg av inntektsvariabel. Et alternativ vil være å kun bruke egen inntekt, et annet å bruke partners inntekt i tillegg. Et tredje er å bruke husholdningsinntekt. I regresjonene under har jeg brukt de samme kontrollvariablene fra den grunnleggende modellen i alle regresjonene, og kun variert inntektsvariabelen. Dette er for å undersøke forskjellene ved valg av inntektsvariabel. Jeg har brukt OLS på hvert år for seg for å se om det samme mønsteret viser seg hvert år.

Tabell 12

OLS med forskjellige versjoner av inntektsdata 1981.

	(1) OLS Conservatives	(2) OLS Conservatives	(3) OLS Conservatives	(4) OLS Conservatives	(5) OLS Conservatives	(6) OLS Conservatives
Log bruttolønn	0.012 (2.29)*					
Log nettolønn		0.013 (2.52)*	0.014 (2.36)*	0.013 (2.15)*		
Log partners lønn			-0.001 (0.38)	0.010 (2.36)*		
Log partners lønn mann				-0.016 (3.17)**		
Log husholdningsinntekt					0.003 (0.88)	0.003 (0.53)
Andel hhinnt.						-0.021 (0.23)
Andel hhinnt. Mann						0.111 (1.04)
Andel hhinnt. Mann<konas						0.140 (0.74)
Observasjoner	2597	2627	1991	1991	1991	1991
R ²	0.07	0.06	0.07	0.07	0.06	0.07

Robust t-observator i parentes, * sign. ved 5%; ** sign. ved 1%. Kontrollvariable som i tabell 9

Tabell 13

OLS med forskjellige versjoner av inntektsdata 1991.

	(1) OLS Conservatives	(2) OLS Conservatives	(3) OLS Conservatives	(4) OLS Conservatives	(5) OLS Conservatives	(6) OLS Conservatives
Log bruttolønn	0.003 (1.18)					
Log nettolønn		0.003 (1.03)	0.004 (1.23)	0.002 (0.53)		
Log partners lønn			0.002 (0.86)	0.019 (6.79)**		
Log partners lønn mann				-0.024 (7.01)**		
Log husholdningsinntekt					0.021 (4.96)**	0.019 (4.29)**
Andel hhinnt.						-0.087 (1.85)
Andel hhinnt. Mann						0.239 (2.93)**
Andel hhinnt mann<konas						-0.289 (2.48)*
Observasjoner	5347	5449	3941	3941	3941	3941
R ²	0.08	0.08	0.07	0.08	0.08	0.08

Robust t-observator i parentes, * sign. ved 5%; ** sign. ved 1%. Kontrollvariable som i tabell 9.

Tabell 14
OLS med forskjellige versjoner av inntektsdata 1999.

	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS	(4) OLS	(5) OLS	(6) OLS
	Conservatives	Conservatives	Conservatives	Conservatives	Conservatives	Conservatives
Log bruttolønn	0.012 (5.64)**					
Log nettolønn		0.011 (5.25)**	0.011 (4.31)**	0.011 (4.27)**		
Lg partners lønn			0.001 (0.59)	0.009 (4.05)**		
Log partners lønn mann				-0.013 (4.43)**		
Log husholdningsinntekt					0.013 (4.47)**	0.012 (3.95)**
Andel hhinnt.						-0.023 (0.59)
Andel hhinnt. Mann						0.158 (2.78)**
Andel hhinnt mann<konas						-0.130 (1.69)
Observasjoner	5978	6251	4570	4570	4570	4570
R ²	0.06	0.06	0.05	0.05	0.05	0.06

Robust t-observator i parentes, * sign. ved 5%; ** sign. ved 1%. Kontrollvariable som i tabell 9.

Regresjonene (1) og (2) viser at koeffisienten til bruttoinntekt er tilnærmet lik koeffisienten til nettoinntekt i alle år. Det må derfor være trygt å bruke nettoinntekt i stedet for bruttoinntekt når jeg analyserer politiske valg i dette datasettet.

I regresjon (3) har jeg lagt til partners inntekt som egen forklaringsvariabel. Denne variabelen har lav (-0,001, 0,002, 0,001) og ikke-signifikant koeffisient alle år, og det kan se ut som partners inntekt ikke har stor innvirkning på politiske valg.

Når jeg i regresjon (4) deler partners inntekt ut fra kjønn på partner er allikevel partners inntekt signifikant og forskjellig for kjønnene. I 1981 er koeffisientene på egen inntekt og partners inntekt omtrent like store for kvinner. En prosent økning i egen inntekt gir 1,3 prosentpoeng økning i sannsynligheten for å stemme konservativt. En tilsvarende økning i partners inntekt gir 1 prosentpoeng økning i sannsynlighet. For menn er imidlertid partners inntekt ikke like viktig. Koeffisienten på partners inntekt er for dem 0,010+(-0,016)=-0,006. En prosent økning i partners inntekt gir altså 0,6 prosentpoeng lavere sannsynlighet for å stemme konservativt for menn. Det samme ser vi i 1991 og 1999. Partners inntekt er viktigere for kvinner enn for menn. I 1991 er koeffisienten på egen inntekt lav (0.2 prosentpoeng), mens partners inntekt har koeffisient på 1,9 prosentpoeng for

kvinner og -0,5 prosentpoeng for menn. I 1999 er igjen egen og partners inntekt omtrent like viktig for kvinner (egen inntekt: 1,1 prosentpoeng, partners inntekt: 0,9 prosentpoeng), og partners inntekt mindre viktig for menn (-0,4 prosentpoeng).

I regresjon (6) har jeg sett på noe av det samme, nemlig om effekten av egen andel av husholdningsinntekten er forskjellig for menn og kvinner, og det viser seg at det er stor forskjell. For kvinner er koeffisienten på egen andel av husholdningsinntekten svært liten og lite signifikant (bare signifikant på 5,7 prosentpoeng nivå i 1991, ellers ikke). For menn er egen andel av husholdningsinntekten mer viktig men bare hvis egen andel er høyere enn kona. En økning i denne andelen på en prosent gir 0,11 prosentpoeng høyere sannsynlighet for å stemme konservativt i 1981, 0,24 prosentpoeng høyere sannsynlighet i 1991 og 0,16 prosentpoeng høyere sannsynlighet i 1999. Hvis man selv har lavere inntekt enn kona, reduseres imidlertid sannsynligheten for å stemme konservativt til -0,05 prosentpoeng i 1991 og 0,03 prosentpoeng i 1999 og egen andel er ikke så viktig. I 1981 har vi et kuriøst resultat at effekten av egen andel mer enn fordobles hvis man har lavere andel enn kona, men ingen av koeffisientene er her signifikante, og inntektsdataene i 1981 er som sagt ikke så representative for forventet inntekt.

Disse resultatene kan forklares med at Storbritannia er et forholdsvis tradisjonelt samfunn der menn ofte har forsørgerrollen i husholdningen og tjener størst andel av husholdningsinntekten. I mitt datasett ligger mannens andel av husholdningsinntektene på mellom 70- og 80% i gjennomsnitt (70% i 1981, 78% i 1991 og 71% i 1999). Partners inntekt er derfor nærmere husholdningsinntekten for kvinner enn for menn, og husholdningsinntekten er som nevnt viktig nå økonomiske valg skal tas. I tillegg kan dette også indikere noe av maktforholdene innad i familien, der kvinnen anser mannens inntekt som sin egen, mens mannen ikke ser det slik i samme grad, men da burde egen andel av inntekten for menn være viktigere enn kvinner anser egen andel selv om han hadde lavere andel enn henne.

Regresjonene viser altså at jeg like gjerne kan bruke nettointekt som bruttointekt og at partners inntekt er signifikant om enn forskjellig i størrelse for menn og kvinner. Jeg vil derfor bruke husholdningsinntekt som forklaringsvariabel i videre regresjoner. Koeffisienten til husholdningsinntekt og egen inntekt er forskjellig i 1981 og 1991 og jeg vil ta med egen bruttointekt i stedet for husholdningsinntekt i fast-effekt modellen for å se om det gir andre resultater. Både egen inntekt og husholdningsinntekt har forskjellig koeffisient de forskjellige år. I 1981 kan det være et problem at man enda ikke er etablert. I 1991 kan det være et problem at det er fire år siden forrige valg, og at personene har fått høyere inntekt

siden da. Effekten av inntekt kan derfor være overdreven i 1991. Inntekt kan også ha blitt mindre viktig i valget i 1997 fordi Labour hadde beveget seg i retning av Conservatives i skattepolitikken.

6.4 Sosial klasse og familiebakgrunn i en tilfeldig effekt-modell

Egen sosiale klasse og fars inntekt og sosiale klasse er korrelert med egen inntekt. Uten å kontrollere for dette kan forklaringskraften til husholdningens inntekt være overdrevent stor fordi inntektsvariabelen tar opp i seg noe av effekten av klasse og familiebakgrunn. Politisk sosiologi legger stor vekt på sosial klasse og oppvekst som forklaring på politiske valg, og siden de er korrelert med rene økonomiske variable som egen inntekt, er det viktig å se om effekten av inntekt endres når jeg kontrollerer for disse. Jeg bruker en tilfeldig-effekt modell som tar hensyn til alle korrelasjoner mellom variable og år, men som ikke tar hensyn til korrelasjoner mellom utelatte variable og forklaringsvariablene (se metodekapitlet). I og med at vi sannsynligvis fremdeles har utelatte variable som er korrelert med variable i modellen, vil estimatene ikke bli helt riktige. De utelatte variablene er knyttet til individets oppfatning av samfunnet og dermed deres politiske valg. Vi kan allikevel se om inntektsvariabelen endrer seg og hvilken retning den endrer seg. I regresjonene under har jeg utvidet den grunnleggende modellen trinn for trinn for å se virkningen av hver faktor.

I den grunnleggende modellen i regresjon (1) over har jeg ikke kontrollert for egen sosiale klasse eller far. Koeffisienten på inntektsvariabeelen viser at en prosent økning i inntekt gir 1 prosentpoeng økning i sannsynligheten for å stemme konservativt. Dette er en stor effekt av inntekt på stemmegivning og i tråd med medianvelger- teorien. Som beskrevet i avsnittet om britisk politikk, har sosial klasse lenge vært viktig for politisk ståsted, selv om effekten av sosial klasse har blitt mindre de senere år. I regresjon (2) over har jeg kontrollert for sosial klasse og dette gir en liten nedgang i størrelsen på inntektskoeffisienten fra 1 prosentpoeng til 0,9 prosentpoeng. Det ser altså ikke ut som inntektsvariabelen har tatt opp så mye av effekten av sosial klasse i dette materialet.

Tabell 15

Effekten av egen sosial klasse og fars inntekt og sosiale klasse.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Tilfeldige effekter	Tilfeldige effekter	Tilfeldige effekter	Tilfeldige effekter	Tilfeldige effekter
	Conservatives	Conservatives	Conservatives	Conservatives	Conservatives
Log husholdningsinntekt	0.010 (4.54)**	0.009 (4.22)**	0.006 (2.00)*	0.005 (1.71)+	-0.002 (0.40)
Log hhinnt*1991					0.017 (2.27)*
Log hhinnt*1999					0.007 (0.98)
Log lønn far			0.005 (1.62)	-0.001 (0.13)	-0.000 (0.05)
Eier bolig	0.134 (10.87)**	0.131 (10.07)**	0.112 (6.14)**	0.107 (5.84)**	0.105 (5.73)**
scII		0.044 (2.59)**	0.024 (0.95)	0.017 (0.67)	0.010 (0.37)
scIII _{nm}		0.038 (2.19)*	0.030 (1.17)	0.022 (0.85)	0.015 (0.55)
scIII _m		-0.042 (2.21)*	-0.055 (2.02)*	-0.054 (1.98)*	-0.063 (2.21)*
scIV		-0.012 (0.62)	0.013 (0.49)	0.017 (0.60)	0.006 (0.21)
scV		-0.042 (1.38)	-0.059 (1.46)	-0.052 (1.30)	-0.062 (1.52)
Far arb.ledig				-0.060 (1.39)	-0.058 (1.34)
scII far				-0.030 (0.53)	-0.028 (0.50)
scIII _{nm} far				-0.117 (2.02)*	-0.116 (2.00)*
scIII _m far				-0.182 (3.54)**	-0.180 (3.51)**
scIV far				-0.182 (3.41)**	-0.180 (3.38)**
scV far				-0.230 (3.92)**	-0.228 (3.89)**
Observasjoner	10502	9574	4201	4144	4144
Antall id	6770	6484	2810	2773	2773
χ^2 -test av egen sosial klasse		45,92 0,0000	22,91 0,0004	18,93 0,0020	
P-verdi					
χ^2 -test av fars sosiale klasse				49,39 0,0000	
P-verdi					

Absoluttverdi av z-observator i parentes. * sign. ved 5%; ** sign. ved 1%; + sign. ved 10%. Kontrollvariable som i tabell 9.

Sosial klasse har imidlertid selv forklaringskraft, og som forventet er det mindre sannsynlighet for å stemme konservativt hvis man er i de lavere sosiale klassene i forhold til klasse I (som er utelatt i regresjonen, og som de andre koeffisientene må sees i forhold til). En F-test på alle klassene samlet gir en p-verdi på 0,00, og sosial klasse er altså signifikant i

regresjonen. Klasse II, III_{nm} og III_m er også signifikant i seg selv. Koeffisientene viser at det er 4,4 prosentpoeng høyere sannsynlighet for å stemme konservativt hvis man er i klasse II i forhold til klasse I. Det er 3,8 prosentpoeng høyere sannsynlighet i klasse III_{nm}. I de tre laveste klassene er det negativ sannsynlighet. Disse klassene er typisk arbeiderklasseyrker med kroppsarbeid og lite utdanning, og Labour har tradisjonelt hentet velgere fra disse klassene. Det er allikevel ikke store koeffisienter. Klasse III_m gir 4,2 prosentpoeng lavere sannsynlighet i forhold til klasse I, klasse IV gir 1,2 prosentpoeng lavere sannsynlighet og klasse V gir 4,2 prosentpoeng lavere sannsynlighet. Hvis avstanden mellom alle klassene er like stor, er avstanden fra klasse I til f.eks V ca 83 prosentpoeng ($100/6=16,667$). Det gir allikevel bare 4,2 prosentpoeng lavere sannsynlighet for å stemme konservativt.

I regresjon (3) har jeg i tillegg kontrollert for fars lønn da personen var 16 år. Vi ser at koeffisienten på inntekt faller fra 0,9 prosentpoeng til 0,6 prosentpoeng høyere sannsynlighet for å stemme konservativt. Inntektsvariabelen har altså i høy grad tatt opp mye av effekten av fars inntekt. Koeffisienten på fars inntekt er omtrent like stor som egen inntekt, og en prosent høyere inntekt hos far gir 0,5 prosentpoeng høyere sannsynlighet for å stemme konservativt.

I regresjon (4) har jeg også kontrollert for fars sosiale klasse, og dette viser seg i høyeste grad å være signifikant på personens stemmegivning. Koeffisienten på egen inntekt synker ytterligere til 0,5 prosentpoeng, og altså ikke mye. Inntektsvariabelen er nå halvert i forhold til den opprinnelige regresjonen der jeg ikke kontrollert for verken egen sosial klasse eller fars inntekt og sosiale klasse. Med fars sosiale klasse, endres imidlertid koeffisienten på fars inntekt fra 0,5 prosentpoeng til -0,1 prosentpoeng. Ingen av koeffisientene er imidlertid signifikante, så de kan være upresise. Koeffisientene på fars sosiale klasse er svært signifikante. Nesten alle de forskjellige klassene er signifikante hver for seg, med mye større koeffisient enn egen sosial klasse. En F-test på alle klassene samlet gir også p-verdi på 0,000 og sosial klasse er altså svært signifikant. Det er negativ koeffisient på alle klassevariablene, så hvis man er i alle andre klasser enn I, gir det altså lavere sannsynlighet for å stemme konservativt. Klasse II gir 3 prosentpoeng lavere sannsynlighet, klasse III_{nm} gir 11,7 prosentpoeng lavere sannsynlighet, klasse III_m gir 18,2 prosentpoeng lavere, klasse IV gir 18,2 prosentpoeng lavere og klasse V gir 23 prosentpoeng lavere sannsynlighet for å stemme konservativt. En F-test på egen sosiale klasse i denne regresjonen gir p-verdi på 0,002, så egen klasse er fremdeles signifikant.

Disse regresjonene viser altså at effekten av egen inntekt er halvparten så stor når vi kontrollerer for sosial klasse og far. Familiebakgrunn er i høyeste grad viktig når man skal

treffe sine politiske valg. Det som er viktigst ser ut til å være klassebakgrunn, ikke fars inntekt, men disse er korrelert med hverandre. Storbritannia er sett på som et tradisjonelt klassesamfunn, og her ser vi at fars klasse/ den klassen man er oppvokst i er det som former individet også senere i livet. Man identifiserer seg lenge med klassen man vokste opp i, selv om man selv er i en annen sosial klasse gjennom det yrket man har. Vi har allikevel en høy effekt av egen inntekt på politiske valg. En prosent økning i inntekt gir 0,5 prosentpoeng økning i sannsynligheten for å stemme konservativt.

Når jeg i regresjon (5) ser om inntekt endrer betydning mellom år, ser vi at koeffisienten i 1991 er signifikant forskjellig fra 1981, mens 1999 ikke er det. Inntekt er minst viktig i 1981, og som jeg har nevnt før kan dette året avvike fra de andre fordi man enda ikke er etablert, og forventet inntekt kan være høyere enn inntekten er i 1981. Inntekt er mest viktig i 1991 og er signifikant forskjellig fra 1999 der koeffisienten er lik som alle år samlet, nemlig 0,005.

For å se om det at jeg har med 1981 forstyrrer analysen har jeg tatt nye regresjoner bare for de to siste år. Resultatene er gjengitt i appendiks, tabell 16. Inntekt har noe større effekt når vi ikke kontrollerer for klasse og far (0,011 i stedet for 0,010), men forskjellen er minimal. Når vi i regresjon (4) har en full modell faller ikke effekten av inntekt like mye som hvis vi har med alle tre perioder. Dette kan tyde på at oppveksten former deg mer i ung alder og at fars inntekt og sosiale klasse derfor har større innvirkning i 1981. Vi ser også her at det er et signifikant fall i viktigheten av inntekt fra 1991 til 1999. I 1999 er effekten av inntekt 0,003 mens den i 1991 er så stor som 0,015. Dette kan som jeg har vært inne på tidligere skyldes at Labour og Conservatives hadde nærmet seg hverandre politisk ved valget i 1997.

Det er også interessant å se hva som skjer med koeffisienten til dymmyvariabelen som forteller om man eier egen bolig eller ei. Denne variabelen kan som sagt sees på som en indikator på formue, og formue skulle også gi et ønske om lavere skatter.

I den grunnleggende modellen i (1) gir det å eie bolig 13,4 prosentpoeng høyere sannsynlighet for å stemme konservativt. Koeffisienten faller for hver regresjon og er i den fulle regresjonen i (4) nede i 10,7 prosentpoeng. Effekten av formue på politiske valg er altså også mindre enn man umiddelbart kan si uten å kontrollere for klasse og bakgrunn. Endringen i koeffisienten er imidlertid ikke veldig stor, og effekten av formue ser ut til å være mer stabil enn effekten av inntekt.

6.5 Effekten av inntekt på kort sikt i en fast-effekt modell

Til nå har jeg bare sett på modeller der forklaringsvariablene ikke kan være korrelert med restleddet og dermed med utelatte variable. Når en person former et politisk ståsted har alt som har formet individet innvirkning. Median-velger modellen er svært snever i dette spørsmålet og beskriver velgere som nyttemaksimerende individer som kun er opptatt av hvordan partienes politikk vil påvirke deres privatøkonomi. En implikasjon av modellen er at man vil endre politisk valg i konservativ retning hvis man får høyere inntekt. For å teste dette kan man bruke en fast-effekt modell som ser om endringer i forklaringsvariable fører til endring i avhengig variabel. Den store fordelen med denne metoden er at individspesifikke trekk som ikke endrer seg tas hensyn til i regresjonen, og modellen tillater altså at det å stemme konservativt er et mer komplekst spørsmål der alt individet har erfart og lært gjennom livet kan være korrelert med realøkonomiske utfall som f.eks inntekt og formue. Dette ligger mer opp til virkeligheten. Individer oppstår ikke i et vakuum, men er et produkt av arv og miljø. Hvis far har høyere inntekt er det større sannsynlighet for at en selv får høyere inntekt, og det samme kan kanskje sies om holdninger. Hvis far er konservativ, er det høyere sannsynlighet for at en selv er konservativ. Holdninger tar også lenger tid å endre selv om inntekten skulle endres. Effekten på politisk stemmegivning av inntektsøkning vil sannsynligvis forsinkes av at man fremdeles er den samme personen som har hatt den samme oppveksten og de samme erfaringene.

Fast-effekt modellen kontrollerer altså for korrelasjoner mellom forklaringsvariable innad i modellen og utelatte variable (se metode-kap), og isolerer den rene effekten av en inntektsøkning.

I tabellen under ser vi at når vi kontrollerer for utelatte variable går effekten av egen inntekt enda mer ned i forhold til tilfeldig-effekt modellen. I regresjon (2) er koeffisienten på egen inntekt nede i 0,2 prosentpoeng økning i sannsynlighet for å stemme konservativt ved en prosent økning i inntekt. Koeffisienten er ikke signifikant forskjellig fra 0 og kan dermed være upresis, men retningen på endringen synes tydelig. I regresjon (3) har jeg også kontrollert for egen sosiale klasse, og dette gir ingen endring i inntektskoeffisienten. Sosial klasse II er den eneste klassen som er signifikant, og det er høyere sannsynlighet for å stemme konservativt hvis man er i klasse II enn i klasse I, og koeffisienten er i nærheten av koeffisienten i random-effects modellen. En F-test på alle klassene samlet gir en p-verdi på 0,208, og klasse er altså ikke signifikant.

Tabell 17

Effekt av inntekt og sosial klasse kontrollert for uobserverbare effekter.

	(1) Fast-effekt Conservatives	(2) Fast-effekt Conservatives	(3) Fast-effekt Conservatives	(4) Fast-effekt Conservatives
Log bruttolønn	0.000 (0.21)			
Log husholdningsinntekt		0.002 (0.64)	0.002 (0.62)	-0.004 (0.65)
Log hhinntekt*år 1991				0.011 (1.47)
Log hhinntekt*år 1999				0.007 (0.94)
Eier egen bolig	0.027 (1.78)	0.062 (3.16)**	0.079 (3.72)**	0.080 (3.76)**
scII			0.052 (2.09)*	0.046 (1.83)
scIII _{nm}			0.020 (0.79)	0.015 (0.59)
scIII _m			0.029 (0.99)	0.021 (0.72)
scIV			0.044 (1.59)	0.037 (1.27)
scV			0.071 (1.56)	0.065 (1.41)
Observasjoner	13922	10502	9574	9574
Antall id	8349	6770	6484	6484
R ²	0.08	0.09	0.09	0.09
Resultat F-test på sosial klasse			1,44	
P-verdi			0,2082	

Absolutt-verdi av t-observator i parentes. * sign. ved 5%; ** sign. ved 1%. Kontrollvariable som i tabell 9

I regresjon (1) bruker jeg egen bruttoinntekt i stedet for husholdningsinntekt, og her går koeffisienten helt ned i 0. Denne er heller ikke signifikant, men vi kan si det samme som i regresjon (2) at effekten av inntekt er mye mindre når vi kontrollerer for uobserverbare effekter.

Jeg forsøkte også som i tilfeldig effekt-modellen å se om det var noen forskjell i effekten av inntekt de forskjellige årene, og finner det samme mønsteret at inntekt er mest viktig i 1991, men ingen av koeffisientene er signifikant forskjellig fra 0. Når jeg tar fast-effekt modellen kun på 1991 og 1999 får jeg omtrent de samme resultatene som når jeg tar med alle år (se appendiks, tabell 18), og vi ser fortsatt at effekten av inntekt faller fra 1991 til 1999, men koeffisientene er heller ikke her signifikante.

Disse resultatene viser at en endring i inntekt gir små eller ingen utslag i sannsynligheten for å stemme konservativt. Fast-effekt modellen tar bare med de som endrer stemmegivning. For de som har endret sin stemmegivning til Conservatives har altså ikke

inntekt vært det som forklarer skiftet i særlig grad, kanskje ikke i det hele tatt (koeffisienten er ikke signifikant). Det å eie bolig har imidlertid fremdeles forklaringskraft. Hvis man går fra å ikke eie bolig til å eie bolig, øker dette sannsynligheten for å begynne å stemme konservativt med 7,9 prosentpoeng (når jeg kontrollerer for sosial klasse). Dette kan skyldes at økning i egen inntekt på et tidspunkt (transitorisk inntektsøkning) ikke blir lagt vekt på av individet fordi man ikke får høyere forventning til fremtidig nivå på lønnen. Det skal mer til å øke forventningene til at denne inntektsøkningen holder seg fremover. Hvis man derimot går fra å ikke eie egen bolig til å eie bolig, er dette en mer permanent etablering av et formuesgode. Man kjøper sannsynligvis ikke hus hvis man ikke tror man har råd til å beholde det. Det ligger altså et visst nivå på formue i bunn som man forventer vil holde seg.

Konklusjonen fra fast-effekt modellen er altså at egen økonomi har innvirkning på politiske valg, og at man i noe grad velger ut fra egeninteresse og stemmer på den politikken som vil gavne egen lommebok mest. Egen økonomi er imidlertid ikke like viktig som median-velger modellen går ut ifra, der inntekt er viktigst i politiske valg.

For å se om det er nødvendig å bruke fast-effekt modellen, dvs om det er utelatte variable som er korrelert med forklaringsvariable (endogenitetsproblem) har jeg tatt en Hausman-test på regresjon (2), tabell 15 (tilfeldig-effekt modell med egen sosiale klasse) og regresjon (3), tabell 17 (fast-effekt modell med egen sosiale klasse). Testen gir at forskjellen mellom regresjonene er signifikant forskjellig fra 0, og vi har et endogenitetsproblem i tilfeldig effekt-modellen. ($\chi^2(21)=149,95$, P-verdi=0,0000) Hadde vi ikke hatt et endogenitetsproblem ville resultatene fra de to regresjonene være omtrent like. Estimaten fra tilfeldig effekt-modellen er altså er skjeve, og fast-effekt modellen gir viktig innsikt.

Effekten av inntekt faller altså fra 0,9 prosentpoeng høyere sannsynlighet for å stemme konservativt i en tilfeldig effekt-modell (regresjon 2, tabell 15) til 0,2 prosentpoeng høyere sannsynlighet i en fast-effekt modell (regresjon 3, tabell 17). Den store forskjellen viser at det i stor grad er individuelle faste effekter som kan forklare politiske valg. Et viktig resultat fra mine analyser er at jeg kan identifisere en stor del av disse uobserverbare faste effektene. Halvparten av effekten av egen inntekt forsvinner når jeg i tilfeldig effekt-modellen kontrollerer for fars inntekt og sosiale klasse (til 0,5 prosentpoeng). Tilfeldig effekt-modellen kan sees på som effekten av inntekt på lang sikt fordi de individuelle effektene tillates å endre seg over tid. Det at fars inntekt og sosiale klasse har så stor innvirkning på politiske valg også på lang sikt, indikerer at virkningen av inntekt på stemmegivning har en svært forsinket effekt og at den også går gjennom generasjoner.

Median-velger teoriens utgangspunkt at inntekt i dag bestemmer stemmegivning i dag ser derfor ut til å liten støtte empirisk i mine analyser.

7. Robusthet

Jeg har brukt en lineær modell i mine analyser, selv om det er en modell for diskrete valg. Generelt er det bedre å bruke ikke-lineære modeller når det er snakk om diskrete valg, bla for å få estimater på sannsynligheter mellom 0 og 1 og fordi sannsynligheten varierer for forskjellige typer individer. Jeg ser imidlertid på en slags representativ Conservatives-velger, et gjennomsnitt, og for gjennomsnittsverdier er en lineær modell i de fleste tilfeller en god tilnærming. Jeg vil her se om dette er tilfelle i min modell.

Først har jeg tatt en lineær prediksjon på den fulle tilfeldig effekt-regresjonen (4), tabell 14.

Tabell 19

Lineær prediksjon av tilfeldig effekt-regresjon (4), tabell 13.

Persentiler	Sannsynlighet
Minste verdi	-0,1314
1%	0,0096
5%	0,0770
10%	0,1170
25%	0,1836
50%	0,2737
75%	0,3649
90%	0,4424
95%	0,4913
99%	0,5951
Største verdi	0,7104
Observasjoner	5520
Gjennomsnitt	0,2799
Standardavvik	0,1279

Prediksjonen viser at den 1% laveste persentilen har sannsynlighet 0,009 for å stemme konservativt, og den 1% høyeste persentilen har sannsynlighet 0,595. Selv om laveste verdi er negativ (-0,13), viser dette at en lineær modell i utgangspunktet kan brukes.

Jeg har også prøvd med probit-regresjon på forskjellige spesifikasjoner av modellen for å se om koeffisientene ligger i nærheten av koeffisientene fra lineær regresjon. For å kunne sammenligne koeffisientene har jeg brukt Dprobit-kommandoen i Stata som rapporterer endringen i sannsynlighet ved marginal endring i forklaringsvariabelen (altså det samme som OLS rapporterer). Probit er en standard metode for å estimere ikke-lineære sannsynlighetsmodeller (se metodekap.). Regresjon (1) er den grunnleggende modellen uten far og sosial klasse, regresjon (2) er den fulle regresjonen med egen sosiale klasse, fars inntekt og fars sosiale klasse for 1981, (3)-(6) er tilsvarende for 1991 og 1999.

Tabell 20

Dprobit-regresjoner på Conservatives-velgere alle år

	(1) Dprobit Conservatives 1981	(2) Dprobit Conservatives 1981	(3) Dprobit Conservatives 1991	(4) Dprobit Conservatives 1991	(5) Dprobit Conservatives 1999	(6) Dprobit Conservatives 1999
Lnhhinntekt	0.005 (0.89)	-0.003 (0.36)	0.027 (3.84)**	0.022 (2.39)*	0.016 (3.63)**	0.005 (0.85)
Lnlønn far		-0.008 (0.76)		-0.005 (0.53)		0.009 (1.22)
Eier bolig	0.128 (5.49)**	0.044 (1.27)	0.208 (8.85)**	0.167 (4.71)**	0.134 (6.06)**	0.126 (4.41)**
scII		0.052 (0.54)		0.073 (1.07)		0.006 (0.17)
scIIInm		0.219 (2.53)*		0.087 (1.26)		0.009 (0.23)
scIIIm		0.022 (0.25)		-0.023 (0.32)		-0.069 (1.74)
scIV		0.074 (0.81)		0.114 (1.52)		0.006 (0.14)
scV		0.083 (0.69)		0.005 (0.05)		-0.166 (2.82)**
Far arb.led		-0.053 (0.69)		-0.122 (1.64)		-0.010 (0.18)
scII far		0.073 (0.57)		-0.081 (0.90)		-0.001 (0.01)
scIIInm far		-0.102 (0.92)		-0.148 (1.67)		-0.043 (0.73)
scIIIm far		-0.134 (1.18)		-0.224 (2.65)**		-0.106 (1.85)
scIV far		-0.026 (0.23)		-0.234 (2.92)**		-0.115 (2.21)*
scV far		-0.105 (0.97)		-0.221 (2.54)*		-0.154 (3.08)**
Observasjoner	1991	816	3941	1423	4570	1905

Robust z- observator i parentes. * sign. ved 5%; ** sign. ved at 1%. Kontrollvariable som i tabell 9

Resultatene viser at koeffisientene til husholdningsinntektsvariabelen ikke skiller seg mye fra OLS estimatene i tabell 8 og tabell 20 i appendiks. I den grunnleggende regresjonen er

koeffisientene 0,005 i 1981 og 0,003 med OLS. 0,027 i 1991 og 0,021 med OLS. 0,016 i 1999 og 0,013 med OLS. Alle estimatene er altså noe høyere med probitregresjon. I den fulle regresjonen er estimatene enda litt nærmere estimatene fra OLS. I 1981 gir probit en koeffisient lik -0,003, OLS gir -0,002. I 1991 gir probit 0,022, OLS gir 0,017 og i 1999 gir probit 0,005 mens OLS gir 0,006. Det største avviket ser vi altså i 1991, og dette kan som sagt henge sammen med at det er mer målefeil dette året med fire år siden forrige valg i forhold til to år i 1981 og 1999. Koeffisienten på det å eie egen bolig er svært nær koeffisientene fra OLS, det samme med koeffisientene på sosial klasse og fars inntekt og sosiale klasse.

Som nevnt i metodedelen gir en fast-effekt probitregresjon inkonsistente resultater, og er også vanskelig å gjøre i Stata, jeg har derfor ikke inkludert dette her.

Konklusjonen er at for en gjennomsnittsvælger er en lineær modell en god tilnærming, og resultatene fra tilfeldig effekt-modellen og fast-effekt modellen vil ikke være mye forskjellige fra resultatene vi ville fått med en ikke-lineær modell.

8. Konklusjon

Jeg har undersøkt empirisk om inntekt er bestemmende for politisk stemmegivning. Tilsynelatende har inntekt stor effekt når jeg bruker tradisjonelle regresjonsmetoder som OLS og tilfeldige effekter. Når jeg imidlertid kontrollerer for uobserverbare faste effekter i en fast-effekt modell reduseres effekten av inntekt. Den blir fem ganger mindre og ikke signifikant. På kort sikt gir altså en inntektsendring lite utslag på stemmegivning, og dette strider mot tradisjonelle modeller i politisk økonomi som legger stor vekt på egen inntekt som bestemmende for politiske valg.

Høyere inntekt vil i seg selv gjøre det mindre lønnsomt å stemme på venstrevridde partier, men inntekt er ikke det eneste som kan forklare politiske valg. Et individ har fått kunnskap om hvordan samfunnet fungerer fra han ble født, og en inntektsendring vil ikke endre disse kunnskapene. Politiske standpunkt vil derfor ikke endres så raskt selv om man opplever en inntektsendring. Jeg finner at en stor del av de faste individuelle effektene er knyttet til fars inntekt og sosiale klasse, og at dette har like stor effekt på stemmegivning som egen inntekt på lang sikt. En endring i inntekt bruker derfor generasjoner på å få full effekt. Medianvelger-teoriens utgangspunkt at egen inntekt har stor effekt på stemmegivning på kort sikt finner jeg altså liten støtte for empirisk.

Den enkle versjonen av medianvelger-teorien impliserer også at partiene skal bevege seg etter preferansene til velgerne for å få flest mulig velgere. I Storbritannia har både Labour og Conservatives beveget seg i mer liberalistisk retning, og Labour har i stor grad beveget seg mot høyre de senere år. En mulig forklaring på hvorfor inntekt har lite å si for stemmegivning kan være at de politiske partiene tilpasser seg mer etter velgerne enn velgerne selv skifter parti når inntekten øker.

Referanser

- Abercrombie, N. Og A. Warde (2000): *Contemporary British Society*, 3rd ed. Cambridge: Polity Press.
- Barth, E., Moene, K. og M. Wallerstein (2003): *Likhet under press. Utfordringer for den skandinaviske velferdsmodellen*. Gyldendal Akademisk.
- Cook, C. Og J. Stevenson (2001): *The Longman Handbook of Modern British History 1714-2001*, 4th ed. Pearson Education.
- Corneo, G. og H.P. Grüner (2002): "Individual preferences for political redistribution". *Journal of Public Economics* 83: 83-107.
- Dearlove, J. og P. Saunders (2000): *Introduction to British Politics*. Cambridge: Polity Press.
- Dixit, A. og J. Londregan (1996): "The determinants of success of special interests in redistributive politics". *Journal of Politics* 58: 1132-55.
- Goldthorpe, J. (with Llewellyn, C. and Payne, C.) (1980) *Social Mobility and Class Structure in Modern Britain*. 1st edn. Oxford: Clarendon Press.
- Grossman, G.M., og E. Helpman (2001): *Special Interest Politics*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Hausmann, J. "Specification tests in econometrics". *Econometrica*, 43: 727-738
- Heath, A., Jowell, R., Curtice, J., Evans, G., Field, J. og Witherspoon, S. (1991): *Understanding Political Change: The British Voter 1964-1987*. Oxford: Pergamon.
- Heidar, K. og E. Berntzen (1993): *Vesteuropeisk Politikk. Partier, regjeringer, makt, styreform*. Universitetsforlaget.
- Hibbs, D. A. (2000): "Bread and peace voting in U.S. presidential elections". *Public Choice* 104: 149-80.
- Hotelling, H. (1929): "Stability in Competition". *Economic Journal* 39: 41-57
- Lijphart, A. (1999): *Patterns of Democracy*. Yale University Press, New Haven and London.
- Lind, J. T. (2005): "Do the rich vote Conservative because they are rich?". Mimeo, University of Oslo.
- Lindbeck, A. og J. Weibull (1987): "Balanced-budget redistribution as the outcome of political competition". *Public Choice* 52: 273-97.
- Lindert, P.H. (2004): *Growing Public*. Cambridge: Cambridge University Press.

-
- Maddala, G.S (1987): "Limited Dependent Variable Models Using Panel Data".
The Journal of Human Resources 22: 307-338.
- Meltzer, A. og S. Richard (1981): "A rational theory of the size of government".
Journal of Political Economy 89: 914-27.
- Neyman, J. og E.L. Scott (1948): "Consistent Estimates Based on Partially Consistent Observations". *Econometrica* 16, no 1: 1-32
- Persson, T. og G. Tabellini (2000): *Political Economics: Explaining Economic Policy*.
Cambridge, MA: MIT Press.
- Piketty, T. (1995): "Social mobility and redistributive politics".
Quarterly Journal of Economics 110: 551-84.
- Ravallion, M. og M. Lokshin (2000): "Who wants to redistribute? The tunnel effect in 1990s Russia". *Journal of Public Economics* 76: 87-104.
- Roberts, K.W.S (1977): "Voting over income tax schedules".
Journal of Public Economics 8: 329-40.
- Romer, T. (1975): "Individual welfare, majority voting, and the properties of a linear income tax". *Journal of Public Economics* 4: 163-85.
- White, H. (1980): "A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity". *Econometrica* 50, 2: 483-500.
- Wooldridge, J. M. (2002): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*.
Cambridge, MA: MIT Press.

Appendiks

Tabell 1

Deskriptiv statistikk, samlet alle år. Gjennomsnitt av alle variable for de forskjellige partiene.

	Alle	Conservatives	Labour	Liberal
Log husholdningsinntekt	4,99	5,50	4,90	5,42
Log lønn far	2,79	3,05	2,75	2,86
Eier egen bolig	0,73	0,84	0,63	0,81
scI	0,04	0,05	0,03	0,06
scII	0,23	0,28	0,22	0,29
scIII _{nm}	0,23	0,27	0,20	0,25
scIII _m	0,19	0,15	0,20	0,15
scIV	0,13	0,09	0,15	0,10
scV	0,03	0,02	0,04	0,02
Far ikke jobb	0,05	0,03	0,07	0,04
scI far	0,05	0,08	0,04	0,10
scII far	0,20	0,30	0,14	0,27
scIII _{nm} far	0,09	0,12	0,08	0,10
scIII _m	0,44	0,36	0,48	0,38
scIV far	0,15	0,10	0,17	0,12
scV far	0,06	0,03	0,07	0,02
Mann	0,52	0,48	0,50	0,47
Barn	0,56	0,53	0,61	0,56
Gift	0,64	0,68	0,65	0,67
Mottar støtte fra staten	0,58	0,55	0,63	0,58
Arbeidsledig	0,05	0,03	0,06	0,04
Hjemneværende	0,11	0,11	0,10	0,10
Under utdanning	0,03	0,03	0,02	0,03
Medlem av fagforening	0,36	0,29	0,44	0,38
Kristen	0,63	0,67	0,63	0,65
Ingen utdanning	0,44	0,35	0,44	0,30
Nvq1	0,13	0,15	0,13	0,14
Nvq2	0,09	0,09	0,09	0,08
Nvq3	0,11	0,13	0,12	0,12
Nvq45	0,23	0,27	0,23	0,37

Tabell 2

Deskriptiv statistikk, 1981. Gjennomsnitt av alle variable for de forskjellige partiene.

	Alle 1981	Conservatives 1981	Labour 1981	Liberal 1981
Log husholdningsinntekt	3,84	4,50	3,72	4,36
Log lønn far	2,79	2,99	2,81	2,88
Eier egen bolig	0,51	0,66	0,49	0,56
scI	0,02	0,04	0,01	0,03
scII	0,15	0,20	0,13	0,20
scIII _{nm}	0,31	0,40	0,28	0,38
scIII _m	0,23	0,17	0,25	0,19
scIV	0,16	0,09	0,19	0,11
scV	0,04	0,02	0,05	0,01
Far ikke jobb	0,06	0,03	0,07	0,03
scI far	0,05	0,08	0,03	0,11
scII far	0,20	0,32	0,11	0,28
scIII _{nm} far	0,09	0,12	0,07	0,10
scIII _m	0,44	0,33	0,52	0,35
scIV far	0,15	0,10	0,17	0,12
scV far	0,06	0,02	0,07	0,02
Mann	0,52	0,48	0,52	0,50
Barn	0,26	0,16	0,29	0,17
Gift	0,45	0,41	0,47	0,40
Mottar støtte fra staten	0,34	0,22	0,38	0,25
Arbeidsledig	0,10	0,05	0,11	0,07
Hjemneværende	0,12	0,08	0,13	0,08
Under utdanning	0,06	0,08	0,05	0,09
Medlem av fagforening	0,59	0,59	0,64	0,62
Kristen	0,58	0,65	0,57	0,58
Ingen utdanning	0,50	0,38	0,52	0,38
Nvq1	0,12	0,14	0,11	0,13
Nvq2	0,09	0,10	0,09	0,07
Nvq3	0,12	0,13	0,13	0,13
Nvq45	0,19	0,25	0,16	0,28

Tabell 3

Deskriptiv statistikk, 1991. Gjennomsnitt av alle variable for de forskjellige partiene.

	Alle 1991	Conservatives 1991	Labour 1991	Liberal 1991
Log husholdningsinntekt	5,38	5,70	5,11	5,62
Log lønn far	2,79	3,01	2,68	2,86
Eier egen bolig	0,80	0,89	0,71	0,85
scI	0,04	0,05	0,03	0,06
scII	0,22	0,25	0,19	0,25
scIII _{nm}	0,19	0,22	0,16	0,21
scIII _m	0,16	0,14	0,18	0,13
scIV	0,12	0,10	0,14	0,11
scV	0,03	0,02	0,04	0,02
Far ikke jobb	0,06	0,03	0,08	0,04
scI far	0,05	0,07	0,04	0,09
scII far	0,20	0,28	0,14	0,25
scIII _{nm} far	0,09	0,11	0,08	0,09
scIII _m	0,44	0,39	0,47	0,40
scIV far	0,15	0,10	0,17	0,12
scV far	0,06	0,03	0,08	0,03
Mann	0,52	0,47	0,50	0,47
Barn	0,72	0,71	0,74	0,70
Gift	0,80	0,83	0,78	0,81
Mottar støtte fra staten	0,71	0,70	0,74	0,69
Arbeidsledig	0,04	0,02	0,06	0,03
Hjemneværende	0,14	0,15	0,14	0,14
Under utdanning	0,006	0,005	0,007	0,006
Medlem av fagforening	0,29	0,22	0,40	0,34
Kristen	0,50	0,55	0,46	0,55
Ingen utdanning	0,43	0,34	0,44	0,28
Nvq1	0,13	0,16	0,12	0,13
Nvq2	0,09	0,09	0,08	0,09
Nvq3	0,11	0,13	0,12	0,11
Nvq45	0,24	0,27	0,24	0,39

Tabell 4

Deskriptiv statistikk, 1999. Gjennomsnitt av alle variable for de forskjellige partiene.

	Alle 1999	Conservatives 1999	Labour 1999	Liberal 1999
Log husholdningsinntekt	5,51	5,99	5,43	5,83
Log lønn far	2,79	3,20	2,73	2,85
Eier egen bolig	0,81	0,91	0,79	0,89
scI	0,05	0,06	0,04	0,08
scII	0,32	0,40	0,30	0,40
scIII _{nm}	0,18	0,21	0,17	0,18
scIII _m	0,17	0,13	0,19	0,12
scIV	0,10	0,08	0,12	0,08
scV	0,03	0,10	0,03	0,02
Far ikke jobb	0,06	0,02	0,07	0,04
scI far	0,05	0,08	0,05	0,09
scII far	0,20	0,31	0,16	0,28
scIII _{nm} far	0,09	0,12	0,09	0,10
scIII _m	0,44	0,35	0,46	0,38
scIV far	0,15	0,09	0,15	0,12
scV far	0,06	0,02	0,06	0,03
Mann	0,52	0,49	0,48	0,47
Barn	0,75	0,76	0,77	0,77
Gift	0,71	0,78	0,70	0,77
Mottar støtte fra staten	0,72	0,72	0,74	0,77
Arbeidsledig	0,02	0,10	0,03	0,01
Hjemneværende	0,07	0,08	0,06	0,07
Under utdanning	0,006	0,005	0,008	0,002
Medlem av fagforening	0,28	0,20	0,37	0,30
Kristen	0,81	0,87	0,80	0,82
Ingen utdanning	0,39	0,30	0,36	0,22
Nvq1	0,15	0,18	0,16	0,14
Nvq2	0,09	0,09	0,09	0,08
Nvq3	0,11	0,12	0,11	0,11
Nvq45	0,26	0,32	0,29	0,44

Tabell 10

OLS-regresjoner. Labour-velgere alle år

	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS
	Labour 81	Labour 91	Labour 99
Log husholdningsinntekt	0.001 (0.16)	-0.027 (5.85)**	-0.010 (2.94)**
Eier egen bolig	-0.124 (4.98)**	-0.182 (8.03)**	-0.156 (6.64)**
Mann	0.036 (1.35)	0.011 (0.63)	-0.014 (0.90)
Barn	0.093 (2.23)*	0.013 (0.39)	0.105 (3.71)**
Gift	0.044 (1.09)	0.150 (2.40)*	-0.043 (1.80)
Mottar støtte fra staten	0.039 (0.93)	0.059 (1.68)	-0.047 (1.90)
Arbeidsledig	0.109 (2.20)*	0.086 (1.78)	0.031 (0.49)
Hjemmeværende	0.031 (0.71)	-0.001 (0.05)	-0.067 (2.27)*
Under utdanning	0.033 (0.64)	0.069 (0.69)	0.151 (1.34)
Medlem av fagforening	0.102 (3.58)**	0.174 (10.42)**	0.174 (11.41)**
Kristen	-0.037 (1.60)	-0.061 (3.97)**	-0.080 (4.17)**
Nvq1	-0.020 (0.59)	-0.094 (3.98)**	-0.016 (0.70)
Nvq2	-0.061 (1.54)	-0.076 (2.70)**	0.020 (0.74)
Nvq3	-0.016 (0.44)	-0.057 (2.26)*	-0.031 (1.21)
Nvq45	-0.135 (3.87)**	-0.095 (4.92)**	-0.109 (5.84)**
Constant	0.487 (8.85)**	0.478 (6.90)**	0.790 (20.63)**
Observasjoner	1991	3941	4570
R ²	0.07	0.09	0.06

Robust t-observator i parentes. * sign. ved 5%; ** sign. ved 1%

Tabell 11
OLS-regresjoner. Liberal-velgere alle år

	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS
	Liberals 81	Liberals 91	Liberals 99
Log husholdningsinntekt	-0.119 (0.92)	0.004 (1.53)	-0.000 (0.16)
Eier egen bolig	0.218 (0.37)	0.024 (1.47)	0.040 (2.66)**
Mann	-1.301 (1.96)*	0.003 (0.24)	-0.023 (2.15)*
Barn	1.129 (1.18)	0.005 (0.18)	-0.031 (1.75)
Gift	0.189 (0.23)	0.017 (0.32)	0.022 (1.47)
Mottar støtte fra staten	-1.274 (1.30)	0.010 (0.38)	0.059 (4.01)**
Arbeidsledig	1.213 (1.04)	0.043 (1.20)	0.039 (0.82)
Hjemmeværende	-0.470 (0.46)	0.021 (1.14)	-0.006 (0.28)
Under utdanning	-0.449 (0.41)	0.027 (0.31)	-0.150 (9.81)**
Medlem av fagforening	1.125 (1.90)	0.008 (0.64)	-0.024 (2.31)*
Kristen	-0.540 (0.92)	0.019 (1.55)	0.009 (0.67)
nvq1	-0.190 (0.23)	0.019 (1.05)	0.013 (0.93)
nvq2	-0.162 (0.18)	0.027 (1.24)	0.009 (0.54)
nvq3	0.478 (0.51)	-0.005 (0.29)	0.028 (1.62)
nvq45	-1.039 (1.53)	0.099 (6.19)**	0.092 (6.84)**
Constant	2.299 (1.77)	0.036 (0.66)	0.036 (1.45)
Observasjoner	2022	3941	4570
R ²	0.01	0.02	0.02

Robust t-observator i parentes. * sign. ved 5%; ** sign. ved 1%

Tabell 16
Tilfeldige-effekter kun med år 1991 og 1999

	(1) Tilfeldige effekter	(2) Tilfeldige effekter	(3) Tilfeldige effekter	(4) Tilfeldige effekter	(5) Tilfeldige effekter
Log husholdningsinntekt	Conservatives 0.011 (4.64)**	Conservatives 0.011 (4.48)**	Conservatives 0.008 (2.41)*	Conservatives 0.008 (2.16)*	Conservatives 0.015 (2.85)**
Log husholdningsinntekt 99					-0.012 (1.89)+
Log lønn far			0.007 (1.95)+	0.002 (0.29)	0.002 (0.30)
Eier egen bolig	0.146 (9.58)**	0.142 (8.82)**	0.133 (5.99)**	0.126 (5.66)**	0.126 (5.62)**
scII		0.040 (1.95)	0.023 (0.73)+	0.011 (0.35)	0.020 (0.62)
scIII _{nm}		0.031 (1.40)	0.014 (0.43)	0.001 (0.05)	0.009 (0.26)
scIII _m		-0.056 (2.42)*	-0.070 (2.07)*	-0.072 (2.10)*	-0.064 (1.87)+
scIV		-0.008 (0.35)	0.031 (0.90)	0.030 (0.86)	0.037 (1.06)
scV		-0.075 (2.03)*	-0.084 (1.75)+	-0.081 (1.68)+	-0.074 (1.53)
Far arbeidsledig				-0.048 (1.02)	-0.047 (0.99)
scII far				-0.042 (0.70)	-0.042 (0.71)
scIII _{nm} far				-0.120 (1.93)+	-0.119 (1.93)+
scIII _m far				-0.179 (3.24)**	-0.180 (3.26)**
scIV far				-0.205 (3.56)**	-0.206 (3.58)**
scV far				-0.245 (3.86)**	-0.245 (3.86)**
Observasjoner	8511	7821	3369	3328	3328
Ant id	6100	5843	2523	2494	2494

Absoluttverdi av z-observator i parentes. * sign. ved 5%; ** sign. ved 1%; + sign. Ved 10%. Kontrollvariable som i tabell 6

Tabell 18
Fast-effekt modell på 1991 og 1999

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Fast-effekter	Fast-effekter	Fast-effekter	Fast-effekter
	Conservatives	Conservatives	Conservatives	Conservatives
Log bruttolønn	-0.001 (0.56)			
Log husholdningsinntekt		0.001 (0.20)	0.002 (0.44)	0.010 (1.50)
Log husholdningsinntekt 99				-0.011 (1.64)
Eier egen bolig	0.032 (1.50)	0.015 (0.52)	0.017 (0.53)	0.016 (0.50)
scII			0.041 (1.21)	0.045 (1.34)
scIII _{nm}			-0.007 (0.18)	-0.003 (0.09)
scIII _m			0.007 (0.18)	0.010 (0.25)
scIV			0.052 (1.30)	0.056 (1.39)
scV			-0.007 (0.11)	-0.001 (0.02)
Observasjoner	11325	8511	7821	7821
Ant id	7678	6100	5843	5843
R ²	0.12	0.12	0.13	0.13

Absolutt-verdi av t-observator i parentes. * signifikant ved 5%; ** signifikant ved 1%. Kontrollvariable som tabell 10

Tabell 21
OLS på full modell alle år.

	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS
	Conservatives 81	Conservatives 91	Conservatives 99
Log husholdningsinntekt	-0.002 (0.42)	0.017 (2.95)**	0.006 (1.24)
Log lønn far	-0.005 (0.63)	-0.003 (0.43)	0.007 (1.20)
Eier egen bolig	0.038 (1.17)	0.159 (4.92)**	0.121 (4.96)**
scII	0.023 (0.28)	0.067 (1.07)	0.006 (0.14)
scIIInm	0.184 (2.76)**	0.081 (1.28)	0.008 (0.19)
scIIIInm	0.003 (0.04)	-0.020 (0.31)	-0.070 (1.72)
scIV	0.044 (0.66)	0.102 (1.52)	0.002 (0.04)
scV	0.053 (0.59)	0.014 (0.16)	-0.150 (3.55)**
Far arb.led	-0.030 (0.48)	-0.104 (1.63)	-0.012 (0.23)
scII far	0.099 (0.71)	-0.076 (0.89)	-0.001 (0.01)
scIIInm far	-0.112 (0.79)	-0.154 (1.73)	-0.058 (0.71)
scIIIInm far	-0.129 (1.02)	-0.216 (2.83)**	-0.123 (1.70)
scIV far	-0.026 (0.20)	-0.247 (3.09)**	-0.151 (2.02)*
scV far	-0.118 (0.89)	-0.245 (2.73)**	-0.208 (2.71)**
Observasjoner	816	1423	1905
R ²	0.10	0.10	0.06

Robust t-observator i parentes. * sign. ved 5%; ** sign. ved 1%. Kontrollvariable som tabell 10