

GÖTEBORGS UNIVERSITET
Statsvetenskapliga institutionen

Att mäta partiuppsättningar - En jämförelse mellan tre olika operationaliseringar

Kandidatuppsats i Statsvetenskap
HT 2010

Elias Markstedt

Handledare: Henrik Ekengren Oscarsson

Antal ord: 8 436 (inkluderat fotnoter)

INNEHÅLL

ABSTRACT	3
1. INLEDNING.....	3
2. FRÅGESTÄLLNING, HYPOTESER och FORSKNINGSDSIGN.....	5
3. TIDIGARE FORSKNING	7
3.1. Partiuppsättningsmått eller inte?.....	8
4. E-PANELEN	9
4.1. Metod och operationaliseringar	10
5. RESULTAT.....	12
5.1. Regressionsresultat.....	19
6. DISKUSSION	21
7. AVSLUTANDE ANMÄRKNINGAR	24
8. REFERENSER.....	25
9. APPENDIX.....	28

ABSTRACT

Partiuppsättningsmodeller används mer och mer inom opinionsforskningen för att underlätta förståelsen och förklaringar av väljarbeteende. Tidigare modeller, som den populära partiidentifikationsmodellen, har visat sig alltmer oanvändbara i främst västeuropeisk politisk kontext, främst p.g.a. större väljarrörlighet och mer individualiserade röstningsmönster. Partiuppsättningsmodellen kan grovt delas in i två steg; 1) partiuppsättning, där en väljare valt ut ett eller flertal partier hon eller han kan tänka sig att rösta på och 2) partival, det slutgiltiga valet av ett parti som per definition ingått i partiuppsättningen.

Uppsatsen lägger fokus på steg 1) och hur man kan mäta vilka partier en väljare väljer mellan. Jag utgår från datamaterial från 2010 års e-panel, en kampanjpanel som genomförs inom ramen för Valforskningsprogrammet på Statsvetenskapliga institutionen vid Göteborgs Universitet. Tre olika mått på partiuppsättningar – *affektion*, *trolighet* och *övervägande* – jämförs med främst deskriptiva medel. Baserat på min hypotes om minskande partiuppsättningar ju närmre valdagen man kommer, konstaterar jag att *övervägande* bäst stämmer överens med den teoretiska bilden.

I. INLEDNING

"I en enkät inför valet [2010] svarade en ung förstagångsväljare att han skulle rösta 'på det parti som bäst gynnar mina intressen'. (...) Synen på politik som ett smörgåsbord för den enskilda individen att förse sig ifrån känns helt enkelt inte särskilt tilltalande och det som oroar är att den tycks breda ut sig."
(Eva-Lotta Hultén, GP 7/10 2010)

Bilden som ges ovan är talande för det som håller på att hända i främst västeuropeiska och amerikanska demokratier. Det är något som var otänkbart bara för ett par decennier sedan. Statsvetare har alltmer kunnat skönja grundläggande värdeförändringar i stora delar av elektoraten i Europa och i Nordamerika. Tidigare har klassröstning och partiidentifikation varit dominerande kännetecken hos många demokratier i väst. Vad man de senaste årtiondena har sett, är minskande identifikation med partier, större andel osäkra väljare under valrörelserna och större rörlighet mellan partier och block (se t.ex. Pedersen 1990:195f; Holmberg & Oscarsson 2004:141f; Schmitt-Beck et al. 2005; Arcuri 2008; Oscarsson & Rosema 2008; för en motsatt bild se t.ex. Schickler & Green 1997; Bartels 2000).

Tolkningen man kan göra är att det skett en grundläggande förändring av hur många människor agerar. Vi rör oss från ett kollektivt präglat samhälle till ett där individualitet premieras och

valmöjligheter av alla de slag utökas.

En av opinionsforskningens stora frågor är hur man ska förstå väljarbeteende (varför och hur väljare väljer) och vad det säger om samhället och dess utveckling i stort (Schmitt & Wessels 2005:4; van der Eijk et al. 2006:444f). Dagens föränderliga situation har inte direkt gjort det lättare att ställa politikdiagnoser. Problemet ligger i att få grepp om det (något paradoxala) individuella handlandet i ett väljarkollektiv.

Modeller för att spåra förklaringar till varför ”det gick som det gick” utvecklades redan på 50-60-talen med utgångspunkt i amerikansk kontext. Resultatet blev den s.k. *Michigan*-modellen eller *partiidentifikationsmodellen*. Idén bakom modellen bygger – som namnet antyder – på att väljare röstar på partier som man identifierar sig med. Men som nämndes ovan har förutsättningen för forskningen förändrats och nya förklaringsmodeller har eftersökts. *Partiuppsättningsmodellen* är en av de mest lovande (eng. *consideration set*, *choice set* alt. *party set*). Modellen bygger på idén om att val görs i flera steg. I det första steget väljer den presumtive väljaren bort otänkbara partier för att landa i en uppsättning möjliga alternativ – partiuppsättningen. Den kan bestå av ett, två, tre eller fler tänkbara partier. Utifrån partiuppsättningen sker det andra steget i valprocessen – val av slutgiltigt parti.

Sverige är inte minst ett gott exempel på förändringen som målats upp (Holmberg & Oscarsson 2004:kap 6; Oscarsson 2009:3f). Därför blir också partiuppsättningsmodellen intressant för dagens svenska politik, då mycket tyder på att den tidigare så dominerande partiidentifikationen med dess klassröstning är på långsam nedgång i Sverige (Holmberg & Oscarsson 2004:kap 6). Man kan också se en generell destabilisering av det svenska partisystemet med fler partier. 1991 är den tydliga brytpunkten mellan det tidigare så stabila svenska fempartisystemet och dagens mer flytande sju-åttapartisystem (Oscarsson et al. 1997:4; Holmberg & Oscarsson 2004:85). Då är de inte heller förvånande att en större andel av väljarna är osäkra¹. Eftersom många val är jämna kan det vara de obeslutsamma och obundna väljarna som i slutändan påverkar valutgången (Arcuri et al. 2008). I den situationen kan partiuppsättningsmodellen vara nyckeln till varför det gick som det gick (Oscarsson et al. 1997:4).

Oscarsson och Rosema (2008) listar tre huvudsakliga områden inom partiuppsättningsforskningen: 1) identifiering av väljares ”riktiga” partiuppsättning som övervägs när det är val, 2) detaljerad kartläggning av hur valprocessen faktiskt ser ut under valrörelser och 3) förbättring av förklaringsmodeller för utfallet av en valprocess (jmf. med van der Eijk et al. 2006:427 för en lik-

¹ Enligt preliminära resultat från vallokalsundersökningen 2010 minskade andelen partibytare från 34 % 2002-2006 till 33 % (Valu 2010). Det är ingen stor minskning, men signalerar ändå om ett trendbrott. Rimligtvis finns det en övre gräns för hur många som byter parti mellan valen, men det är svårt att sja om den gränsen nåtts eller ej.

ande uppställning). Alla tre områdena behöver utvecklas för att partiuppsättningsmodellen ska få en framtida praktisk användning. En sådan användning skulle kunna vara, förutom det inomvetenskapliga målet att öka förståelsen av valprocessen, att publika opinionsundersökningar innehöll fakta om vilka partier som i realiteten övervägs av olika väljare.

I den här uppsatsen kommer fokus att ligga främst på punkt 1, hur man identifierar partiuppsättningar.

2. FRÅGESTÄLLNINGAR, HYPOTESER OCH FORSKNINGSDSIGN

Med hjälp av data från e-panelsundersökningen som genomfördes under det svenska riksdagsvalet 2010, ämnar jag göra en främst deskriptiv undersökning av *hur partiuppsättningar förändras på kort sikt*. Jag kommer att undersöka hur tre olika operationaliseringar av partiuppsättningar; *affektion*, *trolighet* och *övervägande*, förändras över tid. Jag ställer mig frågan om de olika operationaliseringarna skiljer sig åt på något annat sätt än i relativ storlek och om de är stabila under valrörelser.

Anledningen till att jag valt just det här studieobjektet är att det tidigare inte gjorts några detaljerade beskrivande studier av korttidsförändringar av partiuppsättningar och dess operationaliseringar. Som nämndes ovan, kan en sådan studie vara till fördel för fortsatt forskning kring hur man identifierar partiuppsättningar.

För att bättre kunna generalisera resultaten har jag valt att undersöka de tre olika måtten på partiuppsättning som finns tillgängliga i e-panelsmaterialet. En följd av detta blir också att man får möjligheten att säga något om validiteten för de olika operationaliseringarna av det teoretiska begreppet partiuppsättning. Man kan få möjlighet att avgöra vilket mått på partiuppsättningsstorlek som är mest ”träffsäker” och därmed kanske mest användbar. Det skulle också underlätta ansträngningar att göra undersökningar över tid och mellan länder (Oscarsson & Rosema 2008).

En lite mer explorativ undersökning om korttidsförändringen av mäns och kvinnors partiuppsättningsstorlek kommer också att genomföras. I åtskilliga studier konstateras det att skillnader i politiska uttryck mellan könen finns, där kvinnor oftare utpekas som mer osäkra (t.ex. Rae Atkeson & Rapoport 2003). Så frågan är om och i så fall hur kvinnor och mäns förändring av partiuppsättningar skiljer sig åt. Slutligen försöker jag formulera en teori vad möjliga skillnader kan bero på och vad det kan få för konsekvenser för partiuppsättningsmodellen.

Huvudhypotesen är att *man bör kunna se en generell minskning av partiuppsättningar ju närmre valet man kommer*. För att formellt testa hypotesen använder jag mig av t-test för att jämföra partiuppsättningsstorlek vid olika tidpunkter.

Bakom hypotesen ligger en intuitiv logik, men även idéer om hur människor agerar när man står inför val mellan ett antal olika alternativ. När väljaren väl står i vallokalen för att lägga sin röst bör alternativen vara färre än tidigare under valrörelsen. Väljaren har funderat över de olika alternativen och rationaliserat bort vissa partier för att det slutgiltiga valet ska bli enklare. Hypotesen bygger på att väljare är rationella aktörer, d.v.s. en *rational choice*-idé. Även om enskilda aktörer kan agera irrationellt, bör man kunna se rationellt agerande på ett aggregerat plan.

För att validera resultatet formulerar jag även en hjälphypotes; *storleken på partiuppsättningar är mindre hos de väljare som gör sitt partival tidigare än hos dem som gör partivalet senare*. Hypotesen bygger på samma logik som huvudhypotesen. Ju längre en väljare kommit i sin urvalsprocess med bortrationalisering av alternativ, desto mindre är partiuppsättningen. På så sätt kan två olika grupper – de som bestämt sig tidigt och de som bestämt sig sent – representera två olika tidpunkter i processen (Oscarsson & Holmberg 2008:166; jmf. även med Bolstein (1991) som kommer fram till att sannolikheten att rösta är högre hos dem som svarar tidigt på opinionsundersökningar än de som svarar sent).

Ytterligare en hjälphypotes är tänkbar, som i likhet med de två tidigare hypoteserna, även den är relaterad till tidsaspekten. Ju äldre en väljare blir, desto mer tid har han eller hon ägnat åt att fundera över vilka partier man kan tänka sig att rösta på (se t.ex. Franklin & Jackson 1983). Faktum är att ju äldre väljare blir desto mindre verkar partiuppsättningarna bli². Men ålder handlar snarare om långtidseffekter än korttidseffekter, vilket gör att det inte är direkt relevant för frågeställningen.

Slutligen kommer jag att genomföra multivariata regressionsanalyser för att validera tidseffekten på de olika operationaliseringarna, under kontroll för ett antal andra vanligt använda förklaringsvariabler – s.k. *usual suspects* (se avsnitt 4.1). I regressionen är partiuppsättningsmått *affektion*, *trolighet* och *överbäggande* beroende variabler, medan tidsvariabeln, *partivaltidspunkt* och ett antal kontrollvariabler som kön, ålder och utbildning är oberoende variabler.

² Utför man en regression där *överbäggande* (d.v.s. genomsnittligt antal överbäggda partier) vid olika tidpunkter är beroende variabel och ålder är en oberoende variabel får man följande medeleffekt:

$$\bar{\beta} = \frac{\sum_{v=\text{rekr}}^{v37} \beta_{\text{tidpunkt}}}{5} = \frac{\beta_{\text{rekr}} + \beta_{v34} + \beta_{v35} + \beta_{v36} + \beta_{v37}}{5} \approx \frac{-0.014 - 0.011 - 0.010 - 0.013 - 0.008}{5} \approx -0.011$$

Alltså blir effekten minus 0,011 överbäggda partier för varje år äldre man blir. I snitt skulle en 50-årig väljare ha ca. 0,2 färre partier i sin partiuppsättning än en 30-åring ($-0.011 \cdot (50-30) = -0.22$). Alla koefficienter var signifikanta vid en 99 % säkerhetsnivå.

3. TIDIGARE FORSKNING

Partiuppsättningsmodellens föregångare – partiidentifikationsmodellen – baserades ursprungligen på det amerikanska tvåpartisystemets politiska verklighet (Belknap & Campbell 1951), men användes även i försök att förklara europeiskt väljarbeteende (se t.ex. Campbell & Valen 1961). När europeiska statsvetare försökte applicera modellen på de europeiska flerpartisystemen uppstod dock ett flertal problem (Oscarsson et al. 1997:2; Holmberg & Oscarsson 2004:141f). Gamla sanningar om att partisystems stabilitet och individuella väljarbeteende i grunden helt var dikterat av långsiktiga faktorer – såsom ideologisk hemvist och social bakgrund – stötte på patrull. Som Thomassen (1994:243) uttrycker det, blev opinionsforskarna i Europa förvånade av den till synes minskade vikten av sociala skiljelinjer (läs klass) och ökande väljarrörligheten (se även Franklin & Mughan 1978; Mair 1997).

Rosema (2006:470f) framhåller också att partianhängarskap (eller partiidentifikation) till partier fungerar på olika sätt i Europa och i Amerika. Partiidentifikation enligt traditionella kriterier, är enligt Thomassen och Rosema (2006) inte mycket mer än ett uttryck för partipreferens vid en enskild tidpunkt. Med den här bakgrunden har fokus inom europeisk väljarforskning alltmer kommit att riktas mot partiuppsättningsmodellen.

För att på ett enkelt sätt beskriva skillnaderna mellan partiidentifikations- och partiuppsättningsmodellen, kan man säga är att den tidigare baseras på identifikation med ett specifikt parti medan den senare baseras på ideologisk identifikation (Holmberg & Oscarsson 2004:142). Partiuppsättningsmodellen bygger på att väljare befinner sig inom ett sorts ideologiskt intervall, där inte bara ett utan ett flertal partier kan befinna sig. Dessa partier ingår i partiuppsättningen.

Modellen har mycket att tacka andra forskningsområden för. Dels bygger den på s.k. *social judgement*-teorier från socialpsykologin och dels på konsumentteorier inom den ekonomiska vetenskapen. *Social judgement*-teorier stipulerar att människor kan sortera in olika objekt, som t.ex. individer eller sociala grupper, i tre olika ”bedömningszoner”; acceptanszonen, den neutrala zonen och förkastelsezonen (eng. *latitude of rejection*, *latitude of non-commitment* och *latitude of rejection*) (se bl.a. Sherif 1963). Zonerna kommer att bli viktiga för diskussionen nedan om de olika operationaliseringarnas validitet.

Det andra stora bidraget kommer från konsument- och marknadsföringsteorier. För att undersöka hur konsumenter väljer mellan olika varor har man utvecklat modeller som till mångt och mycket liknar partiuppsättningsmodellen. Man har där försökt få svar på varför en konsument väljer en viss vara framför en annan (se speciellt Shocker et al. 1991; Roberts & Lattin 1997; se även Boccara 1989; för en översikt av ämnet se Erdem & Winer 2002). Vad många konsument-

forskare konstaterat är att man verkar kunna urskilja en valprocess i minst två steg (Gensch 1987; Shocker et al. 1991; Gensch & Soofi 1995; Roberts & Lattin 1997; jmf. med Horowitz & Louviere 1995 för en annan bild). En valprocess i två steg är något som också opinionsforskare tagit fasta på (Shikano 2003; Paap et al. 2005; Steenbergen & Hangartner 2008; de Vries & Rosema 2009; de Vries et al. 2009).

Inom statsvetenskap kan partiuppsättningsmodellen under idealiska förhållanden göra det möjligt att undersöka korttidsförändringar och väljarbeteendens dynamik (de Vries & Rosema 2009:3f). Man utgår från alla tillgängliga alternativ utifrån vilket väljaren formar sin partiuppsättning³. Det slutgiltiga valet landar per definition på ett av partierna inom denna uppsättning och sker ett partibyte mellan val är det som oftast inom uppsättningen⁴ (Oscarsson et al. 1997:3).

Urvalsreglerna för de olika stegen verkar också skilja sig åt (se t.ex. Gensch 1987:236; Rosema 2006; de Vries & Rosema 2009:11). Under det första steget – valet av partiuppsättning, det vill säga vilka partier som allvarligt övervägs – handlar det om icke-kompenserande val. Väljaren jämför de olika partierna med sin egen politiska inställning, snarare än att jämföra partier med varandra. En sådan kompenserande jämförelse mellan partier sker dock när man gör sitt slutgiltiga partival. Faktum är dock att mycket av forskningen kring detta fortfarande befinner sig på grundnivå. Därför bör man nog också betrakta resultaten som preliminära.

3.1. Partiuppsättningsmått eller inte?

Så långt är de flesta relativt ense om hur partiuppsättningar fungerar. Men när man väl ska använda modellen för att empiriskt undersöka hur valprocesser ser ut börjar bilden bli mer komplicerad. Vad som är relevant för den här studien är situationen när en opinionsforskare står inför valet att antingen direkt mäta partiuppsättningsstorleken eller att anta att den har en viss storlek baserat på t.ex. sociala uppgifter om väljare. Oavsett vilket man bestämmer sig för behöver man sedan välja en matematisk prediceringsmodell, med vilken man kan avgöra varför man röstar på ett parti och inte på de andra (Oscarsson et al. 1997:18; Oscarsson 2009:15). Variationen på dessa modeller är stor, men kommer inte tas upp i någon större utsträckning i den här undersökningen

³ Se t.ex. Shocker et al (1991:184) för schematisk beskrivning av processen. Författarna inkluderar fler steg av ett val än de som redan nämnts; *universal set – awareness set – consideration set – choice set – choice*.

⁴ Om partivalet inte inkluderades i den ursprungliga partiuppsättningen antyder om att en alltför snäv eller ospecifik definition av partiuppsättning använts. Uppsättningen är ju per definition de partier en väljare överväger att rösta på. Situationen kan tänkas uppstå när ett tidigare övervägt parti strax innan valet ”plötsligt” blir övervägt. P.g.a. ofullkomliga mätmetoder är detta ett tänkbart scenario. Väljare skulle nog dock inte uppskatta om en opinionsforskare stod i väljarbåset med honom/henne och frågade vilka partier man kan tänka sig att rösta på just när rösten ska läggas.

(se dock Louviere et al. 2005 för en översikt av olika modeller för konsumentbeteende, vilka är närbesläktade med motsvarande inom opinionsforskning).

Många opinionsforskare använder sig gärna av partiuppsättningmodellen, men förvånande få tar upp hur man kan eller bör mäta partiuppsättningar (för undantag se t.ex. van der Eijk et al. 2006; Oscarsson 2009). T.ex. menar Steenbergen och Hangartner (2008:1) att man med deras modell inte behöver anta något på förhand om partiuppsättningen. Samtidigt uppger man att man antar att (brittiska) väljare baserar partivalet på ideologiskt avstånd till de olika partierna (2008:9). Trots detta görs inga ytterligare försök att förklara varför det måttet är bäst. Samma antagande gör också Shikano (2003:5).

Shocker et al. (1991:193), som i och för sig talar om *consideration sets* i konsumentteorisammanhang, snuddar vid frågan när man framhåller att strävandet efter bra förklaringsmodeller kräver goda operationaliseringar (se även van der Eijk et al. 2006:427). Även Roberts & Lattin (1997:407) påminner om att många faktiskt inte mäter uppsättningsstorlek, vilket kan leda till problem när man ska argumentera för att det finns en reell kognitiv tvåstegsprocess vid val mellan flertalet alternativ.

4. E-PANELEN 2010

E-panelen är en kampanjpanel och genomförs inom ramen för Valforskningsprogrammet på Statsvetenskapliga institutionen vid Göteborgs Universitet och påbörjades i samband med 2002 års riksdagsval i Sverige. Utformningen är en flerstegspanelundersökning. Deltagarna i panelen är i stort sett endast rekryterade via internet genom annonser på ett antal olika populära hemsidor. Resultatet är förstås att man inte på något sätt kan se deltagarna som representativa för Sveriges befolkning, något man måste ha i åtanke när man analyserar resultaten från panelen (se Dahlberg et al. 2006; Nilsson et al. 2007). Jag skall i diskussionen nedan återkomma till vad detta kan ha för påverkan på undersökningen.

Paneldeltagarna i e-panelen 2010 kommer delvis från tidigare e-paneler, men har till största del rekryterats med början i april-maj 2010. Rekrytering till panelundersökningen skedde sedan löpande ända fram till valdagen den 19 september. Sammanlagt fick deltagarna besvara enkäter vid sex olika tillfällen. Den första enkäten fick paneldeltagaren vid rekryteringstillfället, vilket innebär att rekryteringssvaren är mer spridda över tid än de som gjordes vid senare tillfällen. Sedan kom en enkät i veckan från och med vecka 34, fram till veckan 38, veckan efter valet. De rekryterade delades in i fem olika grupper (en för varje vardag), och fick besvara enkäter bestående av i snitt 8-10 slumpmässigt utvalda frågor.

Tabell 1: Jämförelse av partiröstning mellan e-panelen 2010 och det officiella valresultatet (procent, procentdifferens)

	V	S	MP	C	FP	KD	M	SD	FI	PP
E-panelen	12	17	13	6	10	6	24	6	1	2
Off. valresultat	6	31	7	7	7	6	30	6	0	1
diff.	+6	-14	+6	-1	+3	0	-4	0	+1	+1

Kommentar: Procentandelarna är oviktade. Antalet svarande i e-panelen var 8 637. Frågan i e-panelen ställdes vecka 38, d.v.s. veckan efter valet och löd ”Vilket parti röstade du på i valet?”. Antalet som röstade på annat parti, röstade blankt och inte röstade alls var 0,5, 0,6 resp. 1,5 % i e-panelen. Källa: e-panelen 2010 och det officiella valresultatet från valmyndigheten.

I tabell 1 kan man se hur e-panelsdeltagarna skiljer sig från befolkningen i stort vad gäller partiröstning. De stora partierna, Socialdemokraterna och Moderaterna, är klart underrepresenterade, speciellt Socialdemokraterna. Samtidigt har respondenterna en klar överrepresentation av småpartisympatisörer. Bilden är lik den från tidigare e-paneler, där man kunnat se samma mönster (Nilsson et al. 2007:66). I jämförelse med befolkningen i stort har respondenterna i e-panelen en övervikt män. 62 procent män mot 38 procent kvinnor jämfört med befolkningen i stort som är ungefärligt fördelad 50-50. E-panelen 2010 har en något sämre könsrepresentation än e-panelen 2006. Den senare hade fördelningen 57-43 (ibid.:8). Däremot har åldersfördelningen förbättrats något sedan 2006. Då var unga vuxna – de mellan 25 och 39 år – överrepresenterade och utgjorde 42 procent av åldersgruppen 15-85, till skillnad från befolkningens 24-25 procent⁵. Unga vuxna utgör 34 procent av deltagarna i 2010 års panel. Alltså kan vi på bara fyra år se en förändring av internetvanor hos kanske främst äldre, något som bådär gott för internetpanelers framtida användning. Med mer representativa internetpaneler kan också resultaten få högre validitet⁶.

4.1. Metod och operationaliseringar

Operationaliseringarna av vilka partier som kan sägas ingå i en väljares partiuppsättning baseras på Oscarsson (2009). *Affektion*⁷ mäts på en skala mellan -5 och +5. Alla partier som hamnar inom

⁵ I december 2009 har andelen 25-39-åringar av de mellan 15-85, minskat till 23,6 procent enligt data från SCB jämfört med de 25 procent som nämns av Nilsson et al. (2007:8). Sveriges befolkning åldras som bekant.

⁶ För en mer genomgående beskrivning av e-panelsdatan se rapporten från MOD (http://www.mod.gu.se/digitalAssets/1321/1321994_rapport-e-p-nelen-2010.pdf).

⁷ *Affektion* är grundad på frågan: ”Den här frågan gäller hur mycket man gillar respektive ogillar de politiska partierna. Var skulle Du personligen vilja placera de olika partierna på nedanstående skala?”. Skalan går från -5 till +5). Frågorna v34f28, v35f33, v36f33, v37f80 i e-panelen.

intervallet⁸ [+1,+5] räknas som att de ingår i partiuppsättningen (eller acceptanszonen). Omkodningen som då görs blir följande: [-5,0] = 0, [+1,+5] = 1. På så sätt får vi en dikotom variabel för varje parti, d.v.s. en variabel som bara kan anta två värden; 0 eller 1. Dessa läggs samman till det första måttet *affektion*.

*Trolighet*⁹ mäts på en skala mellan 0 och 10. Alla partier som hamnar inom intervallet 6 till 10 räknas som att de ingår i partiuppsättningen. Omkodning görs således på följande sätt: [0,5] = 0, [6,10] = 1. Dummyvariablerna mäts samma och blir måttet *trolighet*.

*Övervägande*¹⁰ behöver inte någon omkodning då den redan från början är formulerad som en dikotom variabel. Har man kryssat för ett partialalternativ kodas det 1, annars har det kodats som 0.

Partierna som ingår i undersökningen är Centerpartiet, Moderaterna, Vänsterpartiet, Folkpartiet, Socialdemokraterna, Miljöpartiet, Kristdemokraterna, Sverigedemokraterna, Feministiskt Initiativ och Piratpartiet. Andra partier har exkluderats för att kunna göra en jämförelse mellan de olika operationaliseringarna.

För att mäta vid vilket tillfälle respondenterna gjorde sitt slutgiltiga partival¹¹ kodade jag om de tre första alternativen ”... i vallokalen”, ”... på valdagen” och ”... under sista veckan” till ett *sent* val (=1). Alternativen ”... tidigare under hösten eller sommaren” och ”... sedan länge” kodades som ett *tidigt* val (=0).

I regressionen använder jag mig av operationaliseringar baserade på Holmberg & Oscarsson (2004). Utbildning¹² kodades som *hög* (=1) om man hade kryssat för något av alternativen ”Studier vid högskola/universitet”, ”Examen från högskola/universitet” eller ”Examen från forskarutbildning”. Svarade man något annat kodades det som *annat* (=0). Ställning på arbetsmarkna-

⁸ Även om det inte står helt klart att denna skala bör ses som ett intervall (linjärt samband), utan kanske mer som en logistisk funktion (se Granberg & Gilljam 1997:45).

⁹ *Trolighet* är grundad på frågan: ”Hur troligt är det att Du kommer att rösta på något av följande partier i riksdagsvalet 2010?”. Skalan är från 0, *inte alls troligt*, till 10, *mycket troligt*. Frågorna v34f29, v35f34, v36f34, v37f81 i e-panelen.

¹⁰ *Övervägande* är grundad på frågan: ”Vilket eller vilka partier överväger Du att rösta på i riksdagsvalet 2010?”. Där kryssar man för alla partier man överväger att rösta på. Frågorna rf31, v34f30, v35f35, v36f35, v37f82 i e-panelen.

¹¹ Jag använde jag mig av frågan ”När bestämde Du Dig för vilket parti Du skulle rösta på i årets riksdagsval?”, som ställdes vecka 38, veckan som följde valet. Alternativen som stod till buds var: ”jag bestämde mig i vallokalen”, ”jag bestämde mig på valdagen”, ”jag bestämde mig under sista veckan före valet”, ”jag bestämde mig tidigare under hösten eller sommaren” och ”jag visste sedan länge hur jag skulle rösta”. Det sista alternativet ”jag röstade inte i årets riksdagsval” räknades som bortfall.

¹² Frågan löd ”Vilken Skolutbildning ha Du?”. Alternativen var ”Ej fullgjort grundskola”, ”Grundskola”, ”Studier vid gymnasium, folkhögskola eller motsvarande”, ”Examen från gymnasium, folkhögskola eller motsvarande”, ”Eftergymnasial utbildning, ej högskola”, ”Studier vid högskola/universitet”, ”Examen från högskola/universitet” och ”Examen från forskarutbildning”. Frågan ställdes under rekryteringstiden.

den¹³ kodades som *förvärvsarbetare* (=1) om man valt alternativet ”Förvärvsarbetande”, i andra fall kodades det som *annat* (=0). Politiskt intresse¹⁴ kodades som *högt* (=1) om man svarat ”mycket intresserad” eller ”ganska intresserad”, annars kodades det som *lågt* (=0). Slutligen kodades politiskt förtroende¹⁵ som *högt* (=1) om man kryssat för 5, 6 eller 7 på en sjugradig skala, annars kodades det som *lågt* (=0).

5. RESULTAT

Vi börjar med en enkel deskriptiv undersökning av de olika operationaliseringarnas storleksförändring under valrörelsen 2010. Resultaten återges i tabell 2 och graf 1. *Affektion* minskar efter första veckan för att vända uppåt igen någon gång vecka 35. Det är ingen stor förändring, vilket gör det svårt att avgöra om det verkligen handlar om en korttidsförändring. *Trolighets*-mättet ökar också det, men till en mycket högre grad än *affektion*. Där kan man faktiskt se en stadigt ökande partiuppsättningsstorlek ju närmre valdagen man kommer. Vårt tredje mått – *övervägande* – skiljer sig dock helt från de båda tidigare måtten. Den ökar marginellt fram till vecka 35 för att sedan vända nedåt.

Tabell 2: Storleken på svenska väljares partiuppsättning med tre olika mått vid rekryterings-tillfället, samt vecka 34 till 37, år 2010 (medeltal, observationer).

	rekrytering	v34	v35	v36	v37	Total
<i>affektion</i>	i.t. n=1414	3,63 n=1414	3,59 n=1663	3,63 n=1901	3,71 n=1742	3,64 n=6720
<i>trolighet</i>	i.t. n=1399	1,87 n=1399	1,95 n=2029	2,00 n=1728	2,15 n=1696	2,00 n=6852
<i>övervägande</i>	1,83 n=12346	1,89 n=1523	1,94 n=1831	1,83 n=1985	1,75 n=1845	1,84 n=19530

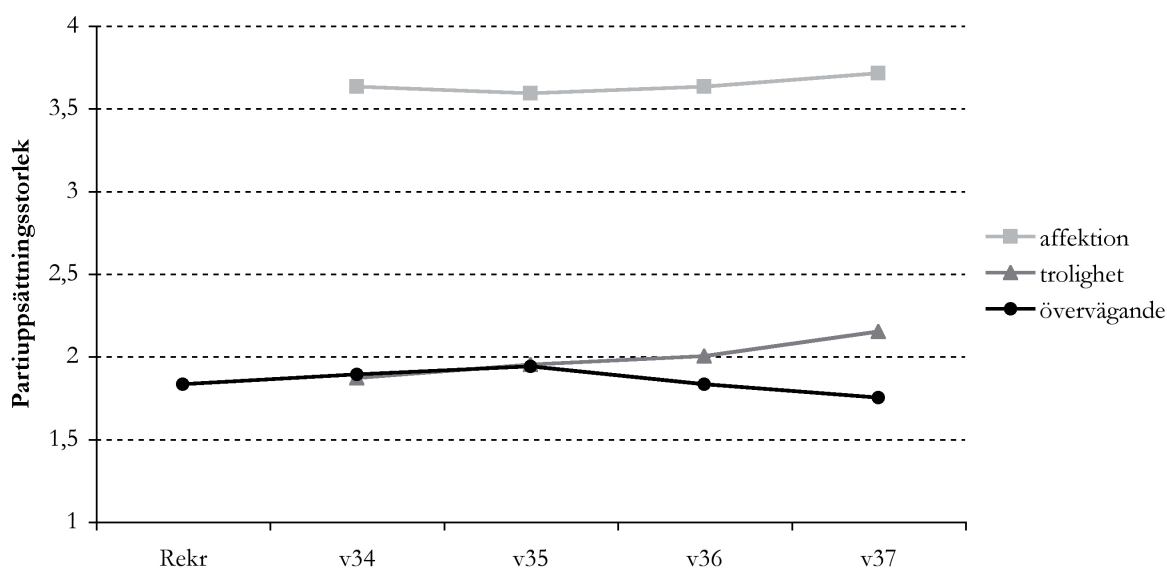
Det är bara det sista måttet – *övervägande* – som uppvisar den minskning som förutspåts av min huvudhypotes. De två andra går stick i stäv med hypotesen och ökar ju närmre valdagen kommer. Det bör poängteras att alla respondenter är inkluderade i tabell 2 och graf 1, alltså ett medelvärde

¹³ Frågan löd ”Vilken av de här grupperna tillhör du för närvarande?”. Alternativen var ”Förvärvsarbetande (även sjukskriven, föräldraledig)”, ”Har arbete i arbetsmarknadspolitiska åtgärder”, ”Genomgår arbetsmarknadsutbildning”, ”Arbetslös”, ”Ålderspensionär/avtalspensionär”, ”Förtidspensionär/sjukpensionär” och ”Studerande”.

¹⁴ Frågan löd ”Hur intresserad är Du i allmänhet av politik?”. Alternativen var ”mycket intresserad”, ”ganska intresserad”, ”inte särskilt intresserad” och ”inte alls intresserad”.

¹⁵ Frågan löd ”Allmänt sett, hur stort förtroende har Du för svenska politiker?”. Alternativen var på en sjugradig skala från ”mycket lågt förtroende”= 1, till ”mycket högt förtroende”=7.

Graf 1: Korttidsförändringar av partiuppsättningsstorlek



på partiuppsättningsstorlek för alla. Idén om partiuppsättning är att det är ett dynamiskt och högst individuellt, vilket förstås innebär att olika individer har olika utveckling av sina partiuppsättningar (Rosema 2006:472; Oscarsson 2009:5; se även Shocker et al. 1991:183). För vissa väljare fortsätter partiuppsättningen att utvecklas ända fram till själva valdagen medan andra har sitt partival, och därmed också partiuppsättning, skrivet i (tälj)sten. Noterbart är hur mycket större partiuppsättningarna blir när man mäter med *affektions*-mättet jämfört med de andra måtten, vilket blir väldigt tydligt i graf 1. Detta är något som vi får anledning att återkomma till senare.

För att undersöka om huvudhypotesen om minskande uppsättningar stämmer ska jag genomföra ensidiga t-tester för de olika operationaliseringarna vid olika tillfällen. De vanligaste t-testen (Wilcoxon) bygger på antagandet om oberoende urval och i förlängningen samma fördelning i de två grupper som jämförs. Dessa krav kan i vårt fall inte uppfyllas (för diskussion kring detta problem se t.ex. Greenland 1990; Copas & Li 1997). Vi bör därmed använda oss av jämförelser mellan medianer istället för medeltal (Siegel 1957). Hypotesen är att partiuppsättningar minskar ju närmare valdagen man kommer. För att göra detta jämför jag olika tidpunkter (t.ex. vecka 34 med vecka 36 eller vecka 35 med vecka 37) för att få fram om man kan se en minskning. Ett annat sätt att närmare undersöka förändringen över tid, hade varit att göra dagsjämförelser istället för de veckojämförelser som jag gör. Nackdelen med ett sådant tillvägagångssätt är att man får mycket färre observationer för varje tidpunkt, något som försämrar mätsäkerheten.

Vid jämförelsen mellan två tidpunkter, t_1 och t_2 , bör mediandifferensen på partiuppsättningen bli negativ för att min huvudhypotes ska kunna stärkas. Då kan nollhypotes (H_0) och alternativ hypotes (H_1) ställas upp på följande vis:

Mediandifferensen = median (affektion_{t₂} – affektion_{t₁})

H0: mediandifferensen = 0

H1: mediandifferensen < 0

Jag är intresserad av hur många jämförelser mellan olika tidpunkter som stödjer min hypotes. Resultaten återges i tabell 3.

Tabell 3: Enkelsidigt t-test ($t_1 > t_2$) för minskande partiuppsättningsstorlek för de tre olika operationaliseringarna affektion, trolighet och övervägande, medianjämförelser (differens i medelstorlek, sannolikhet att nollhypotesen kan förkastas, par av observationer)

jämförelse- punkter	Affektion			Trolighet			Övervägande		
	medeldiff.	p	n (par)	medeldiff.	p	n (par)	medeldiff.	p	n (par)
Rekr – v34	i.t.	i.t.	i.t.	i.t.	i.t.	i.t.	0.01	.61	1192
Rekr – v35	i.t.	i.t.	i.t.	i.t.	i.t.	i.t.	0.05	.95	1478
Rekr – v36	i.t.	i.t.	i.t.	i.t.	i.t.	i.t.	0.00	.25	1658
Rekr – v37	i.t.	i.t.	i.t.	i.t.	i.t.	i.t.	–0.12	.00***	1535
v34 – v35	–0.04	.34	309	0.05	.96	548	–0.01	.28	345
v34 – v36	–0.08	.18	303	0.15	.93	288	–0.13	.03**	327
v34 – v37	0.10	.75	273	0.28	1.00	282	–0.28	.00***	337
v35 – v36	–0.03	.35	354	–0.05	.16	427	–0.13	.01**	385
v35 – v37	0.06	.57	317	0.18	.98	391	–0.26	.00***	405
v36 – v37	0.09	.88	408	0.01	.82	343	–0.08	.02**	444
resultat: för/ emot huvud- hypotesen	0 / 6			0 / 6			6 / 4		

Kommentarer: *, ** och *** står för att skillnaden är *negativ* och signifikant med 90, 95 respektive 99 procents säkerhet ($p < 0.1$; $p < 0.05$; $p < 0.01$). I.t. står för inte tillgänglig. Det beror på att frågorna som jag baserade *affektion* och *trolighet* på inte fanns med bland rekryteringsfrågorna. Man kan även se att jämförelsepunkterna där Rekr. ingår har mycket större observationsmängder. Orsaken till detta är att i princip alla respondenter fick frågan under rekryteringsfasen, vilket gör det möjligt att hitta många som svarat på samma fråga vid minst två olika tillfällen.

Jag använder mig av kommandot *signtest* i Stata som testar likheten av matchande observationspar. Inga ytterligare antaganden om distributionen görs. Eftersom jag testar medianskillnaden ges inga goda approximationer av storlekskillnader, därför har jag även valt att inkludera medeltalsdifferens (medeldiff.). Anledningen till detta är att jag vill ge en bild av hur stor skillnaden är mellan de olika grupperna, men i kolumnen ”p” är det alltså skillnader i medianstorlek som testas.

Här kan man alltså konstatera att partiuppsättningarnas storlek mätt med *affektions*småttet – statis-

tiskt sett – inte förändrats på kort sikt. Ingen av jämförelserna var statistiskt signifikanta (se även tabell A1 i appendix för motsvarande test av, men med en hypotes om *ökad* partiuppsättning).

Inte heller *trolighet* får stöd av testerna om minskad storlek. I tabell A1 i appendix kan man dock se att tre av sex jämförelsepunkter har en signifikant *ökning* vid en 5 %-nivå (fyra om man räknar in v34 – v36, dock är denna endast signifikant vid en 10 %-nivå)

Övervägande är den operationalisering som man kan fastslå har den statistiskt mest säkerställda förändringen på kort sikt. Vid sex av tio olika jämförelser kan man se en minskning som är signifikant vid en 5 %-nivå, varav tre även är signifikanta vid en 1 %-nivå. Det bör tilläggas att variabeln även hade en statistiskt signifikant *ökning* mellan rekryteringstillfället och vecka 35, men endast med 90 procents säkerhet.

Huvudhypotesen verkar vara någorlunda styrkt i fråga om en operationalisering; *övervägande*. När det kommer till *trolighet* verkar det snarare vara en ökning ju närmare valet vi kommer. *Affektion* får inget som helst stöd i tester av korttidsförändringar.

För att validera resultatet ämnar jag även jämföra skillnader mellan de som bestämt sitt partival tidigt och de som gjort sitt val sent. De två grupperna får representera olika stadier i partivalsprocessen. Gör man sitt val tidigt borde man, som nämnts tidigare, ha mindre partiuppsättning än om man väljer sent.

Vi kan även här få problem med normalfördelning och skillnader i varians då kraven om slumpmässigt urval inte följs. Lumley et al (2002) menar att med stora datamängder borde inte detta vara ett problem. Däremot framhåller Zimmerman (2004) att betydande storleksskillnader i grupperna man jämför, kan leda till missvisande signifikans. Han rekommenderar att använda *Welch t*, som ger mer rättvisande konfidensintervall. Jag kommer att följa rekommendationen då mina jämförelsegrupper i samtliga fall (se kolumnen ”*sent* och *tidigt* (n)” i tabell 4) skiljer sig mycket åt vad gäller storlek. Jag använder även alternativet *unequal* i Stata, vilket gör att även variansskillnader mellan grupper tas med i beräkningen.

Tabell 4: Ensidiga t-test av partiuppsättningsstorlek mellan de som uppger tidigt respektive sent partival, alla tre operationaliseringar inkluderade; affektion, trolighet och övervägande (medeltalsdifferens, Welchs t-värde, observationer)

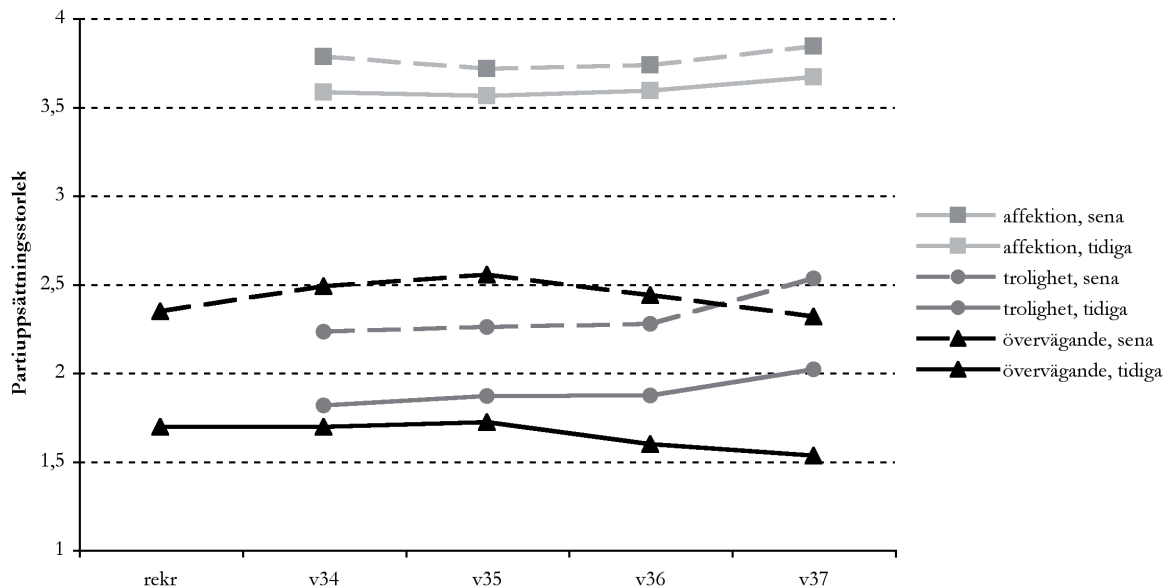
	<i>Affektion</i>			<i>Trolighet</i>			<i>Övervägande</i>		
	differens	<i>Welch t</i>	<i>sent och tidigt (n)</i>	differens	<i>Welch t</i>	<i>sent och tidigt (n)</i>	differens	<i>Welch t</i>	<i>sent och tidigt (n)</i>
Rekrytering	i.t.	i.t.	i.t.	i.t.	i.t.	i.t.	0.65**	21.9	1876-5108
vecka 34	0.20*	2.33	338-928	0.41**	5.02	310-924	0.79**	12.0	340-995
vecka 35	0.15*	1.81	407-1101	0.39**	5.76	500-1338	0.83**	14.6	454-1198
vecka 36	0.14*	1.84	450-1312	0.41**	6.03	486-1119	0.84**	16.1	520-1310
vecka 37	0.17*	2.28	448-1208	0.51**	6.77	448-1148	0.79**	15.1	488-1264
resultat: för/ emot hypotes			4 / 0			4 / 0			5 / 0

Kommentarer: *, ** och står för att skillnaden är *positiv* och signifikant med 95 respektive 99 procents säkerhet ($p < 0.05$; $p < 0.01$). I.t. står för inte tillgänglig. Det beror på att frågorna som jag baserade *affektion* och *trolighet* på inte fanns med bland rekryteringsfrågorna. I tabellen ”*sent och tidigt (n)*” anges först observationsmängden för de som svarat att det gjort sitt partival vid ett senare tillfälle, följt av antalet respondenter som svarat att de gjort sitt partival vid ett tidigare tillfälle.

Vad man kan utläsa från tabell 4 är att alla tre operationaliseringar uppvisar det förväntade mönstret, vilket stödjer hjälphypotesen. Det är tydligt att de som uppger sig gjort sitt partival vid ett tidigt tillfälle har en mindre partiuppsättning än de som uppger sena partival. Men de tre måtten uppvisar olika grad av tydlighet. *Affektion* hade, som vi kunde se i tabell 3, ingen signifikant förändring över tid. I tabell 4 kan vi också se att *affektion* är det mått som har minst storlekskillnad mellan ”sena” och ”tidiga” väljare. Med tanke på att *affektion* också ger störst mått på partiuppsättning, förstärks bara bilden att *affektion* verkar vara det allra trubbigaste mätinstrumentet. Åter är det *övervägande* som ger den tydligaste skillnaden. Partiuppsättningsstorleken skiljer sig åt betydligt mellan de olika grupperna. Även *trolighet* har tydliga skillnader mellan grupperna, men inte lika tydliga som *övervägande*.

Graf 2: Korttidsförändringar av partiuppsättningsstorlek, tre olika mått, var för sig uppdelade i två grupper; sena och tidiga partiväljare. Medeltal (sena är streckad linje, tidiga är heldragen linje)

Kommentarer: Ytterligare statistik till graferna återfinns i appendix (tabell A2). Se avsnitt 4.1. för operationaliseringar.



I graf 2 ser man en grafisk återgivning av skillnaden mellan de två grupperna som testades i tabell 4. Här blir det ännu tydligare att skillnaden mellan de olika måtten är betydande. Skillnaden i *affektion* är mycket marginell, *trolighet* har en något större skillnad samtidigt som *överbägende* uppvisar den tydligaste skillnaden. För att ytterligare visa på skillnaden mellan de olika måtten kan man räkna ut den procentuella medeltalsskillnaden av partiuppsättningsstorlek mellan de båda grupperna. Sena partiväljare har i snitt 4,6 % större partiuppsättningar än tidiga, om man mäter med *affektions*-mättet. Motsvarande mätning blir 22,9 % för *trolighet* och hela 47,5 % för *överbägende*¹⁶.

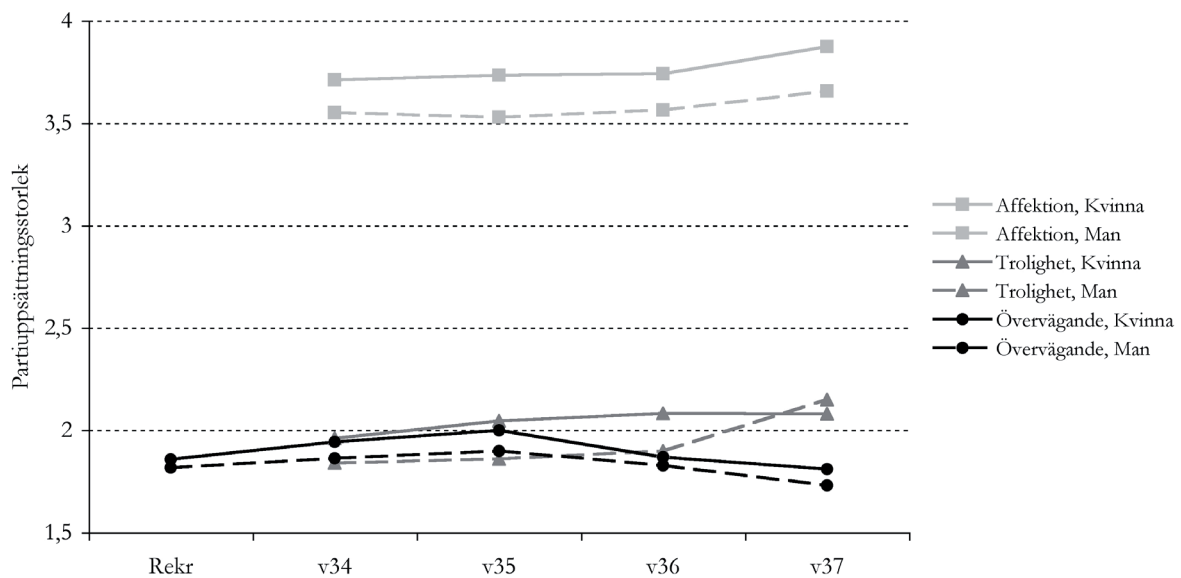
Eftersom man kan hitta tydliga avvikelser mellan olika grupper, kan man fråga sig om andra väljargrupper skiljer sig åt i samma utsträckning. I graf 3 och 4 jämförs de olika måtten fördelat mellan kön respektive olika utbildningsnivåer. Kan man se några tydliga skillnader?

16 Uträkning har gjorts på följande sätt:

$$\frac{\text{affektion}_{\text{sena}} - \text{affektion}_{\text{tidiga}}}{\text{affektion}_{\text{tidiga}}} = \frac{\frac{3.78 + 3.71 + 3.73 + 3.84}{4} - \frac{3.58 + 3.56 + 3.59 + 3.67}{4}}{\frac{3.58 + 3.56 + 3.59 + 3.67}{4}} \approx 0.046$$

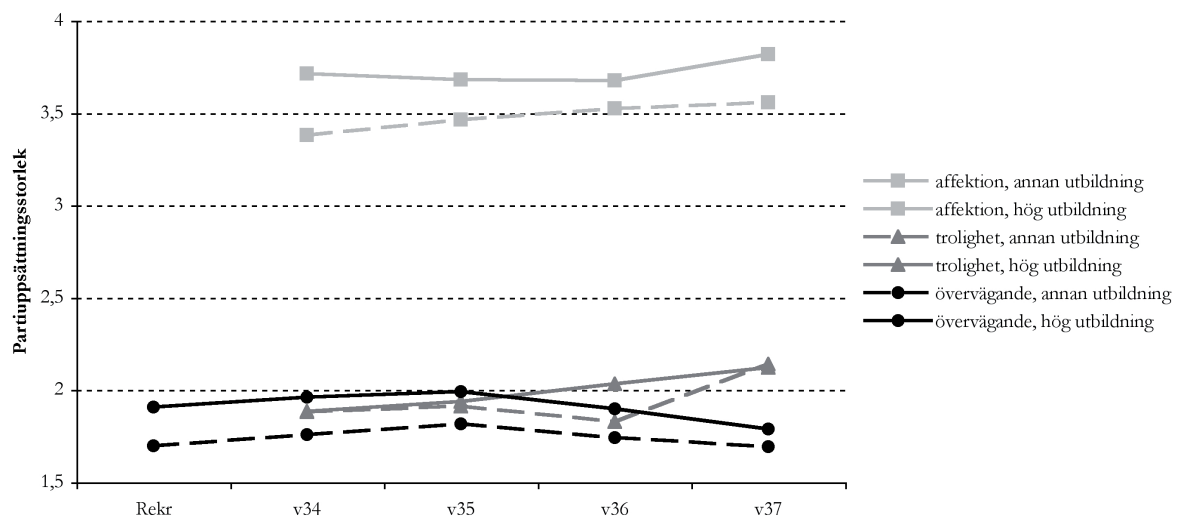
dvs. 4,6 %. Uträkningen har sedan gjorts på samma sätt för de två andra måtten.

Graf 3: Korttidsförändringar av partiuppsättningsstorlek fördelade mellan män och kvinnor, mätt med de tre olika måtten (kvinna är heldragen linje, man är streckad linje)



Kommentarer: Ytterligare statistik till graferna återfinns i appendix (tabell A2). Se avsnitt 4.1. för operationaliseringar.

Graf 4: Korttidsförändringar av partiuppsättningsstorlek fördelade mellan hög- och lågutbildade respondenter, mätt med de tre olika måtten (hög utbildning är heldragen linje, annan utbildning är streckad linje)



Kommentarer: Ytterligare statistik till graferna återfinns i appendix (tabell A3). Se avsnitt 4.1. för operationaliseringar.

Män verkar generellt ha något mindre partiuppsättningar än kvinnor, oavsett vilket mått vi använder (graf 3). Utöver den absoluta storleksskillnaden, kan man inte se någon speciell avvikelse. När

det kommer till skillnader mellan olika utbildning ser man inte heller någon större skillnad. Man kan dock notera att de högutbildade har något större partiuppsättningar. Ett avvikande inslag är att mäns respektive högutbildades partiuppsättningar – mätt med *trolighet* – mellan vecka 36 och 37 faktiskt blir större än kvinnors och lågutbildades partiuppsättningar.

5.1. REGRESSIONSRESULTAT

Den korta genomgången visar att de båda variablerna uppvisar snarlika förändringar, trots att det handlar om två helt skilda variabler¹⁷. Kan det vara så att varken utbildning eller kön är speciellt relevant för partiuppsättningar? För att undersöka detta följer nu regressionsanalyser där storleksförändring över tid kontrolleras mot ett flertal olika variabler (se tabell 5 på nästa sida). De oberoende variablerna har valts ut dels p.g.a. tillgängligheten i datamaterialet och dels på forskning kring valdeltagande (se t.ex. Holmberg & Oscarsson 2004:kap 2). Ett antagande jag då gör är att förklaringar bakom valdeltagande också kan förklara partival. Valdeltagande brukar förklaras med 1) resurser (här representerade av *kön, utbildning, ålder* och *ställning på arbetsmarknaden*) och 2) motivation (här representerade av *politiskt intresse* och *förtroende för politiker*).

För det första ger tidsvariabeln, *vecka*, samma bild som vi kunnat se tidigare. Förändringen över tid är signifikant i fråga om *trolighet* och *överbäggande*, men inte för *affektion*. Även tidpunkt för partivalet är klart signifikant, vilket överrensstämmer med tidigare resultat. Effekten är minst på *affektion* och störst på *överbäggande*. Även ålder, som i likhet med partivalstidpunkt antyttts kunna representera olika stadier i valprocessen, var signifikant för alla operationaliseringar. Också här var effekten störst för *överbäggande*.

Könseffekten är endast signifikant för *affektion*, där kvinnor har något större partiuppsättning än män (kan tolkas som att kvinnor generellt är mer positivt inställda till partier, i alla fall i undersökningssituationen). Inga av de andra effekterna skiljer ut sig från mängden i någon större utsträckning. Man kan dock notera att politikerförtroende inte verkar påverka *överbäggande* alls, samtidigt som det har relativ stor positiv effekt på både *affektion* och *trolighet*. En tolkning av detta skulle kunna vara att *affektion* och *trolighet* i större utsträckning än *överbäggande*, handlar om känslomässiga bedömningar.

¹⁷ Det kan dock hävdas att det finns ett visst samband mellan utbildning och kön. Faktum är att kvinnorna i e-panelen är något mer högutbildade än männen (68,2 % av kvinnorna är högutbildade och 60,5 % av männen), men det kan till stor del bero på att panelen har en mycket högre andel män, d.v.s. att man inte lyckats locka mer politiskt ointresserade och mer lågutbildade kvinnor att delta. Detta är förstås nära sammankopplat med könsfördelningen i e-panelen som är 62 % män och 38 % kvinnor.

Tabell 5: Effekter av tidpunkt för partival, kön, utbildning, ålder, ställning på arbetsmarknaden, politiskt intresse och politikerförtroende på partiuppsättningsstorlek, GLS-regression (koefficient, standardfel)

	<i>Affektion</i>		<i>Trolighet</i>		<i>Övervägande</i>	
	b	std-fel	b	std-fel	b	std-fel
vecka	+0.024	.014	+0.062	.013 ***	-.020	.005 ***
tidigt/sent partival (1=tidigt)	-.136	.148 **	-.433	.044 ***	-.679	.024 ***
kön (1=man)	-.186	.044 ***	-.075	.041	+0.004	.022
utbildning (1=hög)	+0.104	.046 *	-.015	.043	+0.080	.023 ***
ålder (15-102 år)	-.009	.002 ***	-.007	.001 ***	-.011	.001 ***
ställning på arbetsmarknaden (1=förvärvsarbetare)	-.053	.046	-.128	.043 **	-.052	.023 *
politiskt intresse (1=högt)	+0.143	.070 *	+0.072	.063	+0.080	.034 *
förtroende för politiker (1=högt)	+0.377	.043 ***	+0.175	.040 ***	+0.020	.022
konstant	+3.13	.527 ***	+4.45	.489	+3.40	.169 ***
antal obs.		3 597		3 481		6 786
overall R ²		.05		.04		.12

Kommentarer: *, ** och *** står för att koefficienten är signifikant vid en 95, 99 respektive 99,9 procents säkerhetsnivå ($p < 0.05$; $p < 0.01$; $p < 0.001$). Ålder är en kontinuerlig variabel. För tidigt/sent partival är en dummyvariabel där 0=sent, 1=tidigt. Kön; 0=kvinna, 1=man. Utbildning; 0=annan utbildning än hög, 1=hög. Ställning på arbetsmarknaden; 0=annan ställning, 1=förvärvsarbetare. Politiskt intresse; 0=lågt, 1 högt. Politikerförtroende; 0=lågt, 1=högt. Se avsnitt 4.1. för ytterligare information om operationaliseringar. För korrelationer mellan de oberoende variablerna se appendix tabell A5.

Stata-kommandot *xtreg* för tidsserieanalyser har använts, med *random effects* som alternativ.

Det kanske mest motsägelsefulla resultatet är den positiva utbildningseffekten på *övervägande*, även om den inte är stor jämfört med effekten av partivaltidpunkt. Man hade kunnat förvänta sig att högre utbildning gör väljare mer säkra i sitt partival och därför skulle ha resulterat i mindre snarare än större partiuppsättningar. Val av parti är som vi sett ett mycket komplext fenomen, vilket gör att man kan se effekter som denna. Utbildningseffekten skulle i själva verket kunna tolkas som ett resultat av ett flertal olika bakomliggande effekter som ”drar åt olika håll”. Utbildning kan ge väljare mer information om tillgängliga politiska alternativ och bana väg för bredare politiska perspektiv. Men följden av något sådant är inte entydig. Större kunskap om det politiska fältet

kan för vissa väljare leda till cementering av åsikter och partiidentifikation, men kan samtidigt för andra väljare leda till att man överväger att lägga sin röst på fler partier.

Effekten av tidpunkt för partival på både *trolighet* och *övervägande*, är utan konkurrens den största på respektive mått (ålder kan inte jämföras med de andra variablerna då den är en kontinuerlig variabel). Som exempel är effekten av partivalstidpunkt på *övervägande* drygt åtta gånger så stor som effekten av utbildning.

6. DISKUSSION

Generellt kan man i tabellerna och graferna i avsnitt 5 se urvalsprocessen *in action*. Med hjälp av måttet *övervägande* kan man se att väljare inledningsvis ökar sin partiuppsättning (om än förhållandevis begränsad utsträckning – se graf 2). En tolkning skulle kunna vara att när tillgången på information om partierna stegvis ökar under valupptakten, upptäcker väljarna att de skulle kunna överväga att lägga sin röst på fler partier. Bedömningen av de olika partierna skulle då ske oberoende av varandra, vilket gör att storleken kan öka. Någon gång kring vecka 35 (i det här fallet) tar kompenserande regler gradvis över och man börjar utesluta alternativ. Kan detta indikera att det faktiskt existerar en kognitiv valprocess i två steg, en process med olika urvalsregler (se Shikano 2003; Steenbergen & Hangartner 2008; de Vries & Rosema 2009; de Vries et al. 2009)? Mina resultat indikerar att någon sorts urvalsprocess existerar i realiteten, men att det sker just i två steg är svårt att avgöra.

En kort sammanfattning av den framträdande bilden är att *övervägande* är det mått som verkar vara bäst på att fånga korttidsförändring av partiuppsättningar. Måttet är det enda som – statistiskt sett – överensstämmer med huvudhypotesen om minskande storlek under tid. Storleken är också på en rimlig nivå; mellan 1,75 och 1,95 partier under de sista månaderna och veckorna av valrörelsen¹⁸. Detta till skillnad från de orimligt stora partiuppsättningarna som *affektions*-måttet ger¹⁹, något som konstaterats tidigare av bl.a. Oscarsson (2009:6). *Trolighet* ger ett rimligt storleksmått men fallerar på andra plan, vilket vi återkommer till. Att *övervägande* är det mest tillförlitliga av de tre måtten blir tydligt när man sammanställer resultaten för *affektion* och *trolighet*. *Affektion* verkar inte alls uppvisa någon förändring på kort sikt. *Trolighet* har till skillnad från *affektion* och i likhet med *övervägande* statistiskt signifikant förändring på kort sikt. Problemet med

¹⁸ Se Oscarsson (2009:14) som i en undersökning av motsvarande tidsperiod i e-panelsundersökningen under riksdagsvalet 2006, visar på partiuppsättningar i ungefär samma storleksordning som 2010. Det är dock för tidigt att säga något om hur partiuppsättningsstorleken förändras under valrörelser då inga längre tidsserier finns att tillgå.

¹⁹ Kring 3,6 partier med *affektions*-måttet. Jmf. även t.ex. med Shikanos (2003:15) *discrete choice*-modell som ger 2,5 till 3,1 partier (undersökningen är baserad på data från Tyskland och Japan).

trolighet är att den ökar under hela mätperioden, vilket helt motsäger huvudhypotesen.

Ytterligare ett argument för att *överbägende* är bättre lämpad som analytiskt instrument än de två andra är hur själva operationaliseringen ser ut. Både *affektions* och *trolighets*-operationaliseringen kodas utifrån en partibedömningskala (med elva skalsteg). Men vilken är punkten då ett parti kan räknas ingå i en partiuppsättning²⁰? När räknas ett parti vara inräknat i en väljares acceptanszon, som en *social judgement*-teoretiker ställde inför samma spörsmål hade uttryckt det? Oavsett hur man gör den avvägningen, kvarstår ett visst mått av godtycklighet.

Problemet understryks av det konstaterande som flertalet socialpsykologer har gjort – respondenter tolkar olika skalor på olika sätt (Lau et al. 1979; Wilcox et al. 1989; Holbrook et al. 2001). Ett argument att det skulle vara bättre med en skala är att opinionsforskaren ges möjligheten att studera små förändringar. Men tar man *trolighet* som exempel så är det relativt få som använder hela skalan (se appendix graf A1 för exempel på hur trolighetsskalan använts). Tendensen är att främst använda ändpunkterna snarare än hela spektrat, även när det kommer till de två stora regeringspartierna i Sverige. Mönstret förstärks något om studerar bedömningar av mindre partier.

Just problemet med skalor är en huvudanledning till varför *överbägende* har en en klar fördel gentemot de andra måtten. En annan anledning kan vara hur frågorna är ställda. Varken *affektion* eller *trolighet* gav minskande partiuppsättningar, vilket kan bero på att det inte direkt frågades efter vilka partier som övervägdes. *Affektion* hade som sagt ingen tydlig förändring under den undersökta tidsperioden, men *trolighet* ökade - från 1,87 partier till 2,15 på bara tre veckor. Vad det senare kan bero på är svårt att avgöra. En teori är att den subjektivt upplevda troligheten att rösta (rent generellt), ökar ju närmre valdagen man kommer. Valet närmar sig och det känns mer och mer troligt att man kommer att rösta. Inga närmre studier finns på hur frågan kan tolkas, vilket skulle vara ett intressant område för ytterligare forskning.

En tolkning är då att *överbägende* också är det analytiskt mest användbara måttet. Det är dock ingen självklarhet. Användbarheten är avhängigt det andra steget i analysprocessen, då man ska predicera partivalet. Risken finns att *överbägende*-mättet är för snävt, då det kan bortse från viktiga faktorer.

Eftersom de osäkra väljarna inte är en oansenlig andel av väljarkåren kan *affektions*-mättet fortfarande ha en poäng. Som Arcuri et al. (2008:371) påpekar, kan känslomässiga uttryck och spontana utvärderingar av partier påverka val av parti, speciellt bland dem som är osäkra. Just i de väljarnas fall kan kanske *överbägende*-mättet vara missvisande. Just prediktionskraften av de olika måtten har inte varit denna studies ambition, utan har snarare handlat om rimligheten av olika

²⁰ Se avsnitt 4.1 för operationaliseringar. Både *affektion* och *trolighet* har kodats på samma sätt. Har en respondent gett ett parti 6 eller högre har det räknats som att de ingår i partiuppsättningen.

mått. Däremot antyder resultaten från graf 2 att *övervägande* verkligen kan fånga in skillnader mellan säkra och osäkra väljare. Pieters & Verplanken (1995) framhåller att storleken på partiuppsättningen är viktig i valet – ju större uppsättning desto mindre säker är väljaren på valet av ett specifikt alternativ. Bilden överensstämmer med den som givits i den här undersökningen. I snitt har en väljare som gjort ett sent partival nästan 0,8 fler partier i sin partiuppsättning än de som gjorde ett tidigare partival²¹. Bara för att frågan som *övervägande* bygger på inte innehåller ordet ”gillar”, betyder inte att man nödvändigtvis missar känslaspekten av valprocessen. Att man gillar ett parti behöver inte betyda att man tänker rösta på det, men det är desto säkrare att man inte röstar på ett parti som man ogillar. Därmed kan känslaspekten sägas vara inkluderad i *övervägande* då man knappast överväger ett parti som man ogillar.

Vad säger då regressionen oss? Vid en jämförelse mellan de som bestämt sig tidigt respektive sent, antyder att storleken kan skilja sig mycket mellan grupper. Som jag nämnt ett flertal gånger baseras e-panelen på självurval, vilket leder till att respondenterna är mer intresserade av politik²², mer benägna att rösta och kanske även mer säkra i sitt partival än vad genomsnittsväljaren är. Av denna anledning är det också mycket viktigt att understödja resultaten genom att kontrollera för relevanta oberoende variabler, vilket gjordes i tabell 5. Vi kunde konstatera att *övervägande* även här var det mått som uppvisade störst likhet med den teoretiska bilden av partiuppsättning, även under kontroll för andra variabler. Effekten av tidiga eller sena partiväljare var också störst för det måttet. Så också i fallet med ålder.

Här bör det poängteras att multikollineariteten inte tagits i beaktande när regressionerna genomfördes. Tar man en snabb titt i tabell A5 i appendix kan man konstatera att det finns många statistiskt signifikanta samvariationer mellan de oberoende variablerna. Dock är det – relativt sett – inga betydande samvariationer, bortsett från bl.a. relationen mellan utbildning och ålder som rimligt nog uppvisar ett positivt samband. Ändå bör man p.g.a. givna anledning vara försiktig med att dra alltför stora slutsatser gällande effekternas storlekar. Fokus har dock legat på relativa snarare än absoluta effekter, vilket gör att den generella bilden kvarstår.

Ska vi då överhuvudtaget göra några mätningar? Användning av modeller där partiuppsättning inte mäts alls är i själva verket populära (t.ex. *discrete choice*-modeller – se t.ex. Shikano 2003), vilket delvis kan bero på att det är ett populärt inom konsumentteori (som partiuppsättningsmodellen till stora delar baseras på). Det har inte nödvändigtvis att göra med den praktiska användbarheten. Som van der Eijk et al. (2006:430) argumenterar, leder modeller som *discrete choice* till

²¹ 0,782 för att vara mer exakt. Se appendix tabell A2 för data som uträkningen är baserad på.

²² Hela 88 % uppger sig vara mycket eller ganska intresserade av politik (av 8 579 svarande). Naturligtvis är det en logisk följd av att vara med i en panelundersökning som handlar om politiska frågor.

att små partier i praktiken utesluts ur analysen. I analyser av system med få och stora partier, som det amerikanska eller det brittiska, kan man möjligtvis bortse från detta problem. Dock blir problemet större i flerpartisystem där möjligheter till olika koalitionskonstellationer är många gånger fler. Ett litet partis varande eller icke-varande kan ha stora konsekvenser för hur det parlamentariska läget blir. Det blev inte minst tydligt i det svenska riksdagsvalet 2010 med Sverigedemokraternas intåg i riksdagen. Skillnaden mellan majoritets- och minoritetsregering är milsvid, en skillnad orsakad av det nya partiet i riksdagen. Att i det läget utesluta små partier ur analysen kan resultera i en total missbedömning av situationen.

En annan fördel med att ha ett mått och att få ett gemensamt sådant, är att det underlättar jämförelser mellan länder, vilket påpekats av Oscarsson och Rosema (2008). Det är något som genomsyrat den här studien. Det är heller inte förrän man kan göra jämförelser mellan länder, som man kan göra jämförelser mellan olika effekter av många av de oberoende variabler som statsvetare är intresserade av. Varians av exempelvis mediastrukturer och lagsystem uppnås inte förrän jämförelser mellan länder görs (Thomassen 1994:241). När man använder sig av faktiska mått på partiuppsättningar är det möjligt att göra sådana länderjämförelser (van der Eijk et al. 2006:427; även Schmitt & Wessels 2005).

Det verkar alltså viktigt *att* mäta partiuppsättningar. Minst lika viktigt är det *hur* man gör detta, något som denna uppsats har tydliggjort.

7. AVSLUTANDE ANMÄRKNINGAR

Undersökningen av korttidsförändringar har gjort det möjligt att i viss mån utesluta två alternativ för mätning av partiuppsättningsstorlek. *Affektion* ger ett orimligt högt mått, samtidigt som det inte verkar ha några betydande korttidsförändringar. *Trolighet* ger en rimlig storlek på partiuppsättning, men stämmer inte överens med hypotesen med minskande partiuppsättningar.

Samtidigt har vi bekräftat ett annat måtts användbarhet. *Övervägande* verkar vara den bästa av de tre operationaliseringar som undersökts här. Det betyder förstås inte att det är det mest idealiska måttet. Faktum är att en mängd olika mått finns att mäta partiuppsättningsstorlek (se Oscarsson 2009), men p.g.a. tillgängligheten i e-panelens datamaterial har jag inte haft möjligheten att undersöka alla mätvarianter. Därför skulle det vara till gagn för forskningen kring partiuppsättningsmodellen att jämföra ännu fler tillgängliga mått. En sådan undersökning skulle dock kräva specialdesignade delar i framtida panelundersökningar. En annan linje i forskningen skulle vara att uttryckligen jämföra de olika måttens användbarhet i prediktionssammanhang, vilket mer definitivt skulle kunna fastslå om *övervägande* är det mest lämpliga eller inte.

8. REFERENSER

- Arcuri, Luciano, Luigi Castelli, Silvia Galdi, Cristina Zogmaister & Alessandro Amadori (2008). "Predicting the Vote: Implicit Attitudes as Predictors of the Future Behavior of Decided and Undecided Voters". *Political Psychology*, 29(3), s. 369-387.
- Bartels, Larry M. (2000). "Partisanship and Voting Behavior, 1952-1996". *American Journal of Political Science*, 44(1), s. 35-50.
- Belknap, George & Angus Campbell (1951). "Political Party Identification and Attitudes Toward Foreign Policy". *Public Opinion Quarterly*, 15(4), s. 601-623.
- Boccarda, Bruno (1989). "Modeling Choice Set Formation in Discrete Choice Models". Opublicerad Avhandling vid M.I.T.
- Bolstein, Richard (1991). "Comparison of the Likelihood to Vote Among Preelection Poll Respondents and Nonrespondents". *Public Opinion Quarterly*, 55, s. 648-650.
- Campbell, Angus & Henry Valen (1961). "Party Identification in Norway and the United States". *Public Opinion Quarterly*, 25(4), s. 505-525.
- Copas, J.B. & H.G. Li (1997). "Inference for Non-random Samples". *Journal of Royal Statistical Society B*, 1, s. 55-95,
- de Vries, Catherine & Martin Rosema (2009). "Taking voters' consideration into consideration: Modeling electoral choice in two stages". *Conference Paper, 5th ECPR General Conference, Potsdam, Germany (2009)*. Tillgänglig (online) <povb-ecpr.org/node/47> 8 nov 2010.
- de Vries, Catherine, Marco R. Steenbergen & Dominik Hangartner (2009). "A Choice Set Modeling Approach to EU Issue Voting". *Paper förberett för panelen "Transnational Politics and the Vote" vid EUSA-konferensen, Los Angeles, CA, 23-25 april, 2009*.
- Dahlberg, Stefan, Staffan Kumlin & Henrik Oscarsson (2006). "Metodrapport från en sexstegs panelstudie i samband med riksdagsvalet 2006". Tillgänglig (online) <http://www.pol.gu.se/digitalAssets/1313/1313701_dahlberg-20kumlin-20-20oscarsson-20_2006_-20e-panelen-202006.pdf> (27 okt 2010).
- Erdem, Tülin & Russ Winer (2002). "Introduction to the Special Issue on Choice Modeling". *Marketing Letters*, 13(3), s. 157-162.
- Franklin, Charles H. & John E. Jackson (1983). "The Dynamics of Party Identification". *The American Political Science Review*, 77(4), s. 957-973.
- Franklin, Mark N. & Anthony Mughan (1978). "The Decline of Class Voting in Britain: Problems of Analysis and Interpretation". *The American Political Science Review*, 72(2), s. 523-534.
- Gensch, Dennis H. (1987). "A Two-Stage Disaggregate Attribute Choice Model". *Marketing Science*, 6(3), s. 223-239.
- Gensch, Dennis H. & Ehsan S. Soofi (1995). "Information-theoretic estimation of individual consideration set". *International Journal of Research in Marketing*, 12, s. 25-38.
- Granberg, Donald & Mikael Gilljam (1997). "Implausible hypotheses in the directional theory of issue voting". *European Journal of Political Research*, 32, s. 31-50.
- Greenland, Sander (1990). "Randomization, Statistics, and Causal Inference". *Epidemiology*, 1, s. 421-429.
- Holbrook, Allyson L., Jon A. Krosnick, Penny S. Visser, Wendi L. Gardner & John T. Cacioppo (2001). "Attitudes toward Presidential Candidates and Political Parties: Initial Optimism, Inertial First Impressions, and Focus on Flaws". *American Journal of Political Science*, 45(4), s. 930-950.
- Holmberg, Sören & Henrik Oscarsson (2004). "Väljare – svenskt väljarbete under 50 år". Stockholm: Nordstedts Juridik.
- Horowitz, Joel L. & Jordan J. Louviere (1995). "What is the role of consideration sets in choice modeling?". *International Journal of Research in Marketing*, 12, s. 39-54.
- Lau, Richard R., David O. Sears & Richard Centers (1979). "The 'Positivity Bias' in Evaluations of Public

- Figures: Evidence Against Instrument Artifacts". *Public Opinion Quarterly*, 43(3), s. 347-358.
- Louviere, Jordan, Kenneth Train, Moshe Ben-Akiva, Chandra Bhat, David Brownstone, Trudy Ann Cameron, Richard T. Carson, J.R. Deshazo, Denzil Fiebig, William Greene, David Hensher & Donald Waldman (2005). "Recent Progress on Endogeneity in Choice Modeling". *Marketing Letters*, 16(3/4), s. 255-265.
- Lumley, Thomas, Paula Diehr, Scott Emerson & Lu Chen (2002). "The Importance of Normality Assumption in Large Public Health Data Sets". *Annual Review of Public Health*, 23, s. 151-169.
- Mair, Peter (1997). "Party System Change – Approaches and Interpretations". Oxford: Clarendon Press
- Nilsson, Åsa, Stefan Dahlberg, Jonas Ohlsson & Henrik Oscarsson (2007). "Hur representativ är en självselekterad internetpanel? – En jämförelse mellan e-panelen, SOM-undersökningen och befolkningen". Tillgänglig (online) <http://www.som.gu.se/digitalAssets/1275/1275041_2007_representativ_sjalvselekterad_internetpanel.pdf> 6 dec 2010.
- Oscarsson, Henrik (2009). "Identifying Voters' Consideration Sets". Paper presented at the 5th ECPR General Conference in Potsdam, Germany, September 10-12 2009. Section: *New Ways in Electoral Research: Voting Behaviour, and the Electoral Context in Comparative Perspective*. Panel: *Developing Consideration Set Models of Voting Behavior*. Tillgänglig (online) <povb-ecpr.org/node/46> 8 nov 2010.
- Oscarsson, Henrik, Mikael Gilljam & Donald Granberg (1997). "The Concept of Party Set – A Viable Approach or Just Another Way to Slice the Same Cheese". *Arbetspapper presenterat vid Statsvetenskapliga förbundets årliga möte i Uppsala, 5-7 oktober, 1997*.
- Oscarsson, Henrik & Sören Holmberg (2008). "Regeringsskifte: väljarna och valet 2006". Stockholm: *Nordstedts Juridik*.
- Oscarsson, Henrik & Martin Rosema (2008). "Identifying Consideration Sets in European Parliamentary Elections. Proposal of including new questions on consideration sets in the European Election Studies 2009". Göteborg: Statsvetenskapliga institutionen.
- Paap, Richard, Erjen van Nierop, Harald J. van Heerde, Michel Wedel, Philip Hans Franses & Karel Jan Alsem (2005). "Consideration sets, intentions and the inclusion of "don't know" in a two-stage model for voter choice". *International Journal of Forecasting*, 21, s. 53-71.
- Pedersen, Mogens N. (1990). "Electoral Volatility in Western Europe, 1948-1977", s. 195-207 i Peter Mair (red.). "The West European Party System". Oxford: *Oxford University Press*.
- Peeters, Guido and Janusz Czapinski (1990). "Positive-Negative Asymmetry in Evaluations: The Distinction Between Affective and Informational Negativity Effects". *European Review of Social Psychology*, 1(1), s. 33-60.
- Pieters, Rik G.M. & Bas Verplanken (1995). "Intention-behaviour consistency: effects of consideration set size, involvement and need for cognition". *European Journal of Social Psychology*, 25, s. 531-543.
- Rae Atkeson, Lonna & Ronald B. Rapoport (2003). "The More Things Change the More They Stay the Same: Examining Gender Differences in Political Attitude Expression, 1952-2000". *Public Opinion Quarterly*, 64(4), s. 495-521.
- Roberts, John H. & James M. Latin (1997). "Consideration: Review of research and prospects for future insights". *Journal of Marketing Research*, 34(3), s. 406-410.
- Roscoe, Douglas D. & Neil D. Christiansen (2010). "Exploring the Attitudinal Structure of Partisanship". *Journal of Applied Social Psychology*, 40(9), s. 2232-2266.
- Rosema, Martin (2006). "Partisanship, candidate evaluations, and prospective voting". *Electoral Studies*, 25, s. 467-488.
- Schickler, Eric & Donald Philip Green (1997). "The Stability of Party Identification in Western Democracies: Results from Eight Panel Surveys". *Comparative Political Studies*, 30, s. 450-483.
- Schmitt, Hermann & Bernhard Wessels (2005). "Meaningful Choices – Under which conditions do general elections provide a meaningful choice set, and what happens if they don't?". *Reviderat utkast av ett paper for CSES III, the Third Wave of the Comparative Study of Electoral Systems, som ska genomföras från*

2006 till 2010.

- Schmitt-Beck, Rüdiger, Stefan Weick & Bernhard Cristoph (2006). "Shaky attachments: Individual-level stability and change of partisanship among West German voters, 1984–2001". *European Journal of Political Research*, 45, 581–608.
- Sherif, Carolyn W. (1963). "Social Categorization as a Function of Latitude of Acceptance and Series Range". *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 67(2), s. 148-156.
- Shikano, Susumu (2003). "Construction of Choice Sets and its Influence on Voting Decision: Application of the Probabilistic Choice Set Model for Voter Choice under Two-Ballot System in Germany and Japan". *Paper förberett för sessionen "Modelling Electoral Choice in Europe in the Twenty-First Century" vid ECPR I Edinburgh 28 mars – 2 april 2003*.
- Shocker, Allan D., Moshe Ben-Akiva, Bruno Boccara & Prakash Nedungadi (1991). "Consideration Set Influences on Consumer Decision-Making and Choice: Issues, Models, and Suggestions". *Marketing Letters*, 2(3), s. 181-197.
- Siegel, Sidney (1957). "Nonparametric Statistics". *The American Statistician*, 11(3), s. 13-19.
- Steenbergen, Marco R. & Dominik Hangartner (2008). "Political Choice Sets in Multi-Party Elections". *Paper förberett för konferensen The politics of change, Amsterdam 13-14 juni 2008*.
- Thomassen, Jacques (1994). "Introduction: The intellectual history of election studies". *European Journal of Political Research*, 25, s. 239-245.
- Thomassen, Jacques & Martin Rosema (2006). "Party identification revisited". *Paper presenterat vid ECPR:s workshop, Nicosia, Cypern, 25-30 april, 2006. Workshop 22: Beyond 'Party identification and beyond'*.
- van der Eijk, Cees, Wouter van der Brug, Martin Kroh & Mark Franklin (2006). "Rethinking the dependent variable in voting behavior: On the measurement and analysis of electoral utilities". *Electoral Studies*, 25, s. 424-447.
- Wilcox, Clyde, Lee Siegelman & Elizabeth Cook (1989). "Some Like it Hot – Individual Differences in Responses to Group Feeling Thermometers". *Public Opinion Quarterly*, 53, s. 246-257.
- Zimmerman, Donald W. (2004). "A note on preliminary tests of equality of variances". *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 57, s. 173-181.

9. APPENDIX:**Tabell A1: Enkelsidigt t-test ($t_1 < t_2$) för minskande partiuppsättningsstorlek för de tre olika operationaliseringarna affektion, trolighet och övervägande, medianjämförelser (differens i medelstorlek, sannolikhet att nollhypotesen kan förkastas, observationer)**

jämförelse- punkter	<i>Affektion</i>			<i>Trolighet</i>			<i>Övervägande</i>		
	medeldiff.	p	obs. (n)	medeldiff.	p	obs. (n)	medeldiff.	p	obs. (n)
Rekr – v34	i.t.	i.t.	i.t.	i.t.	i.t.	i.t.	0.01	.42	1192
Rekr – v35	i.t.	i.t.	i.t.	i.t.	i.t.	i.t.	0.05	.06*	1478
Rekr – v36	i.t.	i.t.	i.t.	i.t.	i.t.	i.t.	0.00	.77	1658
Rekr – v37	i.t.	i.t.	i.t.	i.t.	i.t.	i.t.	-0.12	1.00	1535
v34 – v35	-0.04	.72	309	0.05	.05**	548	-0.01	.78	345
v34 – v36	-0.08	.86	303	0.15	.09*	288	-0.13	.98	327
v34 – v37	0.10	.31	273	0.28	.00***	282	-0.28	1.00	337
v35 – v36	-0.03	.71	354	-0.05	.16	427	-0.13	.99	385
v35 – v37	0.06	.50	317	0.18	.02**	391	-0.26	1.00	405
v36 – v37	0.09	.16	408	0.01	.23	343	-0.08	.99	444

Kommentarer: *, ** och *** står för att skillnaden är *positiv* och signifikant med 90, 95 respektive 99 procents säkerhet ($p < 0.1$; $p < 0.05$; $p < 0.01$). I.t. står för inte tillgänglig. Det beror på att frågorna som jag baserade *affektion* och *trolighet* på inte fanns med bland rekryteringsfrågorna. Man kan även se att jämförelsepunkterna där Rekr. ingår har mycket större observationsmängder. Orsaken till detta är att i princip alla respondenter fick frågan, vilket gör det möjligt att hitta många som svarat på samma fråga vid minst två olika tillfällen.

Tabell A2: Deskriptiv statistik till graf 2 (medeltalsvärde, standardfel, observationer)

		Rekr.	v34	v35	v36	v37
<i>affektion</i>	sent		3.78	3.71	3.73	3.84
	partival	i.t.	(.073)	(.076)	(.070)	(.070)
			338	407	450	448
	tidigt		3.58	3.56	3.59	3.67
	partival	i.t.	(.045)	(.038)	(.035)	(.036)
			928	1101	1312	1208
<i>trolighet</i>	sent		2.23	2.26	2.28	2.53
	partival	i.t.	(.074)	(.060)	(.057)	(.066)
			310	500	486	448
	tidigt		1.81	1.87	1.87	2.02
	partival	i.t.	(.036)	(.031)	(.035)	(.037)
			924	1338	1119	1148
<i>övervägande</i>	sent		2.34	2.49	2.55	2.44
	partival		(.027)	(.059)	(.050)	(.046)
			1876	340	454	520
	tidigt		1.69	1.69	1.72	1.60
	partival		(.013)	(.029)	(.027)	(.025)
			5108	995	1198	1310
					1310	1264

Tabell A3: Deskriptiv statistik till graf 3 (medeltalsvärde, standardfel, observationer)

		Rekr.	v34	v35	v36	v37
<i>affektion</i>	kvinna		3.71	3.73	3.74	3.87
		i.t.	(.069)	(.059)	(.057)	(.056)
			400	504	554	520
	man		3.55	3.53	3.56	3.65
		i.t.	(.054)	(.059)	(.043)	(.045)
			702	844	1008	924
<i>trolighet</i>	kvinna		1.96	2.04	2.08	2.08
		i.t.	(.057)	(.049)	(.053)	(.053)
			437	593	524	515
	man		1.84	1.86	1.90	2.15
		i.t.	(.046)	(.039)	(.040)	(.046)
			668	1005	912	859
<i>övervägande</i>	kvinna		1.86	1.94	2.00	1.87
			(.016)	(.052)	(.044)	(.041)
			4715	433	538	641
	man		1.82	1.86	1.90	1.83
			(.013)	(.035)	(.035)	(.032)
			7538	760	948	1019
					954	

Tabell A4: Deskriptiv statistik till graf 4 (medeltalsvärde, standardfel, observationer)

		Rekr.	v34	v35	v36	v37
<i>affektion</i>	annan utbildning		3.38	3.46	3.52	3.56
		i.t.	(.077)	(.068)	(.066)	(.067)
			386	476	502	1742
	hög utbildning		3.71	3.68	3.68	3.82
		i.t.	(.050)	(.043)	(.040)	(.040)
			722	879	1067	970
<i>trolighet</i>	annan utbildning		1.88	1.91	1.83	2.14
		i.t.	(.068)	(.056)	(.058)	(.065)
			357	548	475	452
	hög utbildning		1.88	1.94	2.03	2.12
		i.t.	(.041)	(.035)	(.038)	(.041)
			750	1058	970	930
<i>övervägande</i>	annan utbildning		1.70	1.76	1.82	1.74
			(.016)	(.049)	(.046)	(.045)
			4497	396	490	580
	hög utbildning		1.91	1.96	1.99	1.90
			(.012)	(.037)	(.034)	(.030)
			7833	804	1002	1091
					1051	

Tabell A5: Korrelationsmatris för de oberoende variablerna använda i tabell 5 (tau b, signifikans)

	tidigtval (1=tidigt)	kön (1=man)	utb (1=hög)	ålder	arbete (1=arbetar)	pol. int. (1=högt)	pol. för. (1=högt)
tidigtval	1.00						
kön	+0.07**	1.00					
utb	-0.06**	-0.09**	1.00				
ålder	+0.09**	+0.11**	-0.16**	1.00			
arbete	-0.03**	.00	+0.09**	-0.07**	1.00		
pol. int.	+0.08**	+0.10**	+0.12**	+0.01	-0.01	1.00	
pol. för.	+0.08**	+0.04**	+0.12**	-0.01	+0.02	+0.14**	1.00

Kommentar: Resultaten bygger på operationaliseringar angivna i avsnitt 4.1. Det valda sambandsmättet tau b visar på statistisk samvariation mellan de olika variablerna. Tau b har valts på grund av att variablerna i huvudsak är dikotoma.

Graf A1: Andel respondenter som angivit hur trolighet det är att man kommer att rösta på Moderaterna, Socialdemokraterna, Vänsterpartiet respektive Folkpartiet vecka 34 2010 (procent)



Kommentar: Respondenterna tillfrågas "Hur troligt är det att Du kommer att rösta på något av följande partier i riksdagsvalet 2010?" där 0 är inte alls troligt och 10 mycket troligt. Svaren kommer samtliga från enkäten som skickades ut vecka 34. Antalet svarande är 1 523 för Moderaterna, 1 505 för Socialdemokraterna, 1 485 för Vänsterpartiet respektive 1 484 för Folkpartiet.