

# Att bestämma sig för att vara med och bestämma Om varför vi röstar – allt mindre<sup>1</sup>

*Jan Teorell och Anders Westholm*

Folkstyrets signum världen över är hållandet av fria och regelbundna val, genom vilka medborgarna ges möjlighet att bestämma vilka som skall få förtroendet att styra över dem. Valdagen är demokratins högtidsdag. Endast vid valet utgår all makt från folket.

Samtidigt rymmer valdagen en paradox. Huruvida en enskild väljare röstar eller inte är nämligen nästintill betydelselöst för valresultatet. Sannolikheten för att en enskild individs röst skall vara den som faller avgörandet är så försvinnande liten att den näppeligen kan uppväga de insatser som krävs för att ta sig till vallokalen samt fatta ett välgrundat beslut om hur rösten bör läggas. Enligt en snäv nytto-kalkyl skulle det således vara mer rationellt att stanna hemma. Demokratins högtidsdag borde, med en sådan utgångspunkt, i själva verket vara dess vilodag.

Mot denna bakgrund är det faktum att vissa medborgare väljer att avstå från att rösta inte något som behöver förklaras. Den centrala frågan är snarast varför så många trots allt röstar. Hur ser de bevel-segrunder ut som får väljarna att bestämma sig för att vara med och bestämma? Hur varierar de mellan olika befolkningsgrupper? På vilket sätt har de förändrats? Och kan dessa förändringar i sin tur bidra till förståelsen av varför valdeltagandet i Sverige tenderat att minska? Dessa är de frågor vi här skall söka besvara.

I den återstående delen av detta inledande avsnitt beskriver vi först det material och de metoder på vilka vår analys vilar. I analysens första del undersöker vi därefter vilka motiv som vägleder medborgarnas beslut att delta eller inte delta. I anslutning därtill söker vi

## ATT BESTÄMMA SIG FÖR ATT VARA MED OCH BESTÄMMA

också fastställa i vilken utsträckning variationer i dessa bevekelsegrunder kan förklara valdeltagandets sociala skiljelinjer. I den andra delen undersöker vi vilka förändringar i väljarkåren som ägt rum sedan mitten på 1980-talet samt i vilken utsträckning dessa förändringar gör det möjligt att förklara det minskade valdeltagandet. I den tredje och avslutande delen sammanfattar vi våra slutsatser.

## Undersökningsmaterial

Till grund för våra analyser ligger de båda *medborgarundersökningar* som hösten 1987 samt hösten 1997 genomförts under ledning av forskare verksamma vid statsvetenskapliga institutionen, Uppsala universitet. Den senare av dessa båda undersökningar innefattar även en kompletterade datainsamling genomförd under våren 1999.<sup>2</sup>

Såväl den äldre som den nyare medborgarundersökningen är baserad på representativa urval av alla i Sverige bosatta personer i åldern 16–80 år. Datainsamlingen genomfördes i båda fallen med hjälp av intervjuer, i det stora flertalet fall utförda vid besök i den intervjuades hem. En mindre del av urvalet intervjuades på annan plats eller per telefon. Den genomsnittliga intervjutiden uppgår till ca 75 minuter såväl 1987 som 1997. Den kompletterande datainsamling som genomfördes våren 1999 riktade sig till samma urval som 1997 års medborgarundersökning och tog formen av en postenkät. Vid detta tillfälle insamlades även uppgifter från vallängden om de undersökta personernas deltagande i 1998 års val. Fältarbetet utfördes i samtliga fall av Statistiska centralbyrån.

Vid den första medborgarundersökningen omfattade urvalet 2 658 personer varav 2 071 intervjuades. Svarsfrekvensen uppgår därmed till 77,9 procent. Motsvarande siffror för 1997 års undersökning är 1 964 respektive 1 460, vilket motsvarar en svarsfrekvens på 74,3 procent. Postenkäten 1999 besvarades av 1 209 av de 1 954 personer i 1997 års urval som vid undersökningstillfället fortfarande ingick i populationen. Svarsfrekvensen blir i detta fall 61,9 procent. När analysen fordrar att uppgifter från 1997 och 1999 års undersökningar kombineras grundar sig resultaten på de 1 030 individer som svarade i båda undersökningarna. Dessa utgör 52,7 procent av de 1 954 personer som 1999 kvarstod i populationen. Någon typ av förkortat formulär användes inte i någon av undersökningarna, varför uppgifterna om det externa bortfallets storlek avser samtliga frågor i respektive undersökning.

Såväl 1987 som 1997 års medborgarundersökningar, och därmed

även 1999 års postenkät, inrymmer ett särskilt delurval bestående av gifta par där både man och hustru ingår i undersökningen. Dessa parurval gör det möjligt att analysera de inbördes sambanden mellan makarna, en möjlighet som i viss utsträckning utnyttjas i denna framställning.<sup>3</sup>

I likhet med alla andra surveyundersökningar baserade på slumpmässiga urval rymmer vårt material såväl osystematiska som systematiska fel. De osystematiska kommer till uttryck genom att de resultat vi redovisar kringgärdas av en statistisk felmarginal. Siffrorna bör därför ses som närmevärden, inte som exakta observationer. Att vi trots det anger dem med relativt stor siffermässig noggrannhet beror på att vi vill ge intresserade läsare bästa möjliga information om hur våra uppskattningar ser ut. Hur stor den statistiska precisionen egentligen är redovisas löpande i såväl text som tabeller.

Systematiska fel kan bland annat uppstå till följd av att de som svarat tenderar att avvika från dem som inte gjort det. I likhet med flertalet andra undersökningar innehåller de vi här grundar oss på ett något för litet inslag av bland annat låginkomsttagare, invandrare och storstadsbor. Dessa avvikelser är i flertalet fall så små att de inte på något avgörande sätt torde påverka resultaten. I ett avseende gäller det dock att vara särskilt uppmärksam: även den grupp som sällan deltar i de allmänna valen är nämligen mindre bland de svarande än i befolkningen. Detta specifika fel och dess implikationer för resultaten behöver därför särskilt diskuteras.

## Att mäta valdeltagande

Som framgår av tabell 1 överensstämmer valdeltagandet bland de svarande i våra stickprovsundersökningar inte helt med deltagandet i befolkningen som helhet. Vid sidan av de slumpmässiga skillnader som följer av stickprovstekniken finns det huvudsakligen två förklaringar till dessa avvikelser. För det första är de uppgifter de svarande själva lämnat om sitt valdeltagande (se de första fem raderna i tabellen) ibland felaktiga. När sådana uppgifter ställs mot uppgifter erhållna ur vallängden (se de tre sista raderna i tabellen) visar det sig normalt att felen går i båda riktningarna (Abelson, Loftus & Greenwald 1992, 138). Men de som inte röstat tenderar att lämna felaktiga uppgifter i väsentligt större utsträckning än de som röstat (Holmberg 1990, 189). De förra tenderar således att överskatta sitt deltagande i högre grad än de senare underskattar det.

Det ligger därmed nära till hands att tro att de uppgifter de sva-

## ATT BESTÄMMA SIG FÖR ATT VARA MED OCH BESTÄMMA

rande själva lämnat leder till en nettoöverskattning av valdeltagandets nivå. Så behöver dock inte alls vara fallet. Som framgår vid en jämförelse mellan de uppgifter om 1998 års kommunfullmäktigeval som grundas på enkätsvaren med dem som grundas på vallängden (se tabell 1) kan resultatet mycket väl bli det motsatta. Paradoxen upplöses när man tar i beaktande att de som de facto avstått från att rösta är väsentligt färre än de som deltagit. Även om en väsentligt större *andel* av den förstnämnda gruppen lämnar felaktiga uppgifter kan det sammanlagda *antalet* fel i den sistnämnda ändå bli större.

Den andra felkällan är bortfallet. De som röstat tenderar att svara i större omfattning än de som inte gjort det. I motsats till den första av de två felkällorna medför den andra således att valdeltagandet i vårt undersökningsmaterial blir systematiskt högre än i väljarkåren som helhet.

När konsekvenserna av de båda felkällorna vägs samman kvarstår en obefintlig till svag överskattning i de fall analysen baseras på de svarandes egna uppgifter och en något kraftigare överskattning när den baseras på uppgifter ur vallängden. Vi föredrar inte desto mindre att använda de senare så långt möjligt. Skälen är i huvudsak två. För det första kan de fel som beror på att de svarande lämnat felaktiga upplysningar i någon mån påverka inte bara den uppmätta andelen röstande utan också sambanden med de förklaringsfaktorer vi studerar. För det andra är vi inte primärt intresserade av att fastställa valdeltagandets absoluta nivå vid en viss tidpunkt; dessa nivåer är redan kända. Vad vi i stället vill undersöka är skillnader i valdeltagande mellan olika väljargrupper och tidpunkter. För detta syfte är den något för höga andelen röstande i undersökningsmaterialet av mindre betydelse.

En konsekvens förtjänar dock att nämnas, nämligen att de effektskattningar i form av procentdifferenser som vi fortsättningsvis redovisar generellt sett blir något mindre än de annars skulle ha varit. Varför det förhåller sig så förklaras i det följande avsnittet om statistisk metod. Det alternativa effektmått som där introduceras, det vill säga den logistiska regressionskoefficienten, påverkas däremot inte systematiskt av nivåöverskattningen.

De analyser som nedan presenteras fokuserar i första hand på valdeltagandet i kommunfullmäktigevalen.<sup>4</sup> Skälen till detta är två. För det första vill vi i många analyser relatera tidigare och senare val till varandra. Våra data innehåller uppgift om kommunfullmäktigevalet 1985, 1994 och 1998 medan uppgift om landstings- och riksdagsvalet bara finns för 1998. För det andra innebär vårt fokus på kommunfullmäktigevalet att även de icke-naturaliserade invandrarna kan inkludera

**Tabell 1. Valdeltagande enligt medborgarundersökningarna och den offentliga statistiken**

<i>Val</i>	<i>Bland de som svarade i medb.und. 1987/97</i>	<i>Bland de som svarade i medb.und. 1997 och i enkäten 1999</i>	<i>Enligt offentlig valstatistik</i>
Kommunfullmäktigevalet 1985 (intervju) <sup>a</sup>	90,2	–	87,8
Kommunfullmäktigevalet 1994 (intervju) <sup>a</sup>	84,3	87,1	84,4
Folkomröstningen om EU 1994 (intervju) <sup>a</sup>	88,9	90,5	83,4
Europaparlamentsvalet 1995 (intervju) <sup>a</sup>	39,8	43,0	41,6
Kommunfullmäktigevalet 1998 (enkät) <sup>a</sup>	–	84,4	78,6
Kommunfullmäktigevalet 1998 (vallängd + enkät) <sup>b</sup>	83,1	86,6	78,6
Kommunfullmäktigevalet 1998 (vallängd) <sup>c</sup>	83,3	87,1	78,6
Landstingsvalet 1998 (vallängd) <sup>c</sup>	82,6	86,4	78,1
Riksdagsvalet 1998 (vallängd) <sup>c</sup>	85,8	88,9	81,4

*Anmärkning:* Antalet observationer är 1 868 för 1987 års medborgarundersökning, mellan 1 132 och 1 405 för 1997 års medborgarundersökning och mellan 951 och 1 017 för de som svarade i såväl medborgarundersökningen 1997 som enkäten 1999. Variationerna i antalet observationer 1997 och 1997–99 beror främst på att uppgift inhämtats om flera olika val och att den andel av de svarande som är röstberättigade skiljer sig från ett val till ett annat.

<sup>a</sup> De uppgifter som redovisas i de två första kolumnerna grundar sig på en intervju-/enkätfråga med lydelsen "Röstade Du i ... eller var det något som gjorde att Du inte hade möjlighet eller lust att rösta?" I 1997 års undersökning, då uppgift inhämtades om flera olika val, löd frågan: "Vi har ju haft flera olika val i Sverige under de senaste åren. Skulle du för vart och ett av följande val vilja säga mig om Du röstade eller om det var något som gjorde att Du inte hade möjlighet eller lust att rösta."

<sup>b</sup> De uppgifter som redovisas i de två första kolumnerna grundar sig i det stora flertalet fall på vallängden. För 36 personer, där uppgift från vallängden ej kunnat erhållas, baserar sig uppgiften på postenkäten 1999.

<sup>c</sup> De uppgifter som redovisas i de två första kolumnerna grundar sig på vallängden. För en mindre del av de röstberättigade i urvalet (3,4 procent) har uppgift från röstlängden ej kunnat inhämtas.

## ATT BESTÄMMA SIG FÖR ATT VARA MED OCH BESTÄMMA

ras i analysen vilket inte hade varit fallet om vi i stället valt att koncentrera oss på riksdagsvalet. Eftersom den gemensamma valda- gen innebär att deltagandet i kommunfullmäktige-, landstings- och riksdagsval är mycket starkt knutna till varandra är det, sånär som på invandraraspekten, av mindre betydelse vilket som studeras. Slutsat- serna blir ändå väsentligen desamma.

För att inte i onödan tynga framställningen kommer vi därför i många fall att tala om valet 1985, 1994 eller 1998 utan närmare preci- sering. Som framgår av våra tabeller är det dock hela tiden kommun- fullmäktigevalen vi noga taget undersöker.

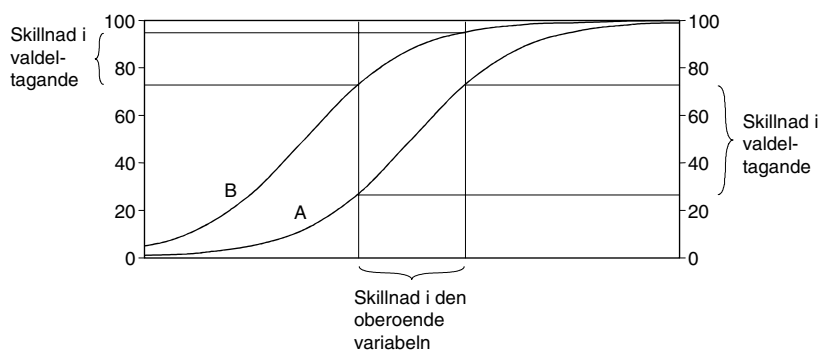
## Statistisk metod

De flesta av de resultat vi fortsättningsvis redovisar bygger på en och samma statistiska analys teknik, nämligen så kallad logistisk regres- sion, även kallad logit.<sup>5</sup> Det finns därför anledning att inledningsvis säga några ord om varför vi valt denna teknik och hur de siffermäs- siga resultat den producerar bör tolkas.

Det vi söker förklara är ett tvådelat (dikotomt) beslut: man röstar eller röstar inte. Något mellanting existerar inte. Det faktum att den beroende variabeln är en dikotomi innebär att det antagande som ligger till grund för vanlig regressionsanalys, det vill säga att den bero- ende variabeln är en linjär funktion av den oberoende, normalt sett inte utgör en god approximation av det verkliga förhållandet. När sannolikheten för att rösta är mycket hög eller mycket låg är effekten av en enhets förändring i den oberoende variabeln (t.ex. ett års längre utbildningstid) normalt sett mindre än när sannolikheten ligger nära mitten på sannolikhetsskalan (50 procent). Relationen liknar därför en S-formad (logistisk) funktion av det slag som visas av kurva A i figur 1.

Det finns flera sätt att förstå det faktum att denna typ av kurva utgör en bättre approximation än en rät linje när det som skall förkla- ras är en dikotomi. En tanke utgår från de rent logiska begränsning- arna. Låt oss för enkelhetens skull anta att befolkningen kan indelas i två likstora grupper, hög- och lågutbildade. Om valdeltagandet är mycket högt (eller mycket lågt) kan skillnaderna mellan dessa båda grupperas röstningsbenägenhet omöjligen bli särskilt stor. Ligger val- deltagandet på exempelvis 90 procent blir den maximala skillnaden mellan de båda grupperna 20 procentenheter (100 respektive 80 pro- cents deltagande). Om den allmänna nivån ligger nära mitten på ska- lan, 50 procent, kan däremot skillnaden maximalt uppgå till 100 pro-

Figur 1. Den logistiska modellen



centenheter (100 respektive 0 procents deltagande). I enlighet med S-kurvan i figur 1 blir således den tänkbara skillnaden mindre när nivån är mycket hög eller mycket låg än när den ligger nära mitten.

Ett annat sätt att förstå samma förhållande är att utgå från de tänkbara marginaleffekterna av en enskild faktor (t.ex. utbildningsnivå) givet alla andra faktorer. Om omständigheterna för att delta generellt sett är gynnsamma spelar varje enskild omständighet mindre roll. Det faktum att en specifik betingelse (t.ex. hög utbildningsnivå) saknas är av tämligen liten betydelse därför att dess frånvaro kompenseras av närvaron av en rad andra, gynnsamma betingelser. Röstningsbeslutets vågskål väger stabilt över åt det positiva hållet även om någon av vikterna plockas bort. Om däremot omständigheterna generellt sett är vare sig särskilt gynnsamma eller särskilt ogynnsamma blir varje enskild betingelse av större betydelse. Varje ny vikt kan här ge den extra tyngd som får vågskålen att väga över i den ena eller andra riktningen.<sup>6</sup>

Det förhållande vi just beskrivit illustreras av jämförelsen mellan kurvorna A och B i figur 1. Båda kurvorna är logistiska funktioner men kurva B är fasförskjuten något uppåt i jämförelse med A, det vill säga exemplifierar en situation där omständigheterna för deltagande generellt sett är mer gynnsamma.

Låt oss för enkelhetens skull anta att huvuddelen av befolkningen befinner sig inom det intervall på den oberoende variabeln som utmärks av de båda streckade vertikala linjerna. I fall B är då valdeltagandet högt och den skillnad i utbildningsnivå som markeras av de båda vertikala linjerna ger upphov till en relativt liten skillnad i valdeltagande. I fall A är valdeltagandet lägre och samma skillnad i den oberoende variabeln innebär nu en väsentligt större skillnad i den beroende. Den samvariation mellan klyftornas storlek och val-

## ATT BESTÄMMA SIG FÖR ATT VARA MED OCH BESTÄMMA

deltagandets nivå som påvisas såväl i denna bok<sup>7</sup> som i tidigare forskning<sup>8</sup> ingår således som ett generellt grundantagande i den statistiska teknik vi förlitar oss på.

Av bland annat de skäl vi ovan redovisat utgör logit, tillsammans med sin nära släkting probit, numera den vedertagna tekniken för multivariat orsaksanalys (dvs. samtidig analys av flera tänkbara orsaker) så snart den beroende variabeln är dikotom.<sup>9</sup> I den analys vi här företar är dess fördelar i jämförelse med vanlig regressionsanalys dessutom särskilt påtagliga. Eftersom deltagandet i kommunal- och riksdagsval fortfarande ligger ganska nära den övre gränsen (100 procent) rör vi oss ständigt inom det intervall där kurvans lutning förändras som mest, det vill säga är minst lik en rät linje. En linjär modell skulle därför ständigt riskera att ge oss felaktiga skattningar eller tvinga oss att kompensera för dess svagheter med andra och mer komplicerade redskap än dem som den generella logistiska modellen tillhandahåller.

I de tabeller vi fortsättningsvis presenterar redovisas fem olika mått som alla hänför sig till denna modell. För det första redovisar vi de *ostandardiserade logistiska regressionskoefficienterna* (vilka i tabellerna betecknas *ostandardiserad effekt*). I anslutning därtill redovisar vi, för det andra, i vilken utsträckning dessa koefficienter är *statistiskt säkerställda* (signifikant skilda från 0) och/eller de *standardfel* med vars hjälp statistiskt initierade läsare själva kan skapa sig en exakt uppfattning om precisionen i våra skattningar.

I likhet med andra ostandardiserade mått kan de ostandardiserade koefficienter vi redovisar inte tolkas utan kännedom om den numeriska skala längs vilken de oberoende variablerna varierar. För att underlätta tolkningen har vi genomgående utformat variablerna så att de sträcker sig mellan 0 och 1, oberoende av vilken skala som ursprungligen använts i de intervju- och enkätfrågor vi förlitar oss på.

Även med kännedom om de oberoende variablernas numeriska utformning är de ostandardiserade effekterna dessvärre inte särskilt lättolkade. Här ligger en av den logistiska metodens främsta nackdelar. Det koefficienterna närmare bestämt uttrycker är den förväntade förändringen i den logaritmerade oddskvoten (kvoten mellan sannolikheten för att rösta och sannolikheten för att inte rösta) när vi rör sig från 0 till 1 på den oberoende variabeln.<sup>10</sup> Vad vi i slutändan vill veta är emellertid något annat, nämligen hur stor den förväntade skillnaden i sannolikheten för att rösta är när vi rör oss motsvarande sträcka. Vi har därför räknat fram vad vi kallar *procentdifferensen*, det vill säga den förväntade skillnaden i procentenheter räknat när vi rör oss från 0 till 1 på den oberoende variabeln.<sup>11</sup>



Vid betraktandet av procentdifferenserna bör man ha i åtanke att den andel av de svarande som faktiskt befinner sig i närheten av någon av den oberoende variabelns båda ändpunkter kan variera avsevärt från ett fall till ett annat. I vissa fall är spridningen stor, i andra relativt liten. För den som önskar jämföra effekten av olika variabler med hänsyn tagen inte bara till procentdifferensen mellan skalans teoretiska ändpunkter utan också till befolkningens spridning däremellan redovisar vi även de *standardiserade logistiska regressionskoefficienterna* (vilka i tabellerna betecknas *standardiserad effekt*).<sup>12</sup>

Slutligen redovisar vi också ett mått på modellens samlade förklaringskraft,  $R^2$ . Det bör observeras att detta mått inte är direkt jämförbart med det mått på förklarad varians som används vid vanlig regressionsanalys och att det finns flera olika sätt att beräkna någon form av analogt mått vid logistisk regression. Det  $R^2$ -mått vi tillhandahåller är i första hand avsett att möjliggöra inbördes jämförelser mellan de olika analyser vi presenterar snarare än en värdering av modellens förklaringskraft i mer absolut bemärkelse.<sup>13</sup>

## 1. Varför går folk och röstar?

Det faktum att det ter sig instrumentellt irrationellt för den enskilde att gå och rösta men flertalet ändå gör det har i den statsvetenskapliga litteraturen fått beteckningen "röstningsparadoxen" (Downs 1957; Riker & Ordeshook 1968; Ferejohn & Fiorina 1974; Aldrich 1993).<sup>14</sup> Den slutsats som låter sig dras på grundval av denna paradox är emellertid varken att väljarna är irrationella eller att deras beslut saknar bevekelsegrunder. Lärdomen är snarare att individens verklighetsuppfattningar och motiv måste omvandlas från teoretiska postulat till empiriska undersökningsobjekt. I den enkät som genomfördes under våren 1999 har vi därför systematiskt sökt mäta en rad tänkbara överväganden bakom medborgarnas beslut att delta eller inte delta.<sup>15</sup>

### Att undersöka motiv

För att ta reda på vilka verklighetsuppfattningar och värderingar en annan person har gives i huvudsak bara en utväg: att fråga honom eller henne själv. När det gäller att undersöka hur dessa uppfattningar och värderingar påverkar ett beslut finns däremot två möjligheter. Man kan även här välja att förlita sig på den svarandes egen bedömning. Men man kan också välja att låta ansvaret för själva förklaringen kvarstå hos forskaren.

## ATT BESTÄMMA SIG FÖR ATT VARA MED OCH BESTÄMMA

Vi har valt det senare. Vår analys grundar sig således inte på enkätfrågor där medborgarna ombetts uppge de subjektiva förklaringarna till sitt beteende. Vi har i stället bett dem besvara frågor rörande vissa värderingar eller verklighetsuppfattningar som vi har skäl att tro kan tjäna som motiv för beslutet att delta eller avstå. I vilken utsträckning dessa tänkbara motiv också utgör faktiska motiv avgörs sedan med hjälp av statistisk sambandsanalys.

Skälet till att vi valt detta förfarande är inte att medborgarnas subjektiva förklaringar helt saknar intresse. De kan tvärtom dels ge en bild av röstarnas respektive icke-röstarnas självförståelse, dels bidra till hypotesutveckling och därmed komplettera resultaten från sambandsanalyserna (Gilljam & Holmberg 1998, 24). Men om huvudsyftet är att pröva de tänkbara bevekelsegrundernas faktiska betydelse vågar vi dock påstå att den metod vi valt med all sannolikhet ger mer tillförlitliga resultat.

Skälen är flera. För det första ställer den subjektiva förklaringsmodellen mycket höga krav inte bara på den svarandes minne utan också på den introspektiva och analytiska förmågan. För flertalet väljare ingår beslutet om att delta eller inte i ett allmänt val sannolikt inte bland de mest centrala avgörandena i livet. Att i detalj rekonstruera skälen för och emot, i vårt fall tillika omkring ett halvår i efterskott, torde inte vara lätt. Detta beror inte enbart på svårigheterna att minnas. Även om en fullödlig rekonstruktion vore möjlig torde det i många fall vara svårt för den svarande att avgöra om ett motiv var betydelsefullare än ett annat.

Till detta kommer att den subjektiva förklaringsmetoden normalt sett inte ger svarspersonen några grunder för jämförelser. Varje individs val av kontrastpunkt blir därmed mer eller mindre godtyckligt. Ett motiv som för en väljare kan framstå som så självklart att det inte ens behöver nämnas, exempelvis att röstning är en medborgerlig plikt, kan för en annan väljare lyftas fram som den absolut avgörande bevekelsegrunden – trots att detta motiv egentligen är vad som förklarar dessa båda väljare i jämförelser med andra.

Slutligen ökar den subjektiva frågemetoden risken för efterhandsrationaliseringar. Vissa bevekelsegrunder torde av sociala skäl upplevas som nästintill omöjliga att framföra i en intervjusituation. Exempelvis torde det i många fall vara svårt för den svarande att erkänna att han eller hon röstat främst därför att den äkta maken eller maken annars skulle reagera negativt. Att enbart fråga om hur partnern kan förmodas reagera eller, ännu hellre, fråga partnern själv om saken, torde vara väsentligt mer problemfritt.<sup>16</sup>

## Vanans makt

Beslutet att delta eller inte delta är knappast något som alla medborgare underkastar en helt förutsättningslös prövning vid varje valtillfälle. Som framgår av föregående kapitel finns också ett inslag av vanans makt. För att vår motivanalys skall ge en rättvisande bild bör vår statistiska modell ta detta grundläggande faktum i beaktande.

Under senare år har dessutom misstankar börjat uttalas om förekomsten av smittoeffekter mellan olika typer av val. I debatten efter Europaparlamentsvalet 1995, där endast 41,6 procent av väljarna deltog, framfördes farhågor om att beslutet att stanna hemma skulle ha inneburit en ”första sup” för många väljare. Nu skulle det framstå som mer legitimt att inte heller gå och rösta i kommunal- och riksdagsvalen (Gilljam & Holmberg 1998, 27). Eftersom vi har uppgifter om samma individers deltagande vid samtliga valtillfällen mellan 1994 och 1998 har vi möjlighet att undersöka förekomsten av dylika smittoeffekter.

Resultaten redovisas i tabell 2. Procentdifferenserna visar hur mycket sannolikheten för att en individ skall ha röstat i valet 1998 påverkas av deltagandet i vart och ett av de tidigare valen efter kontroll för deltagandet i de båda övriga. Den differens som återfinns på den andra raden i tabellen innebär således att sannolikheten för att de väljare som röstade i 1994 års val skulle gå till valurnan igen 1998 var 23 procentenheter högre än för dem som tidigare stannat hemma.

**Tabell 2. Effekter av tidigare valdeltagande på deltagande i kommunfullmäktigevalet 1998 (logistisk regression)**

Oberoende variabel	Ostand. effekt	Standard-fel	Procent-differens	Stand. effekt
(Konstant)	-0,17	0,22	–	–
Kommunfullmäktigevalet 1994	1,59**	0,22	23,1	0,32
Folkomröstningen om EU 1994	0,87**	0,24	11,0	0,15
Europaparlamentsvalet 1995	0,38	0,24	3,8	0,10

\* Statistiskt säkerställd effekt; 90 procents säkerhet, tvåsidig test.

\*\* Statistiskt säkerställd effekt; 95 procents säkerhet, tvåsidig test.

Anmärkning: Antalet observationer är 1 066;  $R^2 = 0,131$ .

Motsvarande siffra för Europaparlamentsvalet (fjärde raden) visar att sannolikheten för att rösta 1998 steg med cirka 4 procentenheter om man deltog snarare än avstod 1995. Detta är en tämligen svag effekt, som heller inte är statistiskt säkerställd. Om vi utgår från att skatt-

## ATT BESTÄMMA SIG FÖR ATT VARA MED OCH BESTÄMMA

ningarna i tabellen är korrekta, men att valdeltagandet i 1995 års Europaparlamentsval legat i nivå med de nationella valen, det vill säga ca 40 procentenheter högre, hade valdeltagandet 1998 därigenom endast stigit någon procentenhet eller två.<sup>17</sup> Även om den smittoeffekt som redovisas i tabellen antas vara en realitet blir följderna således ganska blygsamma.<sup>18</sup>

Däremot finns det ett tydligare samband mellan deltagande i folkomröstningen 1994 och valet 1998. Sannolikheten för att delta 1998 ökade med 11 procentenheter för dem som var med och röstade om EU-medlemskapet. Folkomröstningens effekt är dock fortfarande avsevärt svagare än det föregående kommunfullmäktigevalets. Trots att det senare är det tidsmässigt mest avlägsna av de tre som här undersöks har det störst effekt. Vanans makt beror således inte bara på hur länge sedan deltagande i val senast praktiserades utan är också knuten till valtyp.

### Att rösta för att påverka

Det låter sig samtidigt konstateras att vanan inte härskar oinskränkt. Många väljare förändrar trots allt sitt beteende från ett val till ett annat. Frågan är nu vad som motiverar dessa förändringar. En stor del av teoriutvecklingen om valdeltagande har i decennier vägletts av den så kallade "röstningskalkyl" som ursprungligen formulerades av Anthony Downs (1957). Stommen i denna kalkyl, som utgår från ett strikt individualistiskt och instrumentellt synsätt, innebär att beslutet att gå och rösta baseras på två uppfattningar: å ena sidan en värdering av hur betydelsefull valutgången är, å den andra en föreställning om hur stor sannolikheten är för att just den egna rösten skall bestämma utfallet. Medborgarnas primära motiv för att rösta är enligt detta synsätt att de söker fälla avgörandet i ett för dem betydelsefullt kollektivt beslut.

Vi har provat båda dessa motivkomponenters betydelse för väljarnas beslut att gå och rösta. På en skala från 0 (ingen alls) till 10 (mycket stor) har de svarande fått ange vilken betydelse det har för dem personligen hur det går i de svenska valen (kommunfullmäktige-, landstings- och riksdagsval), samt vilken möjlighet de anser sig ha att genom att rösta ensam påverka utfallet i dessa val. Svaren indikerar att valutgången alls inte uppfattas som oväsentlig för den enskilde väljaren; det genomsnittliga värdet på skalan är 5,8. Samtidigt tillmäter många väljare sin egen röst en viss betydelse för utfallet – det genomsnittliga värdet på skalan är 3,2 – även om det vanligaste svaret är "ingen alls" (dvs. 0).

Tabell 3 visar vilka effekter röstningskalkylens två grundmotiv har på valdeltagandet. Procentdifferenserna avser här skillnaden i röstningssannolikhet 1998 mellan dem som svarat 0 och dem som svarat 10 på respektive skala. Samtidigt tar analysen hänsyn till huruvida de svarande röstade i valet 1994 eller inte. Därigenom kontrollerar vi för det vanemässiga i väljarnas beteende och får en klarare bild av hur de olika motivfaktorerna påverkar beslutet att gå och rösta just 1998. För att inte förlora förstagångsväljarna införs dessutom en särskild kategori för dem som inte var röstberättigade 1994. Koefficienterna för kategorierna "deltog" respektive "ej röstberättigad" avser skillnaden i jämförelse med den som fungerar som referenskategori, det vill säga "avstod".

Som framgår får båda motivfaktorerna stöd i materialet, om än i olika utsträckning. Personer som anser att det har mycket stor betydelse för dem själva hur det går i de svenska valen har omkring 12 procentenheters högre sannolikhet att delta än dem som anser att valen inte betyder något alls. Effekten av den subjektivt upplevda möjligheten att påverka utfallet är svagare, och dessutom bara statistiskt säkerställd på en lägre säkerhetsnivå. Likväl kan man på basis av dessa resultat inte tillbakavisa möjligheten att bedömningen av den egna röstens betydelse för valutgången inverkar på benägenheten att delta.<sup>19</sup>

Frågan är dock hur man skall tolka detta resultat. Den teoretiskt sett korrekta formen för de två komponenternas inverkan är i själva verket en kombination. För att det skall vara instrumentellt rationellt att rösta måste man *både* ha en föreställning om att ens röst kan

**Tabell 3. Individuella påverkansmotiv för deltagande i kommunfullmäktigevalet 1998 (logistisk regression)**

Oberoende variabel	Ostand. effekt	Standard-fel	Procent-differens	Stand. effekt
(Konstant)	0,15	0,26	–	–
Valdeltagande 1994				
Avstod	–	–	–	–
Deltog	1,47**	0,25	18,8	0,32
Ej röstberättigad	–0,48	0,32	–9,8	–0,07
Valutfallets betydelse för en själv	1,15**	0,39	11,9	0,18
Möjlighet att ensam påverka utfallet	0,73*	0,43	6,6	0,12

\* Statistiskt säkerställd effekt; 90 procents säkerhet, tvåsidig test.

\*\* Statistiskt säkerställd effekt; 95 procents säkerhet, tvåsidig test.

Anmärkning: Antalet observationer är 979;  $R^2 = 0,131$ .

## ATT BESTÄMMA SIG FÖR ATT VARA MED OCH BESTÄMMA

påverka *och* att valutfallet är betydelsefullt (Riker & Ordeshook 1968). I våra data kan någon sådan så kallad "interaktionseffekt" emellertid inte skönjas.<sup>20</sup> Det innebär i sin tur att även de som inte anser sig ha någon som helst möjlighet att med sin enskilda röst påverka valutgången (23 procent av de svarande) ändå tycks låta valresultatets betydelse motivera sitt handlande. Eftersom valutgången med all sannolikhet skulle blivit densamma oavsett hur var och en av dessa väljare enskilt agerade, tycks det vid första anblicken svårt att förstå hur de resonerar.

Det skulle nu kunna framhållas att väljarnas värdering av valresultatets betydelse inte nödvändigtvis styrs enbart av dess konsekvenser för dem själva personligen. Det är fullt tänkbart att många medborgare även vägleds av sin uppfattning om hur stor roll valutgången spelar för andra (se Lewin 1988, kap. 2). För att pröva styrkan i denna tanke ställde vi även en fråga om vilken betydelse man anser det har för *Sveriges invånare* hur det går i de nationella valen. Detta mer altruistiska perspektiv på utfallet visar sig emellertid inte ha någon egen direkt effekt på valdeltagandet, sedan hänsyn tagits till uppfattningen om valets betydelse för en själv personligen.<sup>21</sup> Därtill kvarstår det faktum att valutgången, och därmed även utfallet för Sveriges befolkning, normalt sett inte påverkas av en enskild röst mer eller mindre. Inte heller för en väljare som ser utfallet i altruistiska termer är det instrumentellt rationellt att gå och rösta (Nagel 1987, 32).

En annan möjlighet är att medborgarna inte utvärderar sina möjligheter att påverka utfallet ur ett snävt individualistiskt perspektiv. De kanske snarare tänker på sig själva som ett kollektiv bestående av den grupp människor som tycker likadant som de själva (Muller & Opp 1986; Finkel, Muller & Opp 1989; Uhlaner 1989a). I synnerhet skulle man kunna tänka sig att det utslagsgivande för många väljare är en föreställning om att de genom att stanna hemma på valdagen sviker denna grupp. För att pröva bärigheten i detta resonemang ställde vi en fråga om hur stor möjlighet man ansåg sig ha att "tillsammans med likasinnade" påverka utfallet i valet.

Resultatet presenteras i tabell 4. Bedömningen av de kollektiva påverkansmöjligheterna visar sig ha en tämligen stark effekt. Uppfattningen om de individuella möjligheterna förlorar rent av all sin förklaringskraft sedan hänsyn tagits till uppfattningen om de kollektiva.<sup>22</sup> Detta är en första indikation på att beslutet att gå och rösta inte primärt styrs av de strikt individualistiska och instrumentella överväganden som ofta förutsatts i den teoretiska litteraturen. Vi skall återkomma med en precisering av detta resultat, men först

**Tabell 4. Individuella och kollektiva påverkansmotiv för deltagande i kommunfullmäktigevalen 1998 (logistisk regression)**

Oberoende variabel	Ostand. effekt	Standard-fel	Procent-differens	Stand. effekt
(Konstant)	-0,12	0,28	-	-
Valdeltagande 1994				
Avstod	-	-	-	-
Deltog	1,43**	0,25	17,9	0,31
Ej röstberättigad	-0,42	0,32	-8,4	-0,06
Valutfallets betydelse för en själv	0,93**	0,41	9,3	0,14
Möjlighet att ensam påverka utfallet	0,37	0,49	3,5	0,06
Möjlighet påverka tillsammans med likasinnade	1,00**	0,45	10,1	0,15

\* Statistiskt säkerställd effekt; 90 procents säkerhet, tvärsidig test.

\*\* Statistiskt säkerställd effekt; 95 procents säkerhet, tvärsidig test.

Anmärkning: Antalet observationer är 971;  $R^2 = 0,135$ .

måste en annan sida av röstningskalkylen belysas, nämligen dess kostnadssida.

### Valhandlingens pris: informationskostnader

Redan i den ursprungliga formuleringen av röstningskalkylen ingick en föreställning om att valhandlingen har ett pris: att rösta tar tid. Valhandlingen förutsätter ett beslut där information skall samlas in, bearbetas och användas i en vallokal eller på ett postkontor dit man måste transporteras (Downs 1957, 265 f.; jfr Niemi 1976). Länderkomparativ forskning visar också på betydelsen av dylika kostnadsaspekter. I exempelvis USA är reglerna för röstregistrering komplicerade och innebär ett avgörande hinder för många människors valdeltagande (Teixeira 1992, kap. 4; jfr dock Franklin 1996, 227 f.). Forskning från andra länder visar på positiva effekter av att förlägga valdagen på en söndag, då folk inte behöver göra sig besväret att ta ledigt från jobbet, samt av att tillåta poströstning, vilket också sänker valhandlingens kostnader. Likaså stiger valdeltagandet om beslutet att *stanna hemma* kan tänkas medföra kostnader, såsom i länder med röstplikt (Franklin 1996; Lijphart 1997). Trots dessa empiriska resultat på makronivå lyser emellertid prövningar av mekanismerna på individnivå i allt väsentligt med sin frånvaro (Green & Shapiro 1994, 66; se dock Dennis 1991).

Vår egen undersökning innehåller tre olika mått på röstningens

---

 ATT BESTÄMMA SIG FÖR ATT VARA MED OCH BESTÄMMA
 

---

informationskostnader. En grundläggande fråga är hur mycket den enskilde väljaren anser sig veta om vilken politik partierna vill föra. Sedan blir kostnaden dels en fråga om hur lätt sådan information är att införskaffa, dels om hur intresserad man är av att följa den politiska händelseutvecklingen till att börja med. En samtidig prövning av dessa tre kostnadsfaktorer pekar emellertid på svaga eller obefintliga samband. Ingen av de tre effekterna är statistiskt säkerställd.

Detta resultat beror till viss del på att de tre kostnadsmått har starka inbördes samband. Medborgare som anser sig veta mycket om politik är också de som är intresserade och som tycker det är lätt att informera sig.<sup>23</sup> Om de tre måtten slås samman till ett index visar de sig också ha en samlad effekt på valdeltagandet som går i förväntad riktning: personer med låga informationskostnader har en klart högre sannolikhet att delta. Men om denna kostnadsvariabel återinförs i den ursprungliga röstningskalkylen visar den sig åter sakna direkt effekt. Med hänsyn tagen till valets betydelse och de upplevda möjligheterna att påverka tycks således inte hindren för att informera sig på marginalen spela någon roll för valdeltagandet.<sup>24</sup> Valhandlingens kostnader spelar således inte någon större roll för medborgarnas beslut om att gå och rösta.

### Selektiva incitament

Men att avge sin röst är nu inte nödvändigtvis något som endast upplevs som en börda. Valhandlingen kan även inge en känsla av tillfredsställelse i sig. I motsats till de positiva aspekterna av *valresultatet*, som ju även kommer dem som stannar hemma till del, tillfaller dessa *valhandlingens* fördelar endast dem som faktiskt är med och röstar. De kan därtill åtnjutas oberoende av utfallet och möjligheterna att påverka detsamma (Riker & Ordeshook 1968, 27 f.; Fiorina 1976). I den rationalistiska teoribildningen brukar sådana skäl för att delta i kollektivt handlande benämnas selektiva incitament (Olson, 1965, 51). Med avseende på just valdeltagande skulle de också kunna ges beteckningen processincitament.

Det finns olika föreställningar om vad sådana incitament i detta fall skulle kunna bestå i. En idé utgår från att röstning tillfredställer människors behov av att vädra sina åsikter. På samma sätt som man kan värdesätta att i diskussioner med andra få ge uttryck för sin mening oberoende av vad detta leder till för konsekvenser, kan röstning fungera som en ventil för ett känslomässigt engagemang. Snarare än att vara instrumentella i sitt röstande skulle medborgarna



enligt detta synsätt vara *expressiva* – de gillar att uttrycka sin mening oberoende av valresultatet (Brennan & Buchanan 1984; Brennan & Lomasky 1985).

En annan möjlighet är att valhandlingen förknippas med ett visst underhållningsvärde (jfr Tullock 1971). Valdagen är för vissa väljare en spännande och lite högtidlig händelse. Det promeneras till vallokalen i finkostym, man prasslar med papperen bakom skärmen, slickar igen kuverten och lämnar med en hemlighetsfull min över sina röstsedlar till valförrättaren. Det hålls valvaka, vinnare och förlorare koras och media förstår att krydda händelseförloppet med sin egen dramaturgi. Denna spänning och underhållning hade inte varit densamma om man inte tidigare på dagen själv stått där med röstsedeln i handen. Man röstar för förströelsen i att få ta del i ett samhälleligt skådespel.

En tredje form av selektiva incitament är förekomsten av sociala normer. Sett ur kollektivets perspektiv är ett högt valdeltagande att föredra framför ett lågt; om ingen gick och röstade skulle ju demokratin i mångas ögon förlora sin mening. Därmed blir röstning ett socialt önskvärt beteende. Den som stannar hemma på valdagen sviker en medborgerlig förväntan från omgivningen och riskerar sociala sanktioner för sitt handlande. Viljan att undvika negativa reaktioner från den närmaste umgängeskretsen kan således vara en av de faktorer som håller valdeltagandet uppe (Coleman 1990, 289 ff.; Knack 1992). En norm behöver dock inte nödvändigtvis upprätthållas av sociala sanktioner från omgivningen. En norm kan också fungera genom en känsla av dåligt samvete då den inte respekteras, eller genom självbekräftelse och välbefinnande då den efterlevs. I så fall är det väljarens egna inre sanktionssystem som lockar till vallokalen. Normen har då internaliserats och blivit till en känsla av medborgerlig plikt eller skyldighet.

Betydelsen av dessa olika typer av selektiva incitament för medborgarnas benägenhet att gå och rösta presenteras i tabell 5. De *expressiva* incitamenten har vi här försökt fånga genom att rakt på sak fråga: "Alldeles bortsett från vilken betydelse det har för utfallet, hur viktigt känns det för dig att med din röst få ge uttryck för din uppfattning i de svenska valen?" De svarandes uppfattning om valhandlingens underhållningsvärde är i sin tur baserad på en fråga om hur "roligt eller spännande" man tycker det känns att vara med och rösta, och förekomsten av internaliserade röstningsnormer på frågan om i vilken utsträckning man anser att "den som är röstberättigad har en medborgerlig skyldighet att rösta". Skalans ändpunkter löper i samtliga dessa fall mellan "inte alls ..." (0) och "mycket ..." (10).

## ATT BESTÄMMA SIG FÖR ATT VARA MED OCH BESTÄMMA

Huruvida den närmaste omgivningens sociala sanktioner har betydelse har vi undersökt genom att fråga: "Hur tror du dina närmaste släktingar och vänner skulle reagera om de fick veta att du inte röstat i de svenska valen?" Skalan löper i detta fall mellan alternativen "ingen skulle ha minsta invändning" (0) och "många skulle reagera mycket negativt" (10).<sup>25</sup>

**Tabell 5. Selektiva incitament för deltagande i kommunfullmäktigevalet 1998 (logistisk regression)**

Oberoende variabel	Ostand. effekt	Standard-fel	Procent-differens	Stand. effekt
(Konstant)	-0,61	0,28	-	-
Valdeltagande 1994				
Avstod	-	-	-	-
Deltog	1,27**	0,26	14,1	0,28
Ej röstberättigad	-0,51	0,34	-8,8	-0,07
Viktigt få ge uttryck för sin uppfattning	1,40**	0,47	14,7	0,24
Roligt eller spännande att rösta	0,49	0,45	4,4	0,09
Medborgerlig skyldighet att rösta	1,11**	0,41	12,0	0,18
Släktingar/vänner ogillar uteblivet deltagande	-0,21	0,39	-1,9	-0,04

\* Statistiskt säkerställd effekt; 90 procents säkerhet, tvåsidig test.

\*\* Statistiskt säkerställd effekt; 95 procents säkerhet, tvåsidig test.

Anmärkning: Antalet observationer är 975;  $R^2 = 0,192$ .

Som framgår är det i första hand de expressiva incitamenten och den internaliserade röstningsnormen som har effekt. Medborgare som anser det viktigt att med röstens hjälp få ge uttryck för sin uppfattning – oberoende av vilken betydelse det har för utfallet – eller som helt enkelt anser att det är en medborgerlig skyldighet att rösta, är betydligt mer benägna att delta. Detta resultat gäller även med hänsyn tagen till tidigare valdeltagandet samt underhållningsvärde och sociala sanktioner. Ingen av de båda sistnämnda faktorerna har däremot någon statistiskt säkerställd direkt effekt.<sup>26</sup> Även om det är förhållandevis många som anser att det är roligt eller spännande att gå och rösta har denna upplevelse ingen synbar inverkan när i synnerhet den expressiva komponenten konstanthålls. Det interna normtrycket visar sig också slå ut det externa: givet en viss grad av medborgerlig plikt-känsla gör det varken från eller till hur den närmaste omgivningen bedöms reagera.<sup>27</sup>

### Att gå och rösta: en samlad motivbild

Vi är därmed redo att summera bilden av väljarnas bevekelsegrunder. Tabell 6 sammanfattar betydelsen av de motivfaktorer som hittills visat sig viktigast. Effekten av de expressiva motiven och den internaliserade röstningsnormen står sig. Röstningskalkylens instrumentella grundkomponenter förlorar däremot all sin förklaringskraft. Samma sak gäller känslan av att kunna påverka tillsammans med likasinnade. De selektiva incitamenten utkonkurrerar således fullständigt såväl valutgångens betydelse som möjligheten att ensam eller tillsammans med andra påverka utfallet.

Den närmast till hands liggande tolkningen av detta är att de instrumentella påverkansmotivens koppling till valdeltagandet utgör ett skensamband (Grofman 1995, 100 f.). De är en produkt av samma bakomliggande faktorer som själva valhandlingen i sig, nämligen en stark norm och en förkärlek för att med sin röst få uttrycka sin mening.<sup>28</sup>

Folk röstar således inte primärt för att de därmed tror sig kunna vinna individuellt inflytande, utan för att de stimuleras av att uttrycka sin åsikt eller genom valhandlingen få fullgöra sin medborgerliga plikt. Ungefär som när svenska folket samlas vid TV-apparaterna för att följa landslagets möten med främmande fotbollsnationer är upplutningen kring valurnan ett fenomen av kollektiv natur (Brennan &

**Tabell 6. En samlad motivbild för deltagande i kommunfullmäktigevallet 1998 (logistisk regression)**

Oberoende variabel	Ostand. effekt	Standard-fel	Procent-differens	Stand. effekt
(Konstant)	-0,62	0,31	-	-
Valdeltagande 1994				
Avstod	-	-	-	-
Deltog	1,22**	0,27	13,5	0,26
Ej röstberättigad	-0,52	0,35	-9,0	-0,08
Valutfallets betydelse för en själv	0,04	0,48	0,4	0,01
Möjlighet att ensam påverka utfallet	0,04	0,51	0,4	0,01
Möjlighet påverka tillsammans med likasinnade	0,01	0,51	0,1	0,00
Viktigt få ge uttryck för sin uppfattning	1,49**	0,48	16,0	0,25
Medborgerlig skyldighet att rösta	1,21**	0,40	13,3	0,19

\* Statistiskt säkerställd effekt; 90 procents säkerhet, tvåsidig test.

\*\* Statistiskt säkerställd effekt; 95 procents säkerhet, tvåsidig test.

Anmärkning: Antalet observationer är 963;  $R^2 = 0,179$ .

## ATT BESTÄMMA SIG FÖR ATT VARA MED OCH BESTÄMMA

Buchanan 1984, 186 f.; Brennan & Lomasky 1985, 206). Man skriker inte framför TV:n när Sverige spelar därför att man tror att man därigenom kan påverka de spelande på planen. Man hejar genom TV-rutan för att man vill sluta upp bakom något man sympatiserar med, och för att det ger en tillfredsställelse att med eftertryck få engagera sig känslomässigt i något av de tävlande lagen. Att gå och rösta är, med ekonomiskt språkbruk, inget investeringsbeslut från väljarens sida utan en konsumtionshandling (Ferejohn & Fiorina 1974, 526). Man går inte till vallokalen främst för att man därigenom ensam tror sig kunna avgöra valet utan för den tillfredsställelse det ger i sig. Valhandlingens frukter konsumeras genom att den utförs.

## Kan gruppskillnaderna förklaras?

Att valdeltagandet i Sverige varierar mellan olika grupper är ett välkänt faktum (Holmberg 1990; se även föregående kapitel). Vi vet också att många av dessa sociala klyftor blev än mer markerade i 1998 års val (Johansson 1999). Betydligt tunnare är emellertid kunskapen om *varför* gruppskillnaderna existerar. Det faktum att vissa grupper är mer benägna att rösta än andra utgör en betydelsefull del av vår beskrivande kartbild över valdeltagandets skiftningar. Men dessa mönster tarvar i sin tur en förklaring (Dennis 1991, 30 ff.). Ett alternativ som vi nu har möjlighet att pröva är att olika sociala grupper kan ha olika bevekelsegrunder för sitt agerande. Den fråga vi därmed reser är i vad mån de sociala klyftorna i röstningsbenägenhet kvarstår eller försvinner då hänsyn tas till motivbilden. Detta blir samtidigt en kontroll för att de samband mellan motivfaktorer och valdeltagande vi hittills kunnat konstatera inte bara är en skenprodukt av underliggande sociala skiljelinjer.

I tabell 7 presenteras dels effekten av några av de viktigaste sociala faktorerna, dels i vad mån dessa kan förklaras av röstningsnormens styrka och de expressiva motiven. De demografiska mönstren är redan välkända: unga, lågutbildade, arbetslösa, invandrade och ensamstående röstar i mindre utsträckning än äldre, högutbildade, förvärvsarbetande, infödda och gifta/sammanboende.<sup>29</sup> Men motivbilden kan nu åtminstone delvis kasta ljus över varför det förhåller sig så. I synnerhet effekten av ålder och utbildning förmedlas delvis av de motivfaktorer vi här undersöker. Med utgångspunkt från procentdifferenserna före och efter kontroll kan drygt 30 procent av åldersskillnaderna hänföras till skillnader i motiv. För utbildning är effekten ännu kraftigare: omkring två tredjedelar av sambandet försvinner när

man kontrollerar för motivfaktorerna.

En närmare analys visar att det i huvudsak är skillnaden i synen på de expressiva incitamenten som ligger bakom dessa resultat. Äldre och högutbildade anser i större utsträckning än yngre och lågutbildade att det är viktigt att med sin röst få ge uttryck för sin uppfattning oavsett dess betydelse för resultatet. Därför går de också i större utsträckning och röstar.

Motivfaktorerna visar sig även ligga bakom en väsentlig del av effekten av tidigare valdeltagande. Uttryckt i procentdifferenser minskar denna från 17,6 till 10,3 då de expressiva incitamenten och röstningsnormen tas i beaktande. Detta innebär att vad som vid första anblicken framstod som resultatet av en "vanans makt" i själva verket till viss del kan ges en substantiell förklaring. Att vissa personer ständigt går och röstar eller konsekvent väljer att stanna hemma beror inte enbart på vanan i sig. Förklaringen ligger också i att samma

**Tabell 7. Sociala gruppkillnader och motiv för deltagande i kommunfullmäktigevalet 1998 (logistisk regression)**

Oberoende variabel	Utan motivfaktorer			Med motivfaktorer		
	Ostand. effekt	Procent-diff.	Stand. effekt	Ostand. effekt	Procent-diff.	Stand. effekt
(Konstant)	0,63	–	–	–0,69	–	–
Valdeltagande 1994						
Avstod	–	–	–	–	–	–
Deltog	1,42**	17,6	0,31	1,02**	10,3	0,22
Ej röstberättigad	0,34	5,6	0,05	0,19	2,3	0,02
Ålder vid valtillfället						
18–40	–0,93**	–13,6	–0,25	–0,71*	–8,4	–0,19
41–60	–0,67**	–9,5	–0,18	–0,50	–5,7	–0,13
61–81	–	–	–	–	–	–
Utbildning	1,45**	13,4	0,23	0,54	4,5	0,08
Arbetslöshet	–0,65*	–7,2	–0,09	–0,83**	–8,5	–0,11
Invandrarskap	–1,29**	–16,4	–0,19	–1,30**	–14,5	–0,20
Gift eller sammanboende	0,81**	8,1	0,21	0,94**	8,5	0,24
Viktigt få ge uttryck för sin uppfattning	–	–	–	1,73**	17,6	0,30
Medborgerlig skyldighet att rösta	–	–	–	1,16**	11,6	0,19

\* Statistiskt säkerställd effekt; 90 procents säkerhet, tvåsidig test.

\*\* Statistiskt säkerställd effekt; 95 procents säkerhet, tvåsidig test.

Anmärkning: Antalet observationer är 986;  $R^2 = 0,162$  utan motivfaktorer och  $0,243$  med motivfaktorer.

## ATT BESTÄMMA SIG FÖR ATT VARA MED OCH BESTÄMMA

bakomliggande motivfaktorer föranleder likartade beslut vid upprepade valtillfällen.

I övriga avseenden bidrar emellertid inte de två motivfaktorererna med någon ökad förståelse. Skillnaden mellan arbetslösa och förvärvsarbetande blir rent av än mer markerad, och invandrarnas och de ensamstående avvikelse nedåt tämligen oförändrad. Samma resultat kvarstår i allt väsentligt även då andra motivfaktorer förs in i analysen. Dessa sociala skillnader låter sig således inte förklaras av olikheter i synen på valhandlingens underhållningsvärde eller i bedömningen av omgivningens reaktioner. Inte heller av skillnader i synen på valutgångens betydelse, möjligheten att påverka utfallet eller informationskostnadernas storlek.

Att såväl röstningsnormen som de expressiva incitamenten fortfarande slår igenom så kraftigt stärker samtidigt slutsatsen rörande dessa båda motivfaktorerens betydelse. Att de som betraktar röstning som en medborgerlig plikt eller som ett tillfälle för åsiktsvädring också i större utsträckning går och röstar beror inte på bakomliggande sociala faktorer. Motivbilden har ett eget förklaringsvärde oberoende av de sociala grupptillhörigheterna.

### Röstning som familjeangelägenhet

På en punkt tillåter vårt material en än mer ingående analys av vad som kan tänkas förklara skillnaderna i valdeltagande mellan olika medborgargrupper. Som tidigare nämnts innefattar medborgarundersökningarna ett representativt urval av gifta par. Därmed möjliggörs en prövning av några av de mekanismer som kan tänkas ligga bakom det faktum att gifta uppvisar ett högre valdeltagande än ensamstående.

Hur starkt valdeltagandet faktiskt samvarierar mellan äkta makar framgår av tabell 8. Uppgifterna om valdeltagande är här liksom tidigare hämtade från vallängden; risken för att de gifta paren tagit hänsyn till varandras svar har således eliminerats.<sup>30</sup> Det visar sig att både maka och make går till vallokalen i över 80 procent av fallen. Och när så inte sker väljer i de allra flesta fall båda att stanna hemma (10,2 procent). Det är mycket ovanligt att bara den ena maken avger sin röst på valdagen (6,6 procent).

Frågan är nu vad detta samband beror på. Att gifta och samboende röstar i större utsträckning än andra är inte bara ett svenskt fenomen, utan har även belagts i exempelvis USA. Kunskapen om vad som kan förklara det är emellertid påfallande mager (Knack 1992, 38 f.). En

**Tabell 8. Gifta makars valdeltagande i kommunfullmäktigevalet 1998 (procent)**

Mannen	Kvinnan	
	Röstade	Röstade inte
Röstade	83,1 (276)	3,9 (16)
Röstade inte	2,7 (9)	10,2 (34)

*Anmärkning:* Siffrorna inom parentes anger antalet par i respektive kategori.

möjlig förklaring utgår från att äktenskapet innebär en skalfördel som framför allt reducerar informationskostnaderna inför valhandlingen (Teixeira 1987, 23). Om den ene engagerar sig i kunskapsinhämtning och samlar underlag för beslutet om hur man skall rösta, kan den andre dra nytta av samma information. Därmed ökar sannolikheten för att båda skall gå och rösta. Denna hypotes kan emellertid avfärdas redan med utgångspunkt från de prövningar som företogs i anslutning till tabell 7 ovan. Effekten av civilstånd kvarstår även vid kontroll för uppfattningarna om valhandlingens pris.

En annan tänkbar förklaring handlar i stället om socialt tryck makarna emellan (Wolfinger & Rosenstone 1980, 44 f.). "Att rösta tenderar att vara en familjeangelägenhet", menar exempelvis Sören Holmberg. "Det är psykologiskt svårt att gå ensam till vallokalen. Och om en är tveksam kan han eller hon uppmuntras att rösta av partnern." (Holmberg 1990, 190.) I den mån en sådan mekanism verkligen föreligger borde den ta sig uttryck i ett samband mellan benägenheten att gå och rösta och att ha en make eller maka som är beredd att klandra en om man gör ett försök att stanna hemma. För att undersöka detta ställde vi följande fråga: "Hur skulle du reagera om någon av dina närmaste släktingar eller vänner berättade att han eller hon inte tänkte rösta i de svenska valen?". De svarsalternativ som gavs var "Jag skulle inte bry mig om det", "Jag skulle ogilla det men inte säga något", samt "Jag skulle ogilla det och säga min mening".

Drygt en tredjedel av de gifta säger sig vara beredda att uttryckligen uttala sitt missnöje om någon av de närstående tänker sig att stanna hemma på valdagen.<sup>31</sup> Det visar sig därtill finnas en statistiskt säkerställd effekt på den egna benägenheten att gå och rösta av att ha en sådan sanktionerande make eller maka. De vars äkta hälft är beredd att uttala sitt ogillande då någon närstående person visar benägenhet att avstå från att utnyttja sin röst har ca 7 procentenheter

---

 ATT BESTÄMMA SIG FÖR ATT VARA MED OCH BESTÄMMA
 

---

större sannolikhet att delta.<sup>32</sup> I allt väsentligt gäller detta även sedan hänsyn tagits till ålder, utbildning och den egna uppfattningen om huruvida det är en medborgerlig skyldighet att gå och rösta.<sup>33</sup> Hypotesen om att de giftas högre valdeltagande åtminstone delvis hänger samman med ett sanktionstryck inom familjen får således stöd.

## 2. Varför går färre och röstar?

I den första delen av detta kapitel har vi sökt förklara skillnader mellan väljare: Varför bestämmer sig somliga för att rösta medan andra väljer att stanna hemma? I denna andra del skall vi i stället söka förklara skillnader mellan valtillfällen: Varför har valdeltagandet under senare år tenderat att bli lägre än det tidigare varit?

De båda frågeställningarna har självfallet ett samband med varandra. Närmare bestämt utgör svaret på den första frågan en betingelse för svaret på den andra. Om en viss företeelse inte förmår förklara de individuella skillnaderna kan den heller inte förklara varför valdeltagandet förändras i valmanskåren som helhet. Att en förklaringsfaktor har betydelse på individnivå är således en nödvändig betingelse för att den skall kunna bidra till förståelsen av de förändringar vi kan urskilja på aggregatnivå.

Denna betingelse är dock inte tillräcklig. För att vi skall kunna hävda att något bidrar till att förklara valdeltagandets nedgång måste ytterligare ett villkor vara uppfyllt, nämligen att företeelsen ifråga ändrar omfattning. Även om, låt oss säga, människors intresse för politik skulle visa sig ha en positiv inverkan på deras benägenhet att gå och rösta kan detta inte förklara varför valdeltagandet sjunker om det inte samtidigt kan beläggas att intresset för politik utvecklas i negativ riktning.<sup>34</sup>

### Att förklara förändringar

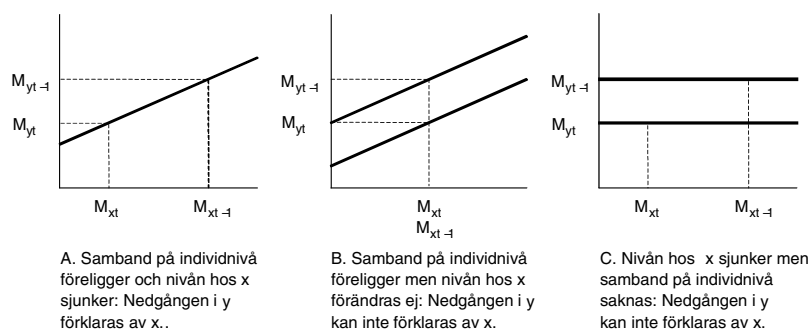
Hur de båda villkoren närmare bestämt samverkar framgår av figur 2. För att huvudprinciperna skall framgå så klart som möjligt är illustrationerna utformade som om sambanden vore linjära snarare än logistiskt kurvlinjära.

Figuren visar tre exempel på hur relationen mellan det vi vill förklara,  $y$ , och det vi söker förklara med,  $x$ , kan se ut vid två olika tidpunkter,  $t-1$  och  $t$ . I diagram A är båda villkoren fullständigt uppfyllda. Det finns ett positivt samband mellan  $x$  och  $y$  på individnivå och medelvärdet på den oberoende variabeln,  $M_x$ , är lägre vid tid-



punkten  $t$  än det var vid  $t - 1$ . Dessutom är produkten mellan individnivåsambandets styrka (linjens riktningskoefficient) och nivåförändringen i den oberoende variabeln ( $M_{xt} - M_{xt-1}$ ) så stor att den exakt motsvarar minskningen i den beroende variabeln ( $M_{yt} - M_{yt-1}$ ). Nedgången i  $y$  förklaras därmed helt av nedgången i  $x$ . I en statistisk analys baserad på data från båda tidpunkterna kommer detta till uttryck genom att det samband mellan observationstidpunkt och  $y$  som erhålls vid en bivariat analys försvinner efter kontroll för  $x$ . Förändringsanalysens utmaning kan således sägas bestå i att förklara bort den direkta tidseffekten, det vill säga finna de substantiella mekanismer som givit upphov till den.

Figur 2. Att förklara nivåförändringar



De båda övriga diagrammen i figur 2 visar hur situationen gestaltar sig när det ena av de båda villkoren ej är uppfyllt. I diagram B föreligger fortfarande ett samband på individnivå men ingen nivåförändring i den oberoende variabeln. I diagram C finns en nivåförändring men inget samband på individnivå. I båda fallen kvarstår den direkta effekten av tid och  $x$  lämnar inget bidrag till förståelsen av nedgången i  $y$ .

Om vi vill finna den eller de faktorer som förklarar nedgången i valdeltagande bör således vårt sökarljus i första hand riktas mot de egenskaper som kan tänkas uppfylla båda villkoren. Vår jakt på dessa egenskaper sker i fem steg. Vi börjar med det villkor som är enklast att empiriskt tillämpa, nämligen det andra: Vilka av de tänkbara orsaker till valdeltagandets variationer som vårt material ger oss möjlighet att studera har under senare år förändrats på ett sådant sätt att de kan tänkas förklara nedgången?

Vi återkommer därefter till det första villkoret, som inte är fullt lika enkelt att pröva. Noga taget fordras här a) att det finns ett sta-

## ATT BESTÄMMA SIG FÖR ATT VARA MED OCH BESTÄMMA

tistiskt samband på individnivå mellan den oberoende och den beroende variabeln b) efter kontroll för de andra faktorer som kan tänkas förstora upp eller dölja ett sådant samband när c) observationen av orsak föregår observationen av verkan. Vår prövning sker därför i tre olika steg. I det första av dessa undersöker vi det bivariata sambandet mellan valdeltagandet och de potentiella förklaringar vi identifierat. I det andra undersöker vi dessa sambands motståndskraft vid en multivariat prövning. I det tredje kontrollerar vi huruvida de kvarstår vid en dynamisk analys, det vill säga när orsak observeras före verkan.

I det avslutande steget söker vi till sist fastställa nettoeffekten av de faktorer som i någon mån visar sig uppfylla båda villkoren. I figur 2A tänker vi oss att det finns en enda faktor som förklarar hela nedgången. Det är självfallet en förenkling. I praktiken kan det handla om flera faktorer som tillsammans bidrar till att förklara en del, men kanske inte hela, förändringen. Det sista ledet i vår analys syftar till att bestämma hur stor del av nedgången vi lyckas förklara.

### Förändringar i väljarkåren

Den analys vi här skall företa bygger på arbetshypotesen att den nedgång i valdeltagandet som vi kan iaktta från mitten av 1980-talet och framåt (se föregående kapitel) inte bara är att betrakta som ett resultat av tillfälliga fluktuationer utan är ett uttryck för en mera långsiktig trend. Mot bakgrund av det mönster vi kan observera synes en sådan utgångspunkt inte vara helt orimlig. Deltagandet i riksdagsvalen har sjunkit med sammanlagt 10 procentenheter mellan 1982 och 1998. Ingen annan tidsperiod från den allmänna rösträttens införande 1921 och framåt kan uppvisa en tillnärmelsevis lika stor minskning.<sup>35</sup> Vidare föll valdeltagandet under denna period vid två riksdagsval i följd (1985 och 1988), vilket aldrig tidigare inträffat. Den återhämtning som noterades i de därpå följande valen var också av ovanligt blygsam omfattning (0,7 procentenheter 1988–1991, 0,1 procentenheter 1991–1994). Ingen av de totalt 13 uppgångar som noterats sedan 1921 och framåt är svagare än någon av dessa båda; bara två är lika svaga som den starkare av dem (1952–1956 och 1979–1982). Slutligen är nedgången 1994–1998 (5,4 procentenheter) den största som observerats mellan två på varandra följande riksdagsval sedan den allmänna rösträttens införande.

Att vi fortsättningsvis tar vår utgångspunkt i tanken om en mera långsiktig trend bör inte uppfattas som ett förnekande av de kort-

siktiga faktorernas betydelse. Vi bedömer det tvärtom som ytterst sannolikt att betingelser knutna till det dagspolitiska skeendet och de enskilda valrörelserna också inverkar och därmed stundom undertrycker, stundom förstärker den mera långsiktiga tendensen. Det enda som vi med någon bestämdhet vill hävda är således att tanken om mera långsiktigt verkande mekanismer är värd att närmare pröva.

Vilka skulle då dessa mekanismer kunna tänkas vara? Tabell 9 ger en överblick över de faktorer som de båda medborgarundersökningarna ger oss möjlighet att mäta och som vi på teoretiska och/eller empiriska grunder finner särskild anledning att i detta sammanhang beakta. Det kan vid första påseende synas berättigat att begränsa uppmärksamheten till de företeelser som vi vet förändrats på ett sådant sätt att de skulle kunna tänkas förklara varför valdeltagandet minskat snarare än stått stilla eller ökat. En dylik förenkling är dessvärre inte motiverad. Det finns för det första anledning att även beakta faktorer som inte förändrats på något påtagligt sätt men har ett statistiskt samband med såväl valdeltagandet som de egenskaper vi har skäl att förmoda svarar för dess fall. Om inte dessa faktorer förs in i analysen riskerar vi nämligen att få en felaktig uppfattning om effekten av de orsaksmekanismer vi primärt är intresserade av. Det finns för det andra även anledning att uppmärksamma de faktorer som förändrats på ett sådant sätt att de ger oss skäl att förvänta oss en uppgång snarare än en nedgång i valdeltagandet. Den minskning vi nu kan observera skulle kanske i själva verket ha varit ännu större om det inte funnits mekanismer som också verkade i motsatt riktning. Tabell 9, liksom den fortsatta analysen, inrymmer därför även faktorer som tillkommit av dessa båda skäl.

För varje mått redovisar tabellen medelvärdet för 1987, medelvärdet för 1997, skillnaden mellan de båda åren samt i vilken utsträckning skillnaden är statistiskt säkerställd. För att underlätta tolkningen av de resultat som redovisas i senare sambandsanalyser är samtliga variabler, här liksom tidigare, utformade så att de varierar mellan 0 och 1.

Från rent tekniska utgångspunkter kan variablerna indelas i tre grupper. Den första utgörs av tvådelade (dikotoma) variabler, t.ex. invandrarskap. Medelvärdet är i detta fall identiskt med andelen personer i den kategori som kodats 1. Siffran 0,086 i den första kolumnen betyder således att det bland de svarande i 1987 års undersökning finns 8,6 procent invandrare. Den andra gruppen består av flerdelade (polykotoma) egenskaper, t.ex. yrke. Dessa representeras i den fortsatta analysen av en uppsättning dikotoma variabler, en för varje kategori utom den första vilken tjänar som referenspunkt. Även i detta

## ATT BESTÄMMA SIG FÖR ATT VARA MED OCH BESTÄMMA

Tabell 9. Tänkbara orsaker till variationer i valdeltagande: Medelvärden 1987 och 1997

<i>Egenskap</i>	<i>1987</i>	<i>1997</i>	<i>Skillnad</i>
Kön: 0, 1 (man, kvinna)	0,482	0,510	+0,028
Ålder			**
16–30	0,289	0,231	–0,058**
31–40	0,185	0,199	+0,014
41–50	0,172	0,168	–0,004
51–60	0,132	0,160	+0,028*
61–70	0,138	0,134	–0,004
71–80	0,083	0,107	+0,024*
Invandrarskap: 0, 1 (infödd, invandrad)	0,086	0,100	+0,014
Civilstånd			
Gift	0,504	0,471	–0,033
Sammanboende	0,152	0,178	+0,026
Ogift	0,232	0,228	–0,004
Frånskild	0,056	0,069	+0,013
Änka/änkling	0,056	0,053	–0,003
Utbildning: 0–1 (6 år eller mindre – 18 år eller mer)	0,387	0,461	+0,074**
Yrke			**
Industriarbetare	0,163	0,121	–0,042**
Arbetare, ej industri	0,248	0,247	–0,001
Lägre tjänsteman	0,104	0,110	+0,006
Tjänsteman på mellannivå	0,213	0,239	+0,026
Högre tjänsteman	0,132	0,135	+0,003
Småföretagare	0,054	0,058	+0,004
Lantbrukare	0,028	0,015	–0,013*
Ej klassificerbar	0,059	0,075	+0,016
Förvärvssituation			**
Förvärvsarbetande	0,711	0,590	–0,121**
Arbetslös	0,013	0,063	+0,050**
Ej i arbetskraften	0,276	0,347	+0,071**
Arbetsgivare			**
Privatanställd	0,339	0,308	–0,031
Offentligt anställd	0,291	0,226	–0,065**
Varken eller	0,370	0,466	+0,096**
Besöka/få besök av släkt/vänner: 0–1 (mycket sällan – mycket ofta)	0,688	0,717	+0,029**
Gudstjänstbesök: 0, 1 (sällan/aldrig, en gång/månad eller oftare)	0,115	0,083	–0,032**

**Tabell 9 forts. Tänkbara orsaker till variationer i valdeltagande:  
Medelvärden 1987 och 1997**

<i>Egenskap</i>	<i>1987</i>	<i>1997</i>	<i>Skillnad</i>
Missnöje med egen situation: 0–1 (inget – mycket stort)	0,240	0,266	+0,026**
Föreningsmedlemskap: 0–1 (inga – 10 eller fler)	0,319	0,303	–0,016*
Föreningsaktivitet: 0–1 (ingen – aktiv i 7 eller fler föreningar)	0,165	0,130	–0,035**
Horisontellt förtroende: 0–1 (mycket litet – mycket stort)	–	0,620	–
Systemtilltro: 0–1 (ingen – mycket stor)	0,375	0,396	+0,021**
Själv tilltro: 0–1 (mycket mindre än andras – mycket större än andras)	0,441	0,458	+0,017**
Valhandlingens effektivitet: 0–1 (ingen – mycket stor)	–	0,626	–
Förtroende för partier/riksdag: 0–1 (inget – mycket stort)	0,519	–	–
Intresse för politik: 0–1 (inget alls – mycket stort)	0,510	0,524	+0,014
Partiidentifikation: 0–1 (ingen – mycket stark)	0,594	0,470	–0,124**
Partimedlemskap: 0, 1 (ej medlem, medlem)	0,149	0,075	–0,074**
Partiaktivitet: 0–1 (ingen – mycket stor)	0,052	0,034	–0,018**
Röstning som medborgerlig dygd: 0–1 (inte alls viktig – mycket viktig)	0,867	0,803	–0,064**

\* Statistiskt säkerställd skillnad 1987–97; säkerhetsnivå 95 procent, tvåsidig test.

\*\* Statistiskt säkerställd skillnad 1987–97; säkerhetsnivå 99 procent, tvåsidig test.

*Anmärkning:* Asteriskmarkeringarna för flerdelade, kategoriska variabler i sin helhet, t.ex. markeringen för ålder utan precisering av ålderskategori, avser ett  $\chi^2$ -test för hela fördelningen. Antalet observationer uppgår till mellan 1 998 och 2 073 för 1987 och mellan 1 420 och 1 460 för 1997.

## ATT BESTÄMMA SIG FÖR ATT VARA MED OCH BESTÄMMA

fall är de redovisade medelvärdena identiska med andelar. Siffran 0,163 i den första kolumnen för industriarbetare innebär således att 16,3 procent av de svarande i 1987 års undersökning återfinns i denna yrkeskategori. Den tredje och sista gruppen består av de variabler vi behandlar som kontinuerliga, t.ex. utbildning. Siffran 0,387 i den första kolumnen för denna variabel är således ett genuint medelvärde på en skala från 0 till 1, där 0 motsvarar 6 års heltidsutbildning eller mindre och 1 motsvarar 18 års heltidsutbildning eller mer.<sup>36</sup>

### Den sociala grundmodellen

Tabellens vänstra sida beskriver en uppsättning egenskaper som vi i flertalet fall redan stiftat bekantskap med (se t.ex. tabell 7) och som kan sägas utgöra en slags social grundmodell för valdeltagandet. Här återfinns välbekanta mått på socioekonomisk status eller resursnivå, såsom utbildning och yrke, men också egenskaper som främst tänks inverka på valdeltagandet i kraft av vad som i den anglosaxiska litteraturen benämns "social connectedness" (se t.ex. Knack 1992). Bland de senare märks exempelvis civilstånd och umgänge med släkt och vänner. Exakt varför ett välutvecklat och stabilt socialt nätverk hänger samman med högt valdeltagande är ännu inte särskilt väl utrett empiriskt. Den vanligaste hypotesen är emellertid att sådana nätverk höjer sannolikheten för att normer sanktioneras (se t.ex. Coleman 1990). Sammanfattningsvis pekar tidigare forskning på att de sociala faktorer som i första hand styr valdeltagandet har att göra med hur väl etablerad och integrerad i det omgivande samhället medborgaren är.<sup>37</sup>

Vilka förändringar har då inträffat under den 10-årsperiod medborgarundersökningarna ger oss tillfälle att belysa och vilka implikationer kan dessa förändringar tänkas ha för valdeltagandets utveckling?

Den förändring av fördelningen mellan kvinnor och män som tabellen indikerar är i allt väsentligt ett resultat av slumpens skördar. I befolkningen, om än inte bland de svarande i våra båda medborgarundersökningar, fanns det något fler kvinnor än män såväl 1987 som 1997. Enligt SCB:s valdeltagandeundersökningar har kvinnor sedan 1976 ett något högre valdeltagande än män (Johansson 1999). Skillnaden är dock mycket liten. I valet 1998 uppgick den till ca en procentenhet. Även om den faktiska könsfördelningen förändrats på det sätt tabellen indikerar skulle således konsekvenserna för valdeltagandet varit minimala.

Åldersstrukturen har förskjutits uppåt. Denna förändring kan om något förväntas påverka valdeltagandet i positiv snarare än negativ riktning eftersom äldre väljare tenderar att rösta i högre grad än yngre.<sup>38</sup>

Andelen invandrare har blivit något större. Skillnaden är visserligen inte statistiskt säkerställd i vårt urval men kan enkelt beläggas på grundval av andra källor.<sup>39</sup> Denna förändring i valmanskårens sammansättning kan förväntas påverka valdeltagandet negativt eftersom invandrare deltar i väsentligt mindre utsträckning än infödda. I synnerhet gäller detta de kommunala valen där flertalet invandrare är röstberättigade.

Andelen gifta har minskat något. Skillnaden är inte statistiskt säkerställd i vårt undersökningsmaterial men kan beläggas med hjälp av den offentliga statistiken.<sup>40</sup> Samtidigt tyder våra data på att andelen sammanboende stigit i ungefär samma omfattning som andelen äkta makar sjunkit. Det är således ungefär lika vanligt som tidigare att leva i någon form av parförhållande. Eftersom det primärt är parrelationen snarare än äktenskapet som kan förmodas vara av betydelse för röstningsbenägenheten finns det sannolikt ingen starkare koppling mellan den fallande giftermålsfrekvensen och det sjunkande valdeltagandet.<sup>41</sup>

Utbildningsnivån har höjts. Det handlar i detta fall om en påtaglig förändring. Den genomsnittliga utbildningstiden har ökat med ungefär ett år mellan 1987 och 1997.<sup>42</sup> Den andel av befolkningen som genomgått treårig teoretisk gymnasieutbildning eller avlagt högskoleexamen har stigit med ca 10 procentenheter och den andel som bara har obligatorisk utbildning har sjunkit i ungefär samma omfattning. Eftersom valdeltagandet är större bland hög- än bland lågutbildade borde denna förändring snarast verka till förmån för ökat valdeltagande.

Andelen industriarbetare och lantbrukare har sjunkit. Flertalet andra yrkeskategorier har i stället vuxit, liksom den andel av befolkningen som aldrig varit yrkesverksam.<sup>43</sup> Implikationerna för valdeltagandets utveckling är i detta fall något oklara. Arbetare tenderar att delta i mindre utsträckning än flertalet andra yrkesgrupper. Detsamma kan dock inte sägas om lantbrukare. Vidare är det inte bara tjänstemannagrupperna som vuxit utan även den grupp som ännu inte etablerat sig på arbetsmarknaden.

Andelen förvärsarbetande har sjunkit markant och andelen arbetslösa blivit större.<sup>44</sup> Denna förändring kan förmodas inverka negativt snarare än positivt på valdeltagandet.

Bland de förvärsarbetande har andelen anställda i offentlig tjänst

## ATT BESTÄMMA SIG FÖR ATT VARA MED OCH BESTÄMMA

minskat kraftigare än andelen privatanställda. De förra tenderar att ha ett högre valdeltagande än de senare. Skälet kan tänkas vara att de som arbetar i offentlig tjänst vanligen är mer direkt beroende av politiska beslut än de privatanställda. Det kan också tänkas handla om selektionsmekanismer. De som arbetar i den offentliga sektorn kan tänkas ha sökt sig dit delvis på grundval av sitt samhällsengagemang. Om sambandet över huvud taget är kausalt kan de förändrade proportionerna mellan offentlig- och privatanställda tänkas medföra ett minskat valdeltagande.

Trots många spådomar om att först det industriella (se t.ex. Kornhauser 1959) och sedan det postindustriella samhället (se t.ex. Putnam 1995, 1997) tenderar att försvaga de direkta och stabila sociala relationerna mellan människorna syns inga spår därav i de mätningar av det sociala umgänget som medborgarundersökningarna tillhandahåller. Att besöka släktingar och vänner eller ha släktingar och vänner på besök har tvärtom blivit vanligare snarare än ovanligare. Måttet är i detta fall ett additivt index baserat på fyra intervjufrågor: besöka respektive ha på besök och släktingar respektive vänner. Samtliga fyra ökar snarare än minskar. Noteras bör att frågeformuleringarna, som ursprungligen härstammar från levnadsnivåundersökningarna, förutsätter att umgänget sker i hemmet snarare än annorstädes.<sup>45</sup> I det sammanhang som här är aktuellt är detta en fördel snarare än en nackdel eftersom det i första hand är de mer intima och stabila relationerna snarare än de mer anonyma och flyktiga som kan förmodas vara av betydelse för benägenheten att rösta. Den ökning som här skett kan antas vara till gagn snarare än förfång för valdeltagandet.

Sverige fortsätter att sekulariseras. Andelen regelbundna gudstjänstbesökare har kontinuerligt minskat under en lång följd av år (jfr Westholm 1991, kapitel 5). Den senaste 10-årsperioden utgör inget undantag. I amerikansk valdeltagandeforskning intar gudstjänstbesök en central roll som indikator på "social connectedness" eller "social involvement" (Teixeira 1992, 37; Rosenstone & Hansen 1993, 157 f.) men har inte uppmärksammats i samma utsträckning i Sverige. Sannolikt har de svenska kyrkosamfundet också en mindre betydelse för de sociala nätverken och därmed valdeltagandet än vad som är fallet i USA. Men detta återstår att pröva. Det är också tänkbart att det finns mekanismer andra än de sociala nätverken som förbinder regelbundna gudstjänstbesök med högt valdeltagande. I den mån denna faktor över huvud taget visar sig ha betydelse verkar den fortgående sekulariseringen sannolikt negativt snarare än positivt på valdeltagandet.

Sammanfattningsvis kan konstateras att det under det senaste



decenniet skett sociala och demografiska förändringar som kan tänkas påverka valdeltagandets utveckling. Förändringarna pekar dock inte åt ett och samma håll. Utvecklingen på arbetsmarknaden, den ökande andelen invandrare och möjligen den sjunkande giftermålsfrekvensen kan tänkas bidra till att valdeltagandet sjunker. Den stigande utbildningsnivån, den förändrade åldersstrukturen och det tätare umgänget med släktingar och vänner kan förväntas verka i motsatt riktning.

Det faktum att den förväntade effekten inte är riktningssamt entydig i kombination med vad vi vet om förändringarnas storleksordning samt om styrkan i sambanden mellan sociala egenskaper och valdeltagande gör det föga troligt att vi här har nyckeln till förståelsen av valdeltagandets nedgång. Med all sannolikhet måste huvudförklaringen sökas annorstädes.

### Välfärdsstaten och det sociala kapitalet

De potentiella kandidater till en sådan huvudförklaring vi kunnat identifiera på grundval av medborgarundersökningarnas data återfinns i den högra delen av tabell 9. De fyra måtten överst till höger kan alla sägas befinna sig i skärningspunkten mellan det politiska och det sociala. Det allra första, som i tabellen betecknas "missnöje med egen situation", avser medborgarnas uppfattningar om sina egna förhållanden inom ett antal centrala områden: boendet, sjukvården, barnomsorgen, skolan och arbetslivet. Varje medborgare tillfrågades om de områden som han eller hon haft praktisk erfarenhet av under det senaste året: samtliga om sitt boende, patienter och patientanhöriga om sjukvården, småbarnsföräldrar om barnomsorgen, skolbarnsföräldrar om skolan och förvärvsarbetande om arbetslivet.<sup>46</sup> Det mått som här används utgör medelvärde för de områden som var aktuella för respektive medborgare.

Det senaste decenniet har varit en prövningens tid för den svenska välfärdsstaten. Det kommer därför knappast som någon överraskning att missnöjet ökat. Främst gäller detta skola och barnomsorg (se Petersson m.fl. 1998, 36 f.). I övrigt är ökningarna små. Det kan också noteras att missnöjet inte är särskilt utbrett. Det stora flertalet medborgare uttrycker inget eller ringa missnöje med sin situation vid båda mätillfällena.

Den ökning som trots allt ägt rum skulle för valdeltagandet kunna tänkas få två helt olika konsekvenser. Den ena möjligheten är att missnöjet fungerar som en drivkraft till ökat engagemang. Att så är

## ATT BESTÄMMA SIG FÖR ATT VARA MED OCH BESTÄMMA

fallet när det gäller de sammanhang som missnöjet direkt berör vet vi redan. Medborgarnas benägenhet att ta initiativ för att påverka sin situation i rollen som t.ex. förvärvsarbetande eller förälder ökar i takt med hur missnöjda de är (Petersson, Westholm & Blomberg 1989, kapitel 2; Petersson m.fl. 1998, kapitel 2). Huruvida denna mekanism kan utsträckas till att även gälla valdeltagandet är däremot en öppen fråga. Kanske är det i stället så att medborgarna i sin besvikelse vänder sig bort från politiken och nöjer sig med att var och en på sin kant försöka göra det bästa möjliga av situationen.

De båda följande måtten i tabell 9 har ett nära inbördes samband. Det ena avser medlemskap och det andra aktivitet i frivilliga organisationer av olika slag. Föreningslivets betydelse har inte blivit föremål för särskilt mycket uppmärksamhet i den empiriskt inriktade forskningen om valdeltagande. Detta är en smula märkligt eftersom de teoretiska bryggorna är många. I resursbaserade teorier om politiskt deltagande ses organisationerna som ett viktigt exempel på en kollektiv resurs (Verba, Nie & Kim 1978; Petersson, Westholm & Blomberg 1989) och som en skola i medborgerliga färdigheter (Verba, Schlozman & Brady 1995). Inom den teoribildning som bygger på tanken om rationellt handlande återfinns modeller för gruppbaserad mobilisering av väljare (Morton 1987, 1991; Uhlaner 1989a, 1989b). I teorier om socialt kapital ses föreningslivet som en central källa till de normer och det horisontella förtroende som antas befördra en väl fungerande demokrati, inklusive ett högt valdeltagande (Putnam 1996, 1997).

Förklaringen till att organisationsväsendet trots detta spelat en tämligen undanskymd roll i empiriska studier av valdeltagande kan tänkas vara att de undersökningsmaterial som nyttjats i många fall innehållit skrala eller obefintliga mått på medlemskap och aktivitet i frivilliga organisationer. Dessbättre behöver några sådana problem inte bekymra oss i detta fall. De båda medborgarundersökningarna rymmer oss veterligen de grundligaste mätningar om föreningslivets vitalitet som gjorts i någon för den svenska befolkningen representativ intervjuundersökning.<sup>47</sup> De svarande erhöll en lista med sammanlagt 30 olika typer av föreningar (inklusive den obestämda kategorin "annan förening"). För var och en ombads de uppge om de var medlemmar eller inte. Om svaret var jakande tillfrågades de också om de under det senaste året varit aktiva eller innehaft förtroendep uppdrag i föreningen. Jämfört med en enda allmän fråga om föreningsmedlemskap och aktivitet minskar detta förfarande risken för att den svarande i hastigheten glömmer bort en del av föreningarna och därmed underrapporterar sitt föreningsengagemang. Jämfört med ett

fåtal frågor om specifika föreningstyper minskar det risken för att i sammanhanget viktiga slag av organisationer förbises.<sup>48</sup>

Som framgår av tabell 9 har såväl medlemskap som aktivitet minskat mellan 1987 och 1997 (se Petersson m.fl. 1998, 62–69, 82 ff. för en mer detaljerad redovisning). Ifråga om medlemskap är nedgången av ganska blygsam omfattning. När det gäller aktivitet handlar det däremot om en mer påtaglig förändring, i synnerhet när den uppmätta skillnaden sätts i relation till den tidigare nivån. Vad siffrorna i detta fall säger är att aktiviteten 1997 sjunkit till ca 80 procent av vad den var 1987. I den mån föreningsengagemang visar sig vara knutet till benägenheten att rösta på det sätt teorierna förutspår är implikationen således att nedgången i föreningsengagemang bidrar till det sjunkande valdeltagandet.

Även det fjärde måttet i den högra delen av tabell 9 är starkt knutet till teorier om socialt kapital. I den av Putnam (1996) inspirerade forskningen ses horisontellt förtroende – det vill säga förtroende för andra människor – tillsammans med föreningsengagemang och sociala nätverk som de viktigaste indikatorerna på det inte alldeles glasklara kapitalbegreppet. Eftersom de sociala nätverken finns representerade redan i den vänstra delen av tabell 9 inbegriper vår analys således alla tre aspekterna.

Tanken om att det horisontella förtroendet skulle kunna vara av betydelse för valdeltagande återfinns emellertid i litteraturen redan före publiceringen av Putnams (1996; på engelska 1993) redan klassiska verk. Som Knack (1992, 145 f.) påpekar, kan valdeltagande ses som en form av villkorligt samarbete till stöd för demokratin. Vi deltar i valen, avstår från att skräpa ned och betalar vår skatt bara i den utsträckning vi tror att tillräckligt många andra ställer upp och tar sin del av ansvaret. Det förtroende vi hyser för andra blir därmed av central betydelse.

I USA indikerar mätserierna att det mellanmänniska förtroendet sjunker (Putnam 1995, 666). För Sveriges del kan någon långsiktig trend ännu inte beläggas. Den mätserie som tillhandahålls av World Value Survey pekar snarast på en uppgång mellan 1981 och 1990 och en ungefärligen lika stor nedgång mellan 1990 och 1996 (Rothstein 1997, 318 ff.). Eftersom det mått på horisontellt förtroende som ingick i medborgarundersökningen 1997 inte fanns med i 1987 års undersökning kan vi inte ge något eget bidrag när det gäller att fastställa förändringstendensen. Vad vi däremot kan pröva är om denna aspekt av det sociala kapitalet har den inverkan på valdeltagandet som teorierna förutspår.<sup>49</sup>

## ATT BESTÄMMA SIG FÖR ATT VARA MED OCH BESTÄMMA

### Påverkansmöjligheter, intresse, partiengagemang och normer

De resterande måtten i den högra delen av tabell 9 har i flertalet fall en stark koppling till dem som kom till användning i del ett av detta kapitel. Att de inte är exakt desamma beror bland annat på att vi saknar möjligheter till jämförelser över tid för de röstmotiv som studeras i kapitlets första del.

De mått på systemtilltro och självtilltro som redovisas i tabell 9, liksom det som avser medborgarnas bedömning av valhandlingens effektivitet, är starkt förknippade med de instrumentella motiven för att delta. Det självuppskattade intresset för politik betingar informationskostnaderna. Graden av partiidentifikation, det vill säga i hur hög grad väljaren uppfattar sig som anhängare av ett bestämt parti, har teoretiskt setts som nära knuten till de expressiva och underhållningsrelaterade motiven för att delta (Fiorina 1976; Aldrich 1993). Vikten av valdeltagande som medborgerlig dygd är ett alternativt sätt att mäta väljarnas uppfattning om sin skyldighet att rösta.

De mått som i tabell 9 benämns systemtilltro och självtilltro syftar till att fånga det begrepp som i den anglosaxiska litteraturen benämns "sense of political efficacy" och som alltsedan det först introducerades av Campbell, Gurin & Miller (1954) spelat en central roll i forskningen om politiskt deltagande. Båda måtten syftar till att fastställa väljarnas bedömning av sin förmåga att påverka. Det första avser bedömningen av det politiska systemets mottaglighet för krav och önskemål från medborgarna i gemen, det andra bedömningen av den egna förmågan att påverka i jämförelse med andra medborgares.<sup>50</sup>

I motsats till vissa andra mått på medborgarnas förtroende för det politiska systemets funktionssätt visar dessa båda ingen vikande tendens (se Petersson m.fl. 1998, 49 ff.).<sup>51</sup> Även om tilltron till det politiska systemets responsivitet inte är särskilt hög har den ökat snarare än minskat mellan 1987 och 1997. Även tilltron till den egna förmågan i jämförelse med andras har förstärkts något.<sup>52</sup> Om människors bedömning av sin förmåga att påverka har den inverkan på benägenheten att rösta som teorierna förutspår borde utvecklingen således ha verkat till förmån för ökat snarare än minskat valdeltagande.

Bedömningen av möjligheterna att utöva inflytande kan emellertid tänkas variera inte bara mellan medborgare och över tid utan också mellan olika sätt att påverka. Därför innehöll medborgarundersökningen 1997 ett antal frågor om olika deltagandeformers effektivitet. Någon motsvarande mätning ingick inte i medborgarundersökningen 1987. Vi har däremot möjligheter att jämföra med

uppgifter från 1979 års valundersökning, från vilken mätinstrumentet i huvudsak är hämtat. Det visar sig då att den deltagandeform vi här främst intresserar oss för, det vill säga att "rösta i valen", tillsammans med arbete i politiska partier och fackliga organisationer tillhör dem som främst tappat mark i väljarnas effektivitetsbedömningar. Detta gäller såväl i absolut bemärkelse som i jämförelse med andra deltagandeformer. År 1979 ansåg väljarna fortfarande att röstning var det mest effektiva sättet att påverka. I dag uppfattas det som mest effektivt att "arbeta för att få uppmärksamhet i press, radio och TV".<sup>53</sup>I den mån synen på valdeltagandets effektivitet visar sig påverka benägenheten att rösta skulle denna förändring således kunna bidra till förståelsen av det sjunkande valdeltagandet.

De aspekter av medborgarnas vertikala förtroende som hitintills diskuterats rör i samtliga fall deras syn på möjligheterna att påverka. Det finns emellertid aspekter av det mångfacetterade förtroendebegreppet som därmed riskerar att förbises.<sup>54</sup> De tre mått vi tidigare presenterat kompletteras därför av ett fjärde och mindre specifikt. I 1987 års medborgarundersökning ställdes ett antal frågor om vilket allmänt förtroende medborgarna ansåg sig ha för olika slag av makt-havare, däribland centrala politiska institutioner som "de politiska partierna" och "riksdagen".<sup>55</sup> Eftersom dessa båda frågor inte upprepades i 1997 års undersökning kan vi inte uttala oss om utvecklingen över tid. Vi kan däremot, precis som för horisontellt förtroende, pröva om de bidrar till förståelsen av valdeltagandets variationer på individnivå.

Det subjektivt uppskattade intresset för politik har i tidigare svensk forskning framhållits som en primär förklaring till valdeltagandets individuella variationer (Holmberg 1990). Även när man betraktar utvecklingen över tid visar sig intresset för politik samvariera tämligen väl med valdeltagandet, åtminstone fram till slutet på 1980-talet. Enligt valundersökningarnas långa mätserie (Gilljam & Holmberg 1995, figur 31.1) ökade intresset från 1960 och framåt för att nå en topp 1976, det vill säga samtidigt som valdeltagandet kulminerade. Det sjönk därefter gradvis fram till 1988 samtidigt som valdeltagandet tenderade att falla. Efter 1988 skedde emellertid en rask återhämtning som innebar att 1994 års notering faktiskt något överträffade den från 1976. Valdeltagandet steg emellertid i mycket ringa utsträckning under motsvarande period.

Även medborgarundersökningarnas mätningar indikerar att det subjektivt uppskattade intresset för politik tenderat att öka snarare än minska från sent 1980- till sent 1990-tal, även om skillnaden inte är tillräckligt stor för att vara statistiskt säkerställd.<sup>56</sup> Andra och mer

## ATT BESTÄMMA SIG FÖR ATT VARA MED OCH BESTÄMMA

beteendemässiga uttryck för medborgarnas vilja att följa det politiska skeendet pekar i samma riktning. Benägenheten att diskutera politik med familj, vänner och arbetskamrater liksom att läsa om politik i dagstidningarna visar en uppåtgående trend från mitten av 1980-talet och framåt (Gilljam & Holmberg 1995, figur 33.1 och 33.3).<sup>57</sup> Med utgångspunkt från den uppmärksamhet väljarna är villiga att ge det politiska skeendet skulle vi således ha anledning att vänta oss en ökning snarare än en minskning av valdeltagandet.

De tre mått som redovisas näst längst ned i den högra delen av tabell 9 har ett nära inbördes samband. Det handlar i samtliga fall om engagemang i och för de politiska partierna. Vad som främst skiljer dem åt är det sätt på vilket engagemanget kommer till uttryck. Partiidentifikation är ett psykologiskt mått på partianhängarskap.<sup>58</sup> Partimedlemskap och partiaktivitet innebär däremot att engagemanget tar sig handlingsmässiga uttryck.<sup>59</sup> Partiidentifikation har också en väletablerad ställning i tidigare valdeltagandeforskning medan partimedlemskap och partiaktivitet intar en mera undanskymd position i försöken att förklara människors benägenhet att rösta.<sup>60</sup>

Vid sidan av det faktum att de alla utgör mått på partiengagemang har partiidentifikation, partimedlemskap och partiaktivitet ytterligare en sak gemensam. De faller. Beträffande partiidentifikation kan en nedåtgående tendens noteras från det att måttet introducerades i 1968 års valundersökning (se Gilljam & Holmberg 1995, figur 12.1). Från tidigt 1970-tal till tidigt 1980-tal står det dock väsentligen och stampar på samma fläck medan utvecklingen därefter varit kontinuerligt avtagande. När det gäller partimedlemskap och partiaktivitet kan en fallande trend noteras från mitten av 1980-talet och framåt (se Petersson m.fl. 1998, tabell 3.2 och figur 3.4; SCB 1997, 331 ff.).

I samtliga tre fall handlar det om påtagliga förändringar. När det gäller medlemskap och aktivitet är nedgången närmast att betrakta som dramatisk. Det svenska partiväsendet har med dessa mått mätt nästintill halverats under de senaste femton åren. I den mån det visar sig att dessa tre faktorer också är av central betydelse för benägenheten att rösta är det tänkbart att vi här har en av huvudförklaringarna till det fallande valdeltagandet.

Det allra sista måttet i tabell 9, röstning som medborgardyg, har blivit föremål för väsentligt mindre uppmärksamhet i den svenska samhällsforskningen än de tre vi just behandlat. Oss veterligen tillhandahåller de båda medborgarundersökningarna (samt replikationer av dessa, exempelvis i den svenska delen av World Value Survey) de enda mätningar av medborgarnas syn på sin skyldighet att rösta som finns att tillgå, åtminstone under senare år. Även i den amerikanska

valforskningen har det ursprungligen stora intresset för väljarnas syn på det demokratiska medborgarskapets förpliktelser ("citizen duty") avtagit med tiden (Teixeira 1992, 55).

Medborgarundersökningarnas mätningar visar att uppslutningen kring röstningsnormen fortfarande är stor. "Att rösta i de allmänna valen" anses av flertalet medborgare vara av central vikt om man vill leva upp till idealet för den gode medborgaren. Men jämförelsen mellan 1987 och 1997 års undersökningar visar på en icke obetydlig nedgång. En nedåtgående snarare än uppåtgående tendens noteras även för flertalet av de andra potentiella medborgardygder som ingick i medborgarundersökningarnas frågebatteri. Men den största enskilda minskningen gäller just synen på valdeltagandet.<sup>61</sup> Det faktum att medborgarna i mindre grad än tidigare upplever sig ha en skyldighet att rösta utgör således ytterligare en tänkbar huvudförklaring till det fallande valdeltagandet.

### Valdeltagandets korrelat

Vår inventering av de tänkbara förklaringar till det sjunkande valdeltagandet som medborgarundersökningarna låter oss uppmärksamma är därmed avslutad. Vi har redan i samband med denna inventering sökt fastställa i vilken utsträckning de potentiella förklaringarna tillgodoser det andra av de två villkor som måste uppfyllas för att de i praktiken skall kunna förklara nedgången, nämligen att det skett en förändring på aggregatnivå som står i samklang med den vi kan notera för valdeltagandets vidkommande. Vad som ännu återstår är att pröva det första villkoret, det vill säga om det också finns ett direkt orsakssamband på individnivå.

Det första ledet i denna prövning består i att undersöka om det över huvud taget finns något statistiskt samband mellan de många faktorer vi räknat upp tagna var för sig och benägenheten att rösta vid de båda mättillfällena vi har att tillgå. Liksom i kapitlets första del sker denna prövning med hjälp av logistisk regression. Som beroende variabel fungerar de mätningar av valdeltagandet som har högst jämförbarhet mellan de båda undersökningstillfällena, det vill säga det självrapporterade deltagandet i 1985 respektive 1994 års kommunfullmäktigeval.

Resultaten av alla dessa bivariata sambandsanalyser redovisas i tabell 10. Redan en hastig inspektion av de många koefficienterna ger vid handen att det i de allra flesta fall finns ett statistiskt säkerställt samband i förväntad riktning. De främsta undantagen är kön, där den

## ATT BESTÄMMA SIG FÖR ATT VARA MED OCH BESTÄMMA

Tabell 10. Valdeltagande i kommunfullmäktigevalen 1985 och 1994 (bivariat logistisk regression)

Oberoende variabel	1985		1994			
	Ostand. effekt	Procent-diff.	Stand. effekt	Ostand. effekt	Procent-diff.	Stand. effekt
Kön	-0,01	-0,1	-0,00	0,00	0,1	0,00
Ålder vid intervju tillfället	**			**		
20-30	-	-	-	-	-	-
31-40	0,91**	9,9	0,20	1,10**	18,1	0,24
41-50	0,87**	9,6	0,19	1,03**	17,2	0,22
51-60	1,55**	13,6	0,30	1,51**	22,1	0,32
61-70	1,05**	10,9	0,21	1,23**	19,5	0,24
71-80	0,89**	9,8	0,14	1,07**	17,7	0,19
Invandrarskap	-1,02**	-12,2	-0,15	-1,22**	-21,6	-0,18
Civilstånd	**			**		
Gift	-	-	-	-	-	-
Sammanboende	-0,85**	-7,2	-0,17	-1,14**	-15,4	-0,24
Ogift	-1,07**	-9,9	-0,22	-0,80**	-9,5	-0,17
Frånskild	-0,93**	-8,1	-0,12	-1,03**	-13,4	-0,14
Änka/änkling	-0,66*	-5,2	-0,09	-0,67*	-7,6	-0,09
Utbildning	0,59*	5,0	0,09	0,85**	11,0	0,14
Yrke	**			**		
Industriarbetare	-	-	-	-	-	-
Arbetare, ej industri	0,03	0,3	0,01	0,01	0,2	0,00
Lägre tjänsteman	0,28	3,0	0,05	0,67*	9,1	0,12
Tjm på mellannivå	0,86**	7,6	0,20	0,80**	10,4	0,19
Högre tjänsteman	1,45**	10,4	0,28	1,30**	14,3	0,25
Småföretagare	0,61	5,9	0,08	-0,10	-1,7	-0,01
Lantbrukare	1,06	8,7	0,10	0,19	2,9	0,01
Ej klassificerbar	0,03	0,4	0,00	-0,82*	-16,7	-0,08
Förvärvssituation	*		**			
Förvärvsarbetande	-	-	-	-	-	-
Arbetslös	-1,23**	-17,2	-0,08	-1,01**	-16,8	-0,13
Ej i arbetskraften	0,08	0,6	0,02	-0,21	-2,7	-0,05
Arbetsgivare	*		*			
Privatanställd	-	-	-	-	-	-
Offentligt anställd	0,47**	4,1	0,12	0,46*	5,3	0,11
Varken eller	0,27	2,6	0,07	-0,13	-1,9	-0,04
Besöka/få besök av släkt/vänner	0,58	5,6	0,07	0,63	9,1	0,07
Gudstjänstbesök	0,15	1,3	0,03	0,42	4,9	0,06



**Tabell 10 forts. Valdeltagande i kommunfullmäktigevalen 1985 och 1994 (bivariat logistisk regression)**

Oberoende variabel	1985			1994		
	Ostand. effekt	Procent-diff.	Stand. effekt	Ostand. effekt	Procent-diff.	Stand. effekt
Missnöje med egen situation	0,24	2,1	0,03	-0,20	-2,8	-0,02
Föreningsmedlemskap	3,72**	22,7	0,43	3,78**	33,5	0,41
Föreningsaktivitet	2,62**	12,4	0,29	3,03**	19,3	0,30
Horisontellt förtroende	-	-	-	2,40**	37,2	0,26
Systemtilltro	0,87	6,7	0,07	1,90**	21,7	0,15
Självförtroende	2,34**	18,7	0,22	2,70**	33,5	0,23
Valhandlingens effektivitet	-	-	-	0,90**	12,6	0,14
Förtroende för partier/ riksdag	2,26**	20,5	0,25	-	-	-
Intresse för politik	2,43**	21,5	0,38	2,46**	32,6	0,38
Partiidentifikation	2,15**	20,1	0,42	1,54**	19,0	0,29
Partimedlemskap	1,99**	9,6	0,40	3,10**	16,2	0,48
Partiaktivitet	2,75**	9,8	0,27	3,17**	15,7	0,25
Röstning som medborgardygd	4,02**	67,2	0,49	2,91**	54,3	0,37

*Anmärkning:* Antalet observationer uppgår till mellan 1 811 och 1 868 för 1985 års val och mellan 1 274 och 1 297 för 1994 års val.

\* Statistiskt säkerställd effekt; 95 procents säkerhet, tvåsidig test.

\*\* Statistiskt säkerställd effekt; 99 procents säkerhet, tvåsidig test.

## ATT BESTÄMMA SIG FÖR ATT VARA MED OCH BESTÄMMA

lilla skillnad till kvinnornas fördel som vi på grundval av andra undersökningar vet existerar knappast kommer till uttryck i tabellen, samt missnöje med egen situation, där tendensen inte är enhetlig och därtill så svag att den inte uppnår statistisk signifikans. I två andra fall, umgänge med släkt och vänner samt gudstjänstbesök, går sambandet i förväntad riktning vid båda undersökningstillfällena men är inte statistiskt säkerställt vid någondera.

Den vänstra delen av tabellen bekräftar i övrigt ett antal tendenser som i flertalet fall är väl kända från tidigare forskning. Äldre och medelålders väljare röstar i högre utsträckning än unga, infödda i högre grad än invandrare, gifta i högre grad än de som har annat civilstånd, högutbildade i högre grad än lågutbildade, tjänstemän i högre grad än arbetare, förvärvsarbete i högre grad än arbetslösa och offentliganställda i högre grad än privatanställda.<sup>62</sup>

De samband som redovisas i den högra delen av tabellen är inte i alla stycken lika välbekanta. Föreningsmedlemskap, föreningsaktivitet och horisontellt förtroende visar sig i samtliga fall vara tämligen starkt knutna till valdeltagandet. Samma sak gäller röstning som medborgardyg. Som framgår av de procentdifferenser vi redovisar är skillnaderna mellan de som anser sig ha stor respektive liten skyldighet att rösta avsevärda.

De övriga resultaten i tabellens högra del bekräftar i hög grad vad vi redan visste eller hade starka skäl att förmoda. Personer med hög tilltro till det politiska systemets responsivitet, sin egen förmåga att påverka i jämförelse med andras, valhandlingens effektivitet eller de politiska institutionerna i allmänhet röstar i högre grad än de som inte har det. De som är starkt intresserade av politik har högre valdeltagande än de som hyser ringa intresse. Partianhängare, partimedlemmar och partiaktivister går i större utsträckning till valurnorna än dem som saknar dessa uttryck för partiengagemang.

Jämför vi nu i stället de båda undersökningsåren finner vi en allmän tendens som slår igenom snart sagt var i tabellen vi än blickar. De procentdifferenser som redovisas är nästan undantagslöst högre för 1994 än för 1985. I takt med att valdeltagandet minskat har också klyftorna ökat.

Detta resultat är dessvärre precis vad vi har anledning att vänta med utgångspunkt från det resonemang om den logistiska modellen som vi förde i kapitlets inledning. Vartefter betingelserna för att delta generellt sett försvagas ökar effekten av varje betingelse tagen för sig.

Vi kan samtidigt notera att skillnaderna mellan 1985 och 1994 inte alls är lika starkt markerade för de logistiska regressionskoefficienterna som för procentdifferenserna. Detta gör det berättigat att i

de analyser där vi fortsättningsvis sammanför data från de båda undersökningsåren använda en gemensam statistisk modell trots att de procentuella skillnaderna är starkt beroende av undersökningsår. Utan den logistiska modellen hade en annan och väsentligt mer komplicerad lösning måst tillgripas.<sup>63</sup>

### Skenet kan bedra

I den analys vi hitintills genomfört har vi huvudsakligen öppnat dörrar. Vi har pekat på mängder av tänkbara förklaringar till valdeltagandets variationer och avfärdat tämligen få. I fortsättningen handlar det främst om att arbeta i motsatt riktning, det vill säga stänga de dörrar som vid närmare påseende visar sig leda in i en återvändsgränd.

Det faktum att två faktorer uppvisar ett statistiskt samband med varandra utgör inte något slutgiltigt belegg för att den ena orsakar den andra. Sambandet kan i stället tänkas bero på att de båda faktorerna i sin tur påverkas av en tredje. Man talar i sådana fall ofta om skensamband. Beteckningen är egentligen missvisande. Själva sambandet är nog så reellt. Det är däremot inte uttryck för något orsaksförhållande mellan de två företeelserna.

Även i de fall en orsaksrelation föreligger kan sambandet visa sig vara indirekt snarare än direkt. Effekten på den beroende variabeln förmedlas via en eller flera andra av de faktorer som undersöks.

Att skilja mellan de samband som är uttryck för ett orsaksförhållande och de som inte är det liksom att skilja mellan indirekta och direkta orsaker är i detta sammanhang av stor vikt. För att kunna avgöra i vilken utsträckning och på vilket sätt nedgången låter sig förklaras måste vi i första hand fastställa de direkta orsaksmekanismerna.

Vägen dit går via en multivariat prövning där vi ställer samtliga de tänkbara förklaringsfaktorer vi redovisat i tabell 9 och 10 mot varandra. Den sociala grundmodellen, det vill säga alla de egenskaper som återfinns i den vänstra delen av respektive tabell, ingår i samtliga de analyser som nedan presenteras men detaljredovisas inte. Grundmodellens främsta roll är fortsättningsvis att tillse att de återstående effektskattningarna inte blir felaktiga till följd av att någon viktig social betingelse utelämnats. De faktorer som återfinns i den högra delen av tabell 9 och 10 skall vi däremot utsätta för en mer närgående granskning. Som vi tidigare påpekat är det i första hand bland dessa som vi kan hysa förhoppningar om att återfinna de primära förklaringarna till det fallande valdeltagandet.

Frågan är nu vilken motståndskraft dessa faktorer visar sig ha när

## ATT BESTÄMMA SIG FÖR ATT VARA MED OCH BESTÄMMA

de utsätts för en multivariat prövning. Tabell 11 redovisar de statistiskt säkerställda effekter som kvarstår sedan de som ej tillgodoser signifikanskravet avlägsnats.<sup>64</sup> Noteras bör att vi med tanke på det kumulativa förhållande som råder mellan föreningsmedlemskap och föreningsaktivitet valt att behandla dem som om de utgjorde olika steg på en trappa av föreningsengagemang snarare än som två distinkta faktorer. Så länge båda uppvisar positiva effekter och den sammanlagda effekten är statistiskt säkerställd har båda behållits. Ett analogt förfarande har av samma skäl tillämpats för partiengagemang, det vill säga, partiidentifikation, partimedlemskap och partiaktivitet.

Resultaten visar att missnöjet med den egna situationen inom olika sociala sfärer (boende, sjukvård, barnomsorg, skola och arbetsliv) saknar betydelse även vid en multivariat prövning. Sambandet

**Tabell 11. Valdeltagande i kommunfullmäktigevalen 1985 och 1994 (logistisk regression)**

<i>Modell och oberoende variabel</i>	<i>Ostand. effekt</i>	<i>Standard-fel</i>	<i>Procent-differens</i>	<i>Stand. effekt</i>	<i>R<sup>2</sup></i>
Endast social grundmodell -85					0,100
Fullständig modell -85					0,277
Föreningsmedlemskap	2,27	0,65	11,4	0,26	
Partiidentifikation	1,01	0,28	6,6	0,20	
Partimedlemskap	0,93	0,50	4,7	0,19	
Rösth. s. medborgardygd	3,29	0,33	41,7	0,40	
Endast social grundmodell -94					0,124
Fullständig modell -94					0,222
Föreningsmedlemskap	1,73	0,61	14,7	0,19	
Horisontellt förtroende	1,63	0,47	18,2	0,18	
Intresse för politik	1,25	0,37	12,8	0,19	
Partiidentifikation	0,47	0,30	4,7	0,09	
Partimedlemskap	1,82	1,06	11,7	0,28	
Partiaktivitet	0,09	1,53	0,8	0,01	
Rösth. s. medborgardygd	1,66	0,38	21,7	0,21	
End. soc. grundmod. -85 o. -94					0,099
Fullständig modell -85 o. -94					0,234
Föreningsmedlemskap	1,85	0,51	12,3	0,21	
Föreningsaktivitet	0,32	0,56	2,4	0,03	
Intresse för politik	0,79	0,25	6,4	0,12	
Partiidentifikation	0,74	0,20	6,1	0,14	
Partimedlemskap	1,22	0,43	7,3	0,22	
Rösth. s. medborgardygd	2,59	0,24	34,2	0,32	

*Anmärkning:* Antalet observationer är 1 791 för 1985 års val, 1 258 för 1994 års val och 3 049 för båda tillsammans.

med valdeltagande är lika obefintligt när övriga faktorer konstant-hålls som i den bivariata analysen. Mer överraskande är att samtliga mått på upplevda påverkansmöjligheter och förtroende för politiska institutioner visar sig sakna direkt effekt. Varken systemtilltro, självtilltro, uppfattning om valhandlingens effektivitet (kan prövas endast 1994) eller förtroendet för partier och riksdag (kan prövas endast 1985) kvarstår i någon av de modeller vi redovisar i tabell 11.<sup>65</sup> Även det subjektivt uppskattade intresset för politik lever ett osäkert liv. Måttet kvarstår i modellen för 1994 liksom i den prövning som avser de båda valen tillsammans men försvinner i analysen av 1985 års data.

Såväl föreningsengagemang som horisontellt förtroende visar sig däremot överleva samtliga de test i vilka de ingår. Att det horisontella förtroendet bara återfinns i modellen för 1994 beror på att måttet inte ingick i den första av de båda medborgarundersökningarna. Beträffande föreningsengagemang bör noteras att det i första hand är medlemskapet snarare än aktiviteten som ser ut att vara av betydelse för valdeltagandet. Detta talar mot att effekten främst bör tolkas i ljuset av teorier om socialt kapital.

Till de faktorer som står sig hör också partiengagemang och röstning som medborgardygd. Beträffande partiengagemang är det i första hand anhängarskap och medlemskap som är av betydelse för det egna valdeltagandet medan graden av partiaktivitet är av mindre vikt. Redan medlemskap utgör i det stora flertalet fall en tillräcklig betingelse för att rösta varför aktiviteten blir av mindre betydelse för det egna deltagandet, även om det kan tänkas vara av stor vikt för andra.

Sammanfattningsvis pekar resultaten så här långt i huvudsak i samma riktning som dem vi erhöi i kapitlets första del. Uppfattningarna om påverkansmöjligheterna visar sig vara av ringa betydelse medan de expressiva och normativa bevekelsegrunderna, det vill säga partiengagemang och röstning som medborgardygd, väger relativt tungt. Två avvikelser i förhållande till resultaten i del 1 kan dock noteras. För det första har vi här ännu inte helt kunnat tillbakavisa tanken om att det subjektiva intresset för politik har en direkt effekt på valdeltagandet. För det andra återfinns vi i tabell 11 två förklaringsfaktorer som inte uppmärksammades i kapitlets första del, nämligen föreningsmedlemskap och horisontellt förtroende.

## Hönan och ägget

Två icke helt oväsentliga invändningar kan dock fortfarande riktas mot de resultat vi redovisat i föregående avsnitt. Den ena, och enligt

## ATT BESTÄMMA SIG FÖR ATT VARA MED OCH BESTÄMMA

vår mening mindre tungt vägande, är att vi hitintills grundat vår analys på den intervjuades egen uppgift om sitt valdeltagande snarare än på uppgifter erhållna ur vallängden. Den andra och tyngre invändningen är att tidsföljden mellan orsak och verkan inte är den rätta. Valdeltagandeuppgifterna avser 1985 respektive 1994 års val. Observationerna av de tilltänkta orsakerna avser tillståndet 1987 respektive 1997. Detta innebär en risk för att de effekter vi redovisat i själva verket går i en riktning motsatt den vi teoretiskt tänker oss, det vill säga att valdeltagandet förklarar snarare än förklaras. I vissa fall är denna risk uppenbar. Exempelvis kan styrkan i partianhängarskapet mycket väl tänkas påverkas av tidigare valdeltagande. På samma sätt kan normer tänkas förstärkas av förmågan att leva upp till dem. Man kan också tänka sig att den intervjuade helt enkelt rationaliserar sitt beteende och låter sin bedömning av valdeltagandets betydelse för det goda medborgarskapets avgöras av om han eller hon deltog i föregående val.

De analyser som redovisas i tabell 12 gör det möjligt att pröva tyngden hos dessa båda invändningar. Den beroende variabeln utgörs i detta fall av den på vallängden grundade uppgiften om deltagande i 1998 års val medan de oberoende variablerna hämtas från 1997 års medborgarundersökning. Datakällan för den beroende variabeln är således den bästa tänkbara och tidsföljden mellan orsak och verkan den rätta. Tillvägagångssättet är i övrigt detsamma som i föregående avsnitt, det vill säga vi har utgått från samtliga de faktorer som redovisas i tabell 9 och 10 och av de mått som återfinns i den högra tabelldelen gradvis eliminerat dem som visar sig sakna en statistiskt säkerställd direkt effekt.

Resultaten visar att våra farhågor beträffande effekten av partiengagemang och röstningsnormer varit ogrundade. Båda faktorerna har en tydlig inverkan även när ordningsföljden mellan orsak och verkan är den rätta.<sup>66</sup> Däremot bortfaller nu den direkta effekten av intresse för politik och horisontellt förtroende. När vi, såsom i kapitlets första del, också kontrollerar för tidigare valdeltagande, måste även föreningsengagemanget stryka flagg. Trots att vi här förliktat oss på andra mått på de oberoende variablerna än i del 1 är således de slutliga resultaten väsentligen desamma. De expressiva motiven i form av partiengagemang och de normativa bevekelsegrunderna i form av uppfattningen om valdeltagandets betydelse för det goda medborgarskapet är de enda som överlever samtliga led i den prövning på individnivå vi nu avslutat.

**Tabell 12. Valdeltagande i kommunfullmäktigevalet 1998 (logistisk regression)**

<i>Modell och oberoende variabel</i>	<i>Ostand. effekt</i>	<i>Standard-fel</i>	<i>Procent-differens</i>	<i>Stand. effekt</i>	<i>R<sup>2</sup></i>
Endast social grundmodell					0,139
Fullst. modell exkl. valdelt. -94					0,222
Föreningsmedlemskap -97	1,39	0,58	12,6	0,15	
Partiidentifikation -97	1,26	0,29	12,9	0,23	
Partimedlemskap -97	1,86	1,04	12,3	0,27	
Partiaktivitet -97	1,21	1,48	9,4	0,09	
Röstn. s. medb.dygd -97	1,87	0,35	25,5	0,24	
Fullst. modell inkl. valdelt. -94					0,250
Valdeltagande -94					
Avstod	–	–	–	–	
Deltog	1,28	0,21	15,7	0,29	
Ej röstberättigad	0,14	0,33	2,1	0,02	
Partiidentifikation -97	1,22	0,30	12,0	0,23	
Partimedlemskap -97	1,79	1,04	11,8	0,26	
Partiaktivitet -97	1,09	1,46	8,5	0,09	
Röstn. s. medb.dygd -97	1,51	0,36	18,9	0,20	

*Anmärkning:* Antalet observationer är 1 333 för samtliga analyser.

### Kan nedgången förklaras?

Vi känner därmed till två ting av central vikt. För det första att medborgarnas partiengagemang och deras uppfattning om sina medborgerliga skyldigheter utgör två av de primära förklaringarna till valdeltagandets variationer på individnivå. För det andra att såväl partiengagemanget som uppslutningen bakom valdeltagande som medborgerligt ideal minskat under den period vi studerat. Båda faktorerna uppfyller således de villkor vi inledningsvis uppställde för de företeelser som skulle kunna hjälpa oss att kasta ljus över valdeltagandets nedgång.

Frågan är nu bara hur stor del av nedgången de förklarar. Även om de principiellt viktiga villkoren är uppfyllda kvarstår möjligheten att partiengagemang och röstningsnormer förändrats i för liten utsträckning eller har ett för svagt samband med valdeltagandets individuella variationer för att i någon högre utsträckning bidra till förståelsen av varför valdeltagandet minskat.

De resultat som redovisas i tabell 13 ger besked om nettoeffekten. Med tanke på att de centrala förklaringsfaktorernas inverkan inte

## ATT BESTÄMMA SIG FÖR ATT VARA MED OCH BESTÄMMA

visat sig variera alltför mycket mellan olika test- och mättekniker väljer vi att låta analysen omspanna hela den period vi maximalt kan täcka det vill säga från 1985 till 1998. Vi har i detta fall också valt att vikta de som röstade och de som inte röstade vid respektive undersökningstillfälle på ett sådant sätt att valdeltagandet bland de intervjuade stämmer med valdeltagandet i befolkningen.

**Tabell 13. Valdeltagande i kommunfullmäktigevalen 1985 och 1998 (logistisk regression)**

<i>Modell och oberoende variabel</i>	<i>Ostand. effekt</i>	<i>Standard-fel</i>	<i>Procent-differens</i>	<i>Stand. effekt</i>	<i>R<sup>2</sup></i>
Enbart tidpunkt					0,017
Tidpunkt: 0, 1 (1985, 1998)	-0,67	0,10	-9,2	-0,18	
Tidpunkt + social grundmodell					0,132
Tidpunkt: 0, 1 (1985, 1998)	-0,71	0,11	-8,7	-0,19	
Fullständig modell					0,244
Tidpunkt: 0, 1 (1985, 1998)	-0,41	0,12	-4,3	-0,11	
Partiidentifikation	1,12	0,18	12,1	0,22	
Partimedlemskap	1,18	0,39	9,7	0,21	
Partiaktivitet	1,01	0,78	8,4	0,09	
Röstm. s. medborgardygd	2,52	0,21	38,6	0,33	

*Anmärkning:* Antalet observationer är 3 162 för samtliga analyser. Observationerna har i analysen viktats så att valdeltagandet bland de intervjuade överensstämmer med valdeltagandet i befolkningen vid respektive undersökningstillfälle. Vid beräkningen av procentdifferenserna har observationerna dessutom viktats så att de båda undersökningsåren ges lika tyngd.

Den första av de tre analyser som presenteras i tabellen visar vad vi redan visste, nämligen att skillnaden mellan de båda valtillfällena uppgår till -9,2 procentenheter. Den andra analysen visar att den sociala grundmodellen ensam inte förmår förklara särskilt mycket av den ursprungliga skillnaden mellan de två tidpunkterna. Procentdifferensen för tidsfaktorn krymper endast marginellt. I det tredje och sista steget förs även partiengagemang och röstningsnorm in i analysen. Den del av den ursprungliga tidsskillnaden som modellen inte förmår förklara krymper nu väsentligt, närmare bestämt till -4,3 procentenheter. Modellen kan således sägas förklara drygt hälften av nedgången.<sup>67</sup>

Varje resultat ger upphov till nya frågor. Så även detta. En första undran är i vilken utsträckning vårt förklaringsförsök kan betraktas som framgångsrikt. Svaret måste till någon del bli beroende av de ursprungliga förväntningarna. För egen del är vi snarast positivt över-



raskade. Vi tror oss våga hävda att de krav vi här ställt på vår egen bevisföring är tämligen höga, åtminstone med samhällsvetenskapliga mått mätt. Vi vet av egen erfarenhet att sådana krav förmår stjälpa många stolta förklaringsförsök. Vi hade i slutänden mycket väl kunnat stå med säcken tom. Det faktum att vi inte gör det utgör i sin tur ett partiellt belägg för att den arbetshypotes om mera långsiktigt verkande mekanismer som väglett vår analys inte är helt missriktad. Våra resultat pekar på att den nedgång i valdeltagandet som vi bevittnat sedan 1980-talets mitt knappast låter sig viftas bort som ett resultat av en serie tillfälligheter.

En andra fråga är vad som förklarar den del av nedgången som vår analys går bet på. En möjlighet, som vi självfallet aldrig kan tillbakavisa, är att det också finns andra mekanismer än dem vi här kunnat belägga. Vi vill emellertid påpeka att detta inte är det enda tänkbara svaret. Det kan nämligen också tänkas förhålla sig så att de faktorer vi här pekat på i själva verket förklarar merparten av förändringen men att vår analys underskattar deras betydelse.

Det finns åtminstone två skäl att förmoda att så kan vara fallet. Det ena är rent mättekniskt. Även om vi tror oss veta att det inte är något större fel på de mått vi här förlitat oss på är vi samtidigt säkra på att reliabiliteten är långt ifrån hundra procentig. Som i alla surveyundersökningar kvarstår ett visst mätbrus. Den sannolika följden är att effekterna på individnivå i någon utsträckning underskattas. Detta innebär i sin tur att modellen sannolikt förklarar mindre än den kunnat göra om måtten varit helt felfria.

Det andra skälet är att modellen bara fångar partiengagemangets och röstningsnormens inverkan på den person som själv är bärare av dem. Ingen hänsyn tas till det faktum att de också kan tänkas påverka hans eller hennes omgivning. Personer som själva saknar varje form av partiengagemang och inte anser att valdeltagande utgör någon norm för gott medborgarskap kan tänkas uppvisa en tämligen varierande röstningsbenägenhet beroende på i vilken utsträckning ett sådant engagemang och sådana normer återfinns i hans eller hennes närmaste omgivning. Det fallande partiengagemanget och den försvagade uppslutningen kring valdeltagande som medborgerligt ideal kan med andra ord tänkas ha spridningseffekter som inte fångas av vår modell. Resultaten från den analys av de gifta paren som redovisas i del 1 utgör ett partiellt belägg för denna tanke.<sup>68</sup>

En tredje och sista fråga är självfallet vad som i sin tur kan förklara det faktum att partiengagemanget sjunker och uppslutningen kring röstningsnormen försvagas. Den frågan kan dessvärre inte besvaras här utan måste överlämnas till framtida forskning. Vi vill dock ändå ta

## ATT BESTÄMMA SIG FÖR ATT VARA MED OCH BESTÄMMA

tillfället i akt att avvisa en tanke som ligger nära till hands, nämligen att förändringen i huvudsak är generationsbetingad. Såväl partiengagemang som röstningsnormer är starkare bland äldre än bland yngre väljare. Samma sak gäller valdeltagandet. Man skulle därför kunna frestas att tro att nedgången beror på att yngre, normlösa generationer, utan känslomässiga band till partisystemet, ersätter äldre, mer normbundna och partitrogna.

Datamaterialet ger emellertid ringa stöd för en sådan tolkning. En renodlad generationsmodell förutsätter att nivåerna förblir tämligen oförändrade när man följer enskilda generationers utveckling över tid. Så är dock inte fallet. Partiengagemangets, normernas och valdeltagandets nedgång återfinns i alla generationer och är snarast mer markerad bland de äldre än bland de yngre. I vissa fall, t.ex. vad beträffar valdeltagandets utveckling mellan 1985 och 1994, återfinns rentav en ökning för de yngsta generationer som låter sig följas trots en tydlig minskning för väljarkåren i sin helhet. Mönstret pekar därmed i stället mot en tolkning där positiva livscykeffekter, i första hand i steget mellan ungdom och medelålder, kombineras med negativa periodeffekter.

### 3. Mot en politikens sekularisering?

Genom att studera väljarnas bevekelsegrunder för beslutet att delta eller inte delta har vi kunnat dra ett antal viktiga slutsatser. Väljaren går inte primärt till vallokalerna för att han eller hon därigenom tror sig ensam kunna avgöra valets utfall. Beslutet styrs i stället främst av motiv knutna till valhandlingen i sig. Man röstar för att tillfredsställa behovet av att få uttrycka sin uppfattning samt för att man vill fullgöra sin medborgerliga plikt. Röstandet är i första hand expressivt och normstyrt.

Samtidigt avtar såväl uttrycksbehovet som plikt-känslan. Allt färre anser det vara en medborgerlig skyldighet att rösta. Samhörigheten med de organisationer man har möjlighet att uttrycka sina sympatier för – de politiska partierna – blir allt svagare. Därför sjunker valdeltagandet. En tilltagande normupplösning och ett vikande engagemang för den representativa demokratins kollektiva åsiktsbärare förklarar en stor del av nedgången.

Men samhällsvetenskaplig forskning handlar nu inte enbart om att finna de rätta förklaringarna utan i minst lika hög grad om att eliminera de felaktiga. I utgångsläget är hypoteserna vanligtvis många; bara ett fåtal överlever den empiriska prövningen. Värdet av vår

undersökning skall därför i minst lika hög grad sökas i de potentiella förklaringsfaktorer som avvisats som i dem som fått stöd. Den offentliga debatten rymmer en vildvuxen flora av uppslag och spekulationer om såväl valdeltagandets individuella bevekelsegrunder som förklaringarna till dess minskning. Vi har nu kunnat rensa en smula i rabatten.

De demografiska förändringarna kan inte förklara varför färre röstar i dag än i mitten av 1980-talet. Inte heller är det väljarnas stigande missnöje med sin situation inom centrala välfärdsområden som vård, barnomsorg, skola och arbetsliv som ligger bakom nedgången. Slutligen kan vi också tillbakavisa hypotesen att valdeltagandet fallit därför att det politiska skeendet uppfattas som ointressant eller omöjligt att påverka. Vare sig ointresse för politik eller misstro mot det politiska systemet kan förklara varför andelen röstande sjunker. Värdet av de förklaringar vi sållat fram, det sjunkande partiengagemanget och den försvagade röstningsnormen, måste mätas mot denna bakgrund.

På ett övergripande plan kan de trender våra resultat utpekar beskrivas som ett slags politikens sekularisering. Väljarna blir allt mindre troende, och går därmed också allt mindre i kyrkan. Tillhörighet övergår i känslomässigt avståndstagande; plikt känsla förbyts i krasst nyttotänkande. Som en historiens ironi innebär detta samtidigt att den väljartyp som Downs (1957) för drygt 40 år sedan placerade på det teoretiska ritbordet först i dag börjar se dagens ljus. Den som vare sig uppfattar det som en medborgerlig skyldighet att gå till vallokalen eller har några starkare partipolitiska känslor som där kan komma till uttryck, finner det, i enlighet med den instrumentella sannolikhetskalkylen, mest ändamålsenligt att stanna hemma. I takt med att den Downske väljare blir allt vanligare sjunker valdeltagandet. Demokratins högtidsdag riskerar därmed att förvandlas till den vilodag den instrumentella teorin förutspår.

## Noter

<sup>1</sup> Vi vill tacka redaktören samt medförfattarna till denna bok för värdefulla synpunkter och annan hjälp vid utarbetandet av detta kapitel.

<sup>2</sup> Medborgarundersökningen 1987 genomfördes under ledning av Olof Petersson, Anders Westholm och Göran Blomberg i samarbete med en norsk forskargrupp. Undersökningen finansierades av den dåvarande Maktutredningen. Fältarbetet inleddes i början av september och avslutades före årets slut. Resultaten redovisas i Petersson, Westholm & Blomberg 1989. Medborgarundersökningen 1997 samt den kompletterande postenkäten 1999 genomfördes under ledning av Anders Westholm och Jan Teorell. Intervjuundersökningen finansierades i detta

## ATT BESTÄMMA SIG FÖR ATT VARA MED OCH BESTÄMMA

fall av Humanistisk-samhällsvetenskapliga forskningsrådet (HSFR) tillsammans med Socialvetenskapliga forskningsrådet (SFR) medan postenkäten bekostades av Demokratiutredningen. För intervjuundersökningens vidkommande påbörjades fältarbetet i mitten av oktober 1997. Huvuddelen av intervjuerna (83 procent) genomfördes före årets slut och de resterande under de första månaderna 1998. Den kompletterande postenkäten skickades ut i april 1999. Efter två påminnelser avslutades fältarbetet under juni månad. Resultat från 1997 års intervjuundersökning har tidigare rapporterats i Petersson m.fl. 1998 samt Teorell & Westholm 1999. Resultaten från postenkäten redovisas här för första gången.

<sup>3</sup> År 1987 ingick 688 personer (344 par) i parurvalet. Motsvarande siffra för 1997 är 696 personer (348 par). Andelen intervjuade personer i parurvalet uppgår till 80,1 procent 1987, 64,9 procent 1997 och 64,4 procent 1999; 55,5 procent av personerna i parurvalet deltog i såväl 1997 som 1999 års undersökning. Andelen par där båda makarna intervjuats uppgår till 76,5 procent 1987, 66,7 procent 1997, 59,9 procent 1999, samt 48,5 procent för 1997 och 1999 i kombination. De personer som ingår i parurvalen ingår samtidigt i de tvärsnittsurval som våra analyser vanligen grundar sig på. Det innebär att tvärsnittsurvalen inte till alla delar är obundet slumpmässiga. Det samband som föreligger mellan de båda makarnas svar innebär en statistisk precisionsförlust i jämförelse med ett obundet slumpmässigt urval av samma storlek. Precisionsförlusten är dock så liten att någon justering inte ansetts vara nödvändig i samband med de signifikansberäkningar som företagits. De senare har således utförts som om urvalet vore obundet slumpmässigt.

<sup>4</sup> Beträffande 1998 års val, där det finns flera olika valdeltagandeuppgifter att välja på (se tabell 1), använder vi genomgående de uppgifter som erhållits från vallängden med komplettering från enkäten för de 36 individer för vilka vallängdsuppgift inte kunnat erhållas.

<sup>5</sup> För en mer ingående presentation av denna teknik än den vi här tillhandahåller, se t.ex. Aldrich & Nelson 1984 eller Menard 1995.

<sup>6</sup> Det bör påpekas att tanken om en S-formad kurva låter sig motiveras även om man tänker sig att det bara finns en enda förklaringsfaktor. Aldrich & Nelson (1984, 25 f.) tillhandahåller ett bra exempel.

<sup>7</sup> Se föregående kapitel samt senare delar av detta.

<sup>8</sup> Se t.ex. Gilljam & Holmberg 1998, 16 ff., för en jämförelse mellan Europaparlamentsval och nationella val samt Lijphart 1997, 2f., för en jämförelse mellan olika länder.

<sup>9</sup> Förutom att logistisk regression innebär en bättre approximation av den faktiska relationen mellan orsak och verkan ger den också mer korrekta uppskattningar av de standardfel som ligger till grund för bedömningen av resultatens statistiska precision. Vid vanlig regressionsanalys antas att de enskilda observationernas avvikelser från linjen (de s.k. residualerna) är normalfördelade samt har samma spridning utefter hela linjen (homoskedasticitet). När den beroende variabeln är en dikotomi är inget av dessa båda antaganden uppfyllt, vilket innebär att skattningarna av standardfelen inte blir helt korrekta (se t.ex. Aldrich &

Nelson 1984, 12–30).

<sup>10</sup> Modellen är i själva verket linjär med avseende på de logaritmerade oddskvoterna även om den är icke-linjär med avseende på sannolikheterna.

<sup>11</sup> Det finns flera olika sätt att beräkna marginaleffekten i procentenheter räknat. Den metod vi använder innebär att man först beräknar den förväntade marginaleffekten för varje enskild individ och därefter tar genomsnittet av de individuella effekterna. Enligt rådande praxis (se Greene 1997, 876) är detta förfarande att föredra i jämförelse med den alternativa metod som förbigår de individuella marginaleffekterna och i stället konstanthåller samtliga oberoende variabler utom den aktuella vid sina respektive medelvärden.

<sup>12</sup> I princip beräknas och tolkas de standardiserade koefficienterna på samma sätt som vid vanlig regressionsanalys. Det bör dock observeras att koefficienterna avser den förväntade standardiserade förändringen i de logaritmerade oddskvoterna för den beroende variabeln snarare än i dess ursprungliga, dikotoma värden (se Menard 1995, 44 ff.).

<sup>13</sup> Det mått vi redovisar beräknas som  $1 - LL_1 / LL_0$  där  $LL_1$  och  $LL_0$  betecknar det logaritmerade "likelihood"-värdet för den estimerade modellen respektive den s.k. noll-modellen (dvs. en modell med enbart konstant). För en översikt över olika mått på modellens samlade förklaringskraft vid logit- och probitanalys, se Hagle & Mitchell 1992.

<sup>14</sup> Det finns ytterligare en paradox med samma namn, nämligen den av markis de Condorcet påvisade möjligheten av att ett kollektivs rangordning av en uppsättning alternativ kan vara inkonsistent (och därmed ej entydigt bestämd) trots att varje enskild individ har konsistenta preferenser (se Arrow 1963). En viktig skillnad mellan valdeltagandeparadoxen och Condorcets paradox är att den förra består i en diskrepans mellan rationalistisk teori och empiriska resultat medan den senare är ett rent logiskt faktum. Beträffande den förstnämnda bör också noteras att valdeltagandets instrumentella irrationalitet inte är obetingad. En spelteoretisk analys ger vid handen att varje enskild väljares instrumentella incitament för att delta ökar i takt med antalet väljare som bestämmer sig för att avstå. Om mycket få av de övriga väljarna kan förmodas delta blir det åter instrumentellt rationellt för den enskilde att göra det eftersom sannolikheten för att hans eller hennes röst skall fälla avgörandet då växer. Röstningsparadoxen skiljer sig i detta avseende från många andra exempel på det s.k. fripassagerarproblemet. Det blir t.ex. inte mer instrumentellt rationellt för den enskilde att betala sin skatt därför att få andra göra det. För en närmare diskussion av röstningsparadoxen i ett spelteoretiskt perspektiv, se t.ex. Downs 1957, 267 ff.; Ferejohn & Fiorina 1974; Hovi 1987; Westholm 1992.

<sup>15</sup> I flera översikter har konstaterats att det finns en stor diskrepans mellan den teoretiska litteraturen om valdeltagandet och de mätinstrument som normalt står till buds i intervjuundersökningar (Green & Shapiro 1994, 70; Dennis 1991, 38). Vår undersökning är delvis inspirerad av ett tidigare försök att förklara en annan politisk deltagandeform, nämligen partiaktivitet (Whiteley 1995).

<sup>16</sup> En svaghet med vår mätning är dock att motivfaktorerna undersöktes ett halvår efter den handling de skall förklara, dvs. valdeltagandet. I den andra delen

## ATT BESTÄMMA SIG FÖR ATT VARA MED OCH BESTÄMMA

av detta kapitel kontrollerar vi emellertid för denna svaghet med avseende på just den typ av faktorer som i del 1 visar sig ha störst förklaringskraft.

<sup>17</sup> Detta resultat kvarstår i allt väsentligt även om man avstår från att kontrollera för deltagande i 1994 års folkomröstning. Effekten av en 40 procentenhets ökning av valdeltagandet i Europaparlamentsvalet 1995 har undersökts genom en jämförelse mellan den predicerade nivån på valdeltagandet när de tre oberoende variablerna hålls vid sina medelvärden och en situation där medelvärdet för EUP-variabeln höjts med 0,4. Nivåskillnaden blir 1,4 procentenheter om analysen genomförs oviktad. Om observationerna viktas på ett sådant sätt att de intervjuades deltagande i 1998 års val överensstämmer med väljarkårens stiger skillnaden till 2,3 procentenheter.

<sup>18</sup> Effekten blir än blygsammare efter kontroll för sociala bakgrundsfaktorer. Det bör samtidigt påpekas att det finns en potentiell koppling mellan deltagandet i Europaparlamentsvalen och de nationella valen som inte fångas av vår modell. Det första Europaparlamentsvalet demonstrerade med all önskvärd tydlighet för *alla väljare*, oberoende av om de själva röstade eller inte, att en majoritet av den inte fann det nödvändigt att i detta val fullgöra vad många väljare uppfattat, och fortfarande uppfattar, som en medborgerlig plikt. Denna demonstration kan i sin tur tänkas ha lett till en försvagad uppslutning bakom tanken att valdeltagandet utgör en medborgerlig skyldighet. Som vi senare skall visa har en försvagning av röstningsnormen de facto ägt rum. Att normen och dess upplösning har betydelse för valdeltagandet och dess nedgång i de nationella valen kan vi också belägga. Vi kan däremot inte pröva i vilken utsträckning väljarkårens nyvunna kunskap om att en majoritet kan tänka sig att stanna hemma bidragit till normförsvagningen.

<sup>19</sup> Om man inte kontrollerar för tidigare valdeltagande har bedömningen av den egna möjligheten att påverka en statistiskt signifikant effekt även på 95 procents säkerhetsnivå. Detta resultat avviker från vad som vore att vänta med utgångspunkt från flera tidigare amerikanska studier. Väljarnas bedömning av hur jämn striden mellan kandidaterna är, vilket i sin tur objektivt sett bestämmer den enskilde väljarens möjlighet att avgöra valet, har i dessa undersökningar som regel visat sig sakna signifikant effekt (Ferejohn & Fiorina 1975; Aldrich 1976; Aldrich 1993, 252; Green & Shapiro 1994, 63 ff.; jfr dock Rosenstone & Hansen 1993, 180 ff.).

<sup>20</sup> Detta gäller alla tre typerna av val och oavsett om man kontrollerar för tidigare valdeltagande eller inte.

<sup>21</sup> Detta utesluter emellertid inte att hänsynen till landet i sin tur kan vara det som förklarar individens bedömning av valutgångens betydelse för en själv. Indirekt skulle således valutgångens betydelse för Sveriges invånare kunna tänkas påverka benägenheten att delta i valet.

<sup>22</sup> Detta resultat kvarstår även om man inte kontrollerar för tidigare valdeltagande, samt om man studerar valdeltagande i landstingsval i stället för kommunfullmäktigeval. Däremot gäller det inte valdeltagandet i riksdagsval, där bedömningen av möjligheten att tillsammans med likasinnade påverka utfallet inte har någon statistiskt säkerställd effekt vid kontroll för valutgångens betydelse och

möjlighet att ensam påverka utfallet.

<sup>23</sup> De inbördes korrelationerna mellan intresse för politik och självuppskattad kunskap ( $r=0,73$ ), mellan intresse och möjligheter att införskaffa information ( $r=0,49$ ), samt mellan kunskap och informationsmöjlighet ( $r=0,64$ ) är i samtliga fall höga.

<sup>24</sup> Om man inte kontrollerar för tidigare valdeltagande, eller om man studerar landstings- eller riksdagsvalet i stället, kvarstår emellertid en signifikant effekt av detta kostnadsindex. När man även kontrollerar för de selektiva incitamenten (se nedan) försvinner dock åter effekten.

<sup>25</sup> Medelvärdena för dessa fyra mått är 6,9 (expressiva motiv), 4,9 (underhållningsvärde), 7,7 (röstningsnorm) och 4,2 (uppfattning om vännernas reaktion).

<sup>26</sup> Om man studerar landstingsvalet har dock underhållningsvärdet en svag men statistiskt säkerställd effekt på 90 procents säkerhetsnivå.

<sup>27</sup> En fråga ställdes även om i vilken utsträckning man tror att ens "närmaste släktingar och vänner" delar ens politiska åsikter, med svarsalternativen varierande mellan "alla tycker precis tvärt emot" (0) och "alla tycker precis som jag" (10). Detta mått uppför sig ungefär som frågan om sociala sanktioner. Ensamt har det en signifikant inverkan på valdeltagandet: ju homogenare umgängeskrets, desto större sannolikhet att rösta. Vid kontroll för röstningsnormen försvinner emellertid denna effekt. Huruvida detta beror på att röstningsnormen är bakom- eller mellanliggande har vi emellertid ingen möjlighet att utröna.

<sup>28</sup> Det är inte fullt så självklart att detta även gäller värderingen av valutgångens betydelse. Det faktum att denna motivfaktor nu förlorar sin direkta effekt skulle också kunna bero på att den indirekt påverkar valdeltagandet via de expressiva motiven eller röstningsnormen.

<sup>29</sup> Även kön, yrke och boendeort (landsbygd/samhälle/stad/storstad) har prövats i analysen men effekterna har ej befunnits vara statistiskt signifikanta.

<sup>30</sup> Så långt möjligt har vi sökt eliminera denna felkälla även vad beträffar de attitydmått vi senare analyserar. Vid de båda intervjuundersökningarna instruerades intervjuarna noggrant att genomföra intervjuerna under sådana omständigheter att maken/makan befann sig utom hörhåll. I enkätundersökningen 1999 fanns inte möjligheter att vidta lika långtgående säkerhetsåtgärder, men i det missivbrev som åtföljde formuläret ombads de personer som ingick i parurvalet att inte samtala om frågorna eller berätta om sina svar för sin make/maka innan formuläret skickats in.

<sup>31</sup> Andelen som svarar att de inte skulle bry sig om det är 39,4 procent i totalurvalet och 32,3 procent i delurvalet gifta par. Motsvarande siffror är 24,9 respektive 31,4 procent som skulle ogilla beteendet i tysthet, samt 35,6 respektive 36,4 procent som också skulle säga sin mening.

<sup>32</sup> Effekten är statistiskt signifikant på 95 procents säkerhetsnivå. Logitkoefficienterna är 2,11 (konstanten) och 1,12 (effekten av makas sanktionsbenägenhet), standardfelen 0,19 och 0,46, procentdifferensen 7,0 och den standardiserade effekten 0,30. Analysen har genomförts med individ ingående i parur-

## ATT BESTÄMMA SIG FÖR ATT VARA MED OCH BESTÄMMA

valet som analysenhet, vilket innebär att antalet observationer är 436. Dessa observationer är givetvis inte utifrån statistiska utgångspunkter oberoende av varandra, varför det effektiva  $N$ -talet egentligen är lägre än detta. Det faktum att effekten ändå slår igenom så tydligt innebär dock att en eventuell korrigering för det statistiska beroendet (den s.k. autokorrelationen) knappast skulle påverka resultatet.

<sup>33</sup> Procentdifferensen sjunker till 5,8 om man kontrollerar för egen röstningsnorm, men stiger åter till 6,2 om man även kontrollerar för utbildning och ålder; i båda fallen är effekten fortfarande statistiskt signifikant på 95 procents säkerhetsnivå. Någon säkerställd effekt kvarstår däremot inte om man kontrollerar för antingen valdeltagande 1994 eller för make/makas röstningsnorm. I det förra fallet beror detta i allt väsentligt på att de inbördes sambanden mellan de oberoende variablerna är såpass starka att det blir svårt att särskilja deras effekter oberoende av varandra (s.k. multikollinjäritet). Ifråga om make/makas röstningsnorm är tolkningen mer ett teoretiskt problem. En möjlighet är att effekten av make/makas sanktionsbenägenhet är spuriös till följd av den bakomliggande variabeln make/makas röstningsnorm. Men eftersom den senare fortfarande har en signifikant effekt på röstningsbenägenheten (även vid kontroll för den egna röstningsnormen) kvarstår likväl resultatet att det måste ske en inbördes påverkan makarna emellan, om än med en annan mekanism än det öppna sanktionerandet.

<sup>34</sup> Det bör påpekas att den framställning vi här ger av förändringsanalysens principiella grunder är något förenklad. En av de möjligheter vi i vår presentation bortser från är att sambandet på individnivå förändras över tid, exempelvis genom att ett samband framträder där det tidigare saknats eller bortfaller där det tidigare funnits. Där så är fallet kan förändringen i sambandsstrukturen under vissa förutsättningar tänkas bidra till förståelsen av nivåförändringen i den beroende variabeln även om nivån hos den oberoende förblir konstant. Att vi här inte närmare diskuterar denna möjlighet beror på att vi i det datamaterial vi arbetar med inte påträffat några fall där sambandsstrukturen förändrats så kraftigt att denna alternativa förklaringsmekanism aktualiseras. För en mer generell diskussion av förändringsanalysens problematik, se till exempel Petersson, Westholm & Blomberg 1989, 326–334.

<sup>35</sup> Den näst största minskning som kan noteras mellan två valfria punkter på tidsaxeln är den mellan 1936 och 1940 års val, då valdeltagandet sjönk med 4,2 procentenheter, från 74,5 till 70,3. Andra världskrigets utbrott, vilket bland annat medförde samlingsregering och omfattande beredskapstjänst, torde till stor del förklara denna tillfälliga nedgång. Den största minskning som noterats under mer normala omständigheter avser perioden 1948–1952, då valdeltagandet gick tillbaka med 3,6 procentenheter efter att först ha ökat dramatiskt (10,8 procentenheter) i det första efterkrigsvalet.

<sup>36</sup> Det bör påpekas att de utvecklingstendenser som tabellen beskriver i några fall kan beläggas på bättre sätt med hjälp av den offentliga statistiken än med hjälp av medborgarundersökningarna. Vi har ändå valt att redovisa resultaten som de kommer till uttryck i vårt material, dels därför att den interna jämförbarheten mellan de olika måtten därigenom förbättras, dels därför att det i första



hand är dessa resultat vi kan laborera med i den fortsatta analysen. Slutligen bör också nämnas att tabellen är baserad på samtliga svarande i respektive medborgarundersökning. Den innefattar därmed en mindre grupp yngre medborgare som inte var röstberättigade i vissa av de val som fortsättningsvis studeras och då bortfaller ur analysen.

<sup>37</sup> Bland de faktorer som skulle kunna tänkas finnas med i den vänstra delen av tabell 9 men inte gör det kan nämnas den intervjuades boende- och inkomstförhållanden. Att de förstnämnda saknas beror främst på att de visar sig vara av liten eller obefintlig betydelse, i synnerhet sedan hänsyn tagits till de sociala egenskaper vi i övrigt valt att beakta. Det bör dock påpekas att de aspekter av boendemiljön som medborgarundersökningarna på ett enkelt sätt och utan efterhandskompletteringar gör det möjligt att uppmärksamma (dvs. bostadens placering på stad-landdimensionen, bostadstyp, samt upplåtelseform) är långt ifrån uttömmande och att vi inte kan utesluta att en mer fullständig analys av boendemiljöns betydelse kan leda till delvis andra resultat. Att inkomstförhållanden inte finns med beror i första hand på att de inkomstmått som i skrivande stund återfinns i de båda medborgarundersökningarna inte är fullt jämförbara över tid. Även om vi gärna sett att inkomst funnits med i analysen kompenseras dess frånvaro till stor del av mer indirekta mått på den intervjuades ekonomiska situation, t.ex. förvärvssituation, yrke och utbildning.

<sup>38</sup> Åldersskillnaderna kan tolkas antingen som en livscykel- eller som en generationseffekt. Valet mellan de båda tolkningarna diskuteras närmare i kapitlets slut.

<sup>39</sup> Andelen invandrare i hela befolkningen, inklusive de åldersgrupper som utelämnas i våra analyser, uppgick vid årsskiftet 1986/87 till 7,99 procent (SCB 1988, tabell 30 och 35). Vid årsskiftet 1996/97 hade siffran stigit till 10,67 procent (SCB 1998, tabell 33 och 62).

<sup>40</sup> Se SCB 1988, tabell 30 och SCB 1998, tabell 33.

<sup>41</sup> Som visas i tabell 10 tenderar gifta att ha högre valdeltagande än samtliga övriga civilståndskategorier, inklusive sammanboende, vid en bivariat analys. Efter kontroll för andra faktorer, exempelvis ålder, försvinner emellertid en stor del av skillnaden mellan gifta och sammanboende.

<sup>42</sup> Den intervjufråga som ligger till grund för det i tabellen redovisade måttet lyder: "Hur många år har Din sammanlagda skol- och yrkesutbildning på heltid varit?"

<sup>43</sup> Den i tabellen redovisade yrkesindelningen är baserad på valundersökningarnas yrkesgruppskod (se t.ex. Petersson 1977, 71 f., 283 ff.; Petersson 1978, 199–221). Noteras bör att storföretagare samt flertalet småföretagare med kvalificerad utbildning, t.ex. läkare och advokater med egen praktik, enligt denna indelning klassificeras som högre tjänstemän.

<sup>44</sup> I kategorin förvärvsarbetande ingår även personer som uppgav sig ha förvärvsarbete men som inte upprätthöll sin tjänst vid intervjutillfället, t.ex. på grund av studier eller föräldraledighet. I kategorin arbetslös ingår samtliga som vid intervjutillfället uppgav sig vara arbetslösa, oavsett om arbetslösheten var tillfällig eller mera långvarig.

## ATT BESTÄMMA SIG FÖR ATT VARA MED OCH BESTÄMMA

<sup>45</sup> Den inledande frågeformuleringen lyder: "Brukar Du göra något av följande som fritidsaktivitet." Om svaret är ja ställs följdfrågan: "Någon gång eller ofta?". Detta ger en tregradig skala från "nej" via "ja, någon gång" till "ja, ofta". De delfrågor som här utnyttjas är följande: "besöka släktingar", "ha släktingar på besök", "besöka vänner och bekanta" samt "ha vänner och bekanta på besök".

<sup>46</sup> För en fullständigare redovisning av frågeformuleringar och svarsfördelning, se Petersson m.fl. 1998, 34 ff. I 1997 års medborgarundersökning tillfrågades även arbetslösa och studerande om sin situation. Eftersom dessa frågor inte ingick i 1987 års undersökning utnyttjas de inte här.

<sup>47</sup> Medborgarundersökningarnas frågebatteri om medlemskap och aktivitet i föreningar upprepades till väsentliga delar också i en av SCB:s ULF-undersökningar hösten 1992. Se SCB 1992, 62 ff.

<sup>48</sup> För en närmare redovisning av de enskilda föreningstyperna samt resultaten för dessa, se Petersson m.fl. 1998, 62 ff. Vid konstruktionen av det mått på föreningsaktivitet som redovisas i tabell 9 har den svarande klassificerats som aktiv i den aktuella föreningstypen om han eller hon uppger sig ha varit aktiv och/eller innehaft förtroendeuppdrag under det senaste året. Det stora flertalet av dem som uppger sig ha haft förtroendeuppdrag uppger sig också ha varit aktiva. Det bör påpekas att såväl måttet på föreningsmedlemskap som måttet på föreningsaktivitet noga taget inte avser antal föreningar utan antal förenings typer. För att göra intervjun någorlunda hanterlig frågade vi bara om medlemskap i exempelvis "idrottsförening" men däremot inte om hur många eller exakt vilka. Dubbla medlemskap i besläktade organisationer får därmed bara en markering. Denna underskattning uppvägs dock delvis av att man också måste räkna med en viss dubbelräkning. Den organisation som inte riktigt passar in i de angivna kategorierna kan få två markeringar. Finska föreningens idrottsklubb kan hamna bland såväl invandrarföreningar som idrottsföreningar. En provundersökning 1987 visade emellertid att frekvensen av sådana dubbelmarkeringar var i stort sett negligerbar.

<sup>49</sup> Det mått på horisontellt förtroende som ingår i medborgarundersökningen 1997 är inte identiskt med det som ingår i World Value Survey (WVS). Medan WVS och många andra undersökningar litar till en enda intervjufråga med dikotoma svarsalternativ bygger medborgarundersökningens mått på tre intervjufrågor där svaren avges längs en skala från 0 till 10. Själva frågorna utgör en översättning av de tre indikatorer på horisontellt förtroende som introducerades i de amerikanska valundersökningarna 1964. Dessa utgör i sin tur en lätt modifierad variant av en frågeserie ursprungligen utvecklad av Rosenberg (1957). De svarsalternativ medborgarundersökningen tillhandahåller skiljer sig däremot från dem som kommer till användning i den amerikanska förlagan. Den svars teknik som tillämpas i medborgarundersökningarna ger den svarande möjlighet att uttrycka mer nyanserade uppfattningar än de dikotoma alternativ som ursprungligen användes. Därigenom höjs måttets reliabilitet. I jämförelse med den enda intervjufråga som används i WVS och många andra undersökningar innebär också det utökade antalet frågor en förbättring av reliabiliteten. Det frågebatteri som används i medborgarundersökningen har följande lydelse, där de alternativ som respektive frågeformulering pekar ut markerar ändpunkterna på

## JAN TEORELL OCH ANDERS WESTHOLM

den grafiska skala från 0 till 10 som visas upp för den svarande i samband med att frågan ställs: "Jag tänkte nu ställa några frågor om hur Du ser på andra människor. Tycker Du på det hela taget att man kan lita på de flesta människor eller tycker Du att man inte kan vara nog försiktig i umgänget med människor? Tycker Du att människor för det mesta försöker vara hjälpsamma eller tänker de i allmänhet mest på sig själva? Tror Du att de flesta människor skulle försöka utnyttja Dig om de fick chansen eller skulle de försöka bete sig renhårigt?"

<sup>50</sup> Båda måtten är additiva index baserade på fem intervjufrågor vardera. De exakta frågeformuleringarna redovisas i Petersson m.fl. 1998, tabell 3.1. Medborgarundersökningarnas mått på "political efficacy" skiljer sig i vissa avseenden från dem som använts i flertalet andra studier. Se Westholm & Niemi 1986 för en närmare diskussion om de teoretiska och mättekniska överväganden som ligger till grund för medborgarundersökningarnas indikatorer.

<sup>51</sup> Trots att flera av de frågor som ingår i medborgarundersökningarnas mått på systemtilltro innehållsligt sett är nära besläktade med dem som ligger till grund för valundersökningarnas mätserie över misstro mot partier och politiker pekar de förra på en svag uppgång men de senare på en svag nedgång i förtroendet under en och samma tidsperiod (Petersson m.fl. 1998, tabell 3.1; Gilljam & Holmberg 1995, figur 16.1). Något bestämt svar på frågan om varför det förhåller sig så kan vi inte ge. Däremot kan vi, i likhet med Möller (1998, 22), framföra hypotesen att tendensen i valundersökningarnas mätserie delvis kan tänkas bero på en interaktionseffekt mellan tidsanda (mediaklimat) och frågornas tekniska utformning. Valundersökningarnas frågor, som tillkom i ett ganska tidigt skede av valforskningens historia, är inte neutralt formulerade utan består av påståenden som ger uttryck för misstroende. Frågekonstruktionen inbjuder således den svarande att uttrycka misstro. Benägenheten att anta denna inbjudan kan eventuellt ha förstärkts som ett resultat av ändrade förväntningar på hur man "bör" svara. När valundersökningarnas påståendefrågor ursprungligen formulerades torde de av många väljare ha uppfattats som tämligen provocerande. Så förhåller det sig knappast i dag. Mot denna hypotes kan invändas att även den mer neutralt formulerade förtroendefråga som under senare år ingått i valundersökningarna visar en fallande tendens mellan 1988 och 1994 (Gilljam & Holmberg 1995, tabell 16.1). Denna fråga är dock samtidigt mer allmän till sitt innehåll och avser inte specifikt väljarnas möjlighet att få kontakt med och hör hos de förtroendevalda.

<sup>52</sup> Om alla medborgare gjorde en objektivt korrekt bedömning av sin förmåga i jämförelse med andras borde över- och underlägen ta ut varandra och medelvärdet hamna precis på skalans mittpunkt, det vill säga 0,5. Att såväl 1987 som 1997 års noteringar ligger under denna punkt innebär att fler upplever sig vara i underläge än vad som objektivt kan vara fallet. Denna tendens till underskattning har dock avtagit mellan 1987 och 1997.

<sup>53</sup> En närmare redovisning av hela mätinstrumentet samt av resultaten för 1979 och 1997 återfinns i Petersson m.fl. 1998, Figur 3.1. Den inledande formuleringen lyder: "Det finns olika uppfattningar om hur man på ett effektivt sätt kan påverka beslut i samhället. Jag har här en lista på några olika sätt som brukar användas och jag skulle vilja fråga Dig hur effektiva Du tycker att de är." Svaren

## ATT BESTÄMMA SIG FÖR ATT VARA MED OCH BESTÄMMA

avgavs längs en skala från 0 ("inte alls effektivt") till 10 ("mycket effektivt"). Det mått vi här använder baseras endast på den delfråga som innehåller den intervjuades bedömning av hur effektivt det är att "rösta i valen".

<sup>54</sup> Se Möller 1998 för en modern översikt över den svenska såväl som internationella forskningen inom området.

<sup>55</sup> För en redovisning av hela frågebatteriet, se Petersson, Westholm & Blomberg 1989, 276 ff. Den inledande formuleringen lyder: "Hur stort förtroende har Du i allmänhet för ...". Svaren avgavs längs en skala från 0 ("inget förtroende") till 10 ("mycket stort förtroende"). Det mått vi här använder är ett additivt index baserat på de två delfrågor vars lydelse anges i texten. Med tanke på att vi använder deltagande i kommunfullmäktige- snarare än riksdagsval som beroende variabel kan det synas märkligt att utnyttja en intervjufråga som uttryckligen avser riksdagen. Som vi tidigare påpekat innebär emellertid den gemensamma valdagen att flertalet väljare fattar ett för de olika valen gemensamt beslut om att delta eller inte delta varför synen på nationella institutioner mycket väl kan tänkas påverka deltagandet i de kommunala valen.

<sup>56</sup> Den intervjufråga som används i medborgarundersökningarna är identisk med den som utnyttjas i valundersökningarna. Frågan lyder: "Hur pass intresserad är Du i allmänhet av politik? Vilket av svaren på det här kortet stämmer bäst in på Dig själv? Är Du mycket intresserad, ganska intresserad, inte särskilt intresserad eller inte alls intresserad av politik?"

<sup>57</sup> Det ovan sagda utesluter inte att ett eller flera av de tre mått vi här diskuterar utvecklats i negativ snarare än positiv riktning mellan 1994 och 1998 års val. De ännu opublicerade uppgifter från 1998 års valundersökning som vi fått möjlighet att ta del av visar emellertid att vår beskrivning av den mera långsiktiga trenden från mitten av 1980-talet håller streck även med hänsyn tagen till den senaste utvecklingen.

<sup>58</sup> Medborgarundersökningarnas frågeserie om partiidentifikation är identisk med den som används i valundersökningarna så när som på att frågan om vilket parti den svarande identifierar sig med eller föredrar inte ställs förrän samtliga de frågor som avser anhängarskapets styrka besvarats. Den inledande frågan lyder: "Många känner sig som anhängare av ett bestämt parti. Men det finns ju också många som inte har någon sådan inställning till något parti. Brukar Du själv betrakta Dig som till exempel folkpartist, socialdemokrat, moderat, centerpartist, vänsterpartist, miljöpartist eller kristdemokrat? Eller har Du inte någon sådan inställning till något parti?" De som svarar ja på den inledande frågan får följdfrågan: "En del är ju starkt övertygade anhängare av sitt parti. Andra är inte så starkt övertygade. Hör Du själv till de starkt övertygade anhängarna av Ditt parti?" De som svarar nej på den inledande frågan får i stället följdfrågan: "Är det något parti som Du ändå tycker Dig stå närmare än de andra partierna?" Till sammans bildar svaren en fyrgradig skala från obefintlig till stark identifikation. Noteras bör att den exemplifiering av partianhängarbeteckningar som ges i den inledande frågan varierar beroende på vilka partier som i första hand kan tänkas vara aktuella samt dessas namn. I 1987 års medborgarundersökning saknas av detta skäl "miljöpartist" och "kristdemokrat" bland exemplifieringarna samtidigt som beteckningen "kommunist" ersätter beteckningen "vänsterpartist".

<sup>59</sup> Partimedlemskap fastställs med hjälp av en frågeformulering ursprungligen hämtad från levnadsnivåundersökningarna i syfte att möjliggöra jämförelser med denna mätserie. Frågan lyder: "Är Du medlem i något politiskt parti eller politisk sammanslutning." En kontrollmätning i 1997 års medborgarundersökning visar att frågan i praktiken inte fångar upp några andra politiska sammanslutningar än de partipolitiska. Måttet på partiaktivitet är ett additivt index baserat på tre indikatorer: deltagande i politiskt möte under det senaste året (se Petersson m.fl. 1998, tabell 3.2), arbete i politiskt parti under det senaste året (se Petersson m.fl. 1998, figur 3.2), samt innehav av förtroendeuppdrag i politiskt parti vid tidpunkten för intervjun. De båda förstnämnda frågorna ställdes till samtliga intervjuade medan den sistnämnda bara ställdes till partimedlemmar.

<sup>60</sup> För dem som är väl förtroagna med forskningen om politiskt deltagande kan det vid första påseende synas märkligt att lyfta fram de två sistnämnda faktorerna som tänkbara förklaringar till valdeltagandets variationer. Alltsedan Verba & Nies (1972) banbrytande verk om olika deltagandeformer har valdeltagande å ena sidan och partimedlemskap/partiaktivitet (eller dess närmaste amerikanska motsvarighet, "campaigning") å den andra betraktats som distinkt åtskilda sätt att uttrycka sitt samhällsengagemang. Vi har själva, tillsammans med våra författarkollegor, vid flera tillfällen anslutit oss till detta betraktelsesätt (Petersson, Westholm & Blomberg 1989, 97 ff.; Petersson m.fl. 1998, 71 ff.). Men vi har samtidigt påpekat att det främsta skälet för att i analysen av politiskt deltagande hålla isär valdeltagande och medlemskap/aktivitet i politiska partier ingalunda är att det saknas samband dem emellan (se Petersson m.fl. 1998, 73, fotnot 2). Det faktum att de faller ut som separata dimensioner vid många typer av skalningsanalys (t.ex. principalkomponent- eller faktoranalys) beror främst på att nivåerna skiljer sig så kraftigt åt. Det stora flertalet deltar i valen men bara ett fåtal i partierna. En närmare analys ger vid handen att valdeltagande, partimedlemskap och partiaktivitet i själva verket bildar en i det närmaste perfekt kumulativ skala. Medlemskap och aktivitet i de politiska partierna utgör i de flesta fall en tillräcklig men inte nödvändig betingelse för valdeltagande. Så gott som samtliga partimedlemmar och partiaktiva röstar. Men bara en liten del av de röstande är anslutna till, eller aktiva i, något politiskt parti.

<sup>61</sup> För en redovisning av hela frågebatteriet, se Petersson m.fl. 1998, 129 ff. Den inledande formuleringen lyder: "Det finns ju olika uppfattningar om vad som är viktigt för att vara en god medborgare. Jag vill därför be Dig titta på de egenskaper som räknas upp på kortet. Om man ser till vad *Du själv anser*, hur viktigt är det ...". Svaren avgavs längs en skala från 0 ("inte alls viktigt") till 10 ("mycket viktigt"). Det mått vi här använder baseras endast på den delfråga vars lydelse anges i texten.

<sup>62</sup> Här, liksom tidigare, uttrycker koefficienterna för flerdelade kategoriseringar (t.ex. ålder) skillnaden i förhållande till den första kategorin, vilken fungerar som referensgrupp. Noteras bör att uppgifterna avser den intervjuades egenskaper vid intervjutillfället snarare än valtillfället. I många fall kan förändringen där emellan antas vara liten. Ett undantag är dock uppdelningen förvärsarbetande/arbetslös där den intervjuades situationen mycket väl kan tänkas ha förändrats mellan tidpunkten för valet och tidpunkten för intervjun. Resultaten bör därför

## ATT BESTÄMMA SIG FÖR ATT VARA MED OCH BESTÄMMA

på denna punkt främst tolkas som en indikation på att personer som löper hög risk att bli arbetslösa har lägre valdeltagande än dem som inte gör det.

<sup>63</sup> När den beroende variabeln är sannolikheten för att delta snarare än den logaritmerade kvoten mellan sannolikheten för att delta och sannolikheten för att avstå krävs att den statistiska modellen innefattar interaktion mellan undersökningsår och var och en av de oberoende variablerna.

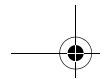
<sup>64</sup> De resultat som redovisas har erhållits genom stegvis eliminering. De faktorer som återfinns i den högra delen av tabell 9 och 10 har avlägsnats en efter en tills bara de som tillgodoser kravet på statistisk signifikans kvarstår. Den sociala grundmodellen har däremot behållits oförändrad oberoende av om effekterna är statistiskt säkerställda eller inte. Vi har i varje steg eliminerat den av de återstående faktorerna som uppvisar det lägsta  $x^2$ -värdet, dvs. är längst ifrån att tillgodoser kravet på statistisk signifikans. För att i största möjliga utsträckning förvissa oss om att den ordningsföljd i vilken variablerna avlägsnats inte påverkar resultatet har vi avslutningsvis prövat att åter föra in var och en av de faktorer som eliminerats i syfte att undersöka om de nu uppfyller signifikanskriteriet. Så har aldrig befunnits vara fallet. Gränsen för statistisk signifikans har satts vid en säkerhetsnivå på 95 procent, ensidig test. Med tanke på undersökningsurvalens storlek och styrkan i de inbördes sambanden mellan de oberoende variablerna är denna gräns sådan att någon större motsättning mellan statistisk och substantiell signifikans inte råder. De effekter som avlägsnats är således inte bara statistiskt osäkra utan också sakligt sett av liten betydelse.

<sup>65</sup> I analysen av 1985 års data har systemtilltro en effekt i ”fel” riktning (negativ snarare än positiv) som med knapp nöd tillgodoser kravet på statistisk signifikans. Eftersom vi varken har teoretiska eller empiriska skäl att tro att detta faktum är uttryck för någon systematisk tendens har effekten utelämnats i den modell som redovisas i tabell 11.

<sup>66</sup> Noteras bör att detta inte utesluter att det *också* finns en kausal effekt i motsatt riktning.

<sup>67</sup> Vid multivariat logitanalys blir procentdifferensen för varje oberoende variabel, inklusive tidsfaktorn, beroende av vid vilka värden de resterande konstanthålls. Den i tabellen och texten angivna procentdifferensen för tidpunkt, dvs. -4,3 procent, erhålls då övriga variabler konstanthålls vid de värden de har i det sammanslagna viktade urvalet för 1987 och 1997 års medborgarundersökningar. Om övriga variabler i stället konstanthålls vid de värden de har 1987 respektive 1997 blir procentdifferensen för tid något mindre (-3,7 procent) respektive något större (-4,9 procent). Att tidsfaktorns effekt på detta sätt kan variera beroende på om man blickar framåt eller bakåt i tiden kan i förstone synas ytterst motsägelsefullt. Man bör då ha i åtanke att tidsfaktorn i själva verket motsvarar de förklaringar till förändringen i valdeltagande som inte inryms i vår modell. Dessa utelämnade förklaringsfaktorer har, i likhet med dem som ingår, mindre effekt när betingelserna för valdeltagande generellt sett är mycket gynnsamma än när de är något mindre gynnsamma.

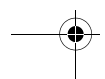
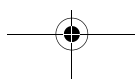
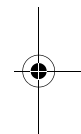
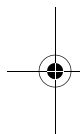
<sup>68</sup> Samma huvudresultat, dvs. att inte bara den egna röstningsnormen utan också makens/makans har betydelse för den egna benägenheten att delta, kan



JAN TEORELL OCH ANDERS WESTHOLM

---

beläggas även på grundval av det mått på röstningsnorm som analyserats i denna del.



## Referenser

- Abelson, Robert P., Elisabeth F. Loftus & Anthony G. Greenwald (1992) "Attempts to Improve the Accuracy of Self-Reports of Voting". I Judith M. Tanur, red., *Questions about Questions: Inquiries into the Cognitive Bases of Surveys*. New York: Russel Sage Foundation
- Aldrich, John H. (1976) "Some Problems in Testing Two Rational Models of Participation". *American Journal of Political Science* 20(2):713-733
- Aldrich, John H. (1993) "Rational Choice and Turnout". *American Journal of Political Science* 37(1):246-278
- Aldrich, John H. & Forrest D. Nelson (1984) *Linear Probability, Logit, and Probit Models*. Newbury Park, California: Sage Publications
- Arrow, Kenneth J. (1963) *Social Choice and Individual Values*. 2:a upplagan. New York: Wiley
- Brennan, Geoffrey & James Buchanan (1984) "Voter Choice: Evaluating Political Alternatives". *American Behavioral Scientist* 28(2):185-201
- Brennan, Geoffrey & Loren Lomasky (1985) "The Impartial Spectator goes to Washington: Toward a Smithian Theory of Electoral Behavior". *Economics and Philosophy* 1:189-211
- Campbell, Angus, Gerald Gurin & Warren E. Miller (1954) *The Voter Decides*. Westport, Connecticut: Greenwood Press
- Coleman, James S. (1990) *Foundations of Social Theory*. Cambridge: The Belknap Press of Harvard University Press
- Dennis, Jack (1991) "Theories of Turnout: An Empirical Comparison of Alienationist and Rationalist Perspectives". I William Crotty, red., *Political Participation and American Democracy*. Westport: Greenwood Press
- Downs, Anthony (1957) *An Economic Theory of Democracy*. New York: Harper and Row
- Ferejohn, John A. & Morris P. Fiorina (1974) "The Paradox of Not Voting: A Decision Theoretic Analysis". *American Political Science Review* 68:525-536
- Ferejohn, John A. & Morris P. Fiorina (1975) "Closeness Counts Only in Horseshoes and Dancing". *American Political Science Review* 69:920-925



- Finkel, Steven E., Edward N. Muller & Karl-Dieter Opp (1989) "Personal Influence, Collective Rationality and Mass Political Action". *American Political Science Review* 83:885–903
- Fiorina, Morris P. (1976) "The Voting Decision: Instrumental and Expressive Aspects". *Journal of Politics* 38:390–415
- Franklin, Mark N. (1996) "Electoral Participation". I Lawrence LeDuc, Richard G. Niemi & Pippa Norris, red., *Comparing Democracies: Elections and Voting in Global Perspective*, 216–235. Thousand Oaks, London & New Delhi: SAGE Publications
- Gilljam, Mikael & Sören Holmberg (1995) *Väljarnas val*. Stockholm: Norstedts Juridik
- Gilljam, Mikael & Sören Holmberg (1998) *Sveriges första Europaparlamentsval*. Stockholm: Norstedts Juridik
- Green, Donald P. & Ian Shapiro (1994) *Pathologies of Rational Choice Theory: A Critique of Applications in Political Science*. New Haven & London: Yale University Press
- Greene, William H. (1997) *Econometric Analysis*. 3:e upplagan. Upper Saddle River, New Jersey: Prentice-Hall
- Grofman, Bernard (1995) "Is Turnout the Paradox That Ate Rational Choice Theory?" I Bernard Grofman, red., *Information, Participation and Choice: An Economic Theory of Democracy in Perspective*. Ann Arbor: The University of Michigan Press
- Hagle, Timothy M. & Glenn E. Mitchell, II (1992) "Goodness-of-Fit Measures for Probit and Logit". *American Journal of Political Science* 36:762–784
- Holmberg, Sören (1990) "Att rösta eller inte rösta". I Mikael Gilljam & Sören Holmberg, *Rött Blått Grönt: En bok om 1988 års riksdagsval*. Stockholm: Bonniers
- Hovi, Jon (1987) "The Contradictions of Rational Abstention: Counterfinality, Voting, and Games without a Solution". *Scandinavian Political Studies* 10:125–150
- Johansson, Olle (1999) "Ökad polarisering i valdeltagandet 1998". *Välfärdsbulletinen* 3:17–19
- Knack, Stephen (1992) "Civic Norms, Social Sanctions, and Voter Turnout". *Rationality & Society* 4(2):133–56
- Kornhauser, William (1959) *The Politics of Mass Society*. New York: The Free Press
- Lewin, Leif (1988) *Det gemensamma bästa. Om egenintresset och all-*

## ATT BESTÄMMA SIG FÖR ATT VARA MED OCH BESTÄMMA

- mänintresset i västerländsk politik*. Stockholm: Carlssons
- Lijphart, Arend (1997) "Unequal Participation: Democracy's Unresolved Dilemma". *American Political Science Review* 91:1–14
- Menard, Scott (1995) *Applied Logistic Regression Analysis*. Thousand Oaks, California: Sage Publications
- Morton, Rebecca B. (1987) "A Group Majority Voting Model of Public Good Provision". *Social Choice and Welfare* 4:117–131
- Morton, Rebecca B. (1991) "Groups in Rational Turnout Models". *American Journal of Political Science* 35:758–776
- Muller, Edward N. & Karl-Dieter Opp (1986) "Rational Choice and Rebellious Collective Action". *American Political Science Review* 80:471–487
- Möller, Tommy (1998) *Politikerförakt eller mogen misstro? En översikt*. Stockholm: Svenska kommunförbundet
- Nagel, Jack (1987) *Participation*. Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice-Hall
- Niemi, Richard G. (1976) "Costs of Voting and Nonvoting". *Public Choice* 27:115–119
- Olson, Mancur (1965) *The Logic of Collective Action: Public Goods and the Theory of Groups*. Cambridge & London: Harvard University Press
- Petersson, Olof (1977) *Väljarna och valet 1977*. Valundersökningar, rapport 2. Stockholm: Statistiska centralbyrån
- Petersson, Olof (1978) *Valundersökning 1976. Teknisk rapport*. Valundersökningar, rapport 3. Stockholm: Statistiska centralbyrån
- Petersson, Olof, Anders Westholm & Göran Blomberg (1989) *Medborgarnas makt*. Stockholm: Carlssons
- Petersson, Olof, Jörgen Hermansson, Michele Micheletti, Jan Teorell & Anders Westholm. (1998) *Demokrati och medborgarskap. Demokratirådets rapport 1998*. Stockholm: SNS Förlag
- Putnam, Robert D. (1995) "Tuning In, Tuning Out: The Strange Disappearance of Social Capital in America". *PS: Political Science & Politics* 28:664–683
- Putnam, Robert D. (1996) *Den fungerande demokratin*. Stockholm: SNS Förlag
- Putnam, Robert D. (1997) "Democracy in America at Century's End". I Axel Hadenius, red., *Democracy's Victory and Crisis*. Cambridge: Cambridge University Press

- Riker, William H. & Peter C. Ordeshook (1968) "A Theory of the Calculus of Voting". *American Political Science Review* 62:25–42
- Rosenberg, Milton (1957) *Occupations and Values*. Glencoe: The Free Press
- Rosenstone, Steven J. & John Mark Hansen (1993) *Mobilization, Participation, and Democracy in America*. New York: Macmillan
- Rothstein, Bo (1997) "Sociala fällor och tillitens problem". I Lennart Weibull & Sören Holmberg, red., *Ett missnöjt folk?* Göteborgs universitet: SOM-institutet.
- SCB (1988) *Statistisk årsbok för Sverige 1988*. Stockholm: Statistiska centralbyrån.
- SCB (1992) *Föreningslivet i Sverige – en statistisk belysning*. Levnadsförhållanden. Rapport 86. Stockholm: Statistiska centralbyrån
- SCB (1997) *Välfärd och ojämlikhet i 20-årsperspektiv 1975–1995*. Levnadsförhållanden. Rapport 91. Stockholm: Statistiska centralbyrån
- SCB (1998) *Statistisk årsbok för Sverige 1998*. Stockholm: Statistiska centralbyrån.
- Teixeira, Ruy A. (1987) *Why Americans Don't Vote: Turnout Decline in the United States, 1960–1984*. New York: Greenwood Press
- Teixeira, Ruy A. (1992) *The Disappearing American Voter*. Washington: The Brookings Institution
- Teorell, Jan & Anders Westholm (1999) "Var det bättre förr? Politisk jämlikhet i Sverige under 30 år". I *Medborgarnas erfarenheter: Demokratiutredningens forskarvolym V*, SOU 1999:113
- Tullock, Gordon (1971) "The Paradox of Revolution", *Public Choice* 11:89–99
- Uhlener, Carole Jean (1989a) "'Relational Goods' and Participation: Incorporating Sociability into a Theory of Rational Action", *Public Choice* 62:253–285
- Uhlener, Carole Jean (1989b) "Rational Turnout: The Neglected Role of Groups". *American Journal of Political Science* 33:390–422
- Verba, Sidney & Norman H. Nie (1972) *Participation in America*. New York: Harper & Row
- Verba, Sidney, Norman H. Nie & Jae-on Kim (1978) *Participation and Political Equality: A Seven-Nation Comparison*. Cambridge: Cambridge University Press
- Verba, Sidney, Kay Lehman Schlozman & Henry E. Brady (1995)

ATT BESTÄMMA SIG FÖR ATT VARA MED OCH BESTÄMMA

---

*Voice and Equality: Civic Voluntarism in American Politics*. Cambridge: Harvard University Press

Westholm, Anders (1991) *The Political Heritage: Testing Theories of Political Socialization and Generational Change*. Doktorsavhandling, Uppsala universitet

Westholm, Anders (1992) "Votes for Sale: The Logic of Power in Joint-Stock Companies". *Scandinavian Political Studies* 15:193–215

Westholm, Anders & Richard G. Niemi (1986) "Youth Unemployment and Political Alienation". *Youth & Society* 18:58–80

Whiteley, Paul F. (1995) "Rational Choice and Political Participation – Evaluating the Debate". *Political Research Quarterly* 48:211–233

Wolfinger, Raymond E. & Rosenstone, Steven J. (1980) *Who Votes?* New Haven: Yale University Press