

**EFFEKTER AV LÖRDAGSÖPPNA SYSTEMBOLAGSBUTIKER.
UPPFÖLJNING AV DE FÖRSTA 17 MÅNADERNA**

AV

Thor Norström* & Ole-Jørgen Skog**

***Institutet för social forskning
STOCKHOLMS UNIVERSITET**

****Senter for høyere studier
DET NORSKE VIDENSKAPS-AKADEMI**

December 2001

SAMMANFATTNING

Bakgrund. I enlighet med riksdagens beslut startade Systembolaget i februari 2000 en försöksverksamhet med lördagsöppna butiker i en del av landet. Enligt utvärderingen av de första 12 månaderna hade lördagsöppet en signifikant effekt (3%) på Systembolagets försäljning. Däremot framkom inga effekter på olika skadeindikatorer. Riksdagen beslutade under våren 2001 att införa lördagsöppet i hela landet den 1 juli 2001. Föreliggande rapport är en uppdatering av 12 månadersutvärderingen genom att vi inkluderar de ytterligare 5 månader som gick innan lördagsöppet infördes i hela landet.

Syfte. I rapporten skattas effekten av lördagsöppet på:

- alkoholkonsumtionen
- olika skadeindikatorer (misshandel och rattfylleri).

Metod. Försöket med lördagsöppet bygger på en design med tre experimentområden:

- Nordsverige: Norrbottens län, Västerbottens län, Jämtlands län, Västernorrlands län
- Stockholms län
- Skåne län

och ett kontrollområde: Värmlands län, Örebro län, Västmanlands län, Östergötlands län, Kalmar län, Jönköpings län, Västra Götalands län.

Effekten av lördagsöppet skattas genom statistiska analyser av månadsdata som visar hur försäljning och skador utvecklats i experimentområdet jämfört med kontrollområdet i 4-5 år före och de första 17 månaderna efter lördagsöppningen.

Resultat. Alkoholkonsumtionen: Sedan lördagsöppet infördes har Systembolagets alkoholförsäljningen ökat mer i experiment- än i kontrollområdet. Enligt resultaten ligger nettoökningen på 3.2%. Den statistiska felmarginalen kring denna skattning är liten (ungefär 1 procent). Försäljningsökningen är främst en följd av ökad ölförsäljning i experimentområdena, men även effekten på vin- och spritförsäljningen är statistiskt säkerställd. Effekten är jämnt fördelad över försöksperioden och visar inte tecken på att öka eller minska. Det finns ingen indikation i befintliga data på att den ökade Systembolagsförsäljningen skulle kompenseras med en minskad restaurang- eller svartspritskonsumtion. Dataunderlaget på dessa områden är dock mycket knapphändigt. Skador: I dessa analyser är det utvecklingen under lördag-söndag som fokuserats, eftersom eventuella effekter bör vara koncentrerade till dessa dagar. Enligt resultaten visar ingen av indikatorerna på misshandel någon klar ökning i Stockholm eller Skåne. Emellertid var det en statistisk säkerställd ökning i Nordsverige (11%). Antalet rattfylleribrott ökade mera i experimentområdet än i kontrollområdet, mest i Stockholm. Analyserna tyder dock på att av denna ökning huvudsakligen kan bero på polisens riktade kontroller mot områden nära lördagsöppna Systembolag. Om tidsintervallet för sådana kontroller (lördag 10-14) hålls utanför, är uppgången i rattfylleri inte längre lika markant och ligger inom den statistiska felmarginalen. Felmarginalerna kring de skattade skadeeffekterna är ganska stora (ungefär 5 % för misshandel och 7 % för rattfylleri), vilket gör dessa resultat mer osäkra.

Slutsatser. Försöket med lördagsöppet har enligt resultaten lett till en försäljningsökning på drygt 3 procent. Konsekvenserna för de undersökta skadeindikatorerna är osäkrare då dessa är mer påverkade av brus och okontrollerade faktorer. Detta i kombination med en kort

observationsperiod gör att de statistiska felmarginalerna är stora. Den signifikanta effekten på misshandel i Nordsverige måste tolkas försiktigt då den inte ingår i något mer generellt mönster. Ökningen i rattfylleri i experimentområdet verkar huvudsakligen bero på mer riktade poliskontroller. Samtidigt innebär de stora felmarginalerna att det finns en risk för att reella effekter inte blir statistiskt säkerställda i analyserna.

1. BAKGRUND OCH UTVÄRDERINGENS UPPLÄGGNING

I enlighet med riksdagens beslut startade Systembolaget i februari 2000 en försöksverksamhet med lördagsöppna butiker. Försöket skulle enligt propositionen följas vetenskapligt och utvärderades efter ett år (Regeringens proposition 1998/99: 134). Enligt den utvärderingen (Norström och Skog, 2001) hade lördagsöppet en signifikant effekt (3%) på Systembolagets detaljhandelsförsäljning. Däremot framkom inga effekter på olika skadeindikatorer. Riksdagen beslutade under våren 2001 att införa lördagsöppet i hela landet den 1 juli 2001. Föreliggande rapport är en uppdatering av den utvärdering som baserades på försöksperiodens 12 månader. Analyserna baseras alltså på 17 månader genom att vi inkluderar de ytterligare 5 månader som gick innan lördagsöppet infördes i hela landet. Avsnitt 1 beskriver utvärderingens uppläggning. Avsnitt 2 redovisar skattningar av effekterna på Systembolagets försäljning, och söker även belysa eventuella effekter på andra konsumtionskällor, medan det tredje avsnittet behandlar effekter på olika skadeindikatorer (t.ex. misshandel). En sammanfattning och diskussion ges i avsnitt 4.

Bakgrund

Lördagsöppning av systembutikerna innebär en ökad tillgänglighet av alkohol. Förändringar av detta slag leder ofta, men inte alltid, till ökad konsumtion som i sin tur ökar risken för fler alkoholrelaterade skador. Erfarenheterna av försöket med lördagsstängningen på sommaren 1981 (vilket permanentades 1 juli 1982) är naturligtvis av relevans i detta sammanhang. De utvärderingar som gjordes (Ds S 1982:2, Ds S 1984:8) visade på en klar minskning av fylleriet, medan bilden var mer splittrad när det gäller misshandel: man registrerade en minskning av misshandel inomhus mellan bekanta, men en ökning utomhus mellan obekanta. Den övergripande slutsatsen var dock att lördagsstängningen hade gynnsamma effekter bland vissa marginaliserade grupper. Vad gäller den totala konsumtionen tyder senare analyser (Norström, 2000) på en minskad försäljning av öl och sprit i samband med lördagsstängningen, medan vinförsäljningen ej påverkades. Den skattade minskningen på alkohol totalt uppgår till 6%. Det finns en viss osäkerhet kring dessa resultat eftersom avsaknaden av kontrollområde gör det svårt att kontrollera för andra faktorer. Det kan nämnas att utvärderingarna på 80-talet inte fann några tydliga effekter på totalkonsumtionen även om vissa indikationer på en minskning noterades. Då användes dock en annan metod och färre observationer.

Mycket har förändrats sedan lördagsstängningen på 80-talet; vi har fått fler restauranger och ett ökat utbud av illegal sprit, tillgänglig såväl vardag som helg. Det är sålunda inte uppenbart vilka effekter man har att räkna med vid ett öppnande på lördagar. Med utgångspunkt från resultaten för lördagsstängningen rör det sig i så fall om ganska små effekter, vilket kräver effektiva statistiska metoder för att kunna påvisa.

Syfte

De analyser som redovisas i denna rapport syftar till att skatta effekten av lördagsöppet på:

- alkoholkonsumtionen
- olika slags skadeindikatorer.

Vad gäller alkoholkonsumtionen är det naturligtvis Systembolagets detaljhandelsförsäljning som i första hand bör påverkas av lördagsöppet. Här finns också detaljerade och tillförlitliga data. Det kan dock inte uteslutas att lördagsöppet även kan ha en dämpande effekt på restaurang- och svartspritskonsumtion eftersom sådan konsumtion kan ha fungerat som reserver när

Systembolaget är lördagsstängt. Även privatinförsel från i första hand Danmark skulle kunna påverkas. Effekter av detta slag bör också beaktas för att man ska få en fullständig bild av eventuella konsumtionsförändringar. Här är dock dataunderlaget och därmed analysmöjligheterna väsentligt sämre.

Utvärderingens uppläggning

Utvärderingar och effektmätningar görs i regel av åtgärder som omfattar hela landet. Detta gällde t.ex. försöket med lördagsstängningen sommaren 1981. En sådan design ger alltid en viss osäkerhet i resultaten eftersom det samtidigt med åtgärden kan inträffa andra förändringar som påverkar utfallet. Exempelvis leder en förbättring av den ekonomiska konjunkturen normalt till en ökad alkoholförsäljning; om en sådan konjunkturförbättring sätter in samtidigt med att man öppnar systembutikerna på lördagarna så är det vanskligt att tolka vad en eventuell försäljningsökning beror på – är det den förbättrade konjunkturen eller lördagsöppningen? I viss mån kan man statistiskt kontrollera för denna typ av störande faktorer, men det förutsätter att man är medveten om deras existens och vet hur stark den störande effekten är. Ur utvärderingssynpunkt är det sålunda mycket tillfredsställande att försöket med lördagsöppet bygger på en design med experiment- och kontrollområde. En sådan uppläggning minskar väsentligt osäkerheten i resultaten genom att vi kan jämföra utvecklingen i experimentområdet med den i kontrollområdet. Detta förutsätter dock att dessa områden verkligen är jämförbara, dvs. att det finns en stark likhet i variationsmönstret mellan experiment- och kontrollområde vad gäller de indikatorer som ska analyseras. På liknande sätt förutsätts att det inte finns några händelser eller faktorer som bara påverkar utfallet i endera experiment- eller kontrollområdet. Om vi anknyter till exemplet ovan antas att en konjunkturförbättring påverkar båda områdena lika mycket, vilket eliminerar dess störande effekt. Om däremot konjunktoreffekten är starkare inom något av områdena står vi inför ett problem. I detta sammanhang bör man nämna de höjda införselkvoterna som infördes 1 juli 2000. Effekten av denna förändring är säkert geografiskt betingad vilket bör beaktas i utvärderingsarbetet.

Valet av experiment- och kontrollområde kan naturligtvis göras på många olika sätt – man kan t.ex. välja få stora eller många små (som i försöken med självbetjäning – se Skog, 2000). Följande överväganden ligger till grund för vårt val i denna studie:

- Eventuella effekter kan tänkas vara betingade av strukturella faktorer såsom urbaniseringsgrad och geografiskt läge, inte minst närheten till Danmark (med lördagsöppna butiker). Man bör alltså välja experimentområdena så att man får en variation i dessa avseenden.
- De flesta av de indikatorer vi ska analysera speglar infrekventa händelser, dvs. har små bastal. Om experimentområdena blir befolkningsmässigt små kan den slumpmässiga variationen, bruset, bli besvärande. Experiment- och kontrollområden bör därför vara befolkningsmässigt ungefär likstora.
- Ett uppenbart metodologiskt problem är handelsläckaget, dvs. tillströmningen av kunder som normalt handlar i något annat område. Den potentiella felkällan här är att en del av de eventuella effekterna gör sig gällande utanför experimentområdet. Detta talar för att man väljer få stora, snarare än många små områden. Vidare bör experiment- och kontrollområden ej gränsa till varandra utan vara separerade av ett gränsområde.
- För att underlätta datainsamling bör experiment- och kontrollområden utgöras av existerande administrativa enheter.

Mot denna bakgrund har vi valt en indelning där experimentområdena utgörs av de fyra nordligaste länen, Stockholms län och Skåne län. Följande sammanställning visar indelningen i sin helhet (se även kartan i figur 1.1):

Experimentområden (3 820' inv.)

- Nordsverige: Norrbottens län, Västerbottens län, Jämtlands län, Västernorrlands län (900' inv.)
- Stockholm: Stockholms län (1 800' inv.)
- Skåne: Skåne län (1 120' inv.)

Gränsområden (1 970' inv.)

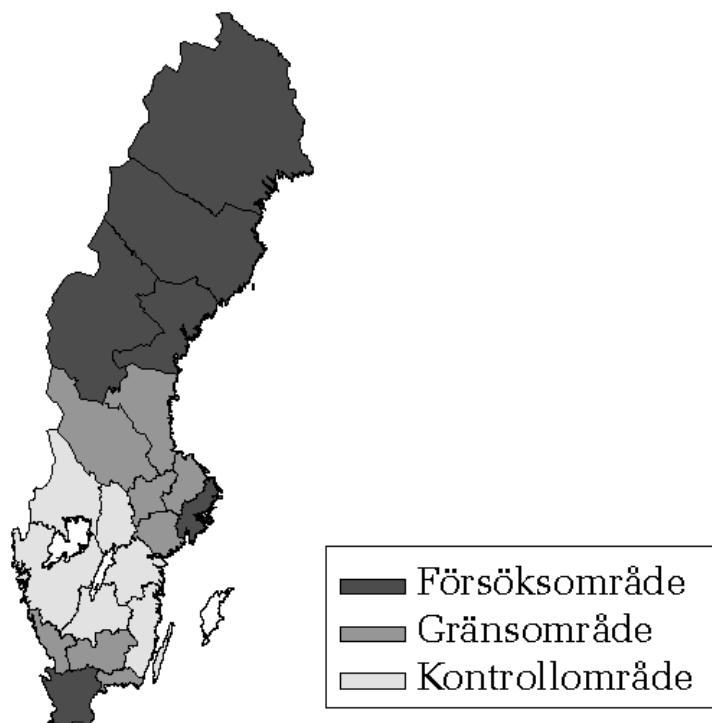
Dalarnas län, Gävleborgs län, Uppsala län, Södermanlands län, Hallands län, Kronobergs län, Blekinge län.

Kontrollområden (3 030' inv.)

Värmlands län, Örebro län, Västmanlands län, Östergötlands län, Kalmar län, Jönköpings län, Västra Götalands län.

Gotlands län hålls utanför då den starkt säsongsbundna turismen präglar indikatorerna för detta län.

Figur 1.1. Karta med experiment- kontroll- och gränsområden



Metod

Det är i regel vanskligt att avläsa effekten av en åtgärd direkt från en tidsserie. Såvida det inte rör sig om en kraftig effekt är det svårt att avgöra om en förändring som följer en åtgärd verkligen är en reell effekt eller om den ligger inom ramen för den normala variation som finns i serien i form av långsiktiga trender, säsongsvariation och mer tillfälliga, slumpmässiga fluktuationer. Om man dessutom samtidigt ska beakta utvecklingen i kontrollområdet är okulärbesiktning av rådata definitivt ingen framkomlig väg. Uppgiften förenklas om man använder en analysteknik som tar hänsyn till alla dessa moment inom ramen för en sammanhållen modell, t.ex. ARIMA, som kommer att användas här (se McDowall m.fl. (1980) för en beskrivning). Tekniken går kort sagt ut på att inte begränsa sig till att jämföra läget omedelbart före och efter interventionen, utan att betrakta en eventuell förändring ur ett längre tidsperspektiv; ligger den inom ramen för normala variationer eller avviker den signifikant från ett historiskt mönster? Den del av undersökningsperioden som föregår interventionen benämns preinterventionsperiod, medan postinterventionsperiod betecknar den efterföljande. För att avgöra om interventionen har medfört någon förändring skattas en modell där den aktuella indikatorn, t.ex. alkoholförsäljning i experimentområdet, är den beroende variabeln (ofta benämnd outputserien) och interventionen den förklarande variabeln (inputserien). I syfte att kontrollera för den generella försäljningsutvecklingen inkluderas alkoholförsäljningen i kontrollområdet bland de förklarande variablerna. Interventionen representeras av en dummyvariabel vars konstruktion beror på om man förväntar sig en tillfällig eller permanent effekt. Om man t.ex. antar en permanent effekt, ges dummyvariabeln värdet 0 före och 1 efter interventionen. Även tillfälliga och gradvisa effekter kan modelleras. Skattningen av dummyvariabeln ger besked om interventionseffektens styrka och grad av statistisk signifikans. Seriens temporala struktur är då samtidigt beaktad genom separata parametrar som skattar långsiktig trend, säsongsmönster och korrelation mellan successiva observationer. Den variation som inte förklaras av modellen ska inte innehålla någon systematik, utan vara helt slumpmässig (s.k. vitt brus). Den statistiska osäkerheten i resultaten uttrycks främst i felmarginalerna kring den skattade interventionseffekten.

Den grundmodell vi använder för att skatta lördagseffekten på Systembolagets försäljning har följande utseende:

$$\ln A_{te} = b_1 * \ln A_{tk} + b_2 * DL_t + N_t$$

där A_{te} betecknar alkoholförsäljningen i experimentområdet vid tidpunkten t , A_{tk} alkoholförsäljningen i kontrollområdet och DL dummyvariabeln som representerar interventionen, dvs. lördagsöppet. Den har värdet 0 fram till och med januari 2000 och 1 därefter. \ln indikerar att serierna är logaritmiskt transformerade. N representerar feltermen (noise) vars temporala struktur modelleras med autoregressiva (AR) och moving average (MA) parametrar. De parametrar som ska skattas betecknas b . Den procentuella effekten av lördagsöppet fås genom uttrycket $(\exp(b_2) - 1) * 100$. Preliminära analyser av försäljningsdata visade att det var nödvändigt att inkludera en dummyvariabel för juli månad, med värdet 1 för juli och 0 annars. I modellerna för Skåne inkluderades ytterligare en dummyvariabel som representerar de höjda införselkvoter som infördes 1 juli 2000. Denna dummy har värdet 1 från och med juli 2000 och 0 annars.

Skattningen kan göras på rådata, säsongsdifferentierade data ($A_t - A_{t-12}$), eller reguljärt differentierade data ($A_t - A_{t-1}$). Den ansats som vi fann statistiskt mest tillfredsställande i analyserna av Systembolagets försäljningsdata var den sistnämnda; den reguljära differentieringen eliminerade den oönskade trend som finns i såväl rådata som i säsongsdifferentierade data; vidare blev residualstrukturen tillfredsställande (vitt brus) med

endast ett minimum av feltermsparametrar (AR- och MA-parametrar). Det är dessa skattningar som kommer att redovisas. De avviker dock inte markant från de skattningar vi fått med de två andra ansatserna, vilket indikerar att resultaten är ganska robusta.

Vi kommer även att använda en närbesläktad, grafisk metod enligt följande. På basis av data för preinterventionsperioden (januari 1995-januari 2000) skattas en modell som ovan men som ej inkluderar dummyvariabeln för interventionen. Utifrån skattningarna från denna modell beräknas den prognostiserade försäljningen för hela perioden januari 1995-juni 2001, dvs. den försäljning som förväntas i experimentområdet utifrån försäljningen i kontrollområdet. Genom att grafiskt jämföra den faktiska med den prognostiserade försäljningen under försöksperioden (februari 2000-januari 2001) får man en bild av effekten från lördagsöppet.

Analyserna av skadeindikatorerna har en något annorlunda uppläggning vilket beskrivs i ett senare avsnitt.

2. EFFEKTER PÅ ALKOHOLKONSUMTIONEN

Data

Systembolagets detaljhandelsförsäljning. Detta är naturligtvis den viktigaste konsumtionsindikatorn i detta sammanhang. Våra data täcker perioden januari 1995-juni 2001 och avser öl, vin, sprit och alkohol totalt. Serierna är uttryckta i liter 100% alkohol per invånare (15 år och över). Ursprungsdata är länsspecifika vilka aggregerats till ett kontrollområde, ett gränsområde och de tre experimentområdena (se ovan).

Restaurangkonsumtion av alkohol. Här finns endast mindre detaljerad data tillgängliga. Underlaget för befintlig statistik är restaurangernas rapportering till kommunen av den sammanlagda försäljningen (uttryckt i kronor) av starköl, vin och sprit. Rapporteringen sker på halvårsbasis, och det finns ett mindre bortfall, som dock inte bör ha någon snedvridande effekt vid aggregering till större områden. Våra data täcker perioden 1991-2002. (Statistikförande myndighet är Statens folkhälsoinstitut.)

Resandeförsäljning av alkohol. På detta område finns knappast några data som skulle kunna belysa effekten av lördagsöppet. Visserligen går Ölbarometerns månadsundersökningar tillbaka till 1997 (Svenska Bryggareföreningen i samarbete med Pripps), men dessa mätningar begränsar sig till införsel av öl och upphörde i januari 2000. De löpande månatliga mätningar som görs av SoRAD startade först i juni 2000 och är inte jämförbara med Ölbarometerns skattningar bl.a. därför att införselreglerna förändrades 1 juli 2000.

Konsumtion av svartsprit. Även på detta område är tillgången på data begränsad. Inom ramen för denna utvärdering genomfördes dock en survey före och efter lördagsöppnandet (december 1999, respektive december 2000) vars syfte bl.a. var att mäta svartspritskonsumtion.

Resultat

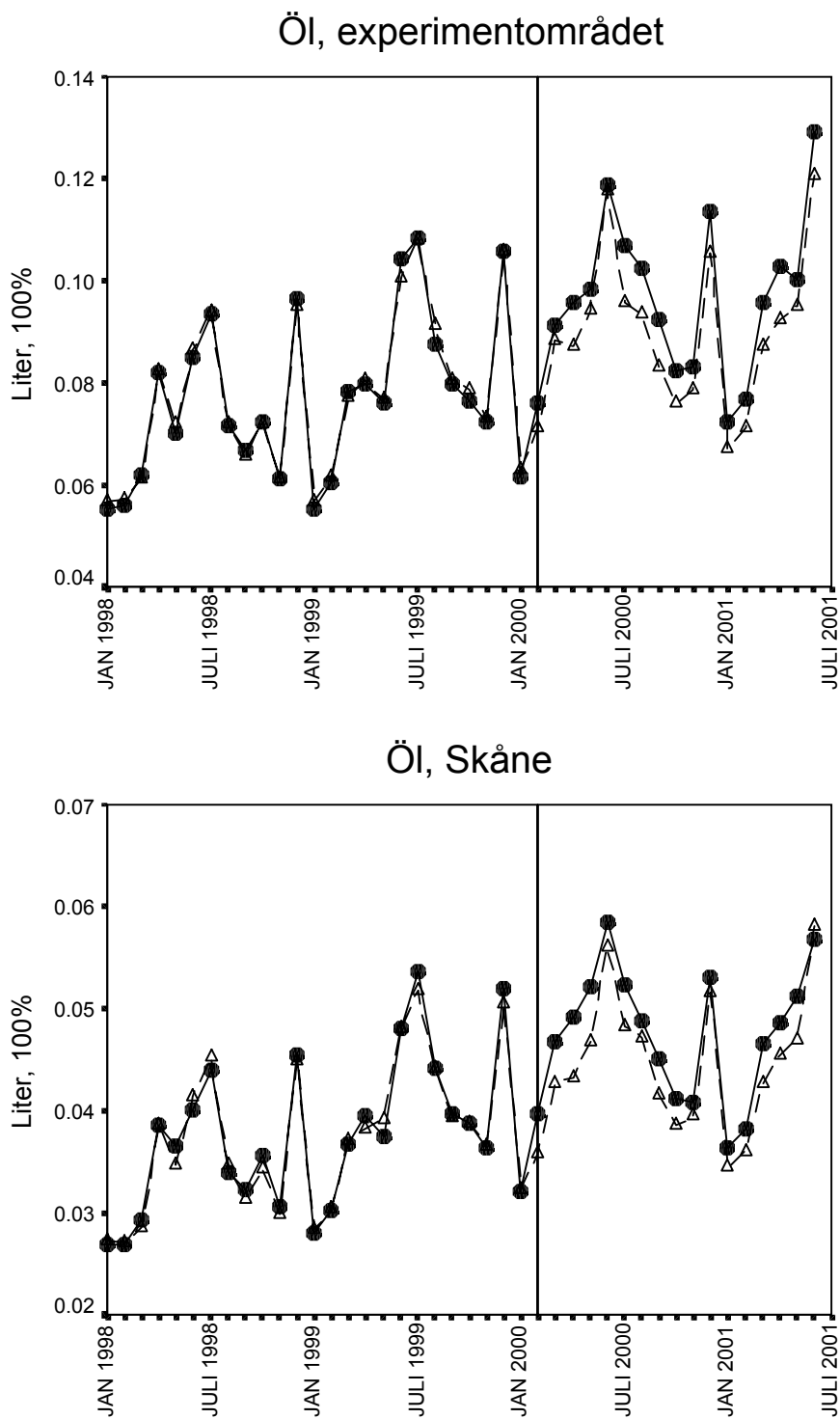
Systembolagets detaljhandelsförsäljning.

Eftersom en eventuell lördagseffekt på försäljningen kan variera mellan såväl områden som dryckessorter har vi skattat dryckesspecifika modeller för de tre experimentområdena separat förutom modeller för alkohol totalt och alla experimentområden.

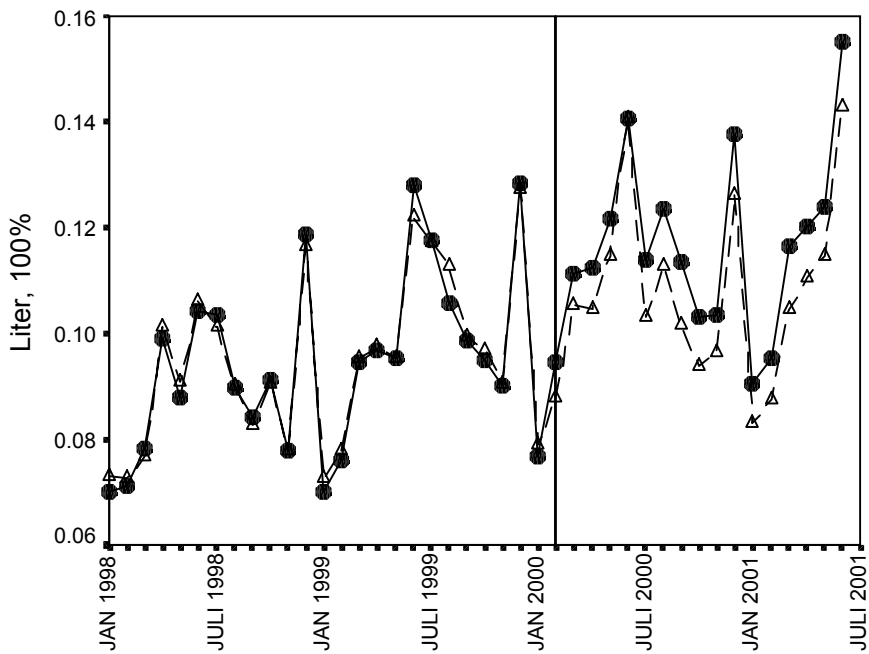
Vi redovisar först resultaten från den grafiska metoden. Figur 2.1 visar två grafer: den faktiska försäljningen (heldraget) och den försäljning som prediceras av försäljningen i kontrollområdet (streckat). Avvikelseerna mellan de två graferna är genomgående mycket små under perioden före lördagsöppet; detta är ett uttryck för att det finns en stark likhet mellan

experiment- och kontrollområde vad gäller variationsmönstret i alkoholförsäljningen, och att kontrollområdet verkligen fungerar som ett kontrollområde. Men från och med februari 2000 kan vi notera mer systematiska avvikelser i de flesta av figurerna. Sålunda ligger ölförsäljningen i Skåne och Stockholm på en högre nivå än förväntat under alla försöksmånader utom en, i Nordsverige under de sista 12 månaderna. Vad gäller vin är avvikelserna mellan faktisk och prognostiserad försäljning små och osystematiska; i Skåne finns en viss initial effekt som dock upphör, för Stockholm och Nordsverige noteras en viss effekt för de sista 11 till 12 månaderna. För spritförsäljningen ser man en svag och över tid tämligen jämnt fördelad effekt med obetydliga variationer mellan försöksområdena Skåne, Stockholm och Nordsverige. Den sammantagna lördagseffekten på den totala alkoholförsäljningen är relativt jämnt fördelad på de fyra första månaderna i Skåne, men har helt dött ut under resten av försöksperioden, vilket sannolikt är en effekt av de ökade införselkvoterna som infördes 1 juli 2000. För Stockholm är den totala effekten märkbar alla månader utom juni 2000, för Nordsverige ligger försäljningen över prognosen under de sista 12 månaderna.

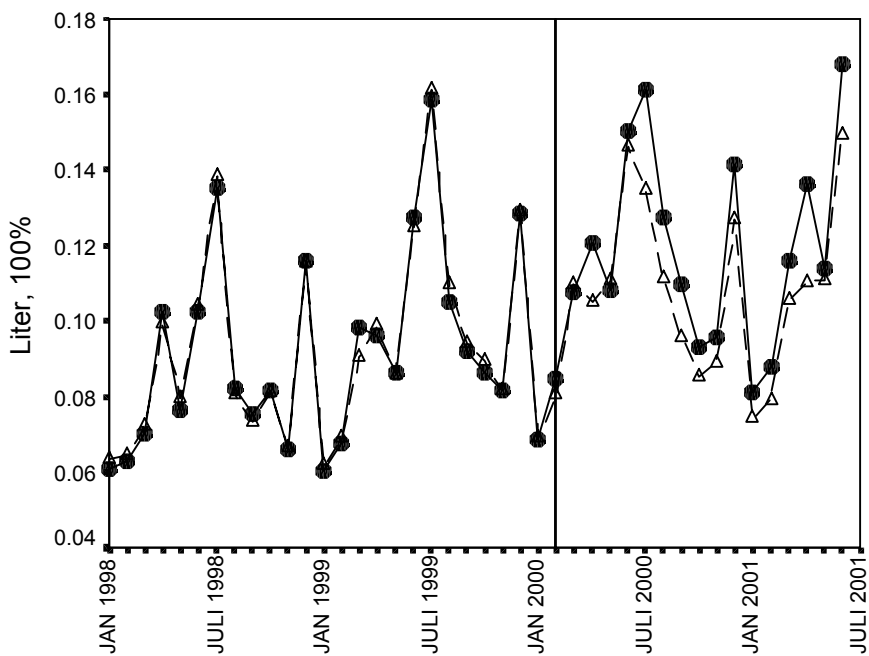
Figur 2.1. Systembolagets detaljhandelsförsäljning: prognostiserad (trianglar) och faktisk (cirklar)



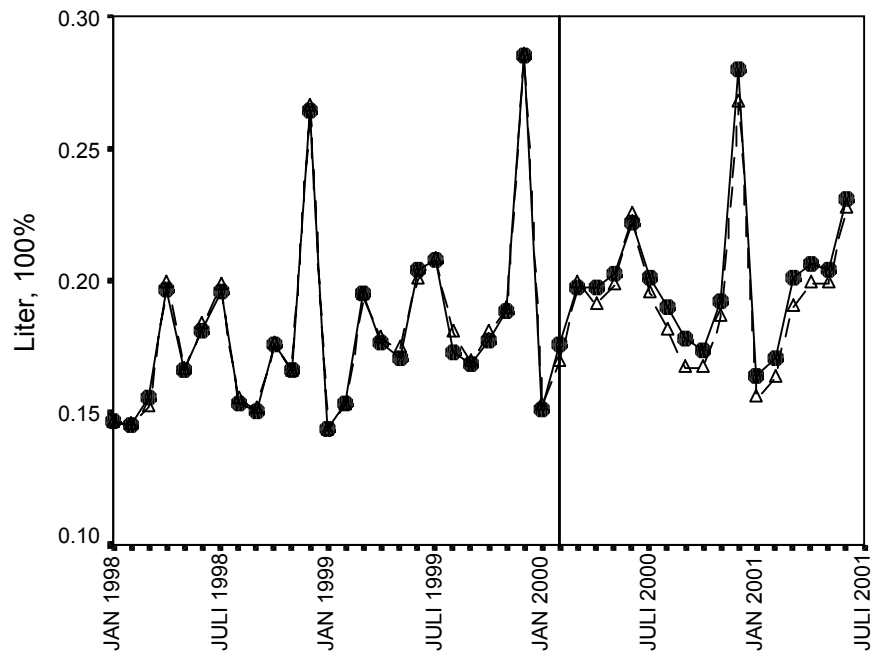
Öl, Stockholm



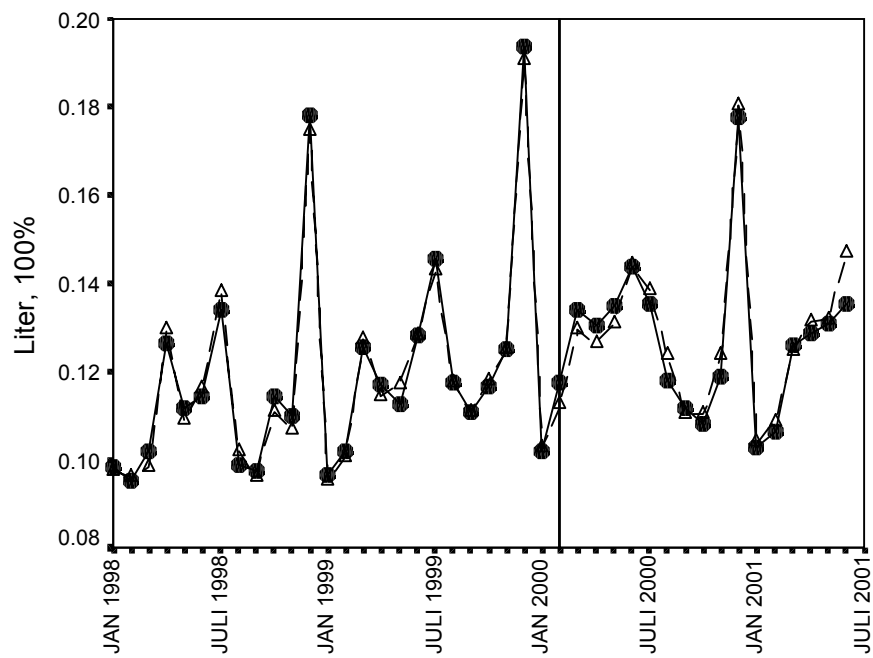
Öl, Nordsverige



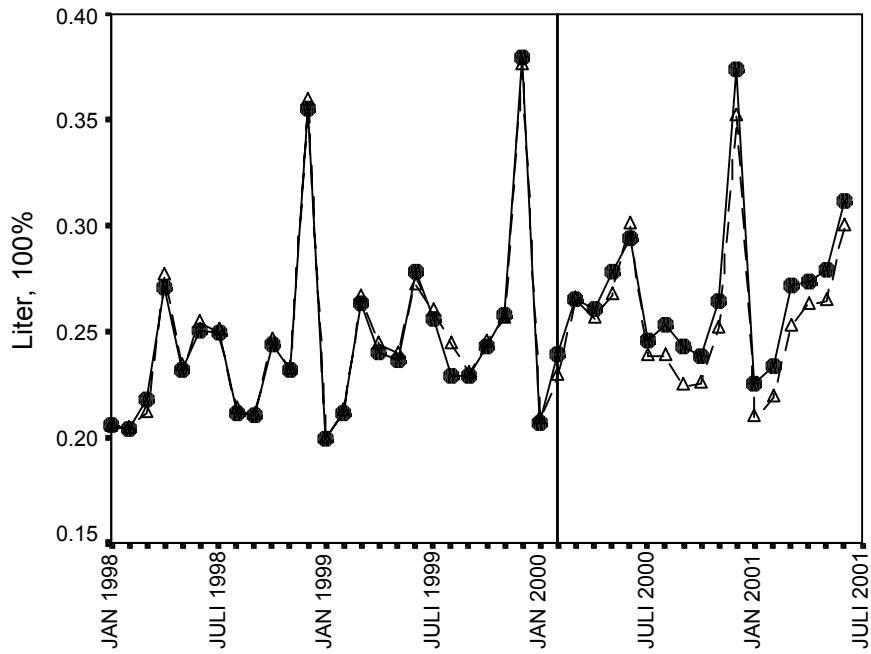
Vin, experimentområdet



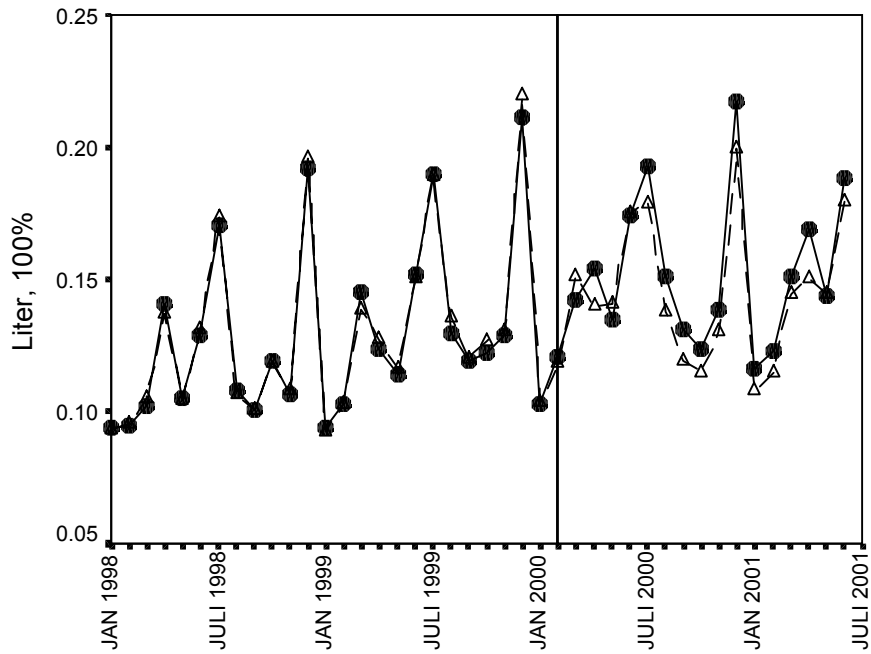
Vin, Skåne



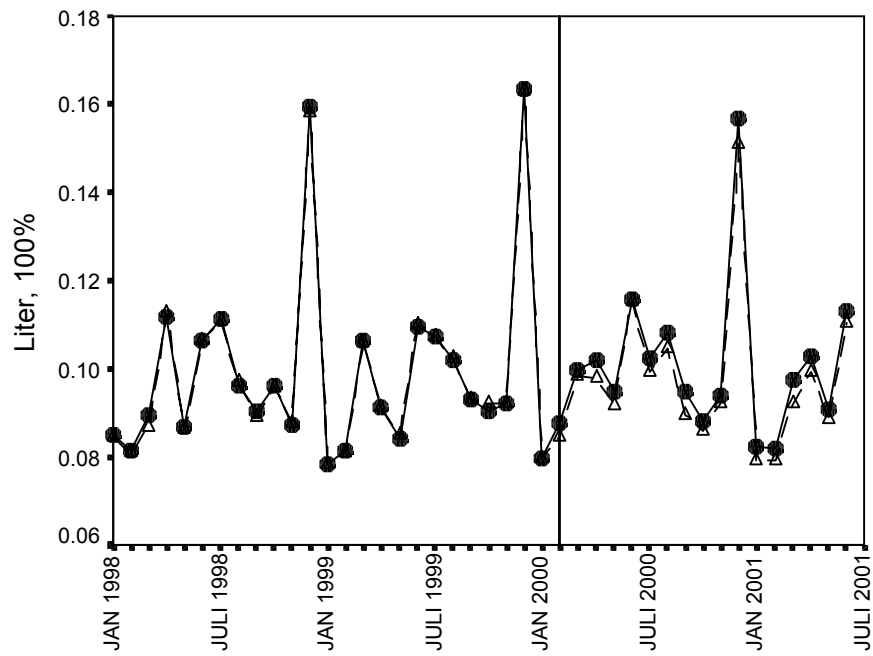
Vin, Stockholm



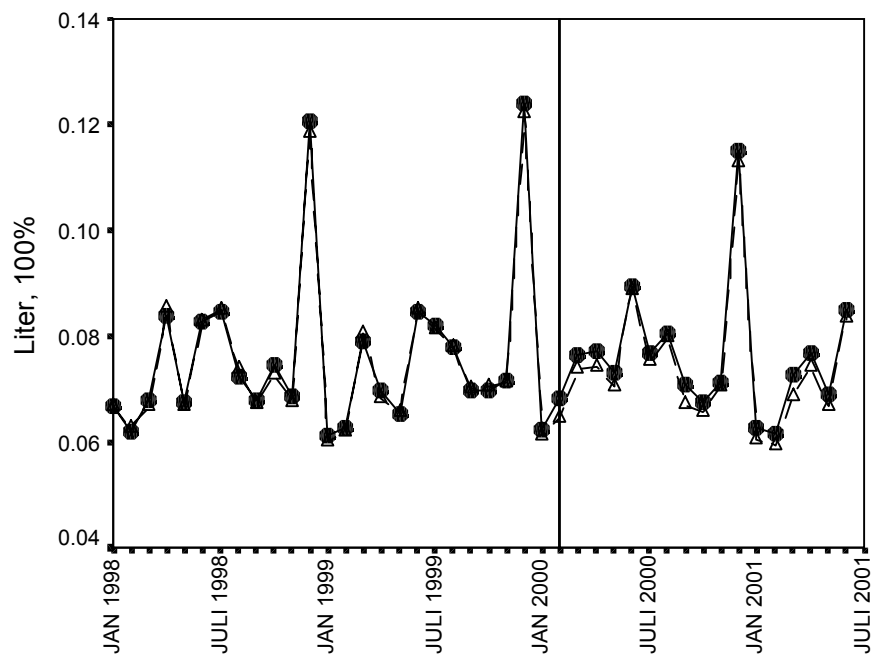
Vin, Nordsverige



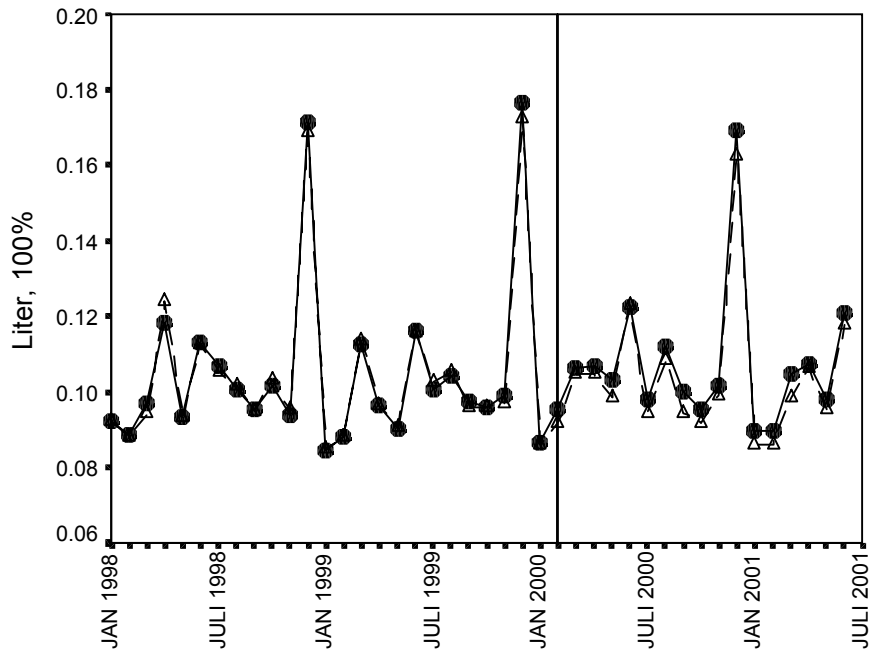
Sprit, experimentområdet



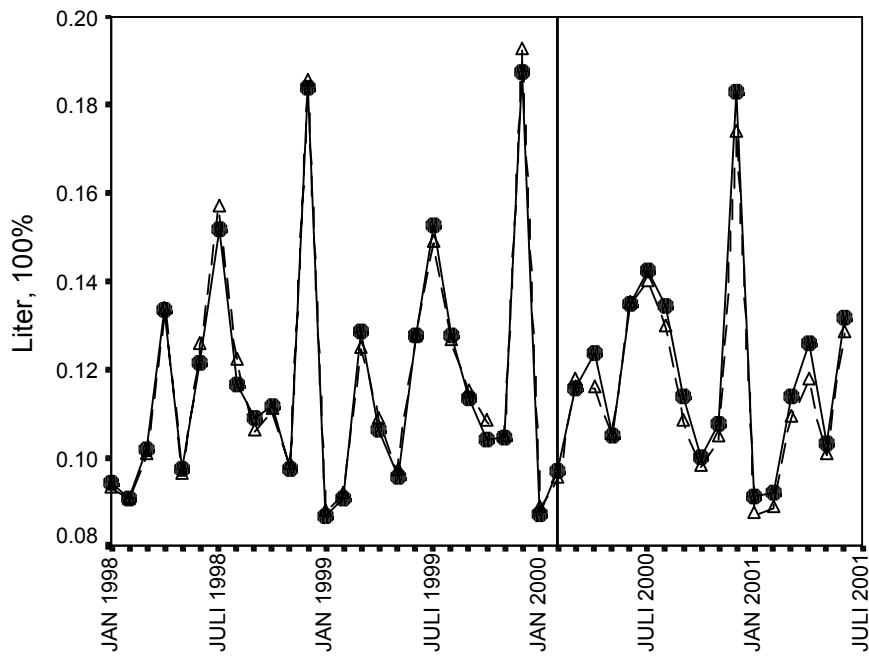
Sprit, Skåne



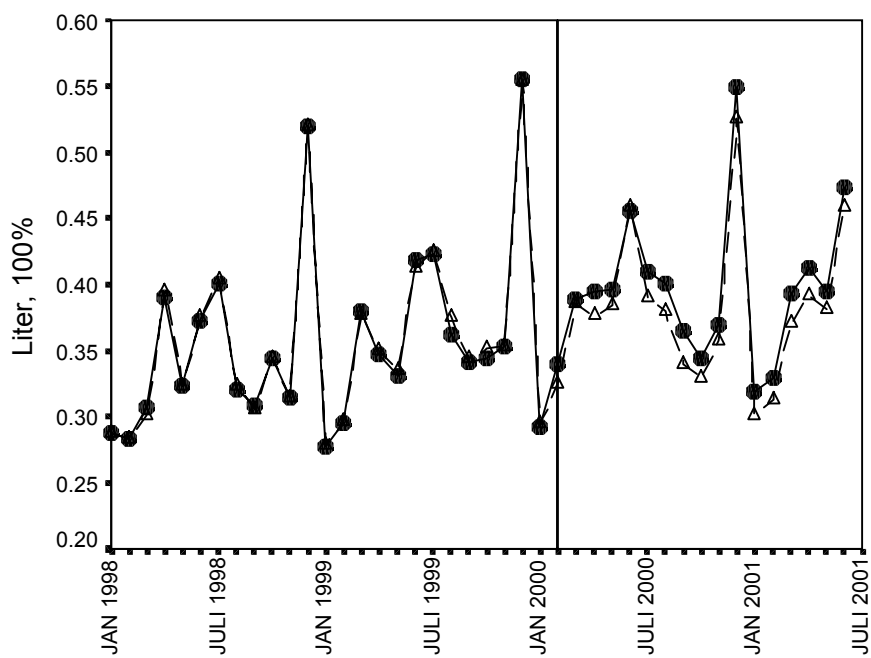
Sprit, Stockholm



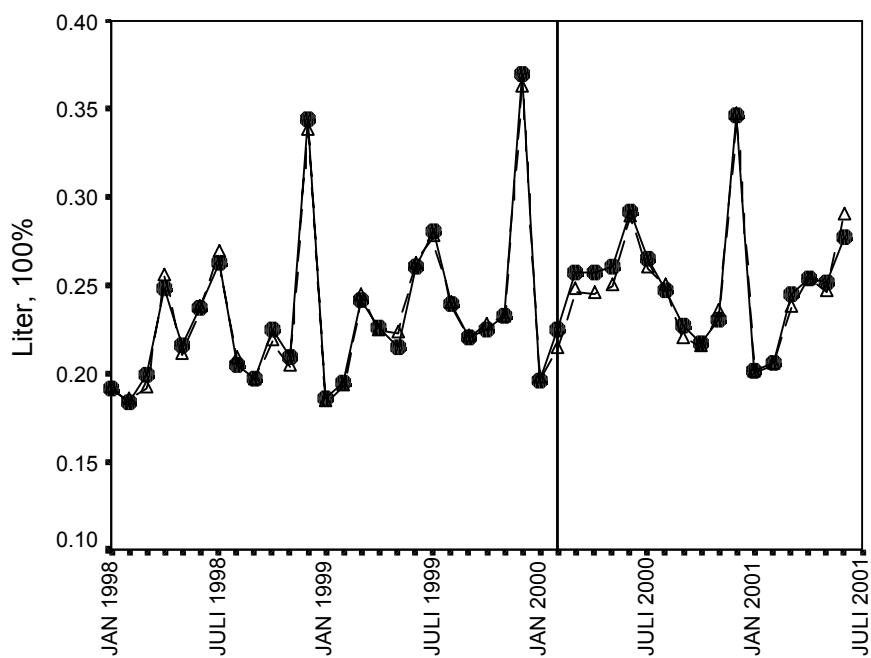
Sprit, Nord sverige



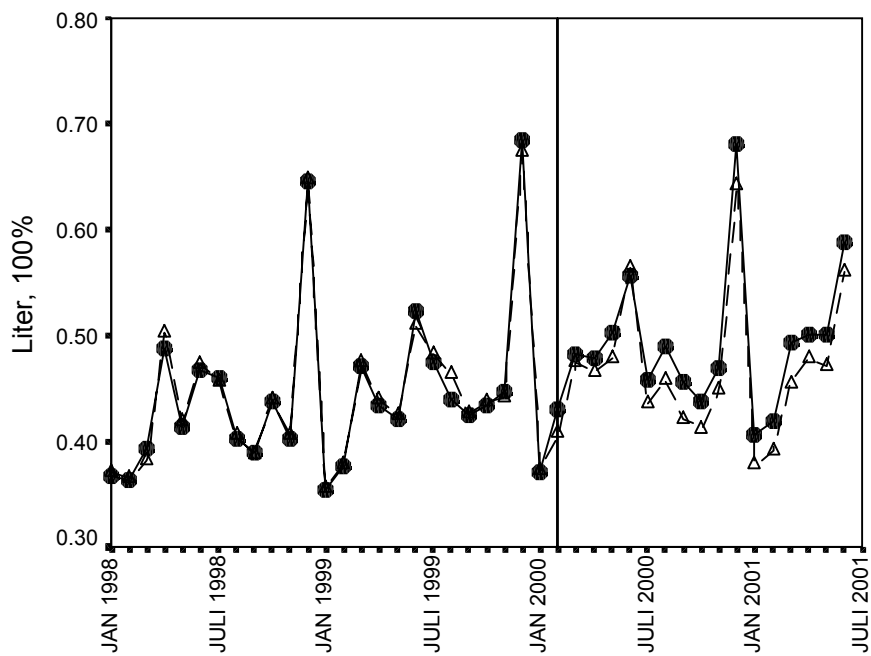
Alkohol totalt, experimentområdet



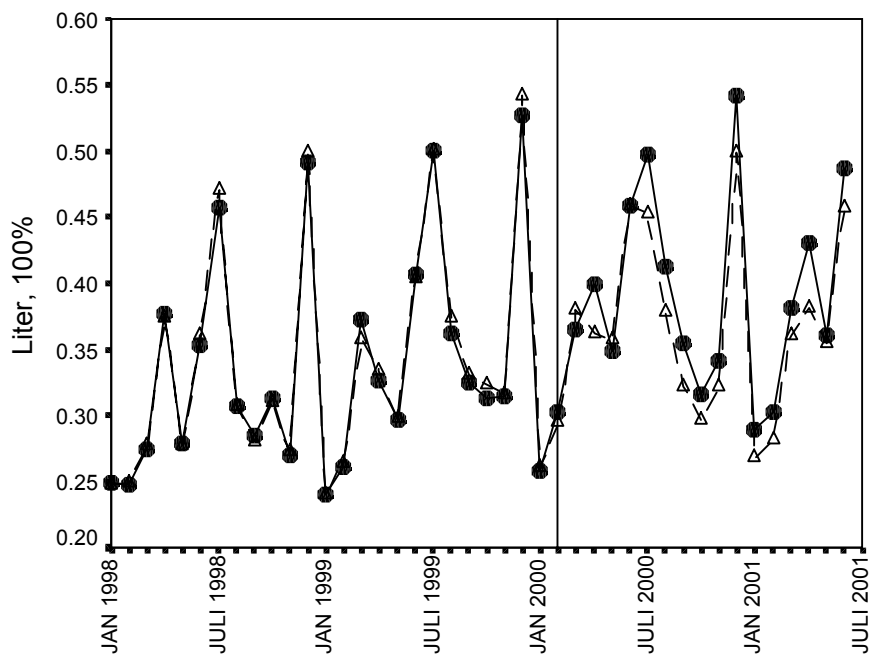
Alkohol totalt, Skåne



Alkohol totalt, Stockholm



Alkohol totalt, Nordsverige



Den grafiska metoden visar sålunda tydliga avvikelser mellan faktisk och prognostiserad försäljning vilka kan tolkas som en lördagseffekt. Den fråga som inställer sig är storleksordningen på denna effekt och graden av statistisk signifikans. Resultaten från modellskattningarna ger besked på denna punkt. En sammanfattande översikt av dessa ges i tabell 2.1, medan en utförligare redovisning återfinns i Appendix 1.

Tabell 2.1. Skattad effekt (%) av lördagsöppet på Systembolagets detaljhandelsförsäljning i gränsområdena och i experimentområdena Stockholm, Skåne och Nordsverige. Skattningarna gjorda på månadsdata för perioden januari 1995-juni 2001.

	Gränsområden	Alla experimentområden	Särskilda experimentområden		
			Stockholm	Skåne	Nordsverige
Öl	-0.4 ^{NS}	7.0 ^{**}	6.5 ^{**}	9.7 ^{**}	5.5 [*]
Vin	-1.2 ^{NS}	2.0 ^{**}	2.3 ^{NS}	3.1 [*]	2.0 [*]
Sprit	-1.2 ^{NS}	3.0 ^{**}	3.1 [*]	3.3 ^{**}	1.3 ^{NS}
Alkohol totalt	-1.0 ^{NS}	3.2 ^{**}	3.4 ^{**}	4.2 ^{**}	2.7 [*]

* p < 0.05 ** p < 0.01 ^{NS} Ej statistisk signifikant (p > 0.05)

Modellsfattningarna av lördagseffekten på försäljningen bekräftar det intryck som den grafiska metoden gav. Den starkaste effekten noteras för ölförsäljningen; 10% i Skåne, 7% i Stockholm och 6% i Nordsverige. Även ökningen i vinförsäljningen är statistiskt säkerställd i Skåne (3%) och Nordsverige (2%), likaså spritförsäljningen i Stockholm (3%) och Skåne (3%). Ser vi på resultaten för alla experimentområden sammantaget så är felmarginalerna mindre genom det större urvalet. Detta gör att alla dryckesspecifika ökningarna blir statistiskt signifikanta här. (Pga. de statistiska felmarginalerna kan skattningen för alla experimentområden sammantaget avvika från det vägda medelvärdet av de områdesspecifika skattningarna.) Effekten av lördagsöppet på den totala försäljningen i alla experimentområden sammantaget är enligt resultaten 3.2%. Skillnaderna mellan experimentområden är små och ej statistiskt signifikanta. Man kan påminna om att de effekter som här diskuteras är nettoeffekter, alltså den försäljningsökning som skett i experimentområdet sedan införandet av lördagsöppet, med kontroll för försäljningsutvecklingen i kontrollområdet. Det kan vidare noteras att den skattade effekten av de ökade införselkvoterna (som beaktades i modellerna för Skåne) endast är signifikant för vinförsäljningen, som beräknas ha minskat med 4 % i Skåne till följd av de nya kvoterna (Appendix 1). Resultaten ger intrycket att de ökade införselkvoter som infördes i juli 2000 har neutraliserat den lördagseffekt som initialt kunde noteras i Skåne.

Vi ska nu behandla några möjliga felkällor. Problemet med handelsläckage nämndes inledningsvis. Det verkar troligt att en del lördagskunder kommer från gränsområdena. Frågan är om denna handel varit av sådan omfattning att den kan förklara en del av lördagseffekten. Man skulle i så fall finna en negativ lördagseffekt i gränsområdena. Som framgår av tabell 2.1 finns det en tendens i den riktningen, men den skattade försäljningsminskningen i gränsområdena till följd av lördagsöppet är obetydlig och inte större än vad man kan vänta sig av slumpen. Vi har även undersökt om det finns antydning till någon geografisk gradient, dvs. en negativ lördagseffekt som avtar med ökande avstånd från experimentområdena. Länspecifika skattningar i

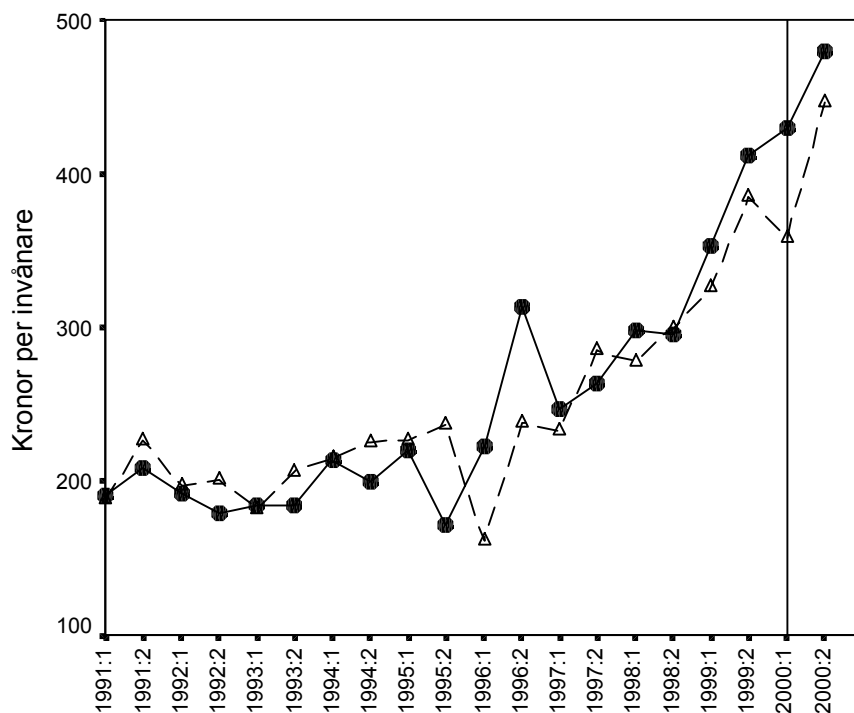
gränsområdena av lördagseffekten på öl hade dock inget geografisk mönster i den riktningen (ingen av dessa skattningar var statistiskt signifikant).

En annan tänkbar felkälla är att experiment- och kontrollområden skiljer sig i något avseende som påverkar utfallet. Vad som kanske ligger närmast till hands här är att konjunkturuppgången skulle ha varit starkare i Stockholm än i kontrollområdet vilket skulle ha påverkat försäljningen. Som ett test på detta prövade vi också med att använda Västra Götalands län som kontrollområde i modellerna för Stockholm (Västra Götalands län borde i konjunkturavseende vara mer likt Stockholm). Detta gav dock inte några annorlunda resultat.

Restaurangkonsumtion av alkohol

Utfallet från den grafiska metoden (figur 2.2) ger ingen indikation på att den ökade Systembolagsförsäljningen skulle kompenseras med en minskad restaurangkonsumtion. Restaurangomsättning av alkohol i experimentområdet ligger tvärtom över prognos efter lördagsöppnandet. Detta ska dock inte tillmätas någon större betydelse eftersom perioden med lördagsöppet bara representeras av två observationer. Detta understryks av resultatet från modellskattningen, där lördagseffekten var positiv (14%) men långt ifrån statistisk signifikant (t -värde=1.11). (Se Appendix 1 för mer detaljerad redovisning av modellskattningen.)

Figur 2.2. Prognostiserad (trianglar) och faktisk restaurangomsättning av alkohol i experimentområdet (cirklar)



Konsumtion av svartsprit

Inom ramen för utvärderingen har två surveyundersökningar genomförts. Den första utfördes före försöksperioden (december 1999), och den andra 10 månader efter lördagsöppnandet (december 2000-januari 2001). Undersökningarna genomfördes av SKOP i form av telefonintervjuer på riksrepresentativa urval av den vuxna befolkningen i åldern 20-74 år. Bortfallet var 22% i den första undersökningen och 25% i den senare. Antalet genomförda intervjuer var vid båda tillfällena cirka 3 000.

En fråga gällde motiv till att köpa svartsprit. Enligt resultaten framstår priset som det viktigaste motivet, medan öppetiderna (och avståndet till systembolaget) har underordnad betydelse. Mot denna bakgrund kan man knappast förvänta sig någon starkare effekt av lördagsöppet. Andelen som uppger att de köpt smuggelsprit eller hembränt är också i stort sett oförändrad mellan de två mättillfällena (runt 8%), och inga regionala skillnader kan noteras (tabell 2.2).

Tabell 2.2. Andel (%) som svarat ”Ja” på frågan ”Har du köpt smuggelsprit eller hembränt någon gång under de senaste 12 månaderna?” Svartalternativen var ”Ja” och ”Nej”.

		1999	2000	Förändring
Region	Ej experimentområde	9.0	10.2	1.2
	Experimentområde	5.7	6.1	0.4
Totalt		7.6	8.6	1.0

Vad gäller konsumtion angav drygt 20% i den första mätningen (december 1999) att de druckit smuggelsprit eller hembränt under de senaste 12 månaderna; vid det andra mättillfället var siffran drygt 22% (tabell 2.3). Även om denna ökning är lokaliserad till de delar av landet som inte var experimentområde för lördagsöppet, så är denna regionala skillnad i förändring inte statistiskt säkerställd. Slutsatsen är alltså att man inte kan belägga några förändringar i köp eller konsumtion av svartsprit i samband med lördagsöppet. Det ska dock påpekas att eventuella förändringar i denna typ av beteenden är svåra att fånga in i frågeundersökningar.

Tabell 2.3. Andel (%) som svarat ”Ja” på frågan: ”Har du druckit smuggelsprit eller hembränt någon gång under de senaste 12 månaderna?” Svartalternativen var ”Ja” och ”Nej”.

		1999	2000	Förändring
Region	Ej experimentområde	21.7	24.8	3.1
	Experimentområde	18.5	18.6	0.1
Totalt		20.3	22.4	2.1

3. EFFEKTER PÅ SKADEINDIKATORER

Enligt resultaten i föregående avsnitt har lördagsöppet lett till en ökning av Systembolagets försäljning i experimentområdet med drygt 3% (liter ren alkohol per invånare 15 år och över). I detta avsnitt ska vi undersöka om denna försäljningsökning givit upphov till några negativa konsekvenser som kan spåras i tillgänglig statistik. Valet av skadeindikatorer har styrts av ett flertal överväganden. Sålunda ska indikatorn:

- ha en dokumenterad koppling till alkoholkonsumtion
- mäta akuta snarare än långsiktiga effekter
- vara tillgänglig med smalt tidsfönster (timme eller dygn)
- ha historiska data några år bakåt i tiden
- rapporteras kontinuerligt utan längre eftersläpning än några månader.

De flesta av dessa krav är väl uppenbara, endast det som gäller smalt tidsfönster kräver närmare förklaring. Eftersom eventuella effekter väntas vara koncentrerade till lördag-söndag bör indikatorerna ha ett motsvarande tidsfönster för att man ska uppnå optimal känslighet i analyserna. Om man i stället använde månadsstatistik, skulle effekten tunnast ut och bli svårare att upptäcka vid statistiska analyser (detta belyses av reanalyser av data från 80-talets lördagsstängning, se Norström, 2000).

Dessa krav utesluter många tänkbara indikatorer; sjukvårdsdata rapporteras t. ex. med alltför lång eftersläpning (ett par år). De indikatorer vi valt rör olika former av brottslighet:

- misshandel mot kvinna inomhus, offer och gärningsman bekanta
- misshandel inomhus
- misshandel utomhus
- misshandel totalt
- rattfylleri
- positiva utandningsprov.

Det är väl känt att ett stort antal brott inte finns med i statistiken; alla fall av misshandel anmäls ej till polisen, och bara en bråkdel av alla rattfylleribrott upptäcks. Detta s.k. mörkertal är en potentiell felkälla, och det gäller att välja en metod som minimerar dess inverkan.

Metod

Vi använder en modifierad variant av den metod som applicerades i föregående avsnitt för skattningarna av effekten på försäljningen. Skillnaden är att vi här har indikatorer med olika tidsfönster. Den modell vi skattar har följande utseende:

$$\text{Ln}S_{LE} = b_1DL + b_2\text{Ln}S_{LK} + b_3\text{Ln}S_{VE} + N$$

Modellen skattas på månadsdata men där de olika skadeindikatorerna (S) har skilda tidsfönster som omfattar dels veckoslutsdygnen lördag-söndag (betecknat L), dels veckodagarna måndag-fredag (betecknat V). Vidare kan skadeindikatorn avse experimentområdet (betecknat E), eller kontrollområdet (betecknat K). Antag att den aktuella skadeindikatorn är antalet fall av misshandel. S_{LE} uttrycker då antalet fall under månaden som inträffat i experimentområdet under lördagar och söndagar. DL är en dummyvariabeln som representerar interventionen, dvs. lördagsöppet. Den har värdet 0 fram till och med januari 2000 och 1 därefter. S_{LK} betecknar antalet fall under månaden som inträffat i kontrollområdet under lördagar och söndagar, S_{VE} antalet fall under veckodagarna i kontrollområdet. Ln indikerar att serierna är logaritmiskt transformerade. N representerar feltermen (noise) vars temporala struktur modelleras med autoregressiva (AR) och moving average (MA) parametrar. De parametrar som ska skattas betecknas b . Den procentuella effekten av lördagsöppet fås genom uttrycket $(\exp(b_1)-1)*100$.

De skadeindikatorer som ingår i modellens högerled fungerar som kontrollvariabler. Om vi fortsätter att exemplifiera med misshandel så fungerar S_{LK} som kontroll för faktorer som generellt påverkar antalet misshandelsfall under veckoslutsdygnet lördag-söndag. Rapporteringsbenägenhet, och därmed mörkertalet, är exempel på sådana faktorer. Genom S_{VE} kontrollerar vi för orsaksfaktorer bakom misshandel som är specifika för experimentområdet och som antas ha påverkan alla veckans dagar. I vissa analyser modifieras modellen något, t.ex. med tillägg av dummyvariabel för någon specifik månad (detta framgår av Appendix 3).

Med denna metod kan vi idealt kontrollera för faktorer som kan tänkas snedvrída utfallet. Om t.ex. den faktiska misshandeln inte förändras, medan rapporteringsbenägenheten ökar under försöksperioden så får vi en skenbar misshandelsökning. Men förutsatt att denna skenbara ökning gäller såväl experiment- som kontrollområdet påverkar det inte skattningen av lördagseffekten. I det aktuella exemplet finns det knappast några skäl att tro att denna förutsättning inte skulle vara uppfylld.

När det gäller rattfylleri är situationen något annorlunda. Här är antalet brott starkt beroende av omfattningen och inriktningen av polisens kontrollinsatser varför det hade varit önskvärt med en direkt kontrollvariabel här. Det finns dock inga data som belyser omfattningen av polisens trafiknykterhetskontroller. Kontrollinsatsernas inriktning är också av väl så stor betydelse. Under försöksperioden har vissa kontroller koncentrats till lördagsöppna systembutikers närområde. Eftersom det erfarenhetsmässigt finns en viss anrikning av rattfylleri i sådana områden p.g.a. bakrus, kan man förvänta sig en ökning i rattfylleri i experimentområdet under lördagar till följd av polisens förändrade kontrollstrategi. De data vi har på positiva utandningsprov (en kompletterande indikator på rattfylleri) innehåller uppgifter om både datum och klockslag, vilket gör det möjligt att kontrollera för denna effekt. Eftersom en viss överflyttning av kontrollinsatserna kan ha gjorts från veckodagar till veckoslut ingår ej S_{VE} i modellerna för rattfylleri och utandningsprov.

Förutom modellskattningar kommer vi att använda den grafiska metod som applicerades i föregående avsnitt.

Hur starka effekter kan förväntas?

Innan vi går in på de empiriska skattningarna av lördagseffekten ska vi först teoretiskt diskutera frågan: hur starka skadeeffekter kan vi förvänta oss av en försäljningsökning på 3.2%, och vilka är möjligheterna att upptäcka dem statistiskt?

Enligt resultat från tidigare studier leder en försäljningsökning på 1% till en ökning i rattfylleri på cirka 0.6% (Norström, 1999); effekten på misshandel totalt är av samma storleksordning (Lenke, 1990; Norström, 1998). Detta innebär att en försäljningsökning på 3.2% väntas leda till en ökning på 2% i dessa två skadeindikatorer. Den procentuella ökningen under helgerna väntas vara större, eftersom den konsumtionsökning som lördagsöppet genererar bör vara koncentrerad till lördag-söndag. Enligt Kühlhorn m.fl. (2000, s. 73) utgör konsumtionen under lördag-söndag hälften av den totala konsumtionen. En försäljningsökning på totalt 3.2% skulle då representera en konsumtionsökning under helgen med maximalt 6.4%. Förutsatt att de alkoholeffekter som nämndes ovan också gäller för helger, skulle man förvänta sig en ökning i rattfylleri och misshandel på maximalt 4%.

En viktig fråga är om utvärderingens design förmår att fånga upp effekter av denna storleksordning. Frågan gäller alltså vilka felmarginaler man har att räkna med vid skattningen av lördagseffekten, och om dessa är mindre än de förväntade effekterna. Minimivärdet på den förväntade felmarginalen bestäms av antalet försöksmånader och skadeindikatorns basal (antalet fall under helger/månad). Ju färre fall, desto större är de slumpmässiga variationerna från månad

till månad, vilket leder till större felmarginaler. Beräkningar (se Appendix 2) visar att för misshandel totalt (den indikator som har störst bastal) ger enbart denna felkälla en felmarginal på 2.6% givet 17 försöksmånader. Till detta kommer andra källor till osäkerhet vilket gör det tveksamt om de förväntade effekterna på misshandel och rattfylleri överstiger realistiska gränser för den statistiska felmarginalen.

Under dessa premisser kan man fråga sig om det är motiverat att gå vidare med analyserna. Ja, det finns det skäl till; forskningen visar att de sociala skadeeffekterna av en given konsumtionsökning påverkas av vilka det är som dricker och i vilket sammanhang. Lenke (1990) visar t.ex. att effekten av en liters ökning i alkoholkonsumtionen har flera gånger starkare effekt på misshandel om det är restaurangkonsumtion jämfört med hemkonsumtion. De alkoholeffekter vi har utgått ifrån är genomsnittseffekter, och man kan inte utesluta att den konsumtionsökning som lördagsöppet genererar har starkare effekter på sociala skadeindikatorer. Man kan å andra sidan inte utesluta att kopplingen mellan försäljning och faktisk konsumtion är svagare nu än vad som gäller i de ovan refererade analyserna som baseras på äldre data, vilket skulle innebära svagare effekter än vad som förväntats ovan.

Data

Indikatorerna på misshandel och rattfylleri bygger på polisrapporterade fall för perioden januari 1995-juni 2001 (källa: Brottsförebyggande rådet, Brå). Data innehåller uppgifter om brottsdatum (dock ej klockslag) och tidsfönstren är sålunda dygnspecifika: veckodagar (måndag-fredag) respektive veckoslutsdagar (lördag-söndag). Positiva utandningsprov (källa: Statens kriminaltekniska laboratorium) är en kompletterande indikator på rattfylleri som baseras på de prov som polisen tar vid nykterhetskontroller. Positivt innebär att alkoholhalten överstiger den legala gränsen för rattfylleri. Indikatoren är ej heltäckande; i cirka 25% av fallen tas i stället blodprov för vilket det saknas statistik av det slag som krävs i detta sammanhang. Serien för utandningsprov täcker perioden januari 1996-juni 2001. Data innehåller uppgifter om brottsdatum och klockslag, vilket möjliggjort smalare tidsfönster. I analyserna har vi sålunda använt följande tidsfönster för utandningsprov: 1: söndag 14.00-lördag 09.59; 2: lördag 10.00-13.59; 3: lördag 14.00-söndag 13.59; 4: tidsfönster 2+3, dvs. lördag 10.00-söndag 13.59. Om det finns en reell lördagseffekt bör den huvudsakligen uppträda i tidsfönster 3, medan den eventuella effekten av förändrad inriktning på polisens kontrollinsatser bör uppträda i tidsfönster 2 (Systembolagets normala öppethållandetid under lördagar).

Ursprungsdata är länsspecifika vilka aggregerats till ett kontrollområde och de tre experimentområdena.

Resultat

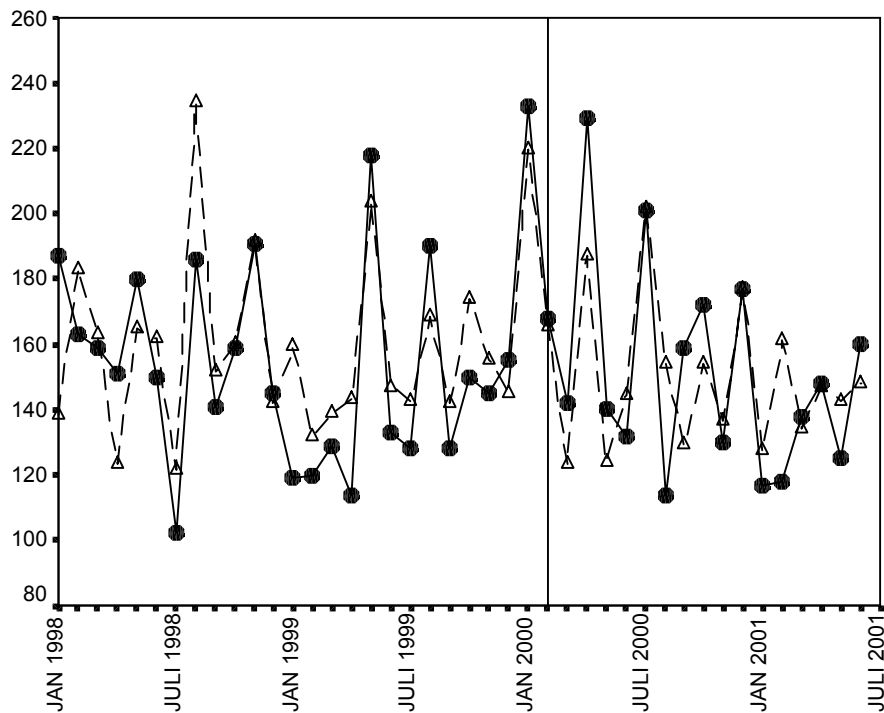
Grafiska metod

Figur 3.1-3.11 visar resultaten från den grafiska metoden, där den faktiska utvecklingen i respektive indikator i experimentområdet jämförs med den utveckling som prognostiseras utifrån kontrollområdets utveckling. Det är bara för misshandel totalt som bastalen är tillräckligt stora för att tillåta nedbrytning på de tre experimentområdena. För övriga indikatorer görs därför dessa analyser endast för experimentområdet som helhet. Vi tittar först på tidsperioden före lördagsöppningen. Man kan då notera en mycket sämre överensstämmelse mellan faktisk och prognostiserad utveckling än vad som gällde vid analyserna av försäljningsdata. Detta gäller särskilt indikatorer med små bastal, t.ex. utandningsprov. Detta är ett uttryck för att experiment- och kontrollområde är sämre synkroniserade i skadeindikatorernas förändringar. Vi får alltså räkna med större felmarginaler och mer statistisk osäkerhet i de aktuella analyserna.

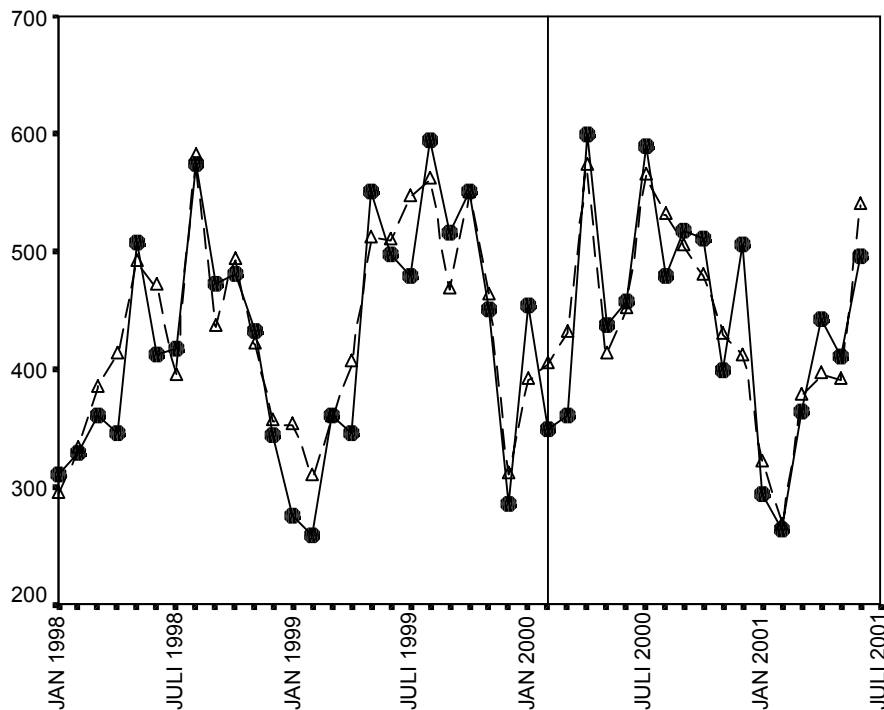
Om vi så tittar på försöksperioden finner vi inga systematiska avvikelser mellan faktisk och prognostiserad utveckling i de olika formerna av misshandel för hela experimentområdet (figur 3.1-3.4). Det är ungefär lika många månader som ligger över som under prognos. Detta resultat gäller även för Skåne och Stockholm (figur 3.5-3.6) för den indikator som tillåter regional nedbrytning (misshandel totalt). Nordsverige uppvisar dock en klar övervikt i antalet månader som ligger över prognos (figur 3.7).

När vi kommer till rattfylleri och positiva utandningsprov (lördag 10.00-söndag 13.59) finner vi faktiska värden som ligger över prognosen för flertalet av månaderna (figur 3.8-3.9). Figur 3.10 ger stöd för resonemanget ovan att detta åtminstone delvis kan bero på mer riktade kontrollinsatser från polisen under de timmar Systembolaget har lördagsöppet; som vi ser har antalet positiva utandningsprov ökat markant i experimentområdet under dessa timmar. När tidsfönstret snävas in till lördag 14.00-söndag 13.59 minskar sålunda de systematiska skillnaderna mellan utfall och prognos (figur 3.11).

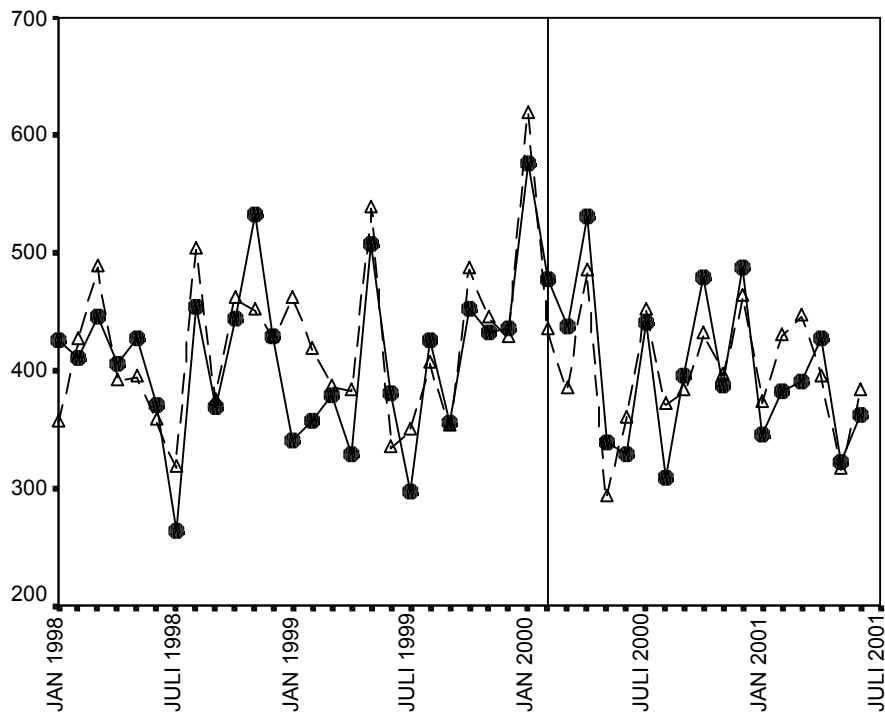
Figur 3.1. Prognostiserad (trianglar) och faktisk kvinnomisshandel inomhus (cirklar) i experimentområdet lördag-söndag



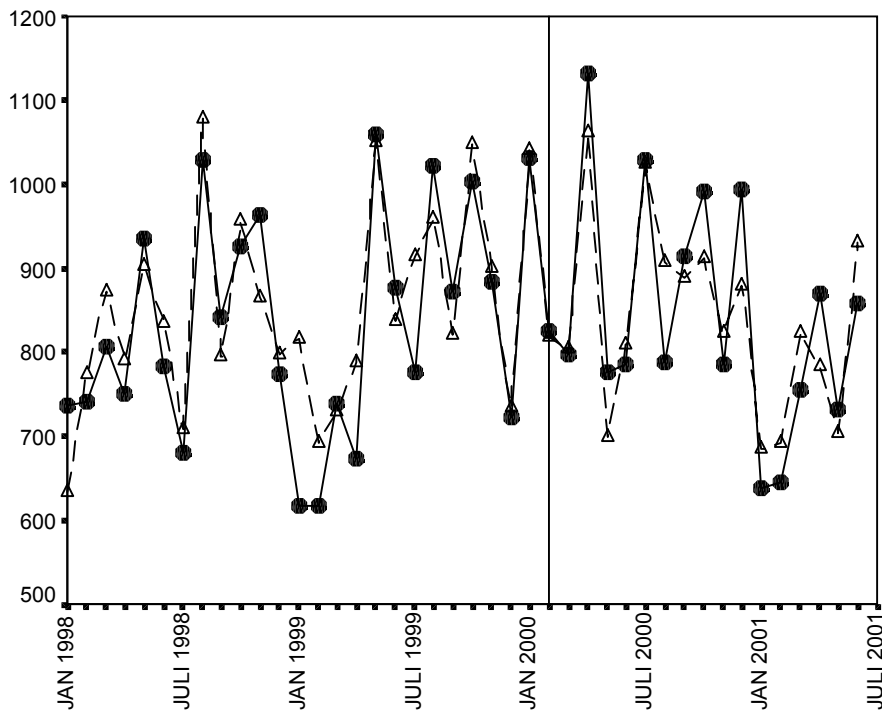
Figur 3.2. Prognostiserad (trianglar) och faktisk misshandel utomhus (cirklar) i experimentområdet lördag-söndag



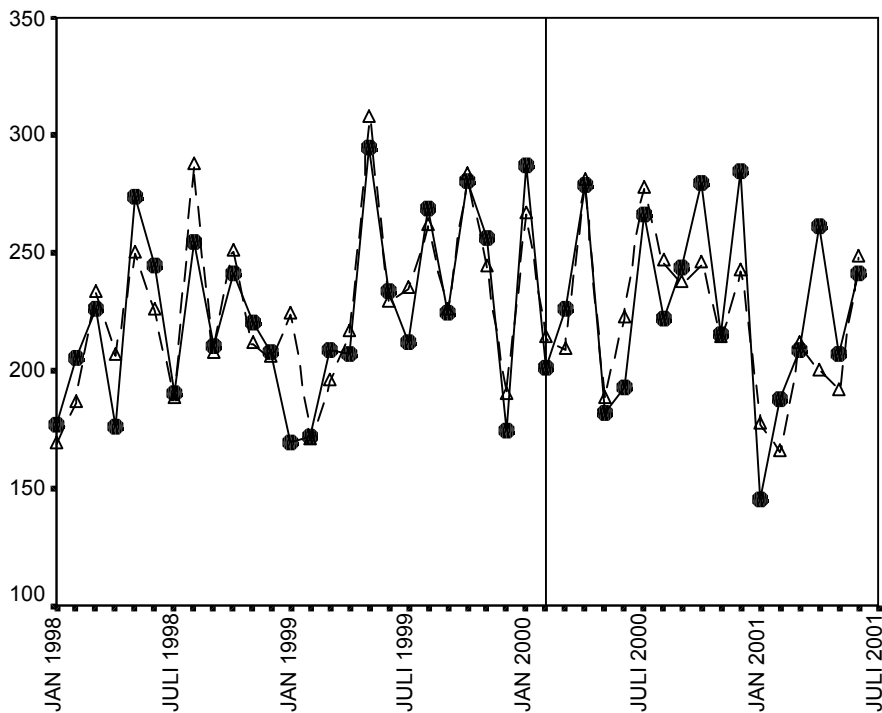
Figur 3.3. Prognostiserad (trianglar) och faktisk misshandel inomhus (cirklar) i experimentområdet lördag-söndag



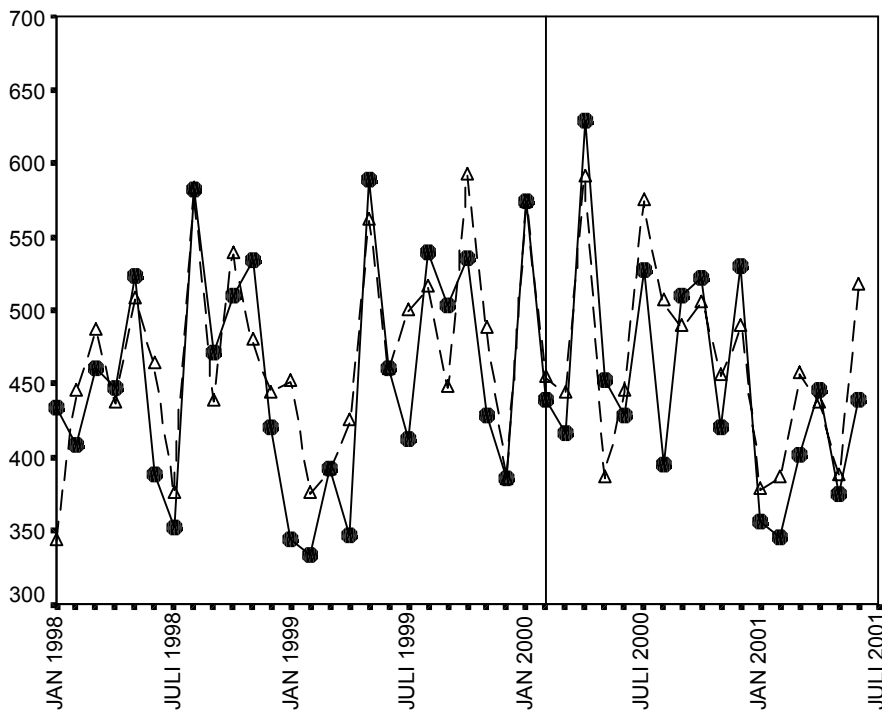
Figur 3.4. Prognostiserad (trianglar) och faktisk misshandel totalt (cirklar) i experimentområdet lördag-söndag



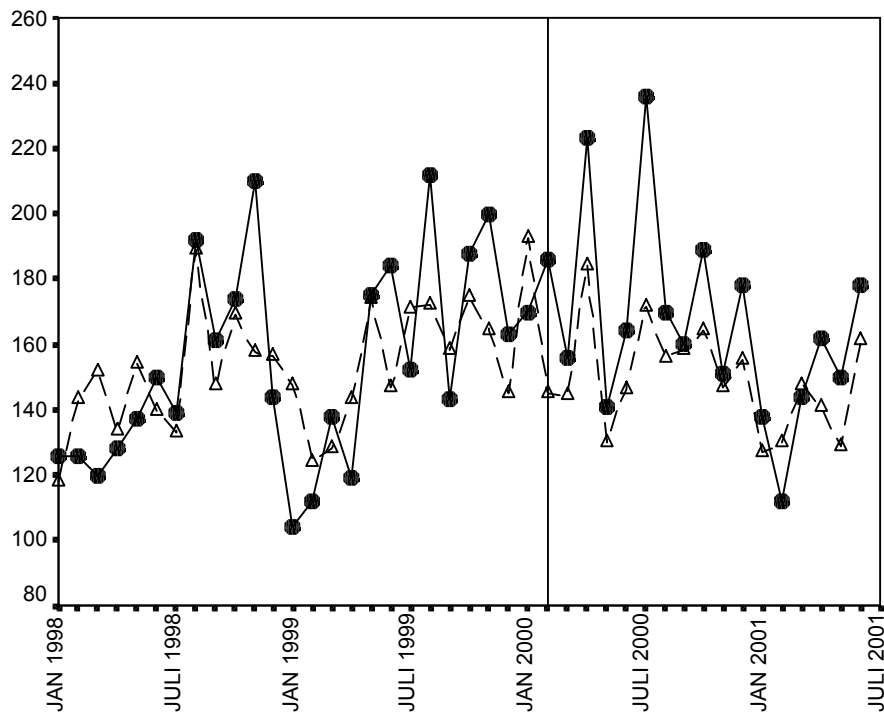
Figur 3.5. Prognostiserad (trianglar) och faktisk misshandel totalt (cirkelar) i Skåne lördag-söndag



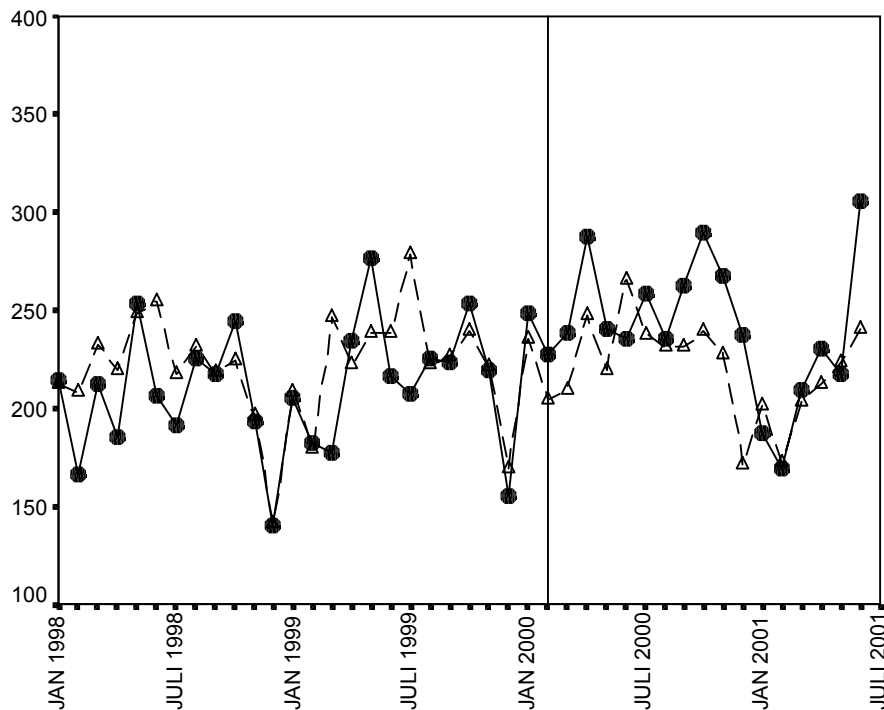
Figur 3.6. Prognostiserad (trianglar) och faktisk misshandel totalt (cirkelar) i Stockholm lördag-söndag



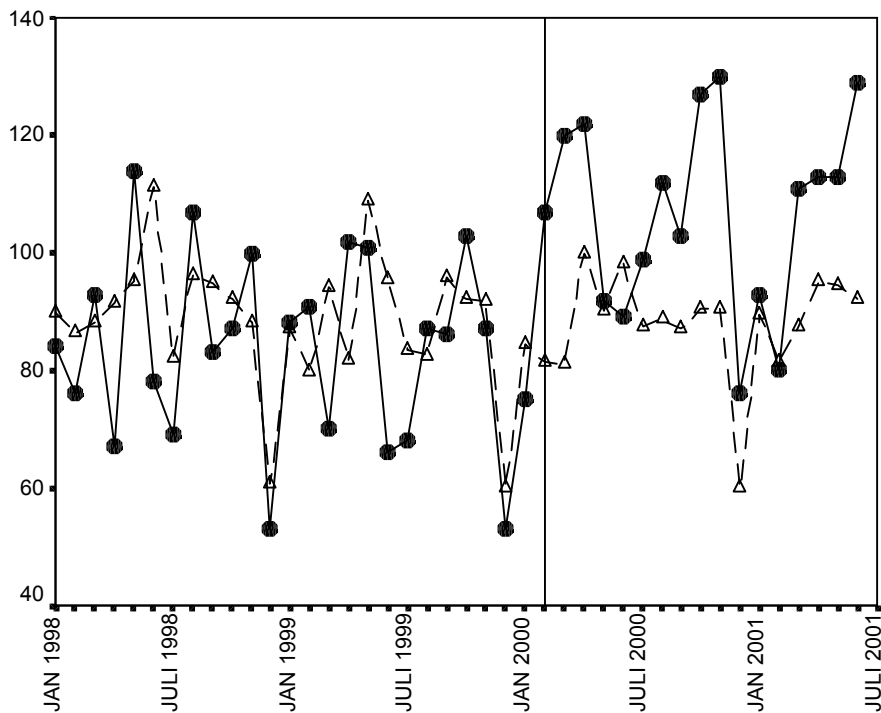
Figur 3.7. Prognostiserad (trianglar) och faktisk misshandel totalt (cirklar) i Nordsverige lördag-söndag



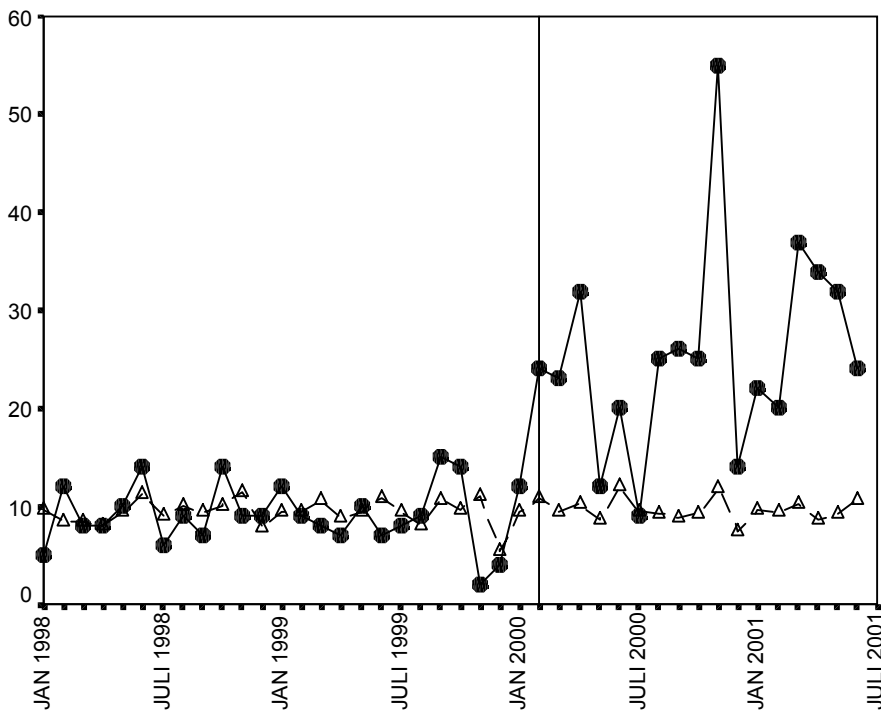
Figur 3.8. Prognostiserat (trianglar) och faktiskt rattfylleri (cirklar) i experimentområdet lördag-söndag



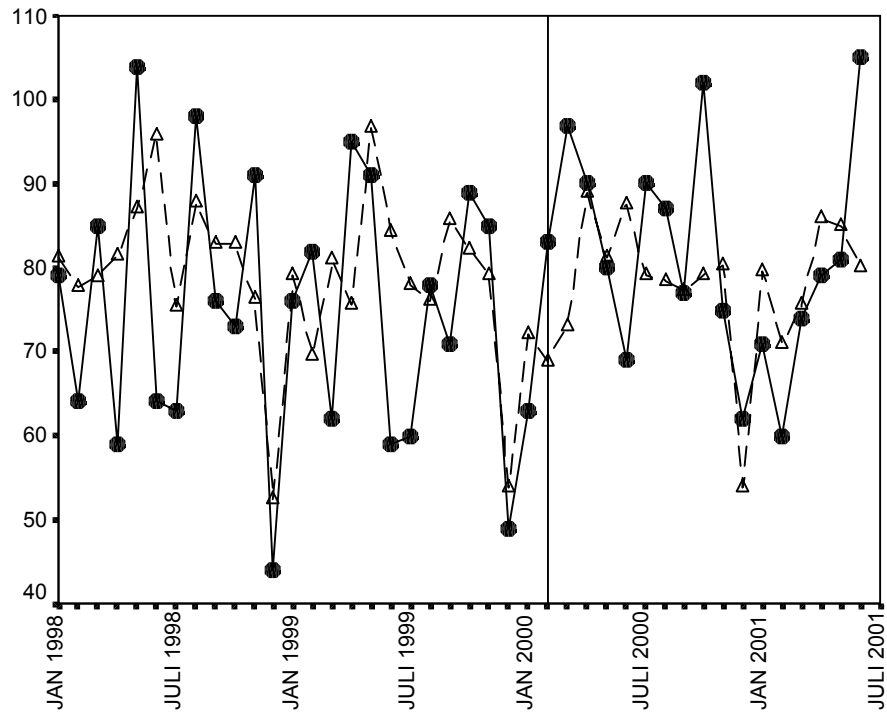
Figur 3.9. Prognostiserat (trianglar) och faktiskt antal positiva utandningsprov(cirklar) i experimentområdet lördag 10.00-söndag 13.59



Figur 3.10. Prognostiserat (trianglar) och faktiskt antal positiva utandningsprov(cirklar) i experimentområdet lördag 10.00-13.59



Figur 3.11. Prognostiserat (trianglar) och faktiskt antal positiva utandningsprov(cirklar) i experimentområdet lördag 14.00-söndag 13.59



Modellskattningar

Vi övergår till modellskattningarna, och börjar först med resultaten för alla experimentområden sammantaget. (Detaljerad redovisning av modellskattningarna ges i Appendix 3.) Tabell 3.1 visar att den skattade lördagseffekten inte är statistiskt signifikant för någon av misshandelsindikatorerna. Däremot får vi signifikanta effekter (tabell 3.2) på både rattfylleri och utandningsprov (lördag 10.00-söndag 13.59). Om vi utesluter utandningsproven lördag 10.00-13.59 (dvs. då Systembolaget har lördagsöppet), och fokuserar på lördag 14.00-söndag 13.59 så reduceras den skattade lördagseffekten markant och är inte längre statistiskt säkerställd. Alla dessa resultat ligger i linje med utfallet från den grafiska metoden. När det gäller de områdesspecifika resultaten (Skåne, Stockholm och Nordsverige) ökar den statistiska felmarginalen pga. mindre bastal. Icke desto mindre kan vi notera att några av de områdesspecifika effekterna är statistiskt signifikanta (trots att de inte är det för alla områden sammantaget), nämligen misshandel inomhus och misshandel totalt i Nordsverige. Vad gäller de olika rattfylleriindikatorerna kan signifikanta effekter observeras för Stockholm och Nordsverige.

Tabell 3.1. Skattad effekt (%) av lördagsöppet på kvinnomisshandel inomhus, misshandel utomhus och misshandel totalt under lördag-söndag i experimentområdena Stockholm, Skåne och Nordsverige. Skattningarna gjorda på månadsdata för perioden januari 1995-juni 2001.

	Alla experi- mentområden	Särskilda experimentområden		
		Stockholm	Skåne	Nordsverige
Kvinnomisshandel	-0.5 ^{NS}	-2.4 ^{NS}	2.6 ^{NS}	11.6 ^{NS}
Misshandel utomhus	-0.7 ^{NS}	-3.6 ^{NS}	-0.6 ^{NS}	4.8 ^{NS}
Misshandel inomhus	0.6 ^{NS}	-3.9 ^{NS}	5.9 ^{NS}	12.2 [*]
Misshandel totalt	0.2 ^{NS}	-3.9 ^{NS}	1.6 ^{NS}	11.0 [*]

* $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ ^{NS} Ej statistisk signifikant ($p > 0.05$)

Tabell 3.2. Skattad effekt (%) av lördagsöppet på rattfylleri under lördag-söndag, positiva utandningsprov lördag 10.00-söndag 13.59 och positiva utandningsprov lördag 14.00-söndag 13.59 i experimentområdena Stockholm, Skåne och Nordsverige. Skattningarna gjorda på månadsdata för perioden januari 1995-juni 2001, för utandningsprov januari 1996-juni 2001.

	Alla experi- mentområden	Särskilda experimentområden		
		Stockholm	Skåne	Nordsverige
Rattfylleri	8.3 [*]	14.1 [*]	7.6 ^{NS}	2.8 ^{NS}
Utandningsprov lö 10.00-sön 13.59	21.7 ^{**}	30.2 ^{**}	5.8 ^{NS}	23.4 [*]
Utandningsprov lö 14.00-sön 13.59	3.4 ^{NS}	5.4 ^{NS}	1.6 ^{NS}	3.9 ^{NS}

* $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ ^{NS} Ej statistisk signifikant ($p > 0.05$)

4. SAMMANFATTNING OCH SLUTSATSER

I enlighet med riksdagens beslut startade Systembolaget i februari 2000 en försöksverksamhet med lördagsöppna butiker. Denna rapport redovisar resultaten från utvärderingen av hela försöksperioden (12 månader) och de ytterligare 5 månader som gick innan lördagsöppet infördes i hela landet 1 juli 2001.

Utvärderingens uppläggning

Försöket med lördagsöppet bygger på en design med tre experimentområden:

- Nordsverige: Norrbottens län, Västerbottens län, Jämtlands län, Västernorrlands län
- Stockholms län
- Skåne län

och ett kontrollområde: Värmlands län, Örebro län, Västmanlands län, Östergötlands län, Kalmar län, Jönköpings län, Västra Götalands län.

I denna rapport skattas effekten av lördagsöppet på:

- alkoholkonsumtionen
- olika skadeindikatorer

Effekten skattas genom statistiska analyser av hur försäljning och skador utvecklats i experimentområdet jämfört med kontrollområdet. På detta sätt minskar man risken för att andra faktorer ska snedvrider resultaten, men som alltid vid statistiska undersökningar finns det vissa felmarginaler. För att man ska kunna se om en eventuell avvikelse under perioden för lördagsöppet faller utanför de normala fluktuationerna, baseras analyserna på månadsdata för de sista 5-6 åren.

Resultat

Alkoholkonsumtionen

Sedan lördagsöppet infördes har Systembolagets detaljhandelsförsäljning ökat mer i experiment- än i kontrollområdet. Enligt resultaten ligger nettoökningen på 3.2%, vilket främst är en följd av ökad ölförsäljning i experimentområdena, men även effekten på vin- och spritförsäljningen är statistiskt säkerställd. Effekten är jämnt fördelad över försöksperioden och visar inte tecken på att öka eller minska. Här finns dock en regional skillnad; i Skåne kamoufleras effekten efter juni 2000 av den ökade privatinförseln, i Nordsverige är det först efter juni 2000 som någon lördagseffekt kan urskiljas. Vad gäller den totala effekten är dock skillnaderna mellan de tre enskilda experimentområdena små.

Dessa resultat måste bedömas som tillförlitliga:

- undersökningsdesignen fungerar tillfredsställande på så sätt att kontrollområdet verkligen är jämförbart med experimentområdet;
- kontroller av tänkbara felkällor, såsom handelsläckage, gav ett tillfredsställande utfall;
- effekterna på försäljningen är skattade med mycket små felmarginaler.

De statistiska underlagen för att bedöma effekten av lördagsöppet på andra källor av alkoholkonsumtion är ganska knapphändiga och tillåter inga säkra slutsatser. Det finns dock

ingen indikation i befintliga data på att den ökade Systembolagsförsäljningen skulle kompenseras med en minskad restaurang- eller svartspritskonsumtion.

Skador

De skadeindikatorer som analyserats är olika former av polisrapporterad brottslighet:

- misshandel mot kvinna inomhus, offer och gärningsman bekanta
- misshandel utomhus
- misshandel inomhus
- misshandel totalt
- rattfylleri

I dessa analyser är det utvecklingen under lördag-söndag som fokuserats, eftersom eventuella effekter bör vara koncentrerade till dessa dagar. Enligt resultaten visar ingen av indikatorerna på misshandel någon klar ökning med undantag för misshandel inomhus och misshandel totalt i Nordsverige. Däremot ökade antalet rattfylleribrott mera i experimentområdet, speciellt i Stockholm och Nordsverige. Analyserna tyder dock på att denna ökning kan bero på polisens riktade kontroller mot områden nära lördagsöppna Systembolag. Om tidsintervallet för sådana kontroller (lördag 10-14) hålls utanför, är uppgången i rattfylleri inte längre lika markant och ligger inom den statistiska felmarginalen.

Slutsatser

Resultaten från statistiska undersökningar är alltid förknippade med mer eller mindre stora felmarginaler. När det gäller de resultat som presenterats här, kan sägas att den statistiska osäkerheten kring effekterna på försäljningen är betydligt mindre än de skattningar som gäller skadeindikatorerna. Försäljningssiffrorna är av hög kvalitet och försäljningen i kontrollområdet ger säkra prognoser för experimentområdets försäljning. Detta gör att effekten av lördagsöppet på alkoholförsäljningen är skattad med mycket små felmarginaler, och resultaten påverkas inte mycket av vilken statistisk modell man väljer. Brottsdata, å andra sidan, har väl kända kvalitetsbrister och variationen över tid är därför mer påverkad av störningar och brus än vad som gäller försäljningsdata. Den statistiskt signifikanta effekten på misshandel i Nordsverige måste därför tolkas med stor försiktighet, då den inte ingår i ett mer generellt mönster av effekter och inte heller förväntades t.ex. som en följd en kraftigare effekt på alkoholförsäljningen i Nordsverige. Resultatet från modellskattningen (avseende misshandel i Nordsverige) fick inte heller något entydigt stöd från den grafiska metoden. I detta sammanhang kan erinras om risken för typ 1 fel, dvs. falska positiva, när ett stort antal modeller skattas. Generellt är det dock risken för typ 2 fel som bör beaktas vid värderingen av effektskattningarna på skadeindikatorerna. (Typ 2 fel innebär att en effekt ej blir statistiskt signifikant trots att den faktiskt existerar.) Relativt små bastal i kombination med den tämligen korta uppföljningen på 17 månader gör att felmarginalen kring skattningarna är stora. Beräkningar visade att de skadeeffekter som en försäljningsökning på 3.2% normalt kan väntas ge upphov till knappast kan fångas upp i utvärderingen. Mot denna bakgrund är avsaknaden av signifikanta skadeeffekter inte förvånande. Kunde man inte ha räknat ut detta i förväg och valt någon annan väg? Några förhållanden bör då påpekas:

- Det finns inte någon annan design eller metod som hade varit effektivare i detta sammanhang.

- Det var omöjligt att ge någon säker prognos på vilken försäljningsökning försöket skulle ge. Den kunde mycket väl ha blivit avsevärt större än 3.2%, och då hade de förväntade skadeeffekterna också blivit större och lättare att upptäcka statistiskt. Som nämndes i rapportens inledning, tyder senare analyser på att lördagsstängningen på 80-talet gav en minskning i försäljningen på 6%. De positiva effekter som utvärderingarna av lördagsstängningen rapporterade är också förenliga med en försäljningsminskning av denna storleksordning.
- Det kunde inte uteslutas att den försäljningsökning som lördagsöppet genererade skulle ha starkare effekt på skador än vad en mer reguljär (t.ex. konjunkturbetingad) försäljningsökning har.

REFERENSER

- Ds S 1982:2. **En utvärdering av försöket med lördagsstängda systembutiker sommaren 1981** (Socialdepartementet).
- Ds S 1984:8. **Effekter av lördagsstängda systembutiker. En utvärdering** (Socialdepartementet).
- Kühlhorn, E., Hibell, B., Larsson, S., Ramstedt, M. och Zetterberg H.L.2000. **Alkoholkonsumtionen i Sverige under 1990-talet** (Socialdepartementet).
- Lenke, L. 1990. **Alcohol and Criminal Violence – time series analyses in a comparative perspective** (Almqvist&Wiksell).
- McDowall, D., McCleary, R., Meidinger, E.E. och Hay, R.A. 1980. **Interrupted Time Series Analysis** (Sage Publications).
- Norström, T. 1998. Effects on criminal violence of different beverage types and private and public drinking. **Addiction**, 93: 689-699.
- Norström, T. 1999. Ökad totalkonsumtion av alkohol leder till ökat rattfylleri. **Alkohol & Narkotika**, 93: 27-30.
- Norström, T. 2000. **Effekten av lördagsstängda Systembutiker: en reanalys av indikatorer på konsumtion och våld** (Stencil, Institutet för social forskning, Stockholms universitet.)
- Regeringens proposition 1998/99:134. **Vissa alkoholfrågor m.m.**
- Norström, T. och Skog, O.-J. 2001. Effekter av lördagsöppna Systembolagsbutiker. Uppföljning av de första tolv månaderna.
- Skog, O.-J. 2000. An experimental study of a change from over-the-counter to self-service sales of alcoholic beverages in monopoly outlets. **Journal of Studies on Alcohol**, 61: 95-100.

Appendix 1

Estimerade modeller för skattning av effekter på Systembolagets försäljning och på restaurangomsättning av alkohol

Modellestimat för öl, vin, sprit och alkohol totalt i de tre experimentområdena och gränsområdena. ARIMA-modeller skattade på reguljärt differentierade månadsdata för perioden januari 1995 - juni 2001.

ÖL	Stockholm		Skåne		Nordsverige		Alla experimentområden		Gränsområden	
	Parameter	SE	Parameter	SE	Parameter	SE	Parameter	SE	Parameter	SE
MA1	0.86		0.58		0.86		0.99		0.76	
AR12	0.43		0.49		0.71		0.58		0.59	
Lördagseffekt	0.063	0.014	0.093	0.024	0.054	0.021	0.068	0.009	-0.004	0.011
Införseffekt	-	-	-0.024	0.027	-	-	-	-	-	-
Juli	-0.198	0.019	-0.051	0.021	0.104	0.049	-0.082	0.023	0.012	0.015
Kontrollområde	0.792	0.022	0.805	0.027	1.001	0.048	0.849	0.024	1.055	0.017
Konstant	0.001	0.001	-0.001	0.003	0.002	0.002	0.000	<0.001	0.000	0.001
Q(24)*	25.3		16.1		25.2		28.5		32.5	

VIN	Stockholm		Skåne		Nordsverige		Alla experimentområden		Gränsområden	
	Parameter	SE	Parameter	SE	Parameter	SE	Parameter	SE	Parameter	SE
MA1	0.77		0.67		0.99		0.99		0.61	
AR12	0.67		0.72		0.71		0.68		0.69	
Lördagseffekt	0.023	0.012	0.031	0.015	0.020	0.011	0.020	0.006	-0.012	0.009
Införseffekt	-	-	-0.045	0.019	-	-	-	-	-	-
Juli	-0.228	0.021	-0.064	0.024	0.065	0.033	-0.143	0.018	0.004	0.013
Kontrollområde	0.827	0.026	0.876	0.030	1.061	0.040	0.866	0.022	1.005	0.016
Konstant	0.000	0.001	-0.002	0.002	0.003	<0.001	0.000	<0.001	0.001	0.002
Q(24)*	13.1		12.8		22.9		14.3		27.6	

*Test för autokorrelerade residualer

SPRIT	Stockholm		Skåne		Nordsverige		Alla experiment-områden		Gränsområden	
	Para- meter	SE	Para- meter	SE	Para- meter	SE	Para- meter	SE	Para- meter	SE
MA1	0.57		0.75		0.79		0.98		0.55	
AR12	0.73		0.41		0.88		0.73		0.65	
Lördagseffekt	0.031	0.013	0.032	0.010	0.013	0.010	0.030	0.004	-0.012	0.008
Införseffekt	-	-	-0.003	0.011	-	-	-	-	-	-
Juli	-0.172	0.020	-0.077	0.010	0.098	0.037	-0.075	0.014	-0.007	0.009
Kontrollområde	0.876	0.023	0.914	0.014	1.013	0.031	0.909	0.016	1.014	0.011
Konstant	-0.001	0.002	-0.002	0.001	0.001	0.002	0.000	<0.001	0.000	0.001
Q(24)*	14.6		19.4		28.6		13.7		52.7	

ALKOHOL TOTALT	Stockholm		Skåne		Nordsverige		Alla experiment-områden		Gränsområden	
	Para- meter	SE	Para- meter	SE	Para- meter	SE	Para- meter	SE	Para- meter	SE
MA1	0.79		0.72		0.84		0.99		0.63	
AR12	0.69		0.77		0.81		0.71		0.61	
Lördagseffekt	0.033	0.012	0.041	0.012	0.027	0.012	0.032	0.006	-0.010	0.008
Införseffekt	-	-	-0.028	0.016	-	-	-	-	-	-
Juli	-0.205	0.022	-0.074	0.025	0.083	0.037	-0.108	0.018	0.003	0.010
Kontrollområde	0.819	0.027	0.867	0.029	1.070	0.037	0.867	0.021	1.026	0.013
Konstant	0.001	0.001	-0.002	0.002	0.002	0.002	0.000	<0.001	0.001	0.001
Q(24)*	13.8		11.7		23.2		15.9		32.5	

Modellestimat för restaurangomsättning av alkohol. ARIMA-modeller skattade på halvårsdata (odifferentierade) för perioden 1991 - 2002.

	Para- meter	SE
AR1	-0.48	
Lördagseffekt	0.128	0.115
Kontrollområde	0.912	0.107
Konstant	0.991	0.522
Q(5)*	2.66	

*Test för autokorrelerade residualer

Appendix 2

Beräkning av förväntad felmarginal

Låt M^k och M^e vara det genomsnittliga antalet fall per månad i kontroll- respektive experimentområdet före interventionen (lördagsöppningen). Vi observerar så antalet i $N=17$ månader efter interventionen och betraktar de månatliga antalen som oberoende Poisson-variabler med förväntning M^k och M^e . Då är variansen till en månadobservation lika med väntevärdet.

Vi beräknar det genomsnittliga antalet fall för de N månaderna efter interventionen, och betecknar detta genomsnittet m . Standardfelet till detta genomsnitt blir då:

$$SE(m) = \sqrt{\frac{M}{N}}$$

Vi antar nu för enkelhetens skull att vi har tillräckligt antal observationer före interventionen för att kunna estimerar M med full precision och beräknar genomsnittet efter interventionen i förhållande till M i procent, dvs. kvoten $100 \cdot m/M$. Vi vill nu jämföra kontroll- med experimentområdet med avseende på denna kvot och avgöra om den är lika eller olika i de två områdena. Standardfelet till differensen mellan dessa två storheter ges då av:

$$SE\left(\frac{m^k}{M^k} - \frac{m^e}{M^e}\right) = 100 \cdot \sqrt{\frac{1}{N \cdot M^k} + \frac{1}{N \cdot M^e}}$$

När $N=17$, $M^k=550$, $M^e=800$ blir detta standardfel lika med 1.3%. Om vi väljer 5% signifikansnivå, måste med andra ord ändringen i experimentområdet vara minst 2.6 procentenheter större än ändringen i kontrollområdet för att vara signifikant. (De valda siffrorna gäller misshandel totalt. Med mindre bastal följer större standardfel.) I denna förenklade beräkning har vi bortsett från alla andra källor till osäkerhet. De reelle felmarginalerna måste därför antas vara betydligt större.

Appendix 3

Estimerade modeller för skattning av effekter på skadeindikatorer

Modellestimat för kvinnomisshandel inomhus, misshandel utomhus och misshandel totalt under lördag-söndag i de tre experimentområdena och totalt. ARIMA-modeller skattade på månadsdata (odifferentierade) för perioden januari 1995 – juni 2001.

KVINNO- MISSHANDEL	Stockholm		Skåne		Nordsverige		Alla experiment- områden	
	Para- meter	SE	Para- meter	SE	Para- meter	SE	Para- meter	SE
AR1	0.17		0.15		0.00		0.08	
Lördagseffekt	-0.024	0.061	0.026	0.083	0.110	0.065	-0.005	0.046
Kontrollområde	0.702	0.088	0.778	0.115	0.568	0.114	0.666	0.072
Veckodagar	-0.130	0.130	0.127	0.102	-0.044	0.126	-0.123	0.106
Konstant	1.984	0.920	-0.417	0.754	0.879	0.781	2.740	0.792
Q(24)*	17.1		20.7		17.6		13.5	

MISSHANDEL UTOMHUS	Stockholm		Skåne		Nordsverige		Alla experiment- områden	
	Para- meter	SE	Para- meter	SE	Para- meter	SE	Para- meter	SE
AR1	0.28		-0.15		0.06		0.15	
Lördagseffekt	-0.035	0.044	-0.006	0.034	0.047	0.054	-0.007	0.032
Kontrollområde	0.790	0.057	0.798	0.057	0.942	0.088	0.828	0.048
Veckodagar	-0.163	0.078	0.124	0.057	0.236	0.084	-0.060	0.063
Konstant	1.895	0.425	-0.386	0.315	-2.083	0.425	1.720	0.347
Q(24)*	16.2		21.1		13.7		17.7	

*Test för autokorrelerade residualer

MISSHANDEL INOMHUS	Stockholm		Skåne		Nordsverige		Alla experiment- områden	
	Para- meter	SE	Para- meter	SE	Para- meter	SE	Para- meter	SE
AR1	0.15		0.31		-0.03		0.04	
Lördagseffekt	-0.038	0.042	0.057	0.062	0.115	0.046	0.006	0.030
Kontrollområde	0.724	0.067	0.872	0.085	0.665	0.091	0.719	0.053
Veckodagar	-0.067	0.103	0.060	0.086	0.072	0.107	-0.077	0.077
Konstant	1.792	0.801	-0.519	0.725	0.316	0.673	2.522	0.624
Q(24)*	37.4		9.7		21.4		29.4	

MISSHANDEL TOTALT	Stockholm		Skåne		Nordsverige		Alla experiment- områden	
	Para- meter	SE	Para- meter	SE	Para- meter	SE	Para- meter	SE
AR1	0.28		0.08		0.25		0.16	
Lördagseffekt	-0.038	0.036	0.016	0.034	0.104	0.047	0.002	0.026
Kontrollområde	0.828	0.060	0.976	0.069	0.745	0.079	0.834	0.051
Veckodagar	-0.080	0.090	0.193	0.062	-0.025	0.106	-0.048	0.075
Konstant	1.424	0.790	-1.872	0.614	0.430	0.802	1.796	0.691
Q(24)*	23.3		16.2		34.9		22.2	

*Test för autokorrelerade residualer

Modellestimat för rattfylleri och positiva utandningsprov under lördag-söndag i de tre experimentområdena och totalt. ARIMA-modeller skattade på månadsdata (odifferentierade) för perioden januari 1995 – juni 2001 (för utandningsprov januari 1996 – juni 2001).

RATT- FYLLERI lördag-söndag	Stockholm		Skåne		Nordsverige		Alla experiment- områden	
	Para- meter	SE	Para- meter	SE	Para- meter	SE	Para- meter	SE
AR1	-		-0.04		0.28		-0.04	
AR2	-		0.14		-		-	
SAR1	0.17		-0.18		-		-	
Lördagseffekt	0.132	0.046	0.073	0.051	0.028	0.068	0.080	0.034
Kontrollområde	0.275	0.086	0.559	0.089	0.377	0.092	0.406	0.065
December	-0.125	0.084	-0.098	0.070	-0.265	0.078	-0.157	0.058
Konstant	3.162	0.445	1.249	0.456	2.183	0.476	3.318	0.343
Q(24)*	34.2		26.4		14.9		27.2	

UTANDNING- PROV lö 10.00-sön 13.59	Stockholm		Skåne		Nordsverige		Alla experiment- områden	
	Para- meter	SE	Para- meter	SE	Para- meter	SE	Para- meter	SE
AR1	0.29		0.12		0.18		0.25	
SAR1	0.35		-0.10		-		0.18	
Lördagseffekt	0.264	0.084	0.056	0.086	0.210	0.092	0.196	0.062
Kontrollområde	0.144	0.113	0.317	0.141	0.346	0.143	0.227	0.088
December	-0.338	0.132	-0.309	0.131	-0.354	0.135	-0.324	0.090
Konstant	3.126	0.501	1.928	0.624	1.545	0.630	3.540	0.391
Q(24)*	30.6		33.1		16.7		28.2	

UTANDNING- PROV lö 14.00-sön 13.59	Stockholm		Skåne		Nordsverige		Alla experiment- områden	
	Para- meter	SE	Para- meter	SE	Para- meter	SE	Para- meter	SE
AR1	0.18		0.01		0.08		0.14	
AR2	-		-		-		-	
SAR1	0.20		-		-		-	
Lördagseffekt	0.053	0.083	0.016	0.082	0.038	0.098	0.033	0.059
Kontrollområde	0.111	0.127	0.378	0.145	0.229	0.162	0.241	0.092
December	-0.307	0.134	-0.283	0.145	-0.451	0.160	-0.317	0.090
Konstant	3.185	0.544	1.593	0.622	1.891	0.694	3.383	0.395
Q(24)*	30.0		35.6		13.0		30.4	

*Test för autokorrelerade residualer