

Kejsarsnitt i Sverige

1990–2001

Socialstyrelsen klassificerar sin utgivning i olika dokumenttyper. Detta är en *forskningsrapport*. Det innebär att den innehåller kunskaper och analyser som bygger på vetenskapliga metoder. Författarna svarar själva för innehåll och slutsatser.

Artikelnr 2005-112-3

Publicerad: www.socialstyrelsen.se, april 2005

Förord

Epidemiologiskt Centrum (EpC) vid Socialstyrelsen har som uppgift att följa, analysera och rapportera om bl.a. befolkningens hälsa. EpC har också ansvar för flera nationella register med medicinsk information. Uppgifter om förlossningar och nyfödda rapporteras till det medicinska födelseregistret.

Denna rapport innehåller en kartläggning och analys av ökningen av kejsarsnitt i Sverige 1990-2001. I rapporten presenteras också en fördjupad analys av komplikationer hos de kvinnor som förlösts med kejsarsnitt. Rapporten vänder sig i första hand till verksamma inom mödrahälsovård, förlossningsvård och nyföddhetsvård, och vår förhoppning är att rapporten kan öka kunskaperna kring kejsarsnitt.

Materialet är analyserat och sammanställt av *Karin Källén*, doktor i medicinsk vetenskap verksam vid Tornbladsinstitutet vid Lunds universitet och vid EpC. I avsnittet om komplikationer i samband med kejsarsnitt har docent *Håkan Rydström*, Kvinnokliniken vid Helsingborgs lasarett medverkat. I arbetet har också *Petra Otterblad Olausson* vid EpC deltagit.

Stockholm i april 2005

Måns Rosén
Chef vid Epidemiologiskt Centrum

Innehåll

<u>Förord</u>	3
<u>Sammanfattning</u>	7
<u>Inledning</u>	10
<u>Material och metoder</u>	12
<u>Använda datakällor</u>	12
<u>Studerade variabler</u>	12
<u>Statistiska metoder</u>	14
<u>Resultat</u>	15
<u>Delstudie A. Kejsarsnittsfrekvens i Sverige 1990–2001</u>	15
<u>Delstudie B. Maternella komplikationer efter kejsarsnitt</u>	40
A – Riklig blödning vid kejsarsnitt	40
B – Sepsis/endometrit och förlossningssätt	43
C – Tromboemboliska komplikationer och förlossningssätt	47
D – Kejsarsnitt som riskfaktor för uterusruptur vid följande graviditet	51
E – Reoperationer efter kejsarsnitt	53
<u>Diskussion och sammanfattning</u>	54
<u>Diskussion och sammanfattning – Del A</u>	54
<u>Diskussion och sammanfattning – Del B</u>	58
<u>Kejsarsnitt i Sverige – sammanfattande diskussion och reflektion</u>	60
<u>Referenser</u>	62
<u>Bilagor</u>	64
<u>Appendix A Resultat från multipel logistisk regression</u>	64
<u>Appendix B Specifikation av indikationsklasser</u>	66
<u>Appendix C Resultat från multipel logistisk regression</u>	70

Sammanfattning

Precis som i andra delar av den industrialiserade världen har andelen graviditeter som avslutas med kejsarsnitt ökat kraftigt i Sverige sedan mitten av 1990-talet. Världshälsoorganisationens (WHO) generella rekommendation från 1985 lyder på en kejsarsnittsfrekvens på 10–15 procent, men det råder oenighet om huruvida detta är en medicinskt motiverad nivå. Den svenska kejsarsnittsfrekvensen är fortfarande internationellt sett relativt låg, men den ligger numera klart över WHO:s rekommendation. Den stigande kejsarsnittsfrekvensen gör frågan om eventuella risker för maternella komplikationer efter kejsarsnitt extra aktuell.

Denna rapport består av två delar: delstudie A och B. Del A är en kartläggning av skälen till den svenska ökningen av kejsarsnittsfrekvensen under 1990-talet, medan del B utgörs av en djupanalys av maternella komplikationer efter kejsarsnitt.

Kejsarsnittsfrekvensen i Sverige ökade från 10,9 procent år 1990 till 16,6 procent år 2001, och den grupp som i särklass bidrog mest till den observerade ökningen var gruppen fullgångna huvudbudna enkelbörder från 8,1 procent 1990 till 12,2 procent 2001. Denna rapport koncentreras kring denna grupp.

Äldre mödrar, förstföderskor, och kvinnor med hög Body Mass Index (BMI) löpte en väsentligt förhöjd risk att förlösas med kejsarsnitt. Under 1990 steg medelåldern kraftigt bland födande kvinnor, och likaså steg andelen kvinnor med övervikt signifikant. Även andra förändringar i populationen noterades som kunde tänkas påverka kejsarsnittsfrekvensen, och det visade sig vara av största vikt att ta hänsyn till populationsförändringar vid studier av kejsarsnittsfrekvens.

Kejsarsnittsindikationer klassificerades genom att alla förlossningsdiagnoser vid det enskilda fallet beaktades. Även annan information (om t.ex. födelsevikt och kvinnans eventuellt tidigare kejsarsnitt) vägdes in. Förändring av diagnossystem och lokala variationer gjorde dock att alla skattningar av kejsarsnittsindikationer blev något osäkra.

Den årliga genomsnittliga ökningen av kejsarsnittsfrekvensen beräknades till ca 4,5 procent, vilket motsvarar en ca 60-procentig ökning åren 1990–2001. Då man korrigerat för populationsförändringar, kvarstod en årlig ökning om ca 3 procent vilket motsvarar en ca 40-procentig ökning 1990–2001. Ökningen av de akuta kejsarsnitten var ungefär lika stor som ökningen av de elektiva kejsarsnitten.

Av ökningen bland fullgångna huvudbudna enkelbörder berodde ca

- 30 % på förändringar i populationen
- 30 % på ökning av kejsarsnitt med fetal indikation
- 10 % på ökning av kejsarsnitt p.g.a. tidigare kejsarsnitt
- 9 % på sannolikt psykosocial ("humanitär") indikation
- 21 % på ökning av övriga/okända indikationer.

Den indikationsgrupp som ökade mest var kejsarsnitt på sannolikt psykosocial ("humanitär") indikation (ökning med ca 80 procent). Eftersom denna grupp var relativt liten bidrog den dock lite till den totala ökningen.

Ett grovt mått på de nyfödda barnens hälsa utgörs av den peri- och neonatala dödligheten (dödföddhet + död före 1 månads ålder). Denna var relativt oförändrad under den studerade perioden.

Även användning av sugklocka eller tång ökade under den studerade tidsperioden. Det gick således inte att hitta några hållpunkter för att ökningen kunde bero på en ökad benägenhet att välja kejsarsnitt framför sugklocka/tång vid komplicerade förlossningar.

Kejsarsnittsfrekvensen ökade i samtliga län, men det fanns stora skillnader mellan län. I Skåne och Blekinge län var kejsarsnittsfrekvensen bland fullgångna huvudbudna enkelbörder (genomsnitt under perioden) 7–8 procent, medan den i Gotlands, Uppsala och Stockholms län uppgick till 11–12 procent. Denna stora skillnad kvarstod sedan det korrigerats för populationsskillnader. De län som hade hög frekvens elektiva kejsarsnitt hade i regel också hög frekvens akuta kejsarsnitt. Den peri- och neonatala dödligheten skiljde sig inte lika drastiskt åt mellan länen, men vissa skillnader kunde konstateras. Det gick emellertid inte att skönja något som helst samband mellan generell kejsarsnittsfrekvens och dödlighet.

Det kan vara rimligt att anta att en del av den ökande kejsarsnittsfrekvensen visserligen kan vara betingad av en bättre identifiering av risksituationer – både prenatalt och intrapartalt – men att mycket talar för att en stor andel av den drastiska ökningen knappast har varit medicinskt motiverad.

I rapporten visades det att kejsarsnittsförlösta jämfört med vaginalförlösta kvinnor löpte ökad risk för

- riklig blödning i samband med förlossning (blödning ledande till koagulationsrubbning, behov av blodtransfusion, blödning ≥ 1000 ml, blödning ≥ 1500 ml)
- endometrit i puerperiet
- tromboemboliska komplikationer efter förlossning (lungemboli, djup ventrombos, cerebral infarkt/trombos – "stroke")
- uterusruptur vid nästföljande graviditet.

En del riskskattningar har dock bedömts som tämligen osäkra då de påverkats av metodologiska svårigheter. Den största tyngden i denna rapport ligger på de mer allvarliga komplikationerna – tromboemboliska komplikationer samt uterusrupturer.

I den population som studerats (där kvinnor med vissa risktillstånd exkluderats) antydde resultaten att kejsarsnittsförlösta kvinnor löpte en 3-4 gånger så hög risk som vaginalförlösta kvinnor att drabbas av lungemboli, djup ventrombos eller cerebral trombos i puerperiet. Riskökningen vid kejsarsnitt tycktes vara markant, men det måste framhållas att det rör sig om ovanliga komplikationer (mindre än 2 per 1000 kejsarsnittsförlösta kvinnor). Det finns alltså ingen anledning att oroa den enskilda kvinnan, även om förlossningsvårdspersonal, mot bakgrund av en ökande kejsarsnittsfrekvens, bör vara medveten om riskökningen för allvarliga tromboemboliska komplikationer.

En kvinna som tidigare förlöst med kejsarsnitt löper en mer än 30 gånger så hög risk att drabbas av uterusruptur vid en efterföljande graviditet som en omföderska som enbart haft vaginala förlossningar. Den absoluta risken för en kvinna som genomgått ett kejsarsnitt att råka ut för en uterusruptur vid varje följande graviditet/förlossning är dock inte särskilt påtaglig – ca 5,4 per 1000. Den absoluta risken är dock så pass stor att den bör beaktas och vägas mot övriga risker och fördelar vid ett kejsarsnitt.

Konsekvenser av riskskattningarna av maternella komplikationer:

- risk för blödning > 1000 ml som direkt konsekvens av ingreppet vid 1 av 12 kejsarsnitt
- risk för allvarlig tromboembolisk komplikation (som direkt följd av ingreppet) vid 1 av 820 kejsarsnitt
- risk för uterusruptur vid nästkommande graviditet vid 1 av 185 graviditeter efter tidigare kejsarsnitt.

Det torde råda bred enighet om att man bör minimera antalet icke-medicinskt indikerade kejsarsnitt med bibehållen säkerhet och kvalitet i förlossningsvården. Dock kommer det knappast någonsin att finnas kristallklara kriterier för när ett kejsarsnitt är medicinskt motiverat. Med barnutfallet mätt som peri- och neonatal dödlighet går det inte i rapporten att hitta övertygande hållpunkter för att den drastiskt stigande kejsarsnittsfrekvensen först och främst skulle vara en följd av en säkrare förlossningsvård.

Vid en akut risksituation är ett beslut om en akut åtgärd inte kontroversiell, men vid de talrika tillfällen då riskminskningarna för barnen är mer måttliga finns det en rad aspekter som måste vägas in. En ständigt fortsatt diskussion om användandet av kejsarsnitt som förlossningsmetod kan förhoppningsvis förhindra att förlossningsvårdspersonal, i sin iver att minska vissa risker för barnen, kan råka utsätta både barn och moder för andra, inte lika ofta uppmärksammade, risker.

Inledning

De senaste 25 åren har ökningen av kejsarsnittsfrekvensen varit explosionsartad i både i-lands- och u-landsregioner. Meningarna går dock isär om huruvida den generellt sett ökande kejsarsnittsfrekvensen speglar en ökad andel onödiga ingrepp, eller om den istället är ett tecken på en förbättrad säkerhet. Vissa forskargrupper menar att den med åren sjunkande perinatala dödligheten är en direkt följd av den internationellt sett stigande kejsarsnittsfrekvensen^{1,2}. Andra forskargrupper har kallat kejsarsnittsförlossningar för en världsomspännande epidemi^{3,4}, och menat att den moderna obstetriska vården med hög kejsarsnittsfrekvens är ett hasardspel där konsekvenserna på lång sikt inte är överblickbara⁵. Världshälsoorganisationens (WHO) generella rekommendation från 1985⁶ lyder på en kejsarsnittsfrekvens på 10–15 procent, men det råder oenighet om huruvida detta är en medicinskt motiverad nivå.

Vid det senaste sekelskiftet rapporterades kejsarsnittsfrekvensen i USA, Australien och Storbritannien vara kring 20–25 procent⁷. Kraftiga variationer i kejsarsnittsfrekvensen bland förhållandevis rika och fattiga regioner rapporterades från andra delar av världens hörn^{7,8}. I Sydamerika hade t.ex. ett par länder en kejsarsnittsfrekvens på enbart ett par procent medan några av de största latinamerikanska länderna (däribland Argentina, Brasilien och Mexiko) vid sekelskiftet hade en kejsarsnittsfrekvens på 40–50 procent⁹. Liknande skillnader mellan regioner har rapporterats från Afrika och Bortre Asien^{8,10}.

Jämfört med världens utvecklade regioner har kejsarsnittsfrekvensen i Sverige och de övriga skandinaviska länderna historiskt sett legat lågt. Dock har den svenska kejsarsnittsfrekvensen stigit kraftigt sedan mitten av 1990-talet; kring 1995 uppgick den svenska kejsarsnittsfrekvensen till ca 12 procent, och år 2001 föddes ca 17 procent av alla svenska barn med kejsarsnitt. Den svenska kejsarsnittsfrekvensen ligger således numera klart över WHO:s rekommendation.

Som tidigare nämnts saknas internationell konsensus kring optimal kejsarsnittsnivå. WHO:s rekommendationer från 1985 har anklagats för att numera vara gammalmodiga, då ett akut kejsarsnitt uppenbarligen minskar risken för att ett barn skall dö eller ta allvarlig skada under en riskfylld förlossning. En alltmer effektiv identifiering av risksituationer kommer således ofelbart att leda till att kejsarsnittsfrekvensen ökar. Eventuellt kan dock en utbredning av förfinade metoder för att upptäcka hotande fosterasfyxier (t.ex. STAN¹¹) tänkas minska antalet kejsarsnitt som utförs i onödan. Vidare har det under de senare åren identifierats ett flertal riskgrupper där det numera finns vetenskapliga belägg för att riskerna för barnen väsentligt kan minskas om man planerar att avsluta graviditeterna med kejsarsnitt (t.ex. vid sätesbjudning^{12,13}).

Vid en akut risksituation är ett beslut om en akut åtgärd inte kontroversiell, men vid de talrika tillfällen då riskminskningarna för barnen är mer måttliga måste en rad aspekter vägas in. Mest har risken för maternella

komplikationer i efterförloppet till kejsarsnitt diskuterats. Jämfört med den omfattande litteratur som behandlar barnens hälsa i relation till kejsarsnitt är dock litteraturen rörande kvinnornas risk för komplikationer efter dessa kirurgiska ingrepp relativt liten. Till de komplikationer som har satts i samband med kejsarsnitt hör rikliga blödningar¹⁴⁻¹⁶, endometrit^{14,16,17}, uterusrupturer vid efterföljande graviditeter¹⁸, samt troboemboliska komplikationer¹⁹⁻²².

För att kunna vidta åtgärder för att minska antalet onödiga kejsarsnitt är en kartläggning av skälen till den svenska ökningen av kejsarsnittsfrekvensen av stort samhälleligt intresse. Det kan t.ex. tänkas att ökningen är betingad av populationsförändringar (avseende maternell ålder, paritet, nationalitet, BMI etc.²³), av att antalet medicinskt indikerade kejsarsnitt ökar, eller att ett ökande antal kvinnor lider av förlossningsskräck. Vidare är det viktigt att undersöka konsekvenserna av den ökande kejsarsnittsfrekvensen på maternell morbiditet.

De svenska hälsodataregistren erbjuder en världsunik möjlighet till populationsbaserade kartläggningar och analyser. Denna utredning består av två delar. Del A utgörs av en analys och kartläggning av den svenska ökningen 1990–2001. Del B är en djupanalys rörande maternella komplikationer efter kejsarsnitt.

Material och metoder

Använda datakällor

Medicinska födelseregistret (MFR) startade 1973. Registret innehåller medicinsk information om i stort sett alla födslar (bortfall ca 1–1,5 procent) som äger rum i Sverige^{24,25}. Fram till 1982 skedde rapporteringen till MFR i större delen av landet med ett s.k. Medicinskt Födelsemeddelande vilket sammanfattade relevanta data kring mödrahälsovård och förlossningsvård. Sedan 1982 byggs registret istället upp av till Socialstyrelsen insända kopior av de tre viktigaste journalhandlingarna. Årligen länkas MFR till register inom Statistiska centralbyrån för att uppgifter om bl.a. moderns paritet, barnets personnummer och eventuellt dödsdatum skall kunna infogas.

I studien om maternella komplikationer efter kejsarsnitt användes även data från det svenska slutenvårdsregistret. Detta register innehåller sedan 1987 diagnoser och operationskoder rörande alla patienter som slutenvårdats vid något svenskt sjukhus. Via moderns personnummer länkades MFR och slutenvårdsregistret, och information samlades om de maternella slutenvårdstillfällen som inföll mellan nio månader före och tolv månader efter partus.

Vid en delstudie rörande maternella komplikationer användes information om blödningsmängd efter partus erhållet från en regional databas (Perinatal Revision Syd – PRS²⁶). Detta populationsbaserade kvalitetsregister startade 1995 och innehåller information från alla förlossningar och neonatalvårdstillfällen som infaller i den södra sjukvårdsregionen (Skåne, Blekinge, södra delen av Halland, södra delen av Kronoberg).

Studerade variabler

Följande variabler ifrån det medicinska födelseregistret valdes för analys:

- kejsarsnitt (elektivt eller akut – se förklaring nedan)
- avslutning med sugklocka
- avslutning med tång
- moderns ålder
- moderns paritet (tidigare födda barn +1)
- moderns rökning i tidig graviditet (uppgift från inskrivning vid mödravårdscentral)
- information för att beräkna moderns BMI (se förteckning nedan)
- moderns födelseland (erhålls efter årliga länkningar mellan MFR och SCB)
- moderns utbildningsnivå (speciell länkning mellan MFR och utbildningsregistret vid SCB)
- moderns län, kommun och församling (årlig länkning mellan MFR och SCB)

- förlossningssjukhus
- moderns utskrivningsdatum
- bördtyp
- graviditetslängd enligt ”bästa skattning” (se förteckning nedan)
- bjudning (checkbox infördes 1990)
- tidigare kejsarsnitt identifierades utifrån uppgift om förlossningssätt vid tidigare förlossningar som rapporterats till MFR
- förlossningsdiagnoser (ICD9 1991–1997/98, ICD10 fr.o.m. 1997/98)
- födelsevikt
- barnets överlevnad: dödföddhet och dödsdatum om levandefödd (årlig länkning MFR-SCB).

Följande variabler i det svenska slutenvårdsregistret valdes för analys:

- moderns diagnoser vid slutenvårdstillfälle som inträffade mellan nio månader före och 12 månader efter partus (ICD9 1991–1997/98, ICD10 fr.o.m. 1997/98).
- moderns inskrivningsdatum
- moderns utskrivningsdatum.

Följande variabler från Perinatal Revision Syd valdes för analys:

- blödningsmängd vid partus (ml).

Akut eller elektivt kejsarsnitt

Mellan 1990 och 1999 finns inte information om akut eller elektivt sectio. I denna utredning har därför istället typ av kejsarsnitt skattats genom användande av information om huruvida förlossningen startat med kejsarsnitt eller inte. Förlossningsstart med kejsarsnitt har tidigare visat sig vara en relativt god approximation för elektivt kejsarsnitt bland fullgångna barn²⁵.

Graviditetslängd enligt ”bästa skattning”:

Bestämningen av ”bästa skattning” utgår främst från ultraljudsskattningen. Då denna är okänd, eller inte stämmer med den av sjukhuset uppgivna graviditetslängden, bestäms ”bästa skattning” av ett hierarkiskt utnyttjande av befintliga data i registret: datum för sista menstruation, beräknat datum för förlossning enligt ultraljud, samt från sjukhuset given graviditetslängd²⁵.

Body Mass Index (BMI)

Moderns BMI (kg/m^2) beräknades genom information om moderns vikt och längd vid inskrivning vid mödravårdscentral. Således har moderns vikt vid ca 10–12 veckors graviditet använts som approximation för pre-gravid vikt. Åren 1990–1991 saknades information om moderns inskrivningsvikt²⁵.

Statistiska metoder

Frekvenser har huvudsakligen angetts som procent eller promille. Ibland har ett konfidensintervall (baserat på normalapproximation av binomialfördelning) angivits för att ange säkerheten i en viss frekvensbestämning.

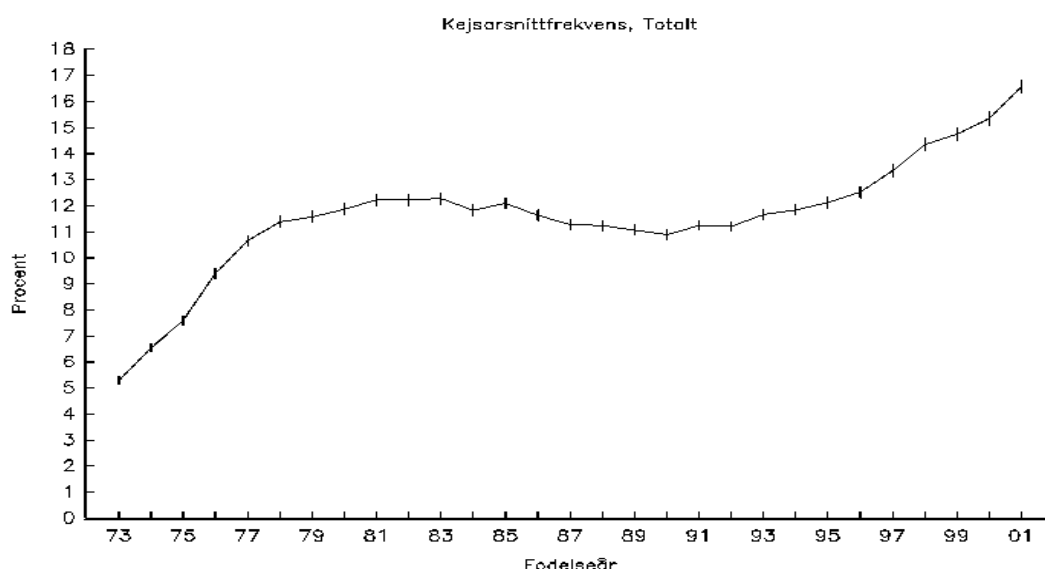
För att beskriva skillnader i risker för olika utfall (t.ex. kejsarsnitt, barn-dödlighet, eller maternell komplikation) vid olika "exponeringar" (t.ex. olika förlossningsår eller län), används i denna skrift huvudsakligen begreppet oddskvot (Odds Ratio=OR). En oddskvot, kan något förenklat sägas vara kvoten mellan riskerna i två grupper. Ett OR på 1,0 anger alltså att risken är lika stor för ett visst utfall bland två jämförda grupper. För att korrigera för olika s.k. confounders (med utfall och exponering samvarierande faktorer) har mestadels stratifiering enligt Mantel-Haenszels metodik²⁷ använts. Ibland anges 95-% konfidensintervall (KI), som anger det intervall som den sanna oddskvoten troligen (med 95 procents säkerhet) ligger inom. 95 % KI beräknades med Mietinnens (1974) metod²⁸. Vid vissa analyser har istället multipel logistisk regressionsanalys använts för att estimerar årliga förändringar när hänsyn tagits till samvarierande faktorer. Baserad på den årliga förändringen har sedan en oddskvot där slutåret jämförts med startåret beräknats.

Resultat

Delstudie A.

Kejsarsnittsfrekvens i Sverige 1990–2001

För att sätta in kejsarsnittsfrekvensens utveckling under 1990-talet i ett sammanhang visas först utvecklingen från 1973 (då det medicinska födelseregistret startade).

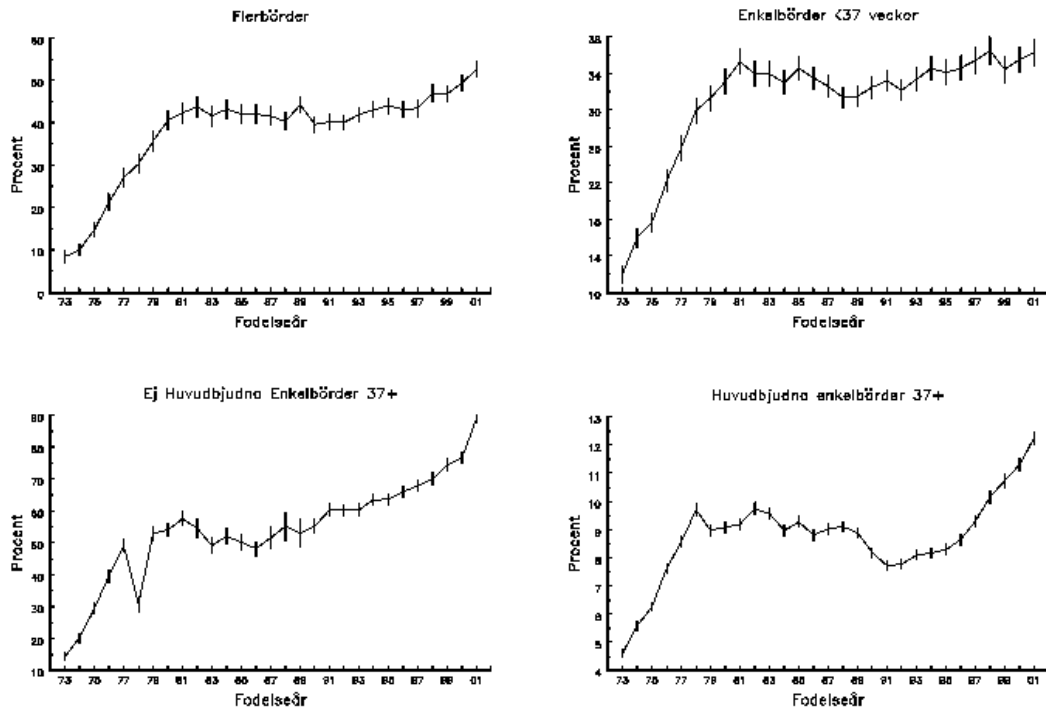


Figur 1. Kejsarsnittsfrekvensens utveckling i Sverige 1973–2001. Alla födslar. 95-procentiga konfidensintervall som vertikala linjer. Baserat på 2,9 miljoner födslar.

Den totala kejsarsnittsfrekvensen steg brant under 1970-talet, låg relativt konstant under 1980-talet och det tidiga 1990-talet, men började drastiskt stiga under den senare hälften av 1990-talet.

Än mer intressant än att studera den totala kejsarsnittsfrekvensen är det att studera frekvensen i olika undergrupper. I figur 2 visas kejsarsnittsfrekvensens utveckling bland grupperna flerbörder, prematura enkelbörder (mindre än 37 veckors gestationslängd), ej huvudbudna fullgångna enkelbörder samt fullgångna huvudbudna enkelbörder.

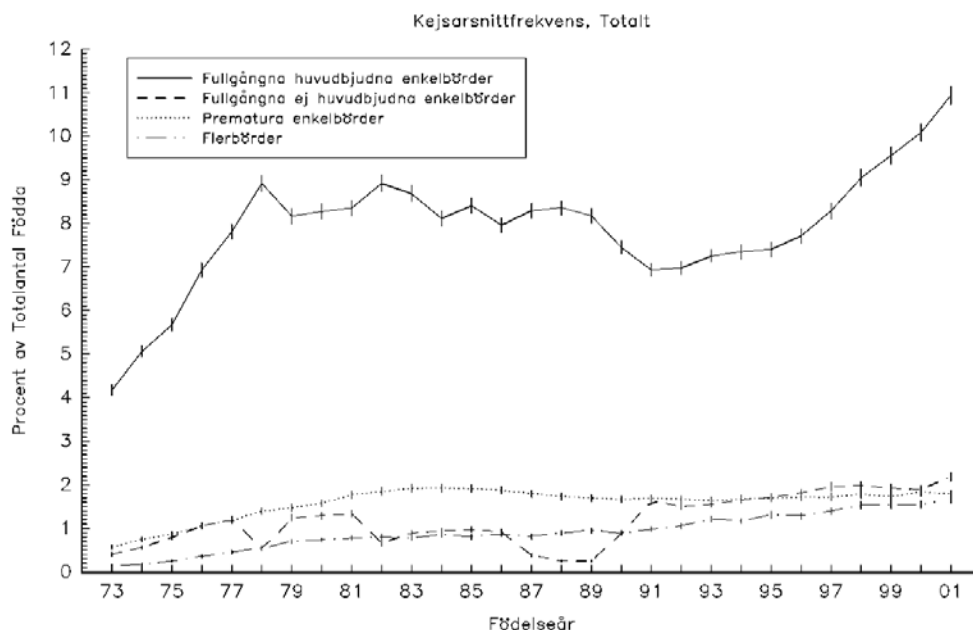
Kejsarsnittfrekvens



Figur 2. Kejsarsnittsfrekvensen bland fyra huvudsakliga grupper. Sverige 1973–2001. 95-procentiga konfidensintervall som vertikala linjer.

Av figur 2 framgår att kejsarsnittsfrekvensen under 1970-talet drastiskt steg i samtliga fyra studerade grupper. På 1980-talet låg frekvensen bland flerbörder på ca 40 procent, bland prematura enkelbörder på 32–34 procent, och bland fullgångna ej huvudbudna enkelbörder låg frekvensen relativt stabilt kring 50–55 procent. I gruppen fullgångna huvudbudna enkelbörder fluktuerade kejsarsnittsfrekvensen i början av 1980-talet mellan 9 och 10 procent, men sjönk mot slutet av 1980-talet till 8 procent. Det är de fullgångna enkelbörder som uppvisar den starkaste ökningen av kejsarsnitt under 1990-talet. Bland de ej huvudbudna fullgångna enkelbörder steg kejsarsnittsfrekvensen från ca 50 procent 1990 till hela 90 procent år 2001. Bland de huvudbudna fullgångna enkelbörder steg frekvensen från ca 7,5 procent 1991 till 12,5 procent år 2001. Frågan huruvida planerat elektivt sectio eller planerad vaginal förlossning skall rekommenderas bland fullgångna enkelbörder i sätessjudning har nyligen utretts i en omfattande nationell studie¹³, och kommer inte att behandlas i den denna rapport.

Trots att kejsarsnittsfrekvensen bland de ej huvudbjudna barnen närmade sig 100 procent mot slutet av perioden, går det inte av figur 2 att dra någon slutsats om hur stort bidraget från den här gruppen är till den totala uppgången av kejsarsnitt som redovisades i figur 1. Vidare visade figur 2 att frekvensen bland tvillingar stigit relativt måttligt under 1990-talet, men eftersom tvillingfrekvensen ökat under denna tidsperiod kan kejsarsnitten i denna grupp ändå i viss mån ha bidragit till den totala ökningen av kejsarsnitt. I figur 3 redovisas istället den totala kejsarsnittsfrekvensen uppdelad på de fyra grupperna.



Figur 3. De fyra huvudgruppernas bidrag till total kejsarsnittsfrekvens. Procenttal beräknade på totalantal födda ett visst år. 95 % konfidensintervall som vertikala linjer.

Figur 3 visar att trots att ökningen av kejsarsnitt inom gruppen ej huvudbjudna enkelbörder ökat drastiskt under 1990-talet, är denna grupps bidrag till den totala ökningen av kejsarsnitt relativt måttlig. Andelen graviditeter som avslutas med kejsarsnitt före 37 veckor ökade under 1970-talet, men har sedan början av 1980-talet legat relativt konstant. Andelen förlossningar som avslutas med kejsarsnitt vid flerbörd ökade däremot stadigt sedan början av 1970-talet. Detta beror dels på den något ökande benägenheten att avsluta flerbördsgraviditeter med kejsarsnitt, dels på att andelen flerbörder har ökat. Den ökande kejsarsnittsfrekvensen under 1990-talet kan dock endast till någon enstaka procent förklaras av stigande antal kejsarsnitt vid flerbörd. För att utreda kejsarsnittsökningen sedan början av 1990-talet bör man koncentrera sig på gruppen fullgångna huvudbjudna enkelbörder, som ju är den grupp som är i särklass mest bidragande till den observerade ökningen av totalantal kejsarsnitt.

Denna rapport kommer således framförallt att koncentreras kring kejsarsnittsfrekvensens utveckling under 1990-talet bland huvudbjudna fullgångna enkelbörder. I tabell 1 visas antalen som rapporten fortsättningsvis bygger

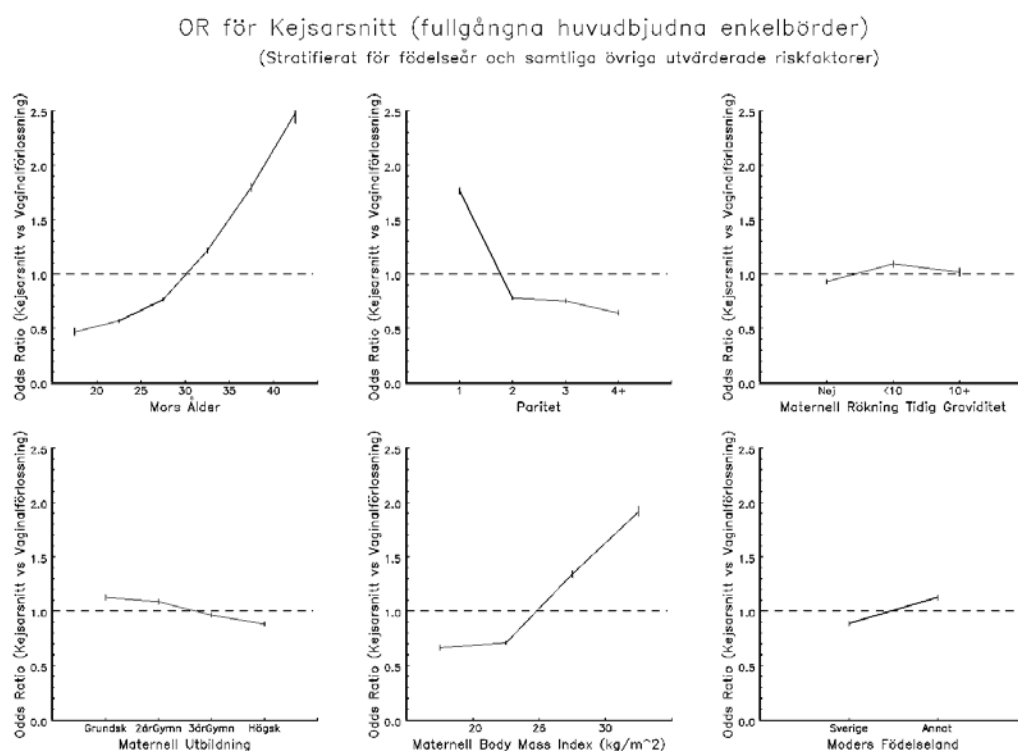
på. Endast poster med kända uppgifter om moders ålder, paritet, rökning och födelseland är inkluderade.

Tabell 1. Kejsarsnittsfrekvens bland fullgångna huvudbudna enkelbörder 1990–2001 (antal och procent).

	Kejsarsnitt	(%)	Totalt antal födda
Födelseår			
1990	8 215	(8,1)	100 827
1991	7 995	(7,7)	104 172
1992	7 935	(7,7)	102 764
1993	7 917	(8,1)	97 862
1994	7 672	(8,1)	94 244
1995	7 136	(8,2)	86 736
1996	6 922	(8,6)	80 372
1997	6 866	(9,2)	74 504
1998	6 964	(10,0)	69 602
1999	7 556	(10,6)	70 959
2000	7 835	(11,0)	71 059
2001	9 235	(12,2)	75 974
Kvinnans ålder			
< 20 år	1 179	(5,2)	22 692
20-24 år	11 798	(6,3)	188 644
25-29 år	29 383	(7,7)	381 442
30-34 år	29 925	(10,0)	298 336
35-39 år	15 878	(13,6)	116 507
40+ år	4 085	(19,0)	21 454
Kvinnans paritet			
1	42 717	(10,2)	418 085
2	29 836	(7,8)	380 799
3	13 540	(8,5)	159 801
4+	6 155	(8,7)	70 390
Kvinnans rökvanor			
Ej rökare	75 330	(8,9)	846 305
< 10 cig./dag	10 938	(9,3)	117 654
10+ cig./dag	5 980	(9,2)	65 116
Kvinnans BMI			
okänt	27 169	(8,5)	319 380
BMI < 19,8	4 379	(6,1)	71 286
BMI 20-25,9	39 005	(8,2)	473 700
BMI 26-28,9	10 476	(11,7)	89 835
BMI 29+	11 219	(15,0)	74 874
Kvinnans födelseland			
Svenskfödda	76 701	(8,8)	871 219
Utlandsfödda	15 547	(9,8)	157 856
Kvinnans utbildningsnivå			
okänt	2 247	(8,9)	25 354
Ej gymnasieexamen	15 784	(9,3)	170 161
2-årigt gymnasium	25 728	(8,9)	288 132
3-årigt gymnasium	22 108	(8,5)	258 761
≥ 2 år högskola	26 381	(9,2)	286 667
Totalt	92 248	(9,0)	1 029 075

Det är tydligt att kejsarsnittsfrekvensen bland fullgångna huvudbudna enkelbörder (med känd ålder, paritet och rökning) varierar med moderns ålder, paritet, rökvanor, kroppslängd, utbildningslängd samt BMI.

Eftersom flera av dessa faktorer samvarierar kraftigt (t.ex. moderns ålder och paritet, och även moderns rökvanor och utbildningslängd) är det mer intressant att göra en analys vid vilken man kan studera effekten av var och en av dessa variabler medan man kontrollerar (stratifierar) för övriga variabler. Istället för att redovisa kejsarsnittsfrekvenser redovisas oddskvoter för kejsarsnitt (figur 4). Vid dessa analyser har frekvensen kejsarsnitt i varje exponeringsgrupp jämförts med motsvarande frekvens i övriga grupper. Exempelvis har kvinnor mellan 35 och 40 år jämförts med kvinnor under 35 år samt med kvinnor över 40 år.



Figur 4. Maternell ålder, paritet, rökning, utbildningsnivå, BMI och födelseland som riskfaktor för kejsarsnitt. Huvudbudna enkelbörder födda i Sverige 1992–2001 (tidsperioden begränsad eftersom uppgift om BMI saknas 1990–1991). 95 % konfidensintervall som vertikala linjer.

Av faktorerna i figur 4 tycks alltså hög ålder hos modern vara den i särklass starkaste riskfaktorn för kejsarsnitt vid fullgången enkelbörd. Riskerna för kejsarsnitt för kvinnor som är under 20 år och kvinnor som är mellan 20 och 25 år tycks vara ungefär lika stora, men efter 25 års ålder tycks risken för kejsarsnitt öka kraftigt och linjärt med stigande ålder (åtminstone i denna kohort fullgångna enkelbörder). En kvinna som är över 40 år löper hela 2,5 gång så stor risk för att förlösas med kejsarsnitt som en kvinna med genomsnittlig ålder vid förlossningen. Även kvinnor 35–39 år löper en nästan fördubblad risk mot en kvinna med genomsnittlig ålder att förlösas medelst kejsarsnitt, och tre gånger ökad risk jämfört med en kvinna som är 25–29 år.

Inte oväntat löpte förstföderskor en jämförelsevis hög risk för att bli förlösta med kejsarsnitt. Bland kvinnor med paritet 2, 3 eller 4+ var risken för kejsarsnitt av jämförbar storlek; möjligtvis var risken bland kvinnor som fött fyra barn eller fler ännu något lägre än motsvarande risk bland kvinnor som fött två eller tre barn.

Det skall återigen framhållas att dessa resultat erhållits efter korrigering för de andra faktorerna. När de rena procenttalen studeras är t.ex. inte ökningen av kejsarsnittsfrekvens med stigande ålder riktigt lika uttalad. Detta beror till stor del på att när endast frekvensen studeras döljs en del av den sanna ålderseffekten av det faktum att äldre kvinnor oftare är omföderskor (som ju har en väsentligt lägre kejsarsnittsfrekvens än förstföderskor).

Även maternell rökning och utbildningsnivå visar sig ha en liten, men dock statistiskt signifikant association med risk för kejsarsnitt. Kvinnor som röker löpte en liten, men statistiskt signifikant ökad risk för kejsarsnitt. Kvinnor med enbart grundskoleutbildning löpte en ökad risk för att förlösas med kejsarsnitt, medan kvinnor som avslutat en högskoleutbildning löpte en något lägre risk.

Betydligt starkare samband hittades mellan maternell BMI och kejsarsnitt. Mellan underviktiga och normalviktiga kvinnor syntes ingen skillnad i kejsarsnittsfrekvens, men redan vid måttlig fetma (BMI 26–29 kg/m², d.v.s. övervikt) ökade risken för kejsarsnitt markant.

Kvinnor som var födda i något annat land än Sverige löpte också en svagt (men statistiskt signifikant) ökad risk för kejsarsnitt.

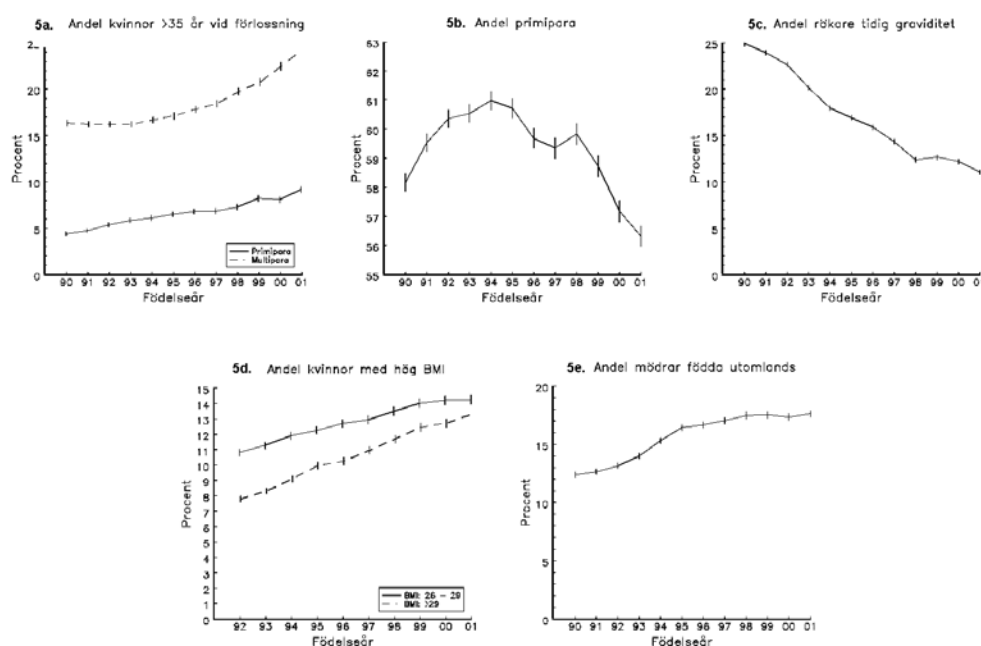
Det är välkänt att ålder- och paritetssammansättningen har genomgått stora förändringar under 1990-talet. År 1990 var medelåldern bland förstföderskor 26,3 år, år 2001 hade denna siffra stigit till 28,5 år. Bland omföderskor var motsvarande siffror 30,2 respektive 31,8 år. Istället för att studera medelåldern bland de nyförlösta kvinnorna är det betydligt mer intressant att se hur andelen kvinnor som är över 35 år vid förlossningen drastiskt har ökat under den studerade tidsperioden (figur 5a).

Som framgår av figur 5b har även andelen förstföderskor varierat under perioden. Denna andel ökade något i början av perioden, och har sedan mitten av 90-talet stadigt sjunkit. Även om dessa förändringar är statistiskt signifikanta är svängningarna i absoluta termer tämligen måttliga. Eftersom kejsarsnittsfrekvensen är så starkt paritetsberoende kan dock den ändrade paritetssammansättningen ha en viss betydelse för förändringar i frekvensen över åren.

Andelen kvinnor som rökte i tidig graviditet har halverats under perioden (figur 5c). Även om detta givetvis är glädjande, är det inte sannolikt att det i någon större omfattning påverkar den totala kejsarsnittsfrekvensen eftersom sambandet mellan kejsarsnitt och moderns rökning i tidig graviditet var tämligen svagt (dock statistiskt signifikant).

Maternell medel-BMI vid inskrivning vid mödravårdcentral (MVC) ökade under den studerade perioden. Mellan åren 1992 och 2001 ökade BMI från 23,4 till 24,5 (uppgift om maternell BMI saknas i MFR för åren 1990–1991). Det skall dock framhållas att en del av denna ökning kan förklaras av att kvinnorna blivit äldre vid inskrivning vid MVC. Figur 5d visar hur andelen kvinnor med BMI > 26 (övervikt) och BMI > 29 (fetma) ökat under tidsperioden.

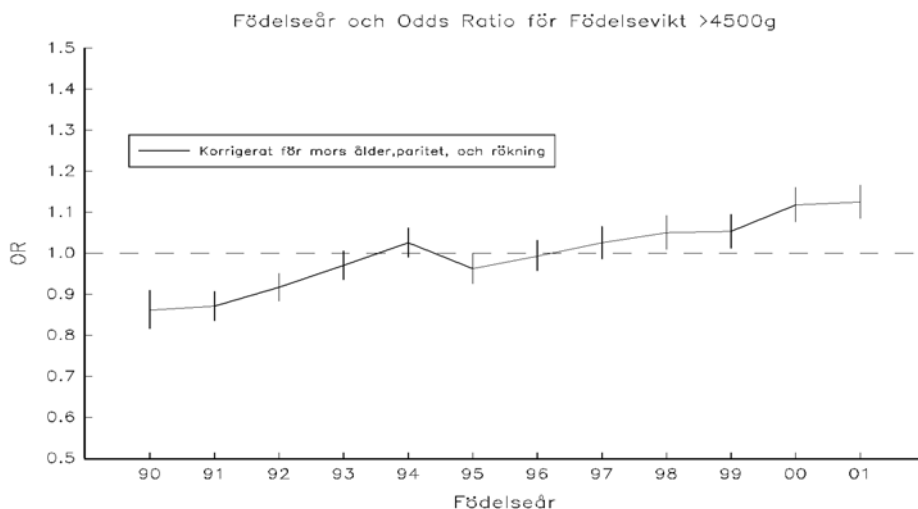
Som framgår av figur 5e skedde en påtaglig ökning av andelen mödrar som var födda utanför Sverige. Eftersom sambandet mellan kvinnans födelseland och kejsarsnitt var tämligen svagt (dock statistiskt signifikant) kan man inte förmoda att den ökande andelen utlandsfödda mödrar på något drastiskt sett påverkar den totala kejsarsnittsfrekvensen.



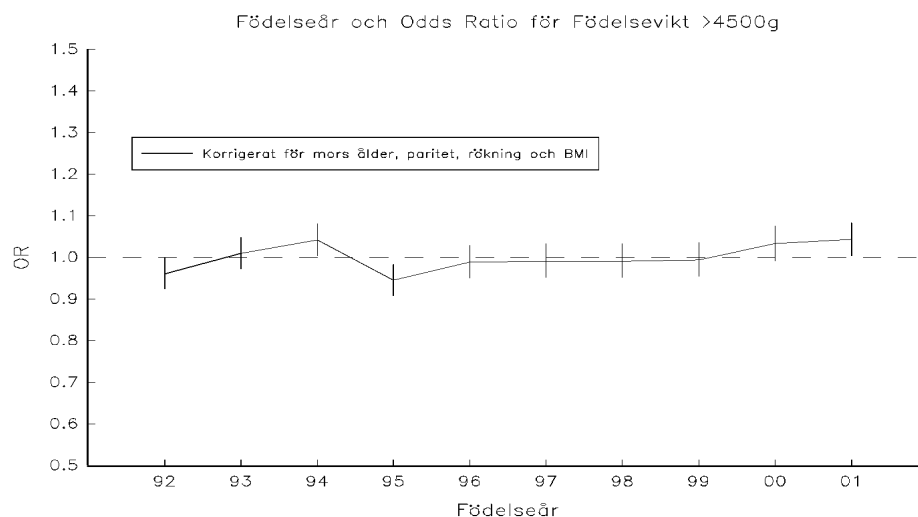
Figur 5. Förändring av ålder- och paritetssammansättning, rökvanor, BMI och andel av utlandsfödda mödrar under den studerade tidsperioden. 95 % konfidensintervall som vertikala linjer.

Som framgår av figur 6a nedan ökade andelen barn som vägde > 4 500 g vid förlossningen över tidsperioden. Denna grupp av barn utgjorde år 2001 4,5 procent av alla fullgångna enkelbördar. Då hänsyn togs till maternell BMI (figur 6b), försvann nästan hela associationen mellan födelseår och barns födelsevikt > 4 500 g. Det innebär alltså att man genom att ta hänsyn till maternell BMI vid en analys av kejsarsnittsökningen över tiden, samtidigt korregerar för den över tiden ökande frekvensen av stora barn.

Figur 6a

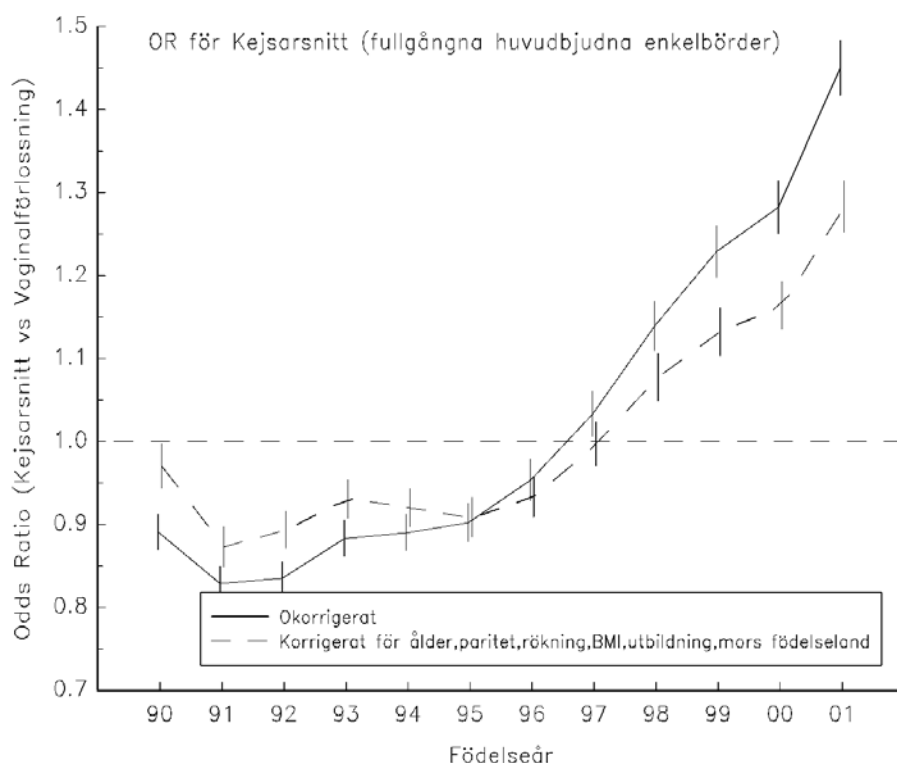


Figur 6b



Figur 6a och b. OR för födelsevikt över 4 500 g (vs ≤ 4500 g) för varje födelseår jämfört med alla övriga år. Korrigerat för moders ålder, paritet och rökning (Figur 6a), samt dessutom korrigerat för maternell BMI (Figur 6b). 95 % konfidensintervall som vertikala linjer.

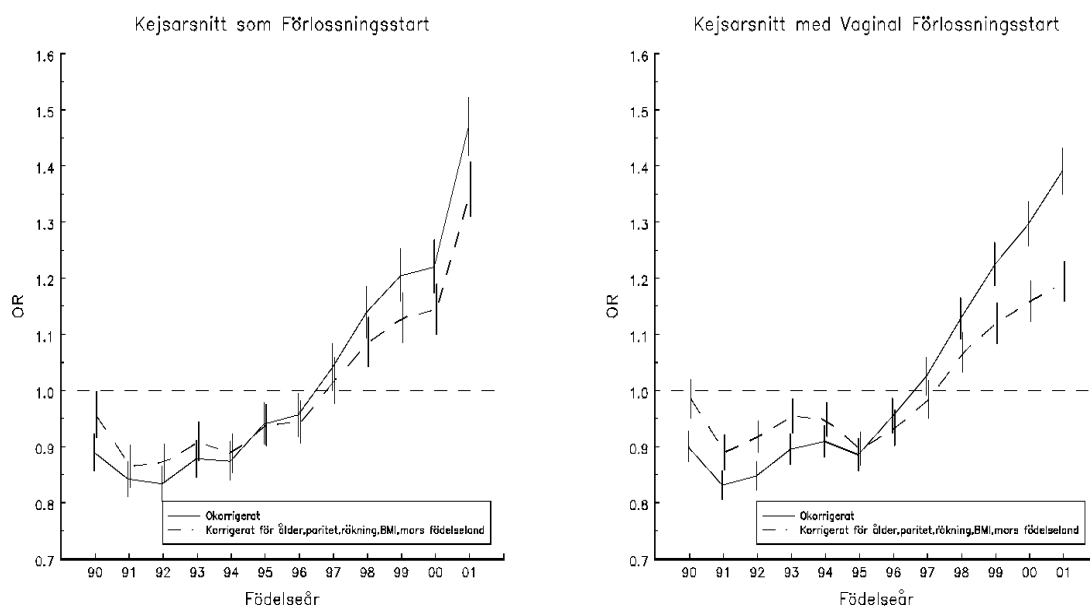
Mot bakgrund av de samband som redovisats i figurerna 4 och 5 står det klart att man vid en analys av kejsarsnittsfrekvens över tiden måste ta hänsyn till de i figur 4 redovisade faktorerna. I figur 7 redovisas resultat av en stratifierad analys, där kejsarsnittsfrekvensen vid de olika födelseåren inte redovisas som en procentsiffra, utan i form av en oddskvot där risken för kejsarsnitt vid ett visst år har jämförts med motsvarande risk vid alla övriga år. I figuren redovisas dels resultaten då inga korrigeringar (stratifieringar) gjorts, dels resultatet då de i figur 4 nämnda riskfaktorerna korrigerats för.



Figur 7. OR för kejsarsnitt med 95 % KI som vertikala linjer. Resultat från stratifierad analys där risken för kejsarsnitt vid ett visst år har jämförts med motsvarande risk vid alla övriga år

Om man till att börja med tittar på de okorrigerade estimaten, så ser man en ökning av risken för kejsarsnitt under hela perioden (med undantag av perioden mellan 1990 och 1991). Då de med födelseår samvarierande faktorerna (ålder, paritet, rökning, BMI och moder född utanför Sverige) korrigerats för, skönjer man ingen ökning under den första halvan av 1990-talet, men under den andra halvan steg risken för kejsarsnitt markant år för år. Denna ökning är dock betydligt mindre drastisk än när endast de okorrigerade estimaten beaktades.

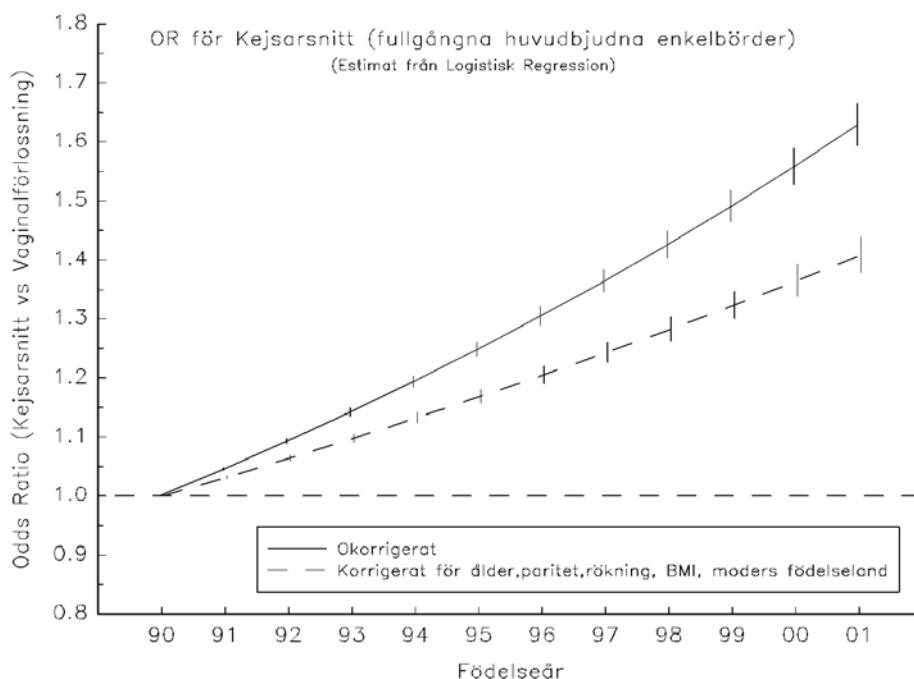
Före 1990 saknas det i MFR uppgift om huruvida kejsarsnittet varit elektivt eller akut. Från 1991/92 finns information om förlossningsstart. Sectio som förlossningsstart kan då tjäna som approximation till elektivt kejsarsnitt, medan de förlossningar som startat vaginalt men avslutas med kejsarsnitt med säkerhet kan bedömas som akuta. Från och med 1999 finns uppgift om elektivt/akut sectio. Det skall dock påpekas att definitionen av elektivt kejsarsnitt inte är alldeles klar. De flesta rapportörerna definierar ett kejsarsnitt som elektivt om det förflutit åtta timmar eller mer mellan beslut om sectio och faktiskt utfört kejsarsnitt. Andra menar att ett kejsarsnitt endast kan klassas som elektivt om det inte finns något akut hot mot fostrets eller kvinnans hälsa. Med åttatimmarsregeln kan dock kejsarsnitt med tämligen påverkade mammor och barn klassas som elektiva. Då tidstrender skall studeras är det givetvis av stor vikt att elektiva/akuta kejsarsnitt definieras enhetligt under den studerade tidsperioden. Därför har, i denna del av rapporten, endast uppgift om förlossningsstart används för att skatta typ av kejsarsnitt.



Figur 8. OR för kejsarsnitt med 95 % KI som vertikala linjer. Resultat från stratifierad analys där risken för kejsarsnitt, med förlossningsstart som angivet, vid ett visst år har jämförts med motsvarande risk vid alla övriga år. Fullgångna, huvudbudna enkelbörder.

Det är uppenbart att både de kejsarsnitt som utfördes före värkdebut och de som utfördes under pågående förlossning ökade kraftigt under perioden. Sett över hela perioden var ökningstakten mellan de båda grupperna av kejsarsnitt av ungefär samma storlek, möjligtvis var ökningstakten något mer drastisk det sista året bland de kejsarsnitt som utförts före förlossningsstart.

I figur 7 och 8 redovisades resultaten år för år. Med hjälp av en annan teknik, multipel logistisk regression, kan man istället estimerar ökningstakten år för år om man har ett linjärt samband. I figur 9 redovisas OR för kejsarsnitt baserade på en sådan modell.



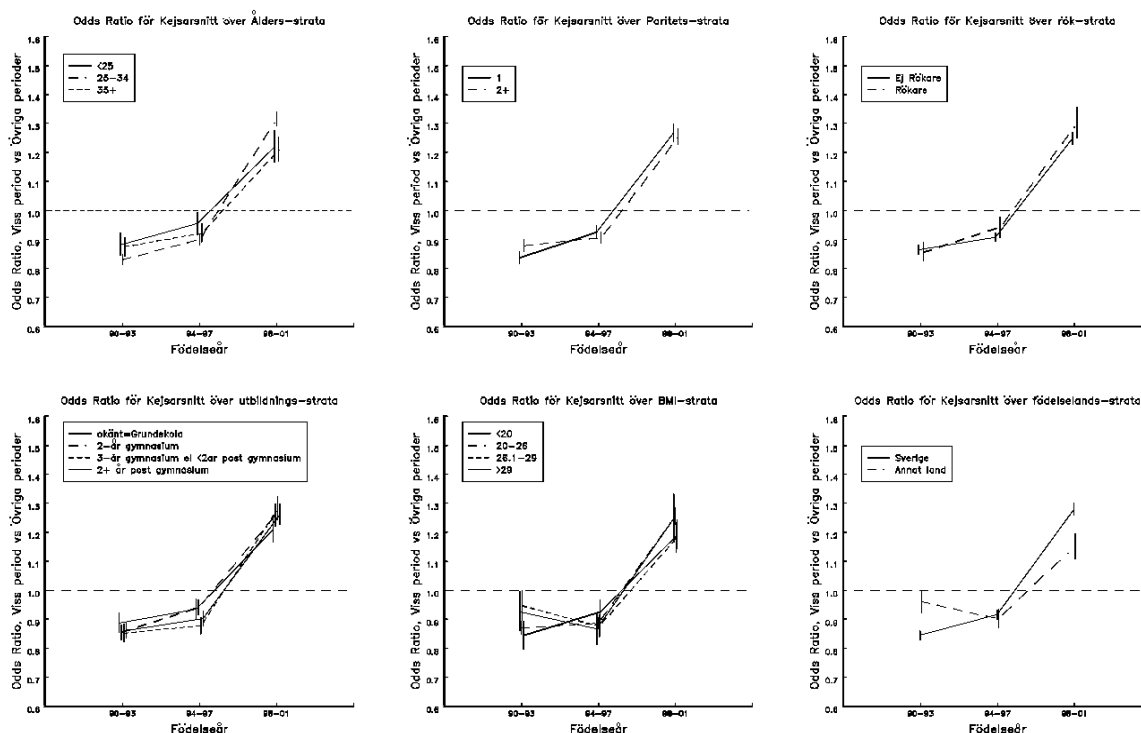
Figur 9. OR för kejsarsnitt med 95 % KI som vertikala linjer. Resultat från logistisk regression. Specifikation av modellen återfinns i Appendix A "där mors åldersklass, BMI-klass och rökclass användes som kontinuerliga variabler i modellen, medan paritet och moders födelseland utanför Sverige ingick som klassvariabler."

Av figur 9 framgår det att den förändrade sammansättningen av maternell ålder, paritet, rökning, BMI samt moders födelseland kan förklara ca en tredjedel av ökningen av kejsarsnittsfrekvensen sedan 1990 (den okorrigerade oddskvoten år 2001 vs 1990 var 1,6 medan motsvarande korrigerade estimat var 1,4). I Appendix A redovisas detaljerade resultat från denna analys.

Så långt i analysen kan man konstatera att man måste korrigera för förändringar i populationen för att göra en adekvat bedömning av ökningen av kejsarsnittsfrekvensen. Att endast studera procentsiffror kan således vara gravt missledande.

Även om förändringar i den födande populationen kan förklara ca en tredjedel av uppgången i kejsarsnittsfrekvens (i gruppen fullgångna huvudbjudna enkelbörder), är det hittills inte undersökt huruvida denna uppgång av frekvens skiljer sig åt mellan olika grupper av kvinnor (med olika åldrar, pariteter, ursprungsland etc.). För att studera detta gjordes en stratifierad analys, där kejsarsnittsfrekvensen i en viss grupp av kvinnor för varje 4-årsperiod jämfördes med de övriga åren (figur 10). Märk väl att figuren *inte* redovisar skillnader i frekvens mellan de olika grupperna av kvinnor (detta har redan redovisats i figur 4), utan det som visas i figur 8 är ökningen av kejsarsnittsriskerna över tiden för varje grupp av kvinnor.

Kejsarsnittsökning per Maternell Karakteristika



Figur 10. Redovisning av kejsarsnittsutvecklingen (fullgångna huvudbjudna enkelbörder) bland olika grupper av kvinnor. För varje grupp (åldersgrupp, paritetsgrupp, rökgrupp, utbildningsgrupp, BMI-grupp och ursprungslandsgrupp) är kejsarsnittsfrekvensen vid en viss 4-årsperiod jämförd med kejsarsnittsfrekvensen i denna grupp av kvinnor de övriga åren. 95 % konfidensintervall som vertikala linjer.

Som framgår av figur 10 var ökningen av kejsarsnittsfrekvensen påtaglig i alla de redovisade undergrupperna. Det är möjligt att frekvensen jämförelsevis ökade något mer bland kvinnor i åldern 30–34 år än vad den gjorde bland kvinnor i övriga åldrar. Detta kan dock vara en effekt av att medelåldern inom denna grupp blev något högre över tiden. Bland kvinnor som är födda utanför Sverige steg möjligtvis kejsarsnittsfrekvensen något mindre än bland svenskfödda kvinnor. Detta kan, tillsammans med många andra faktorer, bero på att sammansättningen av nationaliteter inom invandrargruppen förändrats över tiden.

Uppgift om indikation till kejsarsnitt saknas i MFR. Vad man kan göra för att försöka skatta indikation för ett visst kejsarsnitt är att studera de diagnoser som ställts i samband med förlossningen. En komplicerande faktor är att man under den studerade tidsperioden bytt diagnossystem; 1990–1996 användes ICD9, 1997 gick större delen av landet över till ICD10. Vid analyser som lett fram till denna rapport har ett flertal grupperingar av diagnoser testats, och ansträngningar har gjorts för att åstadkomma en gruppering som dels är kliniskt meningsfull, dels är något sånär robust över diagnossyste-

men. Det visade sig t.ex. att det inte var meningsfullt att skilja mellan dystoci och disproportion – förhållandet mellan dessa grupper förändrades drastiskt med diagnossystemsbytet. Det visade sig också vara omöjligt att studera den förmodligen ganska stora gruppen kejsarsnitt p.g.a. misslyckade inductioner över tiden. Även denna grupp fick av nödvändighet ingå i den stora grupp kejsarsnitt som utfördes p.g.a. någon form av värksvaghet eller annan förlossningssvårighet innan någon fetal påverkan kunde skönjas. Ett par av grupperna baserades inte enbart på diagnoser utan även på annan information i MFR (t.ex. födelsevikt > 4,5 kg och tidigare kejsarsnitt som förutom specifik diagnoskod baserades på information från kvinnans eventuella tidigare förlossningar).

I tabell 2 redovisas de grupper som användes. En fullständig redovisning av de kriterier som tillämpats finns i Appendix B. Kolumn 1 visar antalet kejsarsnitt bland fullgångna huvudbudna enkelbörder vid vilken en viss diagnos ställdes. Varje moder kan således representeras flera gånger. I kolumn 2 redovisas istället resultatet av ett hierarkiskt system där det för varje kejsarsnitt har valts endast en diagnosgrupp. Diagnosgrupperna är hierarkiskt ordnade i den ordning som de står. Detta innebär t.ex. att antalet kejsarsnitt med "humanitär" indikation i den andra kolumnen representerar de förlossningar där en sådan diagnos givits utan att det har satts någon av de diagnoser som deklarerats i raderna ovanför.

Märk väl att den hierarkiska ordningen i tabell 2 inte är ämnad att finna de underliggande tillstånd som föranledde att graviditeten behövde avslutas med kejsarsnitt. Hierarkin syftar endast till att kartlägga den situation/tillstånd som rådde då beslut om kejsarsnitt togs.

Tabell 2. Diagnoser bland kejsarsnittade fullgångna huvudbudna enkelbörder födda 1990–2001.

Indikationsgrupp	Totalt antal*	(%)	Hierarki**	(%)
Fetal påverkan/Fetalt tillstånd	29 106	(31,6)	29 106	(31,6)
Praevia/Ablatio/Blödning	2 848	(3,1)	1 917	(2,1)
Disprop/Dystoci/Barn>4500g/ Förl.hinder	44 551	(48,3)	32 973	(35,7)
Preeklampsi/överburenhet	16 371	(17,7)	2 940	(3,2)
Tidigare kejsarsnitt	31 253	(33,9)	14 110	(15,3)
"Humanitär"	17 768	(19,3)	6 312	(6,8)
Övrigt/okänt	4 890	(5,3)	4 890	(5,3)
Totalt antal kejsarsnitt	92 248		92 248	(100)

* "Totalt antal" redovisar alla kejsarsnittsförlossningar där en viss diagnos har ställts

** "Hierarki" representerar varje förlossning endast en gång enligt ett hierarkiskt system (i den ordning grupperna är listade).

Kriterier för grupptillhörighet är redovisade i Appendix B.

Som väntat utgjordes de största indikationsgrupperna för kejsarsnitt i fullgången tid av kejsarsnitt som utfördes p.g.a. dystoci/disproportion eller stort barn/förlossningshinder, samt av kejsarsnitt efter misstanke om fetal påverkan/fetalt tillstånd (t.ex. tillväxthämning, fosterasfyxi etc.). I ca en tredjedel av kejsarsnitten med indikation disproportion/dystoci/stort barn/förlossningshinder förelåg samtidigt en fetal påverkan, medan två tredjedelar av dessa kejsarsnitt utfördes innan någon fetal påverkan skett (åtminstone utan

att någon sådan diagnos sattes). En annan stor grupp var kejsarsnitt på kvinnor som upplevt ett tidigare kejsarsnitt. Denna grupp blev endast hälften så stor i det hierarkiska systemet då totalfrekvensen av dessa kejsarsnitt beaktades. Det betyder alltså att det för ca hälften av de kvinnor som fick ett andra kejsarsnitt samtidigt förelåg något av de tidigare i hierarkin förekommande tillstånden. Om den fortsatta analysen av diagnosgruppen ”tidigare kejsarsnitt” hade baserats på totalantalet kvinnor med ett andra kejsarsnitt, hade analysen blivit missledande eftersom det förra kejsarsnittet i ca hälften av fallen knappast var huvudindikation.

Gruppen med ”humanitär” indikation är intressant men svår att studera. Denna grupp kodas inte uniformt vid de olika förlossningsenheterna. Den gömmer sig bland ”kejsarsnitt av annan anledning” eller dylikt. Gruppen är som sagt intressant att studera, men enligt tabell 2 är den dock av måttlig storlek.

I gruppen av kejsarsnitt med indikation ablatio/praevia/blödning hade ca en tredjedel samtidigt en diagnos som antydde fetal påverkan. Gruppen kejsarsnitt med preeklampsi/överburenhet utgjordes till en stor del (ca 80 procent) av kejsarsnitt där samtidigt andra, högre upp i hierarkin förekommande, kejsarsnittsindikationer förelåg.

Gruppen av kejsarsnitt där ingen information om indikation gick att uppbringa var relativt liten (5 procent).

I Tabell 3 redovisas antal kejsarsnitt uppdelade på förlossningsstart och skattad indikation.

Tabell 3. Antal kejsarsnitt med en viss indikation uppdelat på förlossningsstart. Varje förlossning redovisas endast en gång enligt ett hierarkiskt system (i den ordning grupperna är listade).

	Förlossningsstart med kejsarsnitt		Vaginal förlossningsstart		Kejsarsnitt Totalt	
		(%)		(%)		(%)
Fetal indikation	4 651	(16,0)	24 455	(84,0)	29 106	(100)
Praevia/Ablatio/Blödning	965	(50,3)	952	(49,7)	1 917	(100)
Dispr/Dyst/> 4500g/ Förl.hinder	10 302	(31,2)	22 671	(68,8)	32 973	(100)
Preeklampsi/ överburenhet	1 620	(55,1)	1 320	(44,9)	2 940	(100)
Tidigare kejsarsnitt	11 394	(80,8)	2 716	(19,2)	14 110	(100)
'Humanitär'	5 075	(80,4)	1 237	(19,6)	6 312	(100)
Övrig/okänt	2 249	(46,0)	2 641	(54,0)	4 890	(100)
Totalt	36 256	(39,3)	55 992	(60,7)	92 248	(100)

Av tabellen framgår att endast 16 procent av de kejsarsnitt vid vilka det hade ställts en diagnos som indikerade att kejsarsnittet utfördes på någon form av fetal indikation, utfördes elektivt före förlossningsstart. Bland kejsarsnitt med praevia/ablatio/blödning som utfördes utan att någon fetal påverkan registrerats var ca hälften utförda före värkdebut. I den stora och blandade gruppen av kejsarsnitt med indikationen ”disproportion/dystoci/stort barn/förlossningshinder” (utan fetal indikation) var ca en tredjedel utförda före värkdebut. Grupperna ”Tidigare kejsarsnitt” (utan någon av de ovanstående indikationerna till kejsarsnitt) och ”Humanitär” indikation utgjordes till 80 procent av kejsarsnitt som utfördes före värkdebut. I gruppen

”övrigt/okänt” var fördelningen jämn mellan kejsarsnitt som utförts före värkdebut och kejsarsnitt som utförts vid vaginalstartade förlossningar.

I tabell 4 redovisas, för varje fyraårsperiod, hur stor andel av det totala antalet förlossningar som utgjordes av kejsarsnitt med en viss indikation.

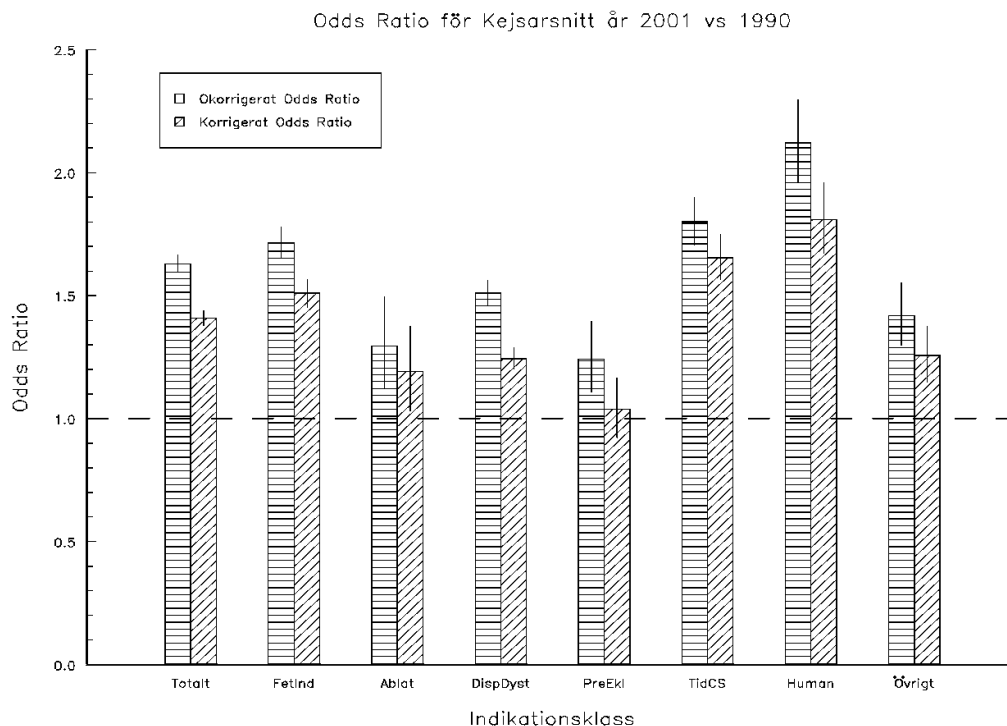
Tabell 4. För varje fyraårsperiod: andel av totalantalet förlossningar (endast fullgångna huvudbudna enkelbörder) som utgjordes av ett kejsarsnitt med en viss indikation. Varje förlossning redovisas endast en gång enligt ett hierarkiskt system (i den ordning grupperna är listade).

	1990-1993		1994-1997		1998-2001	
Kejsarsnittsindikation		(%)		(%)		(%)
Fetal påverkan	9 746	(2,4)	9 451	(2,8)	9 909	(3,4)
Praevia/Ablatio/ Blödning	703	(0,2)	611	(0,2)	603	(0,2)
Dispr/Dyst/>4500g/ Förl.hinder	11 883	(2,9)	9 994	(3,0)	11 096	(3,9)
Preeklampsi/ överburenhet	1 085	(0,3)	1 002	(0,3)	853	(0,3)
Tidigare kejsarsnitt	4 742	(1,2)	4 379	(1,3)	4 989	(1,7)
'Humanitär'	1 975	(0,5)	1 939	(0,6)	2 398	(0,8)
Övrigt/okänt	1 928	(0,5)	1 220	(0,4)	1 742	(0,6)
Totalt antal förlossningar	405 625	(100)	335 856	(100)	287 594	(100)

De stora grupperna ”fetal påverkan” och ”disproportion/dystoci/stort barn”, tycks öka ungefär lika mycket från den tidigaste perioden till den senaste. Gruppen med ”humanitär” indikation uppvisade en procentuellt stark ökning, men ligger även under den senaste perioden på en måttlig nivå (mindre än en procent av alla förlossningar).

Som tidigare framhållits är det, med tanke på den kraftigt förändrade barnafödande populationen, inte särskilt intressant att endast betrakta procenttal. För att adekvat studera de olika indikationsgruppernas bidrag till den observerade ökningen av kejsarsnitt krävs det att man justerar för de samvarierande faktorer som nämnts tidigare i rapporten.

Figur 11 visar resultaten från en multipel logistisk regression efter korrigering för maternell ålder, paritet, rökning, BMI samt födelseland. Riskesimaten är uttryckta som oddskvoter för kejsarsnitt med en viss indikation jämfört med alla vaginalförlossningar 2001 vs 1990. Detaljerade resultat och specifikation av den använda modellen finns i Appendix C.



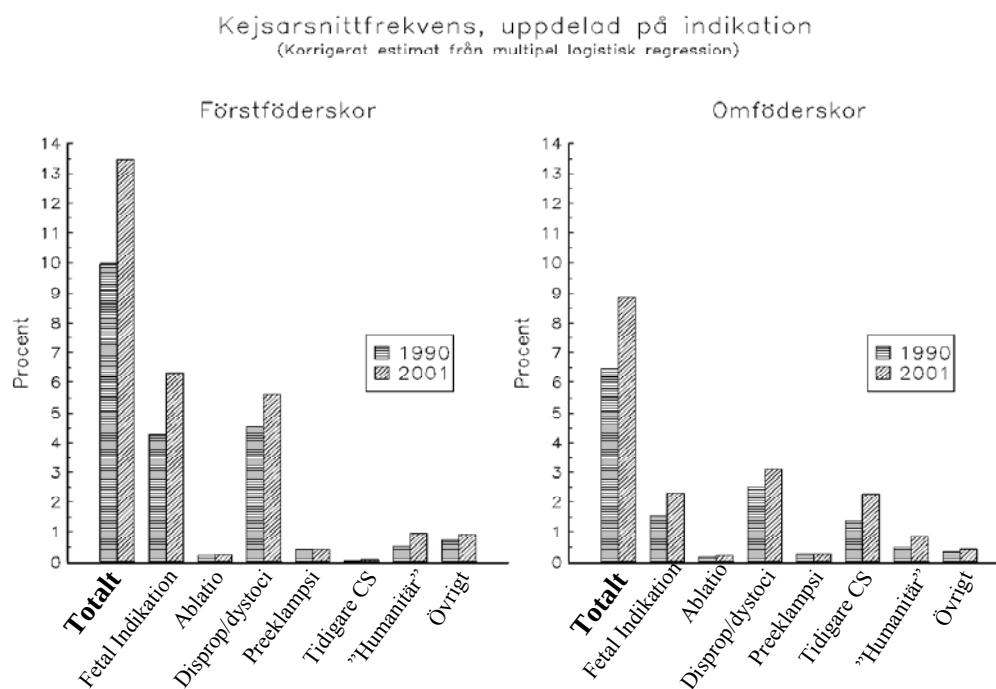
* Estimaterna bygger på den årliga förändring som estimerades från en multipel logistisk regressionsanalys där hela studieperioden beaktades.

Figur 11. Oddsquot för kejsarsnitt med viss indikation (jämfört med alla vaginalförlösningar) år 2001 vs år 1990*. Resultat från multipel logistisk regression, okorrigerat, samt efter korrigering för maternell ålder, paritet, rökning, BMI samt födelse-land. Detaljerade resultat och specifikation av den använda modellen finns i Appendix C. 95 % konfidensintervall som vertikala linjer.

Även efter korrigering för de samvarierande faktorerna kan en säkerställd ökning av kejsarsnittsfrekvensen konstateras inom alla dessa indikationsgrupper med undantag av gruppen ”preeklampsi”. Den grupp av kejsarsnitt som ökade mest var de med ”humanitär” indikation. Även kejsarsnitt med indikationerna ”fetal påverkan” och ”tidigare kejsarsnitt” ökade kraftigt.

Om man söker efter den främsta anledningen till att kejsarsnittsfrekvensen ökat så kraftigt kan man dock inte enbart titta på stegringen inom varje indikationsgrupp. Även om kejsarsnittet med ”humanitär indikation” ökade kraftigt måste man komma ihåg att denna grupp, även år 2001, inte utgjorde någon betydande andel av alla kejsarsnitt.

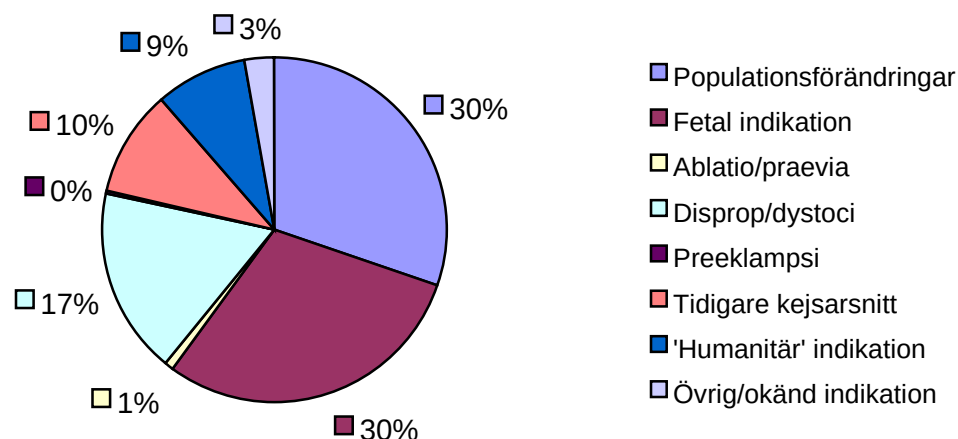
I figur 12 har estimaterna från den logistiska regressionen använts för att skatta frekvensen av kejsarsnitt. Dessa procenttal kan ses som skattningar av de kejsarsnittsfrekvenser som hade förelagat om populationskaraktäristika hade varit konstant under tidsperioden, och populationen hela tiden hade utgjorts av en ”normalpopulation”.



Figur 12. Estimerad frekvens kejsarsnitt bland totalantal förlossningar med fullgångna huvudbudna enkelbörder. Total kejsarsnittsfrekvens, samt frekvens uppdelad på indikationsklasser. Estimaten är baserade på resultat från multipla logistiska regressioner där det har korrigerats för ålder, rökning, paritet, BMI samt födelseland, och gäller kvinnor som motsvarar riksgenomsnittet när det gäller ålder, BMI, rökning och andel utlandsfödda.

Av figuren kan man t.ex. utläsa att 6,3 procent av alla förstföderskor som förlöstes år 2001 förlöstes med kejsarsnitt med fetal indikation. År 1990 var motsvarande andel 4,2 procent. Det är uppenbart att den grupp av kejsarsnitt som mest bidrog till stegringen av kejsarsnitt (åtminstone bland förstföderskor) är gruppen av medicinskt indikerade kejsarsnitt som sannolikt utfördes p.g.a. misstanke om en fetal påverkan/tillstånd. Vidare bidrog, bland såväl förstföderskor som omföderskor, gruppen kejsarsnitt med "humanitär" indikation måttligt till den totala ökningen av kejsarsnittsfrekvensen. Bland omföderskor bidrog även kejsarsnitt på tidigare kejsarsnittade mödrar substantiellt till ökningen av kejsarsnittsfrekvensen. De mödrar som föder sitt första barn med kejsarsnitt på "humanitär" indikation och senare föder ett andra barn – även det med kejsarsnitt – kommer således något ologiskt att hamna i "tidigare kejsarsnittgruppen". Man skall således ha i åtanke att en viss underskattning av gruppen med kejsarsnitt på "humanitär" indikation är inbyggd i modellen. Kejsarsnittsfrekvensen bland kvinnor som tidigare förlöstes med kejsarsnitt ökade dock måttligt under tidsperioden. Bland tidigare kejsarsnittsförlösta kvinnor var frekvensen 44 procent år 1990 och 50 procent år 2001. Den kraftiga ökningen av kejsarsnitt p.g.a. "tidigare kejsarsnitt" tycks snarare bero på att andelen kvinnor med ett tidigare kejsarsnitt ökat än en ökande tendens att förlösa tidigare kejsarsnittsförlösta kvinnor med kejsarsnitt.

Enligt den logistiska regressionsanalysen var den årliga, okorrigerade ökningen av kejsarsnitt ca 4,2 procent. Med detta estimat blir ökningen mellan år 1990 och 2001 ca 58 procent. För att än mer åskådligt visa populationsförändringarnas och de olika indikationsgruppernas bidrag till ökningen av kejsarsnittsfrekvensen 1990–2001 är de olika anledningarna presenterade i ett cirkeldiagram, där hela cirkelns area motsvaras av den framräknade totala, okorrigerade ökningen (58 procent).



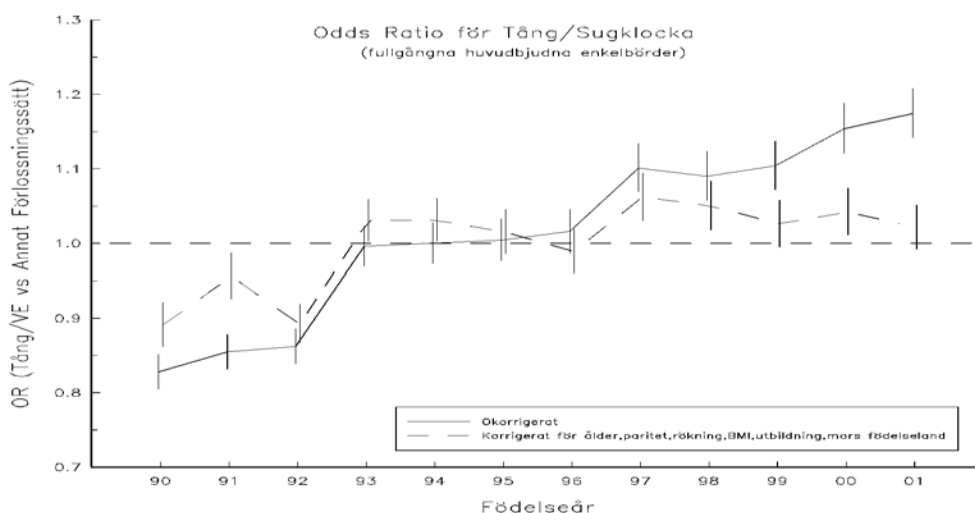
Figur 13. Populationsförändringars och indikationsklassers (hierarkiskt system) bidrag till total kejsarsnittsfrekvensökning bland fullgångna huvudbudna enkelbörder i Sverige 1990–2001.

En fråga man kan ställa sig är om den ökande frekvensen kejsarsnitt i någon mån kan förklaras av att man under den tidigare delen av tidsperioden oftare avslutade riskfyllda/långdragna förlossningar med sugklocka eller tång, och oftare avslutade med kejsarsnitt under de senare åren. Det visar sig dock att även andelen förlossningar som avslutats med sugklocka eller tång ökat under åren (tabell 5).

Tabell 5. Förlossningar bland fullgångna enkelbörder som avslutats med sugklocka eller tång (antal och procent).

Födelseår	Sugklocka/tång	(%)	Totalt antal födda	
1990	5 660	(5,6)	100 827	(100)
1991	6 016	(5,8)	104 172	(100)
1992	5 975	(5,8)	102 764	(100)
1993	6 434	(6,6)	97 862	(100)
1994	6 216	(6,6)	94 244	(100)
1995	5 743	(6,6)	86 736	(100)
1996	5 374	(6,7)	80 372	(100)
1997	5 340	(7,2)	74 504	(100)
1998	4 949	(7,1)	69 602	(100)
1999	5 099	(7,2)	70 959	(100)
2000	5 304	(7,5)	71 059	(100)
2001	5 750	(7,6)	75 974	(100)
Totalt	67 860	(6,6)	1 029 075	(100)

Ökningen av antalet förlossningar som avslutades med sugklocka eller tång kvarstod, men var mycket mindre uttalad, då det korregerats för ålder, paritet, rökning, BMI samt moders födelseland (figur 14). Det finns i alla fall inget som tyder på att användningen av sugklocka/tång har minskat under 1990-talet.



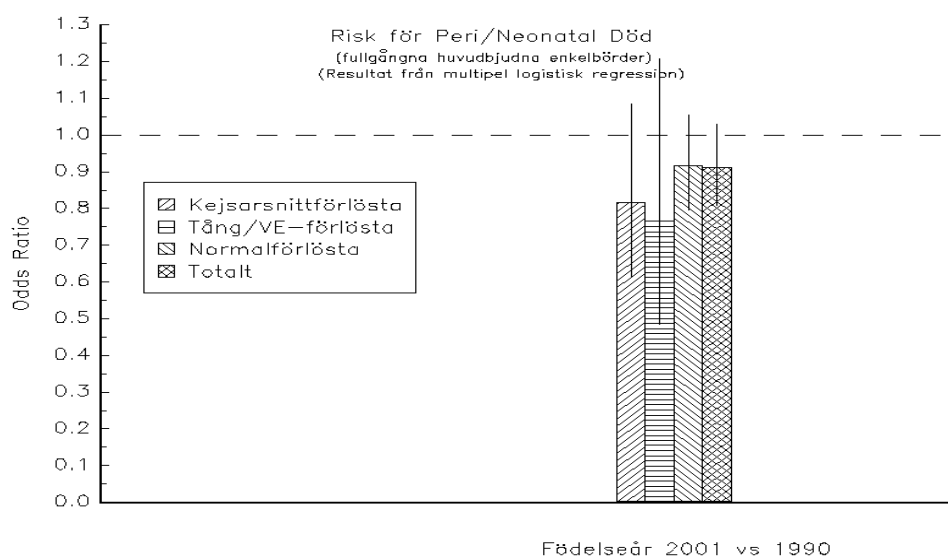
Figur 14. Risk för att en förlossning avslutas med tång/sugklocka ett visst år jämfört med motsvarande risk övriga år. OR med 95 % KI som vertikala linjer.

Givetvis undrar man om det kraftigt ökade antalet kejsarsnitt som utförs på fetal indikation beror på att antalet riskfyllda graviditeter och förlossningar ökar, eller om man ingriper oftare p.g.a. en bättre diagnostik och identifiering av risksituationer. Ett grovt mått på de nyfödda barnens hälsa utgörs av dödligheten (dödföddhet + neonatal död före 1 månads ålder).

Tabell 6. Peri- och neonatal dödlighet per förlossningssätt och period. Fullgångna huvudbudna enkelbördar (med kända uppgifter om maternell ålder, paritet, rökvanor i tidig graviditet samt nationalitet).

	1990–1993			1994–1997			1998–2001		
	Döda	(‰)	Totalt födda	Döda	(‰)	Totalt födda	Döda	(‰)	Totalt födda
Normalförlossning	894	(2,6)	349 478	620	(2,2)	284 587	585	(2,5)	234 902
Kejsarsnitt	182	(5,7)	32 062	141	(4,9)	28 596	149	(4,7)	31 590
Tång/VE	72	(3,0)	24 085	69	(3,0)	22 673	57	(2,7)	21 102
Totalt	1148	(2,8)	405 625	830	(2,5)	335 856	791	(2,8)	287 594

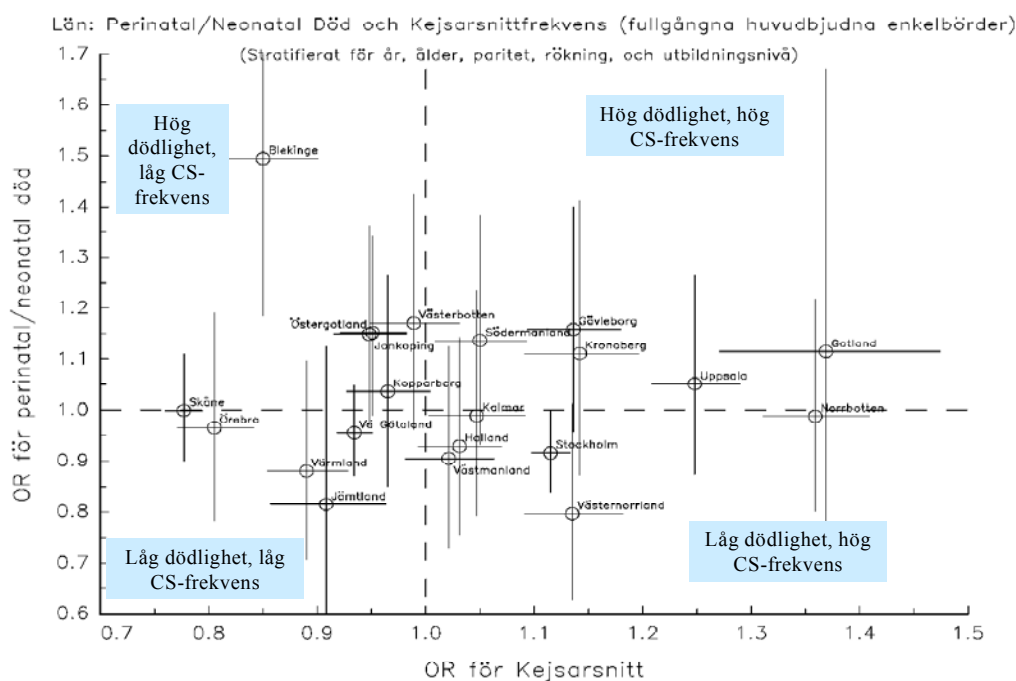
De barn som fötts efter kejsarsnitt löpte som synes en betydligt större risk att dö perinatalt än vaginalförlösta barn. Detta torde, åtminstone till allra största delen, vara betingat av de faktorer som ledde till att ett beslut om kejsarsnitt togs och inte av kejsarsnittet i sig. Möjligtvis kan man ana en med åren något minskande risk för peri- och neonatal död bland de kejsarsnittade barnen under 1990-talet. Detta skulle i så fall knappast vara en följd av att rutinerna vid ingreppet förbättrats, utan av att den grupp av barn som föddes efter kejsarsnitt under den sista perioden mådde bättre då beslut om ingrepp gjordes. Någon statistiskt säkerställd minskning av dödligheten bland fullgångna huvudbudna enkelbördar kunde dock inte upptäckas (figur 15).



Figur 15. Förändringar över tiden av risk för peri- och neonatal död bland tre kohorter: Barn födda efter kejsarsnitt, barn födda med sugklocka/tång och barn födda efter normal vaginal förlossning. Fullgångna huvudbudna enkelbördar. Resultat av multipel logistisk regression där justering för maternell ålder, paritet och rökning gjorts. Figuren bygger på den årliga förändring som estimerades från en multipel logistisk regressionsanalys där hela studieperioden beaktades. 95 % konfidensintervall som vertikala linjer.

För att mer ingående undersöka eventuella samband mellan generell kejsarsnittsfrekvens och peri- och neonatal dödlighet gjordes länsvisa jämförelser.

Tabell 7 visar frekvensen uppdelat på kvinnornas boendelän och 4-årsperiod. Vidare visas för varje län ett mått på ökningstakten av kejsarsnittsfrekvensen uttryckt i form av ett OR för kejsarsnitt (år 1990 jämfört med år 2001). Av tabellen framgår det att frekvensen ökade i samtliga län, och att ökningen dessutom var statistiskt säkerställd i alla län utom ett. Som framgår av tabell 7 skiljer sig frekvensen mellan de svenska länen markant. Om en hög generell kejsarsnittsfrekvens främst skulle spegla tidigare ingripande vid risksituationer skulle man förvänta sig att län med hög kejsarsnittsfrekvens skulle uppvisa en jämförelsevis låg peri- och neonatal dödlighet. Med ledning av figur 16 går det dock inte skönja några som helst samband mellan län med en generellt sett hög kejsarsnittsfrekvens och minskad risk för peri- och neonatal död.

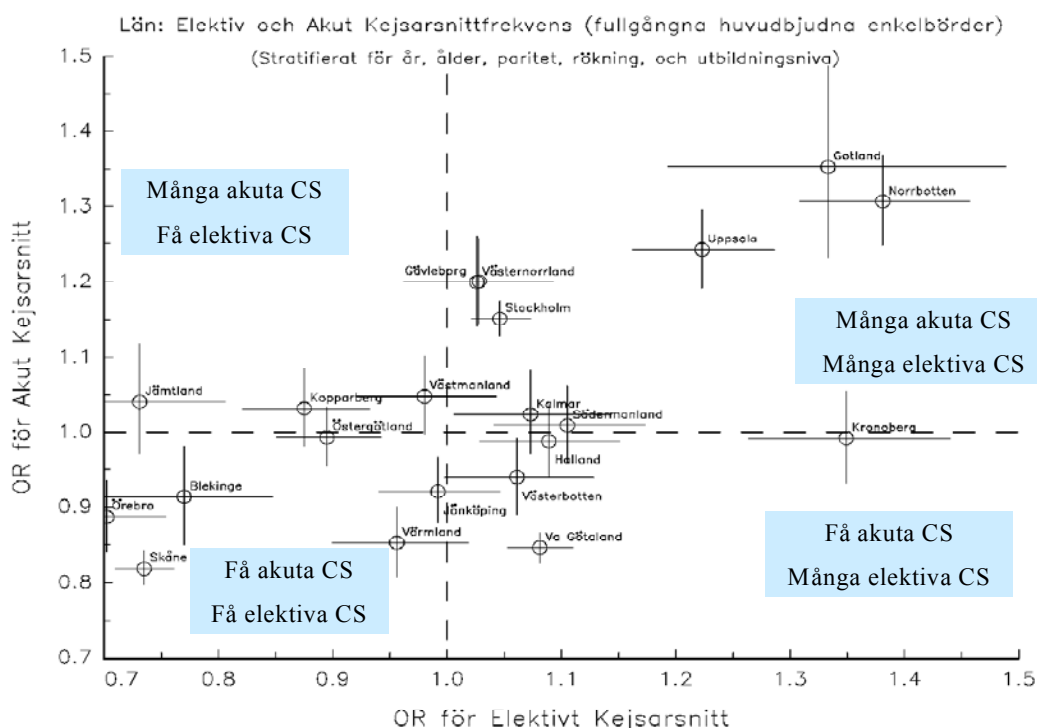


Figur 16. Samband mellan generell kejsarsnittsfrekvens (visst län vs alla övriga län) och dödföddhet/neonatal död (peri- och neonatal död visst län vs alla övriga län). Varje län representeras av ett "kors". Oddsquot för kejsarsnitt med 95 % konfidensintervall som horisontella linjer, samt oddsquot för peri- och neonatal död med 95 % konfidensintervall som vertikala linjer. 1990–2001.

Tabell 7. Kejsarsnittsfrekvens per län. Fullgångna huvudbudna enkelbölder, antal och procent.

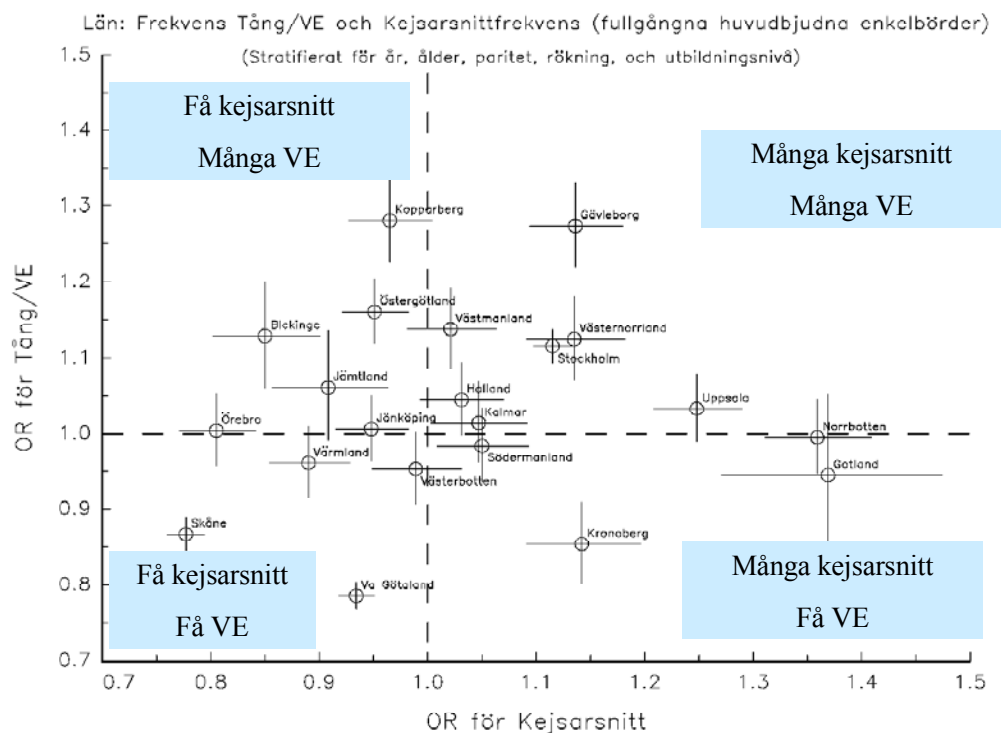
	CS		1990-93		CS		1994-97		CS		1998-01		CS		1990-01		OR 1990vs2001	
		(%)		(%)		(%)		(%)		(%)		(%)		(%)		(%)		(95 %CI)
Stockholm	7913	(9,5)	83525	(100)	7368	(10,2)	72498	(100)	8311	(13,5)	61726	(100)	23592	(10,8)	217749	(100)	1,49	(1,42-1,55)
Uppsala	1441	(10,1)	14256	(100)	1314	(10,7)	12228	(100)	1487	(14,0)	10631	(100)	4242	(11,4)	37115	(100)	1,48	(1,33-1,64)
Södermanland	1001	(8,4)	11933	(100)	887	(9,3)	9506	(100)	889	(11,0)	8113	(100)	2777	(9,4)	29552	(100)	1,34	(1,18-1,52)
Östergötland	1499	(7,6)	19616	(100)	1330	(8,1)	16503	(100)	1506	(10,8)	13986	(100)	4335	(8,7)	50105	(100)	1,56	(1,41-1,73)
Jönköping	1309	(8,0)	16344	(100)	1068	(8,1)	13109	(100)	1120	(9,7)	11527	(100)	3497	(8,5)	40980	(100)	1,19	(1,07-1,33)
Kronoberg	748	(9,2)	8160	(100)	663	(9,9)	6713	(100)	696	(11,9)	5840	(100)	2107	(10,2)	20713	(100)	1,37	(1,18-1,58)
Kalmar	913	(8,3)	10997	(100)	793	(9,3)	8556	(100)	743	(11,1)	6702	(100)	2449	(9,3)	26255	(100)	1,41	(1,23-1,61)
Gotland	318	(11,3)	2810	(100)	262	(12,6)	2086	(100)	239	(14,2)	1687	(100)	819	(12,4)	6583	(100)	1,27	(1,00-1,61)
Blekinge	358	(5,6)	6386	(100)	408	(7,6)	5341	(100)	509	(10,9)	4690	(100)	1275	(7,8)	16417	(100)	2,29	(1,90-2,76)
Skåne	3437	(6,9)	49747	(100)	3020	(7,2)	41765	(100)	3514	(9,3)	37861	(100)	9971	(7,7)	129373	(100)	1,39	(1,30-1,48)
Halland	1124	(9,0)	12548	(100)	940	(8,7)	10809	(100)	1095	(11,6)	9418	(100)	3159	(9,6)	32775	(100)	1,33	(1,18-1,49)
Västra Götaland	5619	(7,9)	71247	(100)	5148	(8,7)	59074	(100)	5559	(10,8)	51641	(100)	16326	(9,0)	181962	(100)	1,47	(1,39-1,54)
Värmland	863	(6,9)	12463	(100)	814	(8,3)	9813	(100)	860	(10,3)	8328	(100)	2537	(8,3)	30604	(100)	1,68	(1,47-1,91)
Örebro	838	(6,8)	12347	(100)	675	(7,0)	9633	(100)	765	(8,9)	8571	(100)	2278	(7,5)	30551	(100)	1,29	(1,13-1,48)
Västmanland	938	(7,5)	12478	(100)	889	(9,0)	9881	(100)	966	(12,1)	7985	(100)	2793	(9,2)	30344	(100)	1,80	(1,58-2,04)
Kopparberg	1047	(8,0)	13108	(100)	841	(8,3)	10167	(100)	923	(11,0)	8389	(100)	2811	(8,9)	31664	(100)	1,51	(1,34-1,72)
Gävleborg	1197	(9,3)	12851	(100)	958	(9,7)	9874	(100)	1019	(12,2)	8354	(100)	3174	(10,2)	31079	(100)	1,36	(1,21-1,53)
Västernorrland	934	(8,5)	10964	(100)	884	(9,8)	9038	(100)	981	(13,1)	7504	(100)	2799	(10,2)	27506	(100)	1,79	(1,58-2,04)
Jämtland	515	(8,2)	6251	(100)	400	(8,3)	4811	(100)	359	(9,8)	3662	(100)	1274	(8,7)	14724	(100)	1,18	(0,98-1,42)
Västerbotten	989	(7,8)	12606	(100)	839	(8,4)	10032	(100)	778	(11,1)	6992	(100)	2606	(8,8)	29630	(100)	1,51	(1,32-1,73)
Norrbottn	1281	(10,3)	12452	(100)	1075	(11,2)	9580	(100)	1173	(14,5)	8093	(100)	3529	(11,7)	30125	(100)	1,50	(1,34-1,68)
Totalt	34282	(8,3)	413089	(100)	30576	(9,0)	341017	(100)	33492	(11,5)	291700	(100)	98350	(9,4)	1045806	(100)	1,41	(1,38-1,44)

På liknande sätt har förhållandet studerats mellan de länsvisa frekvenserna av elektiva kejsarsnitt (här förlossningar som startade med kejsarsnitt) och akuta kejsarsnitt (här förlossningar som startade vaginalt men avslutades med kejsarsnitt) (figur 17). Med figuren som underlag går det inte att säga att man i de län som hade en hög andel elektiva kejsarsnitt lyckades förhållandevis bra med att undvika akuta kejsarsnitt. Tvärtom kan man utläsa att de flesta av de län som hade en generellt sett hög frekvens elektiva kejsarsnitt, även hade en hög andel akuta. Likaledes hade de flesta av de län som hade en låg frekvens elektiva kejsarsnitt även en låg frekvens akuta kejsarsnitt.



Figur 17. Samband mellan elektiv och akut kejsarsnittsfrekvens (visst län vs alla övriga län). Varje län representeras av ett "kors". Oddskvot för elektivt kejsarsnitt med 95 % konfidensintervall som horisontella linjer, samt oddskvot för akut kejsarsnitt med 95 % konfidensintervall som vertikala linjer. 1990–2001.

Figur 18 visar användning av sugklocka/tång i relation till kejsarsnittsfrekvensen. Här går det inte att skönja några klara samband. Det tycks inte finnas några data som stöder hypotesen att län där man har en relativt hög kejsarsnittsfrekvens har lägre eller högre andel förlossningar med sugklocka eller tång.



Figur 18. Samband användning av Tång/sugklocka och kejsarsnittsfrekvens (visst län vs alla övriga län). Varje län representeras av ett "kors". Oddskvot för kejsarsnitt med 95 % konfidensintervall som horisontella linjer, samt oddskvot för tång/sugklocka med 95 % konfidensintervall som vertikala linjer. 1990–2001.

Sammanfattning Del 1

Kejsarsnittsfrekvensen i Sverige 1990–2001

Kejsarsnittsfrekvensen ökade från 10,9 procent år 1990 till 16,6 procent år 2001. Större delen av denna ökning skedde inom gruppen fullgångna huvudbjudna enkelbörder där andelen kejsarsnitt ökat från 8,1 procent år 1990 till 12,2 % år 2001.

Av ökningen bland fullgångna huvudbjudna enkelbörder berodde ca

- 30 procent på förändringar i populationen (f.f.a. ålder, paritet, BMI)
- 30 procent på en ökning av kejsarsnitt med fetal indikation
- 10 procent på en ökning av kejsarsnitt p.g.a. tidigare kejsarsnitt
- 9 procent på sannolikt psykosocial indikation (denna grupp var den som ökade mest)
- 21 procent på en ökning av övriga/okända indikationer.

Kejsarsnittsfrekvensen ökade i alla län, och i alla grupper av kvinnor. Även användning av sugklocka/tång ökade under den studerade tidsperioden. Den peri- och neonatala dödligheten bland fullgångna huvudbjudna enkelbörder var relativt oförändrad under tidsperioden. Det fanns stora skillnader i kejsarsnittsfrekvens mellan olika län. De län som hade hög frekvens elektiva kejsarsnitt hade i regel också en hög frekvens akuta kejsarsnitt. Inga samband kunde ses mellan länens generella kejsarsnittsfrekvens och risk för peri- och neonatal död.

Delstudie B.

Maternella komplikationer efter kejsarsnitt

Denna del av rapporten täcker data från förlossningar 1987–2000. De komplikationer som studerats har delats upp i fem grupper:

A – Riklig blödning

B – Sepsis/endometrit och förlossningssätt

C – Tromboemboliska komplikationer och förlossningssätt

D – Kejsarsnitt som riskfaktor för uterusruptur vid följande graviditet

E – Reoperationer efter kejsarsnitt

A – Riklig blödning vid kejsarsnitt

Kejsarsnitt som riskfaktor för blödning ledande till koagulationsrubbningar eller behov av blodtransfusion.

Under åren 1987–2000 rapporterades 915 (ca 0,8 ‰) fall av blodtransfusion till vaginalförlösta kvinnor till MFR. För kvinnor som förlöst med kejsarsnitt var motsvarande siffra 389 (2,6 ‰). Genom användning av information från slutenvårdregistret kunde ytterligare fall av blodtransfusion i samband med förlossning till 500 vaginalförlösta och 298 sectioförlösta kvinnor hittas. På samma sätt identifierades kvinnor som drabbats av blödning ledande till koagulationsrubbning. Tabell 1 nedan visar skattad prevalens av blodtransfusion och blödning ledande till koagulationsrubbning bland sectio- och vaginalförlösta.

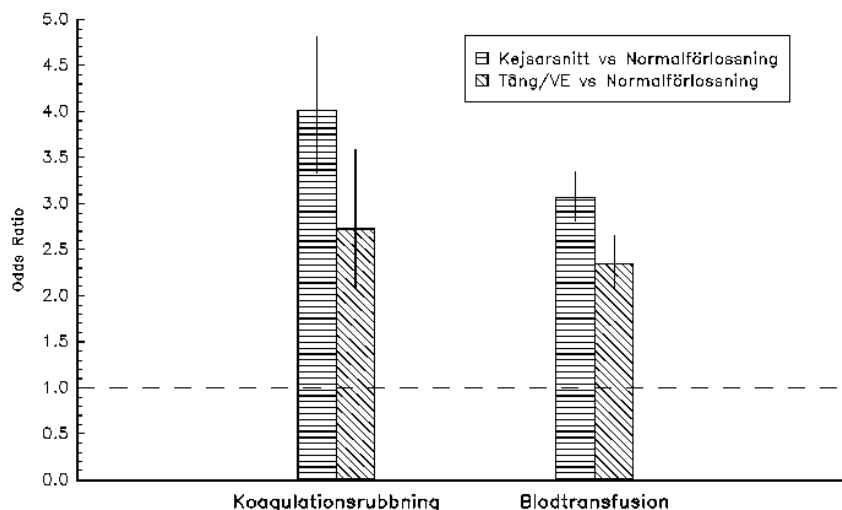
Tabell 1. Förlossningssätt, blodtransfusion och blödning ledande till koagulationsrubbning, antal och promille

	Normalförlossning		Kejsarsnitt		VE/tång		Totalt	
		(‰)		(‰)		(‰)		(‰)
Blodtransfusion	1 415	(1,3)	687	(4,6)	335	(4,0)	2 437	(1,8)
Koagulationsrubbning	261	(0,2)	160	(1,1)	65	(0,8)	486	(0,4)
Totalt	1 109 222	(1000)	150 308	(1000)	83 913	(1000)	1 343 443	(1000)

Det framgår således av tabellen att risken för blödning ledande till koagulationsrubbning eller/och behov av blodtransfusion är kraftigt förhöjd vid kejsarsnitt, men att risken för dessa utfall även är påtagligt förhöjd vid avslutning med sugklocka/tång. Dock skall man beakta att det, åtminstone för åtgärden blodtransfusion, råder en kraftig underrapportering. Denna borde i och för sig inte vara skev (i den meningen att rapporteringen vid blodtransfusion bland vaginalförlösta är sämre än motsvarande rapportering bland kvinnor som förlöst med kejsarsnitt), men den kraftiga underrapporteringen gör ändå att skattningen av riskskillnaden mellan vaginal- och kejsarsnittsförlösta blir något osäker.

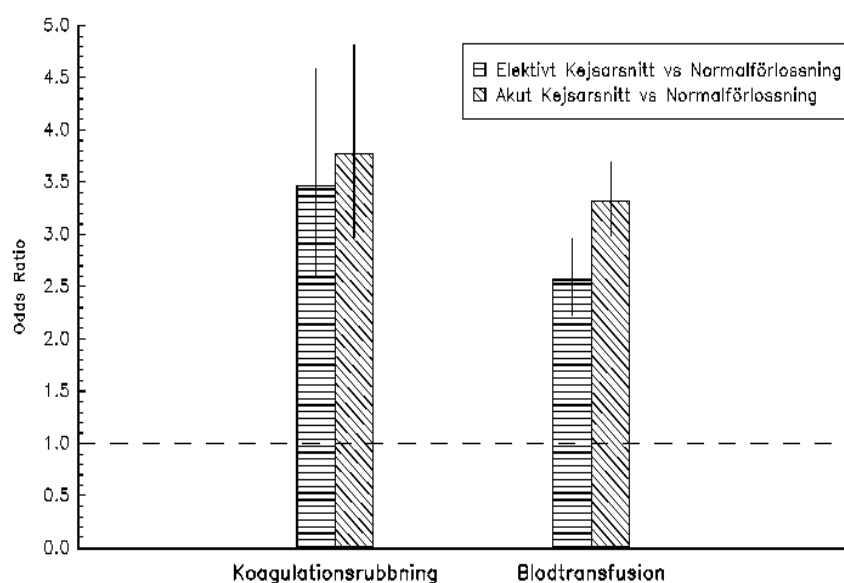
Eftersom moderns ålder, paritet och rökvanor kan tänkas påverka både förlossningssätt och eventuella komplikationer, bör man korrigera för dessa variab-

ler i analyser av förlossningssättets betydelse för maternella komplikationer. I Figur 1 visas oddskvot för blodtransfusion och koagulationsrubbnig bland mödrar som förlösts med kejsarsnitt eller sugklocka/tång, där hänsyn har tagits till moders ålder, paritet och rökvanor.



Figur 1a. Förlossningssätt som riskfaktor för blödning i samband med förlossning ledande till behov av blodtransfusion, eller ledande till koagulationsrubbnig. Oddskvot med 95 % konfidensintervall som vertikala linjer. 1987–2000.

Som tidigare nämnts saknas det i MFR före 1990 uppgift om huruvida kejsarsnittet varit elektivt eller akut. Från 1991/92 finns information om förlossningsstart. Sectio som förlossningsstart kan då tjäna som approximation till elektivt kejsarsnitt, medan de förlossningar som startat vaginalt men avslutas med kejsarsnitt med säkerhet kan bedömas som akuta. Från och med 1999 finns uppgift om elektivt/akut sectio.



Figur 1b. Förlossningssätt som riskfaktor för blödning i samband med förlossning ledande till behov av blodtransfusion eller till koagulationsrubbning. Oddskvot med 95 % konfidensintervall som vertikala linjer. 1990–2000.

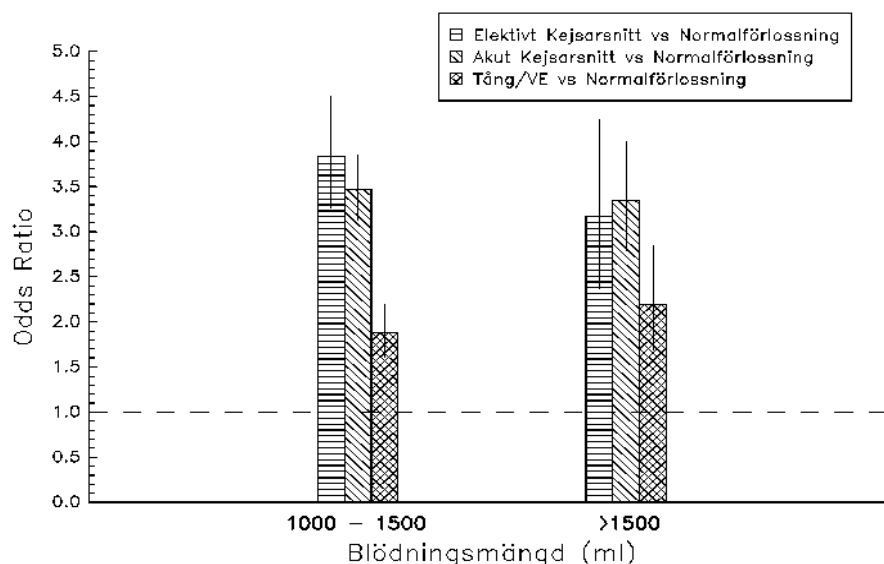
Av figur 1b ovan framgår således att risken för att kvinnan behöver en blodtransfusion efter förlossningen är väsentligt högre bland de akut snittade än de elektivt snittade. Även de elektivt snittade löper dock en avsevärt större risk att behöva en blodtransfusion efter förlossningen än de vaginalförlösta. För risk för blödning ledande till koagulationsrubbning är riskökningen bland de elektivt och akut snittade ungefär lika stor. Som tidigare nämnts skall dock den kraftiga underreporteringen för blodtransfusion dock tas med i beräkningen då man värderar fyndet.

I MFR finns ingen uppgift om blödningsmängd vid förlossning. För att uppskatta kejsarsnitt som riskfaktor för riklig blödning användes data från ett regionalt perinatalt kvalitetsregister som täcker samtliga 9 förlossningskliniker i Sydsverige, Perinatal Revision Syd (PRS).

Tabell 2. Förlossningssätt och blödningsmängd, antal och procent

Blödning (ml)	Normalförlossning (%)		Kejsarsnitt (%)		VE/tång (%)		Totalt (%)	
< 1000	63 999	(96,5)	7 285	(87,0)	3 289	(92,4)	74 573	(95,3)
1000-1500	1 774	(2,7)	846	(10,1)	201	(5,6)	2 821	(3,6)
> 1500	545	(0,8)	245	(2,9)	71	(2,0)	861	(1,1)
Totalt	66 318	(100)	8 376	(100)	3 561	(100)	78 255	(100)

Som framgår av tabell 2 löper kvinnor som förlösts med kejsarsnitt eller sugklocka/tång en klart ökad risk för att blöda 1000 ml eller mer. Den faktiska risken för kejsarsnittade kvinnor – 13 procent – manar till eftertanke. Precis som när utfallen blodtransfusion eller koagulationsrubbning studerades bör man i analysen av förlossningssättets inverkan på risk för riklig blödning ta hänsyn till moderns ålder och paritet. I figur 2 visas korregerade oddskvoter där kejsarsnitt även är uppdelade i elektiva och akuta.

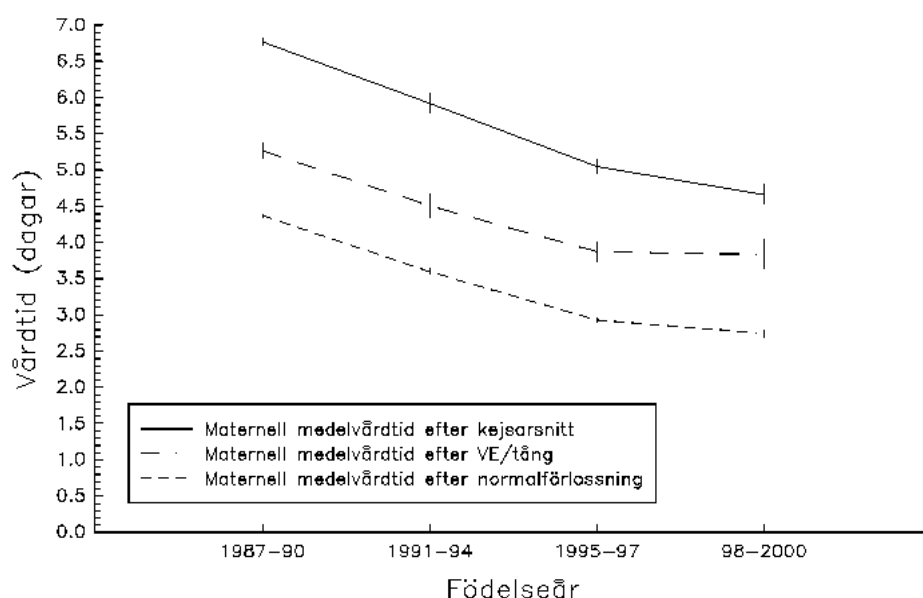


Figur 2. Förlossningssätt och risk för riklig blödning. Oddskvot stratifierade för födelseår, moders ålder, paritet samt närvaro av graviditetskomplikationer. 95 % konfidensintervall som vertikala linjer. Data från Perinatal Revision Syd 1995–2000.

Som framgår av figur 2 finns ett mycket klart samband mellan kejsarsnitt, sugklocka/tång och ökad risk för riklig blödning. Blödningsrisken tycks vara av samma storlek oavsett om kejsarsnittet betraktats som elektivt eller akut.

B – Sepsis/endometrit och förlossningssätt

Tyvärr går det varken i ICD9 eller i ICD10 att identifiera sepsis under barnsängstiden. Sepsis post partum ingår i den avsevärt större gruppen endometrit. Detta utfall är inte lätt att studera eftersom en stor andel av de kvinnor som råkar ut för endometrit sannolikt behandlas polikliniskt efter det att de skrivits ut från BB. Dessa sjukvårdstillfällen kommer inte att registreras eftersom register endast förs över diagnoser och åtgärder för patienter som är inskrivna för slutenvård. Därför är sannolikheten stor att risken för endometrit underskattas då många kvinnor hinner skrivas ut från BB innan symtom på endometrit visar sig.



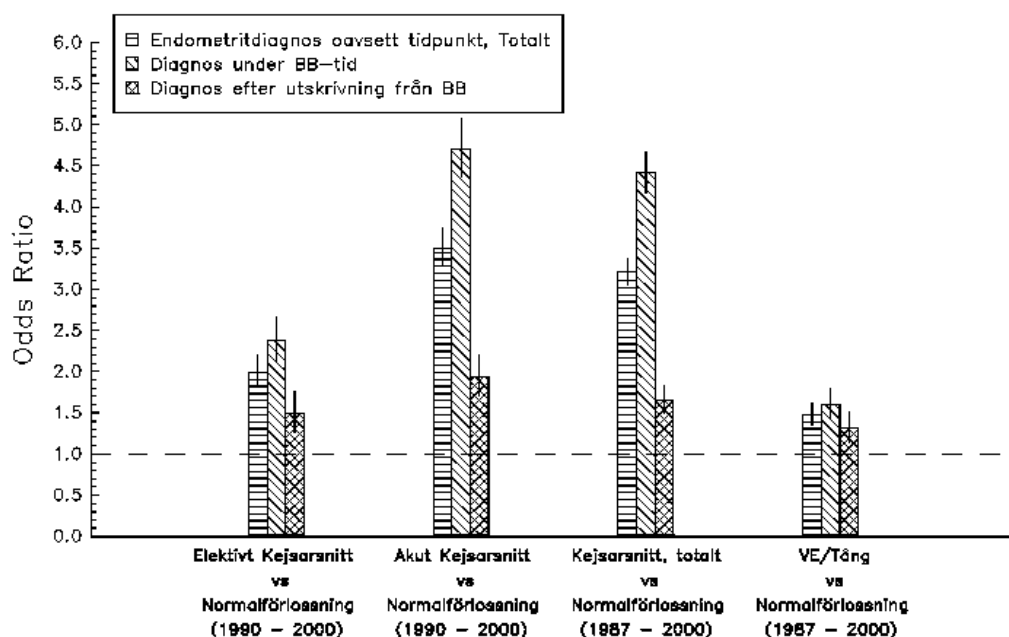
Figur 3a. Maternell medelvårdtid efter förlossning beroende på förlossningssätt. För att få en så rättvis jämförelse som möjligt har endast följande inkluderats: fullgångna enkelbörder, där barnen varit normalstora för tiden, haft Apgar ≥ 9 vid 5 minuter, gått hem samtidigt med modern samt saknat missbildningsdiagnos. Medelvårdtid med 95 % konfidensintervall som vertikala linjer.

Som framgår av figur 3a ovan vårdas kejsarsnittsförlösta kvinnor längre tid efter förlossning på BB-avdelning än vad vaginalförlösta kvinnor gör. Då man jämför risken för endometrit bland kejsarsnittsförlösta och vaginalförlösta kvinnor finns alltså en uppenbar risk att man överskattar riskökningen för kejsarsnittsförlösta kvinnor. I tabell 3 nedan visas fall som diagnostiserats före och efter utskrivning från BB separat. I gruppen ”diagnos under BB-tid” har, förutom de diagnoser som sattes under inskrivning vid BB, även de diagnoser som sattes vid sjukvårdstillfällen där inskrivning skett inom en vecka efter partus medräknats. De fall som diagnostiserats före utskrivning från BB är identifierade från MFR och/eller slutenvårdsregistret, medan de fall som diagnostiserats efter utskrivning från BB enbart är identifierade från slutenvårdsregistret.

Tabell 3. Endometrit/Sepsis och förlossningssätt, antal och procent. Diagnos efter BB-tid avser diagnoser för sjukhusvårdade patienter 7–364 dagar efter förlossningen (endast patienter som inte fick sin första diagnos under graviditet eller BB-tid). Kvinnor som fick sin första diagnos under graviditet vid ett vårdtillfälle som påbörjats tidigare än en dag före partus är exkluderade (241 normalförlösta, 473 kejsarsnittade, och 57 förlösta med sugklocka/tång).

	Normal förlossning	(‰)	Kejsarsnitt	(‰)	VE/tång	(‰)	Totalt	(‰)
Diagnos, totalt	4 700	(4,2)	2 147	(14,3)	588	(7,0)	7 435	5,5
Diagnos under BB-tid	2 602	(2,3)	1 667	(11,1)	365	(4,3)	4 634	3,3
Diagnos efter BB-tid	2 098	(1,9)	480	(3,2)	223	(2,7)	2 801	2,7
Totalt antal förlossningar	1 109 222	(1000)	150 308	(1000)	83 913	(1000)	1 343 443	(1000)

Av tabellen ovan framgår att kvinnor som förlöses med kejsarsnitt löper ungefär 1,5 procent risk att drabbas av endometrit, men det skall återigen framhållas att denna riskskattning sannolikt är underskattad eftersom kvinnor som sökt öppen vård inte medräknats. Som väntat är prevalensen för endometrit under BB-tid bland vaginalförlösta kvinnor än lägre. Det är, som tidigare framhållits, endast en liten del av de normalförlösta kvinnorna som vårdas så länge på BB-avdelning att symptom på endometrit hinner visa sig. Endast svåra fall av endometrit som motiverar en sjukhusinläggning kan således identifieras i denna grupp. Dock framgår det av tabell 2 att såväl kejsarsnittsförlösta kvinnor som kvinnor förlösta med sugklocka/tång även efter utskrivning från BB tycks ha en svag, men dock statistiskt signifikant, överrisk för endometrit/sepsis. Detta samband kvarstod även efter det att födelseår, moders ålder, paritet och rökvanor tagits hänsyn till (figur 3).



Figur 3b. Förlossningssätt som riskfaktor för endometrit/sepsis. Oddskvot stratifierade för födelseår, moders ålder, paritet och rökvanor. 95 % konfidensintervall som vertikala linjer. Med "diagnos under BB-tid" avses diagnoser rapporterade till MFR, eller diagnoser satta vid slutenvårdstillfälle som påbörjats inom sju dagar post partum.

Som framgår av figur 3b ökar risken för endometrit/sepsis framförallt vid akut kejsarsnitt. Dock är riskökningen bland elektivt snittade (även för diagnos efter utskrivning från BB) också den signifikant högre än motsvarande risk bland vaginalförlösta.

Man skulle kanske kunna tänka sig att en del av sambandet mellan endometrit och kejsarsnitt kunde orsakas av att kvinnor med för tidig hinnbristning löper en ökad risk för såväl kejsarsnitt som endometrit. Då man tog hänsyn till för tidig hinnbristning i analysen förändrades dock storleken på sambandet mellan endometrit och kejsarsnitt endast marginellt.

Även moderns BMI kan tänkas samvariera med både kejsarsnitt och endometrit. Korrigering för BMI påverkade dock inte heller riskskattningarna substantiellt.

Framtida undersökningar, då eventuellt även data från öppenvården inhämtats, får klarlägga hur stor den absoluta risken för behandlingskrävande endometrit efter förlossning är, och huruvida kvinnor som förlösts med kejsarsnitt eller sugklocka/tång löper en väsentligt ökad risk för denna åkomma.

C – Tromboemboliska komplikationer och förlossningssätt

De tromboemboliska komplikationer som studerats i detta avsnitt är:

1. Lungemboli
2. Djup ventrombos
3. Cerebral infarkt/trombos ("stroke")

Analysen försvåras dock av att det bland kvinnor som blivit diagnostiserade med tromboemboliska komplikationer i puerperiet kan finnas kvinnor som under graviditeten haft kejsarsnitt्सindikerande kardiovaskulära komplikationer. Även andra typer av kejsarsnitt्सindikerande graviditetskomplikationer kan tänkas utgöra en riskfaktor för kardiovaskulär sjukdom i efterförloppet. För att minska risken för denna typ av bias har i avsnittet om tromboemboliska komplikationer efter förlossning nedanstående kvinnor exkluderats.

Kvinnor exkluderades som under graviditet/förlossning varit slutenvårdade med någon av följande diagnoser:

- essentiell hypertoni, graviditetshypertoni, preeklampsi, eklampsi
- djup ventrombos under graviditet
- för tidig avlossning av placenta (ablatio placentae)
- hjärnblödning
- aneurysm (aorta- eller annan)
- malign tumörsjukdom.

Vidare exkluderades alla flerbördsförlossningar samt kvinnor som blev diagnostiserade med något av de studerade tillstånden vid ett vårdtillfälle som påbörjats under graviditet (< 1 dag före partus).

Tabell 4 nedan redovisar antalet kvinnor som under barnsängstiden diagnostiserats med lungemboli, djup ventrombos, cerebral trombos, eller något av dessa tillstånd. Tabellen visar också, för vart och ett av tillstånden, en oddskvot då risken vid kejsarsnitt jämförts med motsvarande risk bland vaginalt avslutade förlossningar.

Tabell 4. Tromboemboliska komplikationer och förlossningssätt, antal och promille. Diagnos under BB-tid avser diagnoser som är rapporterade till MFR eller diagnoser som givits vid ett annat slutenvårdstillfälle som påbörjats < 7 dagar efter förlossningen. Diagnos efter BB-tid avser diagnoser för sjukhusvårdade patienter 7-364 dagar efter förlossningen (endast patienter som inte fick sin första diagnos under graviditet eller BB-tid).

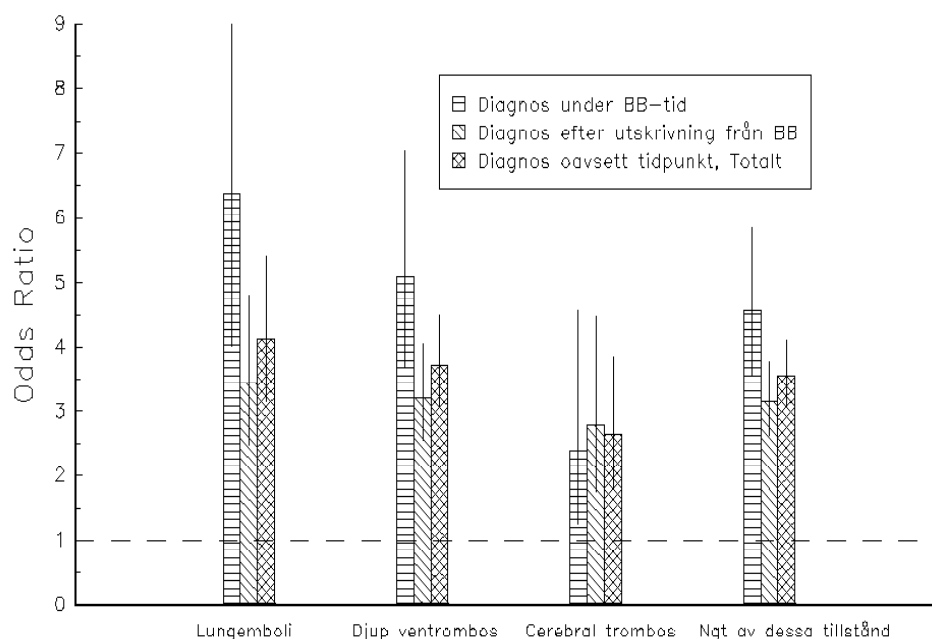
	Kejsarsnitt		Vaginalförlösta		Oddsquot (95 % CI)	
	n	(%)	n	(%)		
Lungemboli						
Diagnos under BB-tid	24	(0,18)	31	(0,03)	6,4	(4,0 – 10,1)
Diagnos efter BB-tid	43	(0,32)	100	(0,09)	3,4	(2,5 – 4,8)
Diagnos, totalt	67	(0,51)	131	(0,11)	4,1	(3,2 – 5,4)
Djup ventrombos						
Diagnos under BB-tid	53	(0,40)	82	(0,07)	5,1	(3,7 – 7,0)
Diagnos efter BB-tid	88	(0,66)	244	(0,21)	3,2	(2,5 – 4,1)
Diagnos, totalt	141	(1,06)	326	(0,28)	3,7	(3,1 – 4,5)
Cerebral trombos						
Diagnos under BB-tid	11	(0,08)	38	(0,03)	2,4	(1,2 – 4,6)
Diagnos efter BB-tid	21	(0,16)	66	(0,06)	2,8	(1,7 – 4,5)
Diagnos, totalt	32	(0,24)	104	(0,09)	2,6	(1,8 – 3,9)
Någon diagnos av lungemboli, djup ventrombos, eller cerebral trombos						
Diagnos under BB-tid	85	(0,64)	150	(0,13)	4,6	(3,6 – 5,8)
Diagnos efter BB-tid	144	(1,09)	394	(0,34)	3,2	(2,6 – 3,8)
Diagnos, totalt	229	(1,73)	544	(0,47)	3,6	(3,1 – 4,1)
Ingen diagnos av lungemboli, djup ventrombos, eller cerebral trombos						
	132 180		1 148 214		referenser	
Totalt antal förlossningar^a	132 409		1 148 758			

^aKvinnor som blev diagnostiserade med någon tromboembolisk komplikation under graviditet vid ett vårdtillfälle som påbörjats tidigare än en dag före partus är exkluderade. Flerbörder är också exkluderade.

De oddsquoter som redovisas i tabell 4 finns även visualiserade i figur 4.

Som framgår av tabell 4 och figur 4 fanns en avsevärt förhöjd risk för lungemboli, djup ventrombos eller cerebral trombos vid kejsarsnitt jämfört med motsvarande risk bland vaginalt avslutade förlossningar. Kvinnor som fått någon av dessa komplikationer torde ha vårdats på sjukhus, och den typ av bortfall som diskuterades vid endometrit är alltså inte aktuell här. Däremot kan det bland de kvinnor som fått diagnos under BB-tiden finnas kvinnor där den venösa komplikationen varit en kejsarsnittsindikation. Effekterna av denna tänkbara confounder (en med såväl utfall som exponering samvarierande faktor) har till viss del begränsats, genom att de kvinnor exkluderades, som diagnostiserades med något av de studerade tillstånden vid ett slutenvårdstillfälle där inskrivning skedde under graviditeten (mer än en dag före partus). För att kartlägga storleken av denna felkälla studerades, för alla kvinnor med lungemboli/djup ventrombos/cerebral trombos, de diagnoser som anmälts till MFR eller slutenvårdsregistret noga. Förutom de tillstånd som redan är exkluderade (preeklampsi, ablatio etc.; se inledning till avdelning C), gick det inte att hitta några diagnoser som skulle kunna

tänkas vara kejsarsnittsbekräftande samtidigt som de var sannolikt predisponerande för något av de studerade tillstånden under barnsängstiden.



Figur 4. Kejsarsnitt som riskfaktor för lungemboli, djup ventrombos, och/eller cerebral trombos. Oddskvot stratifierade för födelseår, moders ålder, paritet och rökvanor. 95 % konfidensintervall som vertikala linjer. Källa: MFR 1987–2000.

Lungemboli

Som framgår av tabell 4 och figur 4 tycks det finnas ett starkt samband mellan lungemboli och kejsarsnitt. En riskökning tycks finnas dels i tiden omkring partus, dels i efterförloppet. Kvinnor som lagts in på sjukhus före förlossning p.g.a. någon graviditetskomplikation och som kanske varit sängliggande länge skulle kunna tänkas utgöra en speciell riskgrupp. Eftersom dessa kvinnor också löper en ökad risk för kejsarsnitt gjordes analyser varvid man tog hänsyn till om inskrivning mer än 14 dagar före förlossning förelåg (som framhållits tidigare var redan de kvinnor exkluderade, som lagts in p.g.a. lungemboli före partus, liksom kvinnor med de tidigare uppräknade graviditetskomplikationerna). Oddskvoterna påverkades dock endast marginellt av denna stratifiering. Inte heller påverkades oddskvoterna något nämnbart då hänsyn togs till moderns BMI. Det förelåg ingen substantiell skillnad mellan riskskattningarna vid elektivt och akut kejsarsnitt.

Endast en handfull fall av lungemboli, ventromboser eller cerebrala tromboser diagnostiserades mer än en månad efter förlossningen.

Djup ventrombos

Djupa ventromboser efter förlossning förekommer något oftare än lungemboli (tabell 4). Kejsarsnittsförlösta kvinnor har betydligt oftare än vaginalförlösta diagnostiserats med djupa ventromboser. De flesta vaginalförlösta som får denna diagnos får det efter det att de blivit utskrivna från BB (och ≥ 7 dagar efter för-

lossning), medan knappt hälften av de kejsarsnittsförlösta kvinnor som får djupa ventromboser hinner få diagnosen innan de lämnar BB. Precis som tidigare i rapporten redovisats för lungemboli så inträffade de allra flesta fall av ventrombos inom en månad efter förlossning.

Precis som vid lungemboli är överrisken för djup ventrombos bland kejsarsnittsförlösta något mer uttalad då endast den tid då kvinnorna är inskrivna på BB beaktas. Problemet med att fall inte identifieras p.g.a. att de behandlas i öppenvården torde dock inte heller då djupa ventromboser studeras vara särskilt stort. Precis som tidigare diskuterats kan det dock bland fallen finnas kvinnor med graviditetskomplikationer som varit kejsarsnittsindikationer samtidigt som de kan vara troliga riskfaktorer för uppkomst av djupa ventromboser. Några sådana tillstånd kunde dock inte noteras bland fallen då alla rapporterade diagnoser bland fallen studerades minutiöst. Fortfarande kan en del av överrisken för djupa ventromboser bland kejsarsnittade kvinnor eventuellt förklaras av närvaro av tillstånd som aldrig rapporterats till MFR eller slutenvårdsregistret, men det förefaller troligt att de redovisade oddskvoterna beskriver en verkligt ökad risk för djupa ventromboser bland kejsarsnittade kvinnor.

Riskskattningarna vid akut och elektivt kejsarsnitt var i stort sett identiska.

Cerebral infarkt/trombos

Då man skall studera en så allvarlig komplikation som cerebral infarkt/trombos finns det all anledning att vara extra försiktig i tolkningarna. Framförallt måste man vara medveten om att den cerebrala infarkten/trombosen i många fall kanske var det som indikerade kejsarsnittet. Som tidigare har framhävts exkluderas dock de kvinnor som fick den sökta diagnosen (eller någon annan tromboembolisk komplikation) vid något slutenvårdstillfälle som påbörjats mer än en dag före partus, kvinnor som under graviditet varit slutenvårdade med, eller i samband med förlossningen blivit diagnostiserade med, essentiell hypertoni, graviditetshypertoni, preeklampsi, eklampsi, djup ventrombos under graviditet, ablatio placentae, hjärnblödning, aneurysm, eller malign tumörsjukdom. En individuell kontroll av alla rapporterade diagnoser under graviditet, förlossning eller efterförlopp kunde inte identifiera några kejsarsnittsindikerande graviditetskomplikationer bland kvinnor som diagnostiserats med cerebral infarkt under förlossningsvårdstillfället eller i efterförloppet. Man måste dock vara öppen för möjligheten att åtminstone en del av överrisken för cerebral infarkt/trombos bland kejsarsnittade kvinnor kan förklaras av närvaro av tillstånd som aldrig rapporterats till MFR eller slutenvårdsregistret.

Som framgår av tabell 4 och figur 4 förelåg det, även efter det att det tagits hänsyn till moderns ålder, paritet och rökvanor, ett statistiskt signifikant samband mellan kejsarsnitt och cerebral infarkt/trombos. Även om det återigen skall framhållas att sambandet kan bero på samvarierande faktorer, och att det studerade tillståndet är ovanligt, finns det på grund av tillståndets allvarliga natur all anledning att beakta fyndet.

Sammanfattning – tromboemboliska komplikationer

I den population som studerats (där kvinnor med vissa risktillstånd enligt ovan exkluderats) förekom någon av de studerade komplikationerna i puerperiet bland 1,7 ‰ av alla kvinnor som förlöst med kejsarsnitt, och bland 0,5 ‰ bland de vaginalförlösta (tabell 4). Efter korrigering för födelseår, maternell ålder, paritet och rökning antyder resultaten av denna studie att kejsarsnittade kvinnor löpte en ca 3,5 gånger ökad risk för någon av de allvarliga tromboemboliska komplikationer som studerats.

Riskökningen vid kejsarsnitt tycks vara markant, men det måste framhållas att det rör sig om ovanliga komplikationer. Det finns alltså ingen anledning att oroa den enskilda kvinnan, även om förlossningsvårdspersonal bör vara medveten om riskökningen för allvarliga tromboemboliska komplikationer då man rekommenderar kejsarsnitt vid icke-akuta situationer. Om man studerar skillnaden i risk mellan kejsarsnittsförlösta och vaginalförlösta ($1,73 ‰ - 0,47 ‰ = 1,26 ‰$), och dessutom korregerar för skillnader när det gäller födelseår, ålder, paritet och rökning mellan grupperna, kan man sluta sig till att det efter en på ca 820 kejsarsnittsförlossningar inträffar en allvarlig tromboembolisk komplikation föranledd av själva kejsarsnittet.

D – Kejsarsnitt som riskfaktor för uterusruptur vid följande graviditet

Det är ofrånkomligt att det förekommer felaktiga diagnoser i stora register. Detta är inget större problem om man vill studera relativa risker (jämföra risken hos en grupp med en annan) – förutsatt att inte felet är systematiskt (om man t.ex. oftare kodar fel diagnos hos den ena gruppen). Om en stor andel av diagnoserna är fel kan det dock minska chansen för att man upptäcker äkta samband. Om man vill uttala sig om incidensen för en viss åkomma, är emellertid bristande eller felaktig registrering ett större problem. Om den åkomma man vill studera är sällsynt är det än större risk att undersökningen störs av felaktiga diagnoser. Om t.ex. en vanlig diagnos av misstag en gång per tusen kodas som ett ovanligt tillstånd spelar det ingen större roll då man skall skatta prevalensen av den vanliga, förstnämnda diagnosen. Däremot finns det en uppenbar risk för att en stor del av diagnoserna för det ovanliga tillståndet utgörs av felkodningar.

Tabell 5a. Förekomst av diagnos för uterusruptur som rapporterats till MFR, till MFR och slutenvårdsregistret (SVR) eller enbart till slutenvårdsregistret, antal och promille.

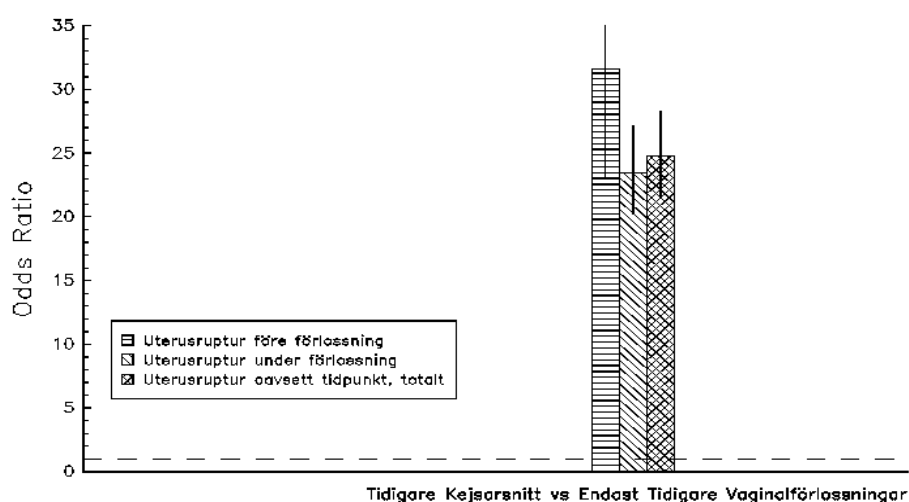
	enbart MFR		MFR+SVR		enbart SVR		någon källa		Födslar totalt
		(‰)		(‰)		(‰)		(‰)	
Ej tidigare CS	197	(0,2)	180	(0,1)	72	(0,1)	449	(0,4)	1 252 682
Tidigare CS	22	(0,2)	430	(4,7)	52	(0,6)	504	(5,6)	90 760
Totalt	219	(0,2)	610	(0,5)	124	(0,1)	953	(0,7)	1 343 442

Bland de uterusrupturer som rapporterats till både MFR och slutenvårdsregistret var det 33 gånger vanligare att kvinnan tidigare hade genomgått ett kejsarsnitt än att hon inte gjort det. Motsvarande siffra bland de uterusrupturdiagnoser som rapporterats till enbart slutenvårdsregistret var 10 gånger. Förekomsten av uterusrupturer som enbart rapporterats till MFR var lika hög bland dem som genomgått ett kejsarsnitt som bland dem som inte gjort det. Det förefaller alltså som om de uterusruptursdiagnoser som rapporterats till enbart MFR inte är trovärdiga. Då man skall skatta den absoluta risken för en kvinna som genomgått ett kejsarsnitt att drabbas av en uterusruptur, eller om man vill jämföra denna risk med kvinnor som endast genomgått vaginalförlossningar, tycks det vara lämpligt att bortse från de diagnoser som enbart rapporterats till MFR. Om man vill beräkna relativa risker kan man förmodas få ännu bättre estimat om man endast räknar med de diagnoser som rapporterats till både MFR och slutenvårdsregistret.

Tabell 5b. Uterusrupturer anmälda till både MFR och slutenvårdsregistret (SVR) och förekomst av tidigare kejsarsnitt (CS), antal och promille.

	Uterusruptur ej tidigare CS		Födslar totalt ej tidigare CS		Uterusruptur tidigare CS		Födslar totalt tidigare CS	
	(‰)		(‰)		(‰)		(‰)	
Paritet 1	56	(0.1)	564 896	(1000)	0	-	0	
Paritet 2	74	(0.2)	429 962	(1000)	295	(5.8)	50 925	(1000)
Paritet 3	32	(0.2)	180 430	(1000)	82	(3.1)	26 313	(1000)
Paritet 4	18	(0.2)	77 394	(1000)	53	(3.9)	13 522	(1000)
Totalt	180	(0.1)	1 252 682	(1000)	430	(4.7)	90 760	(1000)

Figur 5 nedan visar en estimerad riskökning för uterusruptur bland kvinnor som tidigare genomgått kejsarsnitt, när hänsyn tagits till födelseår, mors ålder, paritet och rökning. Riskökningen för uterusruptur om kvinnan tidigare har genomgått kejsarsnitt är som synes mycket uttalad.



Figur 5. Kejsarsnitt som riskfaktor för uterusruptur. Oddskvoter stratifierade för födelseår, moderns ålder, paritet och rökvanor. 95 % konfidensintervall som vertikala linjer.

Av tabell 5a och 5b framgick det att risken för en kvinna som tidigare genomgått kejsarsnitt att råka ut för en uterusruptur var 4,7 per 1000 om man endast räknar de säkerställda fallen (de som rapporterats till både MFR och slutenvårdsregistret). Detta är dock förmodligen en underskattning eftersom data tydde på att åtminstone en del av de fall som endast var rapporterade till slutenvårdsregistret var "äkta". Det verkar därför rimligt att anta att tidigare kejsarsnitt är en lika stark riskfaktor bland de "äkta" fall som rapporteras till enbart slutenvårdsregistret eller till enbart MFR som bland dem som rapporterats till båda registren. I så fall kan man estimerar att det under den studerade tidsperioden finns ett 50-tal äkta fall av uterusrupturer bland tidigare kejsarsnittsförlösta kvinnor som aldrig rapporterats till MFR och likaledes att ett 10-tal "äkta" fall aldrig rapporterats till slutenvårdsregistret. Den absoluta risken för en kvinna som genomgått ett kejsarsnitt för att råka ut för en uterusruptur vid varje följande graviditet/förlossning skulle i så fall uppgå till 5,4 per 1000 (dvs. ca 1/185 graviditeter/förlossningar). Motsvarande risk för omfödelskor som inte genomgått något kejsarsnitt skattades till mindre än 0,2 per 1000 (dvs. mindre än 1/5 000).

Man skall således komma ihåg att den kraftiga riskökningen inte beror på att risken för uterusruptur är överhängande bland de tidigare kejsarsnittsförlösta kvinnorna, utan på att tillståndet är så extremt ovanligt bland de kvinnor som inte genomgått något kejsarsnitt. Dock är den absoluta risken så pass stor att den bör beaktas och vägas mot övriga risker och fördelar vid ett kejsarsnitt.

E – Reoperationer efter kejsarsnitt

Tabell 6 visar antalet reoperationer efter kejsarsnitt som är rapporterade till MFR eller slutenvårdsregistret. Eftersom dessa operationer endast är aktuella för de kvinnor som förlöst med kejsarsnitt är det givetvis inte aktuellt att här jämföra riskskattningar.

Tabell 6. Reoperationer efter kejsarsnitt, uppdelade på tidpunkt och typ av operation, antal och promille.

	Reoperation för sårruptur		Reoperation för infektion		Reoperation för blödning		Annan an- ledning		Reoperationer totalt	
		(‰)		(‰)		(‰)		(‰)		(‰)
Under BB-tid	43	(0,3)	38	(0,3)	237	(1,6)	23	(0,2)	341	(2,3)
Efter BB-tid	16	(0,1)	31	(0,2)	24	(0,2)	3	(0,0)	74	(0,5)
Oavsett tidpunkt	61	(0,4)	69	(0,5)	269	(1,8)	26	(0,2)	425	(2,8)
Kejsarsnitt, totalt	150 308		150 308		150 308		150 308		150 308	

Av tabellen framgår att ca 2,3 per 1000 kvinnor som förlöses med kejsarsnitt tvingas genomgå någon form av reoperation redan under BB-tiden. Ytterligare 0,5 per 1000 kejsarsnittsförlösta reopererades i efterförloppet. Den klart vanligaste anledningen till reoperation var blödning, men bland dem som reopererades efter utskrivning från BB var infektion en lika vanlig anledning till ingreppet.

Diskussion och sammanfattning

Diskussion och sammanfattning – Del A

Den starkt ökande kejsarsnittsfrekvensen i Sverige sedan mitten av 1990-talet har de senare åren gett upphov till många diskussioner och spekulationer, inte bara i vetenskapliga forum utan också i massmedia. Ofta har rapporterna baserats på sjukhusstudier, ibland har de istället grundats på statistik (som inte tar hänsyn till demografi eller remissgångar). De starka demografiska skillnader som existerar mellan de olika förlossningsklinikernas upptagningsområden och själva remissförfarandet, gör dock att det ofta är mycket missvisande att enbart jämföra kejsarsnittsfrekvenser på sjukhusbasis. Dessutom skall man vara medveten om att den anledning till en ökande kejsarsnittsfrekvens som man tyckt sig se vid en speciell enhet inte behöver vara generellt giltig även om organisationen och populationen kring en viss förlossningsenhet varit stabil över tiden.

Denna rapport visar att det har skett en kraftig ökning av kejsarsnittsfrekvensen från mitten av 1990-talet till år 2001 (från 10,9 procent 1990 till 16,6 procent 2001). Denna ökning kunde i viss mån tillskrivas en ökande andel kejsarsnitt bland flerbörder (från 40 procent kejsarsnitt 1990 till 52 procent 2001), och bland ej huvudbudna enkelbörder (från 55 procent 1990 till 89 procent 2001). Eftersom dessa grupper är förhållandevis små bidrog de dock enbart marginellt till den totala ökningen av kejsarsnittsfrekvensen (flerbörderna utgjorde under den studerade tidsperioden ca 2,9 procent av alla födda, och motsvarande andel som utgjordes av fullgångna ej huvudbudna barn var 2,5 procent). Större delen av den uppmärksamade ökningen av kejsarsnitt utgjordes alltså av kejsarsnitt inom gruppen fullgångna huvudbudna enkelbörder. Inom denna grupp ökade kejsarsnittsfrekvensen med hela 50 procent (från 8,1 procent år 1990 till 12,2 procent år 2001). Kartläggningen av anledningen till den ökande kejsarsnittsfrekvensen koncentrerades således helt till denna grupp.

Under den studerade tidsperioden ökade medelåldern bland de födande kvinnorna markant. Exempelvis kan det nämnas att andelen kvinnor som vid förlossningen var över 35 år ökade med 56 procent (från 11,3 procent av alla födande kvinnor år 1990 till 17,6 procent år 2001), och andelen förstföderskor > 35 år mer än fördubblades. Vidare ökade andelen kvinnor med måttlig eller svår övervikt med nästan 50 procent (BMI ≥ 26 ökade från 18,6 procent år 1990 till 27,5 procent år 1991). Eftersom risken för kejsarsnitt ökar mycket kraftigt med moderns ålder, primiparitet och BMI, visade det sig att en stor del av ökningen av kejsarsnittsfrekvensen kunde förklaras av populationsförändringar med avseende på dessa faktorer. Andra faktorer, som utbildningsnivå, rökning, och födelseland påverkade också kejsarsnittsfrekvensen, men inte alls i lika påtaglig grad. Totalt sett kunde ungefär 1/3 av ökningen av kejsarsnittsfrekvensen förklaras av populationsförändringar. Den årliga genomsnittliga ökningen av kejsarsnittsfrekvensen beräknades till ca 4,5 procent, vilket motsvarar en ca 60-procentig ökning åren 1990–2001. Då populationsförändringar korrigerats för kvarstod en årlig

kejsarsnittsfrekvensökning om ca 3 procent, motsvarande en ca 40-procentig ökning 1990–2001.

Det har ibland i debatten hävdats att kejsarsnittsökningen till stor del skulle kunna tillskrivas en växande grupp av välutbildade kvinnor som genom god tillgång till medicinsk litteratur på bl.a. Internet blivit övertygade om att elektiva kejsarsnitt minskar riskerna för barnen. Hypotesen att ökningen främst beror på denna grupp har dock inte fått något stöd i den denna utredning. Istället visade det sig att även då det korrigerats för ålder, paritet, rökning och BMI, förlöstes lågutbildade kvinnor oftare med kejsarsnitt. Vidare visade det sig att kejsarsnittsfrekvensen ökade lika mycket bland lågutbildade som bland högutbildade kvinnor.

Som tidigare nämnts fanns mycket starka samband mellan kejsarsnitt och primiparitet, ökande maternell ålder och BMI. Dock tycktes ökningstakten av kejsarsnittsfrekvensen vara den samma inom alla grupper av kvinnor. På samma vis ökade andelen kejsarsnitt lika mycket bland rökare som bland kvinnor som inte rökt under graviditet, och bland svenskfödda kvinnor som bland kvinnor med utländsk härkomst. Sammantaget kunde ingen grupp av kvinnor identifieras där ökningen av kejsarsnittsfrekvensen var påtagligt större än genomsnittligt.

Information saknas om indikation till kejsarsnitt i MFR. Detta kan tyckas vara en svaghet, men det är inte helt säkert att analyserna hade förenklats om varje rapport om kejsarsnitt hade åtföljts av en rapporterad indikation till ingreppet. Kejsarsnittsfrekvensen skiljer sig kraftigt mellan olika sjukhus och olika län. Det som vid en enhet är en klar kejsarsnittsindikation, behöver alls inte vara det vid en annan klinik. Den kvinna med ett foster i sätesbjudning som väljer att föda sitt barn medelst kejsarsnitt skulle t.ex. vid en klinik där ledningen förespråkar planerat kejsarsnitt vid sätesläge få indikationen ”sätessbjudning”, medan hon vid en annan klinik med mer restriktiv användning av kejsarsnitt skulle kunna få ett kejsarsnitt med ”humanitär” indikation. I denna studie har i stället alla diagnoser beaktats som givits vid förlossningstillfället för att klassificera kejsarsnittsindikation (samt annan information om t.ex. bördtyp, tillväxthämning, bjudning och tidigare kejsarsnitt). De undersökta indikationsgrupperna var av nödvändighet tämligen breda eftersom diagnossystemen ändrats under tidsperioden (från ICD9 till ICD10). De valda grupperna torde dock ganska klart kunna svara på vilken situation som rådde då beslut om kejsarsnitt togs.

Rapporten visade att populationsförändringar svarade för ca 30 procent av ökningen av kejsarsnittsfrekvensen. Lika stor andel av ökningen utgjordes av kejsarsnitt med fetal indikation (84 procent av dessa med vaginal förlossningsstart). Till denna grupp räknades, förutom de förlossningar där en diagnos om hotande eller manifest fosterasfyxi givits, barn med tillväxthämning eller barn med någon betydande missbildning.

Av den totala ökningen av kejsarsnittsfrekvensen utgjordes 17 procent av kejsarsnitt p.g.a. disproportion/värksvaghet/dystoci/förlossningshinder etc. I 69 procent av dessa kejsarsnitt utfördes ingreppet efter värkdebut (återigen skall det framhållas att kejsarsnitt med någon fetal indikation exkluderats ur denna grupp). En stor andel av denna sammansatta grupp utgjordes av kejsarsnitt p.g.a. värksvaghet i en eller annan form. Det har spekulerats i om huruvida den ökande kejsarsnittsfrekvensen till någon mån kan förklaras av en ökande epiduralanvändning. Denna fråga är inte alldeles enkel att undersöka, och inga sådana ana-

lyser har gjorts inför denna rapport. Man kan dock konstatera att denna indikationsgrupp inte ökade mer än någon annan indikationsgrupp.

Den grupp som ökade mest var kejsarsnitt på sk. ”humanitär” indikation (ökning med ca 80 procent). Som framhölls i resultaten råder det inte en helt tillförlitlig diagnossättning i dessa fall, men klassificeringen torde vara någotsånär robust eftersom alla kejsarsnitt med någon diagnos som låg högre upp i hierarkisystemet inte inkluderades i denna grupp. Eftersom andelen kejsarsnitt med ”humanitär” indikation är förhållandevis liten bidrog den, trots att den ökade mest, dock till en blygsam andel av den totala ökningen av kejsarsnittsfrekvensen – 9 procent.

Bland omfödorskor ökade gruppen ”tidigare kejsarsnitt” mest, och utgjorde dessutom en betydande andel av alla kejsarsnitt i denna grupp av kvinnor. Den övervägande majoriteten av dessa kvinnor hade enbart ett tidigare kejsarsnitt, vilket vid de flesta förlossningskliniker inte torde klassas som en obligat kejsarsnittsindikation (i frånvaro av andra, i hierarkin högre liggande, tillstånd). Huruvida ett tidigare kejsarsnitt (utan någon annan komplikation) är en medicinskt motiverad kejsarsnittsindikation har inte avhandlats i denna rapport. Internationellt sett råder det delade meningar²⁹. Det kan således diskuteras om de 10 procent av kejsarsnittsökningen som utgjordes av kejsarsnitt p.g.a. tidigare kejsarsnitt egentligen borde räknas till kejsarsnitt med psykosocial (”humanitär”) indikation. Eftersom andelen kejsarsnitt bland kvinnor med tidigare kejsarsnitt uppgick till ca 50 procent, står det dock klart att en generellt sett ökande kejsarsnittsfrekvens med nödvändighet kommer att medföra en påtaglig ökning av antalet kejsarsnitt föranledda av tidigare kejsarsnitt. Man skall emellertid vara medveten om att det i ungefär hälften av fallen med upprepade kejsarsnitt fanns en annan, förmodligen medicinskt motiverad kejsarsnittsindikation. Om 25 procent av alla förlossningar av kvinnor med ett tidigare kejsarsnitt avslutades med kejsarsnitt utan någon annan indikation än det tidigare kejsarsnittet, kan den årliga kejsarsnittsökningen föranledd av tidigare kejsarsnitt approximeras till ca 0,7 procent bland omfödorskor. Under en 12-årsperiod skulle således den totala kejsarsnittsfrekvensen enbart med anledning av den generellt sett ökande kejsarsnittsfrekvensen beräknas stiga med ca 8 procent bland omfödorskor (och följaktligen med ca 4 procent räknat på totalantal förlossningar). I den denna rapporten estimerades tidigare kejsarsnitt att stå för ca 10 procent av den ca 60-procentiga ökningen av kejsarsnittsfrekvensen sedan 1990 (d.v.s. ca 6 procent). Den uppmätta ökningen av kejsarsnittsfrekvensen på grund av tidigare kejsarsnitt var således något högre än den som kunde räknas fram som enbart en konsekvens av ökningen av kejsarsnittsfrekvensen bland förstfödorskor. Det skall dock med enfass framhållas att dessa räkningar byggde på ett flertal approximationer.

Kejsarsnitt med fetal indikation ökade under tidsperioden med ca 70 procent (korrigerat för populationsförändringar: 50 procent), och beräknades som sagt stå för ungefär en tredjedel av hela ökningen av kejsarsnittsfrekvensen sedan 1990. Det ställer sig naturligt att fråga sig om denna ökning är föranledd av att andelen riskfyllda graviditeter och förlossningar ökade. Med barnutfall mätt som perinatal/neonatal dödlighet finns det ingenting som talar för att de nyfödda barnen i slutet av 1990-talet mådde sämre än vad de som föddes i början av studieperioden gjorde. I stället sågs en antydan till minskning av den peri- och neonatala

dödligheten bland fullgångna huvudbudna enkelbörder, som dock var långt ifrån statistiskt säkerställt.

Man kan givetvis argumentera för att den kraftiga ökningen av kejsarsnitt med fetal indikation skulle kunna bero på att man dels har en mer effektiv identifiering av risksituationer, dels har en ökande benägenhet att avsluta riskfyllda graviditeter och förlossningar med kejsarsnitt. Om de riskfyllda förlossningarna/graviditeterna i ökad omfattning skulle ha avslutats instrumentellt skulle man ha förväntat sig att dödligheten skulle sjunka bland de barn som föddes efter normal vaginal förlossning. Eftersom dödligheten bland dessa barn inte nämnvärt minskade med åren, framkom dock inga övertygande bevis på att den drastiska ökningen av kejsarsnitt på fetal indikation först och främst var en följd av säkrare förlossningsvård. Ett ökande ingripande vid risksituationer skulle dock även kunna tänkas minska risken för framtida morbiditet bland barnen, ett utfall som inte har studerats i denna rapport.

För att studera om man kunde se något samband mellan generell kejsarsnittsfrekvens och risk för peri- och neonatal död gjordes länsvisa jämförelser. I samtliga län ökade kejsarsnittsfrekvensen under den studerade perioden, men det kunde konstateras att det rådde avsevärda skillnader mellan länen. I Skåne och Blekinge län var kejsarsnittsfrekvensen bland fullgångna huvudbudna enkelbörder (genomsnitt under perioden) 7–8 procent, medan den i Gotlands, Uppsala och Stockholms län uppgick till 11–12 procent. Denna stora skillnad kvarstod sedan det korrigerats för populationsskillnader. Den perinatale dödligheten skiljde sig inte lika drastiskt åt mellan länen, men vissa skillnader kunde konstateras. Under hypotesen att en jämförelsevis hög kejsarsnittsfrekvens speglar en bättre identifiering av risksituationer (eller ett mer aktivt ingripande vid dessa), skulle man förvänta sig att län med hög kejsarsnittsfrekvens skulle ha en jämförelsevis låg peri- och neonatal dödlighet. Det gick emellertid inte att skönja något som helst samband mellan generell kejsarsnittsfrekvens och perinatal dödlighet. Man skall dock ha i åtanke att det utöver de populationskaraktistika (maternell ålder, paritet, rökning, utbildning) som det togs hänsyn till kan finnas andra, okända populationsskillnader som inte beaktades i analyserna.

De län som hade en hög frekvens elektiva kejsarsnitt hade i regel också en hög andel akuta kejsarsnitt. De avsevärda skillnader med avseende på frekvensen elektiva kejsarsnitt som framkom, tycks således inte vara huvudsakligen betingad av att man i de län som har hög frekvens elektiva kejsarsnitt mer effektivt lyckas identifiera de kvinnor som annars löper stor risk att förlösas med ett akut kejsarsnitt. Även om det vore teoretiskt tänkbart så saknas det alltså belägg för att man med en generellt hög frekvens elektiva kejsarsnitt skulle kunna sänka frekvensen akuta kejsarsnitt.

Sammanfattningsvis (Del A) kan det vara rimligt att anta att en del av den ökande kejsarsnittsfrekvensen visserligen kan vara betingad av en bättre identifiering av risksituationer (både prenatalt och intrapartalt), men att mycket talar för att en stor andel av den drastiska ökningen av kejsarsnittsfrekvensen knappast har varit medicinskt motiverad.

Diskussion och sammanfattning – Del B

Antagandet att ett flertal av de kejsarsnitt som i dag utförs saknar medicinsk indikation gör frågan om eventuella risker för maternella komplikationer efter kejsarsnitt brännande aktuell. Som nämndes i inledningen saknas det inte internationell forskning i ämnet, men litteraturen är inte särskilt omfattande. Denna rapport är en av de största populationsbaserade studierna som utförts.

Rapporten visar att kejsarsnittsförlösta jämfört med vaginalförlösta kvinnor löpte ökad risk för

- riklig blödning i samband med förlossning (blödning ledande till koagulationsrubbning, behov av blodtransfusion, blödning ≥ 1000 ml, blödning ≥ 1500 ml).
- endometrit i puerperiet
- tromboemboliska komplikationer efter förlossning (lungemboli, djup ventrombros, cerebral infarkt/trombos – ”stroke”)
- uterusruptur vid nästföljande graviditet.

Den största tyngden i rapporten ligger på de mer allvarliga komplikationerna – tromboemboliska komplikationer samt uterusrupturer.

Skattningarna av blödningsmängderna är något osäkra. De bygger inte på objektiva mätningar, utan på av förlossningspersonalen uppskattad blödningsmängd. Denna är inte bara osäker, utan det är dessutom tänkbart att det kan föreligga en systematisk skillnad vid uppskattning av blödningsmängd vid kejsarsnitt respektive vaginalförlossning. Den ökade risken för riklig blödning överensstämmer dock inte bara med internationell litteratur¹⁴⁻¹⁶, utan även med fynden att risken för behov av blodtransfusion ökade, liksom risken för koagulationsrubbning.

Med alla reservationer (se ovan) antyder dock resultaten att den ökade risken för riklig blödning vid kejsarsnitt torde utgöra en faktor som bör vägas in inför ett beslut om ett kejsarsnitt. Med de siffror som redovisas i rapporten kan man vänta sig att en blödning > 1000 ml inträffar vid ca 12 procent av kejsarsnitten och vid ca 4 procent av vaginalförlossningarna. Skillnaden i risk motsvarar att det vid ungefär vart tolfte kejsarsnitt inträffar en blödning överstigande 1000 ml som var en direkt följd av kejsarsnittet.

Än mer osäkra är skattningarna av risk för endometrit/sepsis. Tyvärr går det inte att i rådande diagnossystem särskilja endometrit från sepsis, så den överväldigande majoriteten av de fall som identifierats torde röra sig om endometrit. Eftersom endometrit i puerperiet i regel inte debuterar förrän efter några dagar efter förlossningen har en stor andel av de kvinnor som råkat ut för endometrit sannolikt behandlats polikliniskt efter det att de skrivits ut från BB. Dessa sjukvårdstillfällen kunde inte beaktas i denna rapport eftersom diagnoser från öppenvården inte registreras i något centralt register. De frekvenser för endometrit som är redovisade är således sannolikt en grov underskattning av den verkliga förekomsten av endometrit i puerperiet. Vidare finns det en risk för systematisk överskattning av överrisken för kejsarsnittsförlösta kvinnor, då kvinnor som förlösts med kejsarsnitt i genomsnitt stannade 2-2,5 dagar längre på BB än de vaginalförlösta kvinnorna. Man kan således förvänta sig att kejsarsnittsförlösta

hann få en eventuell endometrit medan de låg på BB (och som alltså blev registrerad), medan vaginalförlösta kvinnor i större utsträckning behandlades i öppen vård.

Det visade sig dock att kejsarsnittsförlösta kvinnor även efter utskrivning från BB tycktes ha en svag, men statistiskt signifikant överrisk för endometrit. Den kraftiga underskattningen av förekomsten av endometrit gör dock att den kliniska relevansen av detta fynd är osäker. Förhoppningsvis kan ett eventuellt framtida öppenvårdsregister bättre besvara denna fråga.

Fynden av de höga riskökningarna för tromboemboliska komplikationer efter kejsarsnitt är rapportens mest alarmerande. Här lades det stor vikt vid att rensa bort de fall där en kardiovaskulär sjukdom konstaterats redan under graviditeten. Vidare upptäcktes, efter noggrann granskning av alla fall, ett antal andra tillstånd som det befanns vara lämpligt att klassa som diskvalificerande vid denna delanalys. Efter exkluderingar och korrigeringar för födelseår, ålder, paritet och rökvanor, befanns kejsarsnitt öka risken 3–4 gånger för lungemboli, djup ven-trombos eller stroke.

Komplikationens allvarliga natur gör att det finns all anledning att beakta fyndet. Dock måste det, vilket redan poängterats i resultatdelen, framhållas att det rör sig om ovanliga komplikationer. Det finns alltså ingen anledning till oro i det enskilda fallet, men riskökningen för allvarliga tromboemboliska komplikationer bör definitivt beaktas vid konsekvensutredningar av en ökande kejsarsnittsfrekvens. I rapporten redovisades det att riskskattningarna indikerar att det efter en på ca 820 kejsarsnittsförlossningar inträffar en allvarlig tromboembolisk komplikation föranledd av själva kejsarsnittet. Denna riskskattning bör sedan vägas mot eventuella fördelar för barnet och/eller modern som lett till att man överväger ett kejsarsnitt.

Riskökningen för uterusruptur vid nästföljande graviditet är en välkänd och fruktad komplikation efter kejsarsnitt¹⁸. I rapporten rapporterades en 25-faldig riskökning för uterusruptur vid nästkommande graviditet bland kejsarsnittsförlösta kvinnor jämfört med vaginalförlösta. Den kraftiga riskökningen beror dock inte på att risken för uterusruptur är överhängande bland kvinnor med ett tidigare kejsarsnitt (ca 5,4 %), utan på att tillståndet är så ovanligt bland tidigare vaginalförlösta (< 0,2 %). Således kan man räkna med ca ett fall av uterusruptur som en direkt följd av ett tidigare kejsarsnitt per 185 graviditeter efter ett tidigare kejsarsnitt. Den absoluta risken är således pass stor att den bör beaktas och vägas mot övriga risker och fördelar vid ett kejsarsnitt.

Sammanfattningsvis (Del B) har signifikanta riskökningar efter kejsarsnitt hittats för ett flertal betydande tillstånd. En del riskskattningar har dock bedömts tämligen osäkra då de påverkats av metodologiska svårigheter. Till de betydande resultaten hör

- risk för blödning > 1000 ml som direkt konsekvens av ingreppet vid 1 av 12 kejsarsnitt
- risk för allvarlig tromboembolisk komplikation (som direkt följd av ingreppet) vid 1 av 820 kejsarsnitt
- risk för uterusruptur vid nästkommande graviditet vid 1 av 185 graviditeter efter tidigare kejsarsnitt.

Kejsarsnitt i Sverige – sammanfattande diskussion och reflektion

De flesta torde vara eniga om att kejsarsnitt, som inte är medicinskt motiverade, är oönskade. Ofta framskymtar ekonomiska argument (något som inte beaktats i denna rapport), men det som mest brukar framhållas är rädslan för maternella komplikationer. Denna rapport presenterar en av de största undersökningar som gjorts i denna fråga. Rapporten har dessutom fördelen att den avspeglar svenska förhållanden. För varje kvinna befanns den absoluta risken för allvarliga komplikationer i och för sig vara försumbar, men de redovisade skattningarna av en allvarlig tromboembolisk komplikation per 820 kejsarsnitt, eller en uterusruptur per 185 efterföljande graviditeter, borde mana till viss restriktion av användning av kejsarsnitt som avslutning av icke-komplicerade graviditeter och förlossningar. Till riskerna för mamman kan läggas eventuella överrisker för barnen. En tidigare svensk undersökning visade t.ex. ett samband mellan kejsarsnitt på icke-fetal indikation och astma, som ledde till sjukhusvistelse under barnåren. Den 30-procentiga riskökning för barnastma som redovisades skulle innebära att i storleksordningen ett barn per 170 kejsarsnittsfödda skulle drabbas av allvarlig barnastma till följd av förlossningssättet³⁰. En annan svensk studie har rapporterat en 3,5-faldig överrisk för neonatal andningsstörning hos barn som fötts efter elektivt kejsarsnitt på icke-fetal indikation. Även om detta i regel är övergående tillstånd finns det anledning att beakta fyndet (åtminstone vid icke-medicinskt indikerade ingrepp) då det implicerar att ca ett barn per 30 födda efter elektivt kejsarsnitt skulle behöva läggas in vid neonatalklinik som en direkt följd av kejsarsnittet.

Å andra sidan bör man nämna att även vaginala förlossningar kan tänkas orsaka negativa långtidseffekter. En svensk undersökning visade att vaginalförlösta kvinnor ca tre gånger oftare än kejsarsnittsförlösta genomgick en operation mot stressinkontinens senare i livet³¹. Byggt på de siffror som redovisades i studien kan man estimerat att det krävs ca 280 kejsarsnitt för att förhindra en framtida stressinkontinensoperation. Det skall dock påpekas att denna skattning sannolikt är en underskattning av kejsarsnittens skyddande effekt på inkontinensproblem, eftersom de lindrigare fallen av stressinkontinens behandlas med icke-operativa metoder och alltså inte beaktades i studien. Sfinkterruptur är en komplikation som kan skapa långvariga besvär och som vaginalförlösta kvinnor löper en mer påtaglig risk för^{32,33}. I MFR 1998–2001 uppgick den rapporterade sfinkterrupturfrekvensen bland vaginalförlösta till 3,5 procent (data ej redovisade). Om denna skattning är riktig skulle det således behövs cirka 30 kejsarsnitt för att förhindra ett fall av sfinkterruptur i samband med förlossning.

Åsikten att man bör minimera ”onödiga” kejsarsnitt är som sagt knappast kontroversiell. Det råder dock ingen tvekan om att ett kejsarsnitt minskar risken för att ett barn i en särskild risksituation skall dö eller ta allvarlig skada. Att komma med generella direktiv över vad som är ”skälig kejsarsnittsfrekvens” torde vara tämligen meningslöst. Eftersom kejsarsnittsfrekvens är så associerad med populationskaraktistika (t.ex. maternell ålder, paritet och vikt) – kan sådana direktiv bli gravt missledande. Ett sätt att jämföra kejsarsnittsfrekvenser mellan förlossningsenheter kan vara att införa den s.k. ”Robson-klassificeringen”^{34,35}. Med hjälp av denna kan man göra jämförelser dels baserade på kejsarsnittsfrekvensen inom de 10 olika klassifikationsgrupperna, dels vid

varje förlossningsklinik undersöka varje grupps bidrag till den totala kejsarsnittsfrekvensen. Försök från de västra delarna av landet indikerar att man genom ett konsekvent arbete kan skapa en medvetenhet om kejsarsnittsfrekvensanvändandet vid den egna kliniken, och eventuellt förhindra slentrianmässigt användande av kejsarsnitt som förlossningsmetod.

Dock kommer det knappast någonsin finnas kristallklara kriterier för när ett kejsarsnitt är medicinskt motiverat. Världen över identifieras ständigt nya riskgrupper för vilka en statistiskt signifikant överrisk för peri- och neonatal död rapporteras. Som exempel kan debatten om förlossningssätt vid fullgångna sätesbjudningar nämnas. En svensk nationell studie¹³ visade att risken för peri- och neonatal död halverades vid kejsarsnitt jämfört med vaginalförlossning. Byggt på detta kunde man estimerat att man genom att utföra ca 400 elektiva kejsarsnitt i vecka 38 kan förhindra ett fall av peri- och neonatal död bland sätesbjudna barn. Baserat på denna information vore det möjligt för professionen att utarbeta riktlinjer för strategier vid sätesläge. I det nämnda exemplet visade det sig dock att aktörer inom professionen kom till olika slutsatser när man vägde för- och nackdelar med kejsarsnitt som generell förlossningsmetod. Helt enhetliga regler har heller inte utarbetats i denna fråga.

Trendanalyserna i denna rapport byggde dock på gruppen fullgångna huvudbjudna enkelbörder, vilken befanns stå för den överväldigande delen av ökningen av kejsarsnittsfrekvensen. Inom denna grupp visade det sig att det var kejsarsnitt på fetal indikation som i särklass mest bidrog till den drastiska ökningen av kejsarsnittsfrekvensen under 1990-talet. Med alla reservationer för säkerheten i indikationsklassificeringen är det sannolikt att det även bland huvudbjudna fullgångna enkelbörder skett en kraftig förskjutning av vad som räknas som medicinskt motiverade kejsarsnitt. Dock var den peri- och neonatala dödligheten relativt oförändrad under perioden och det gick inte att i rapporten hitta övertygande hållpunkter för att den drastiskt stigande kejsarsnittsfrekvensen först och främst skulle vara en följd av en säkrare förlossningsvård. Det bör emellertid påpekas att det är möjligt att en ökande identifiering av riskgrupper och användning av kejsarsnitt i förekommande fall kan ha minskat risken för framtida morbiditet hos barnen, ett utfall som inte studerades i denna rapport.

Emellertid visade exemplen rörande maternella komplikationer, barnastma, och neonatal andningsstörning att förlossningsvården i sin iver att minska vissa risker för barnen kan råka utsätta både barn och moder för andra, inte lika ofta studerade, risker. För professionen gäller det att för varje identifierad riskgrupp överväga om dels den relativa risksänkningen, dels den absoluta risksänkningen är så pass stor att en förlossning med kejsarsnitt vid ett visst tillstånd generellt bör rekommenderas. En ständigt vaken och vederhäftig debatt tillsammans med information och diskussion torde kunna hjälpa tjänstgörande barnmorskor och förlossningsläkare att väga fördelar och risker med ett kejsarsnitt i det enskilda fallet.

Referenser

1. Matthews TG, Crowley P, Chong A, McKenna P, McGarvey C, O'Regan M. Rising caesarean section rates: a cause for concern? *Br J Obstet Gynecol* 2003;110:346–49.
2. Sachs BP, Kobelin C, Castro MA, Frigoletto F. The risks of lowering the caesarean delivery rate. *N Engl J Med* 1999;340:54–57.
3. Flamm BL. Cesarean section: A worldwide epidemic? *Birth* 2000; 27:139–40.
4. Keane DP, Boylen P, Murphy JF. Rising caesarean section rates: a cause for concern? *BJOG*. 2003 Oct; 110(10):964-5; discussion 965; author reply 965-6.
5. Anon. Caesarean section on the rise [editorial]. *Lancet* 2000; 356:1697.
6. World Health Organisation. Appropriate technology for birth. *Lancet* 1985; 2:436–37.
7. Walker R, Turnbull D, Wikingson C. Strategies to address global Cesarean section rates: A review of the evidence. *Birth* 2002; 29:28-39.
8. Kennare R. Why is the caesarean section rising? *Midir Midwifery Digest* 2003; 134:503–8.
9. Belizán JM, Althabe F, Barros FC, Alexander S. Rates and implications of the caesarean sections in Latin America: ecological study. *BMJ* 1999; 319:1397-402.
10. Pai M. Caesarean section controversy: debate is needed on caesarean section rates in India [Letter]. *BMJ* 2000; 320:1072.
11. Amer-Wahlin I, Hellsten C, Noren H, Hagberg H, Herbst A, Kjellmer I, Lilja H, Lindoff C, Mansson M, Martensson L, Olofsson P, Sundstöm A, Marsal K. Cardiotocography only versus cardiotocography plus ST analysis of fetal electrocardiogram for intrapartum fetal monitoring: a Swedish randomised controlled trial. *Lancet*. 2001 Aug 18;358(9281):534-8.
12. Hannah ME, Hannah WJ, Hewson SA, Hodnet ED, Saigal S, Willan AR. Planned caesarean section versus planned vaginal birth for breech presentation at term: a randomised multicentre trial. *Lancet* 2000; 356:1375-83.
13. Svenska sätessgruppen. Perinatal mortalitet och spädbarnsmortalitet vid sätessförlossning i Sverige. En fall-kontroll-studie och en registerstudie över mortalitet i relation till bjudning och förlossningssätt hos fullgångna barn. (www.sfog.se/perinatalarg/ARG.htm).
14. Hillan EM. Postoperative morbidity following Caesarean delivery. *J Adv Nurs* 1995; 22:1035–42.
15. Murphy DJ, Liebling RE, Verity L, Swingler R, Patel R. Early maternal and neonatal morbidity associated with operative delivery in second stage of labour: a cohort study. *Lancet* 2001; 358:1203–07.
16. Häger RME, Daltveit AK, Hofoss D, Nilsen ST, Kolaas T, Öian P, Henriksen T. Complications of caesarean deliveries: Rates and risk factors. *Am J Obstet Gynecol* 2004; 190:428–34.
17. Nielsen TF, Hökegård KH. Postoperative caesarean section morbidity: A prospective study. *Am J Obstet Gynecol* 1983; 146:911–15.

18. Guise JM, McDonagh MS, Osetrweil P, Nygren P, Chan BKS, Helfand M. Systemic review of the incidence and consequences of uterine rupture in women with previous caesarean section. *BMJ* 2004; 329:19–23.
19. Greer IA. Thrombosis in pregnancy: maternal and fetal issues. *Lancet* 1999;353:1258-65.
20. Lindqvist P, Dahlbäck B, Marsál K. Thrombotic risk during pregnancy: a population study. *Obstet Gynecol* 1999; 94:595-99.
21. Chan LY, Tam WH, Lau TK. Venous thromboembolism in pregnant Chinese women. *Obstet Gynecol* 2001; 98:471–75.
22. Salonen Ros H, Lichetnstein P, Belloc R, Petersson G, Cnattingius S. Pulmonary embolism and stroke in relation to pregnancy: How can high-risk women be identified? *Am J Obstet Gynecol* 2002; 186:198–203.
23. Parrish KM, Holt VL, Easterling TR, Conell FA, LoGerfo JP. Effects of changes in maternal age, parity and birth weight distributions on primary caesarean section rates. *JAMA* 1994; 271: 443–47.
24. Cnattingius S, Ericson A, Gunnarskog J, Källén B. A quality study of a medical birth registry. *Scand J Soc Med* 1990; 18:143–48.
25. Källén B, Källén K, Otterblad Olausson P. The Swedish Medical Birth Register A summary of content and quality. Research Report from EpC 2003. (<http://www.sos.se/fulltext/112/2003-112-3/2003-112-3.pdf>)
26. Molin J. A regional perinatal database in southern Sweden – a basis for quality assurance in obstetrics and neonatology. *Acta Obstet Gynecol Scand Suppl.* 1997;164:37-9.
27. Mantel N, Haenszel W. Statistical aspects of analysis from retrospective studies of disease. *J Nat Can Inst* 1959; 719–48.
28. Miettinen O. Simple interval estimation. *Am J Epidemiol* 1974; 100:515–16.
29. Flamm BL. Once a caesarean, always a controversy. *Obstet Gynecol* 1997;90:312-15.
30. Håkansson S, Källén K. Caesarean section increases the risk of hospital care in childhood for asthma and gastroenteritis. *Clin Exp Allergy* 2003; 33:757–64.
31. Persson J, Wölner-Hansen P, Rydhstroem H. Obstetric risk factors for stress urinary incontinence: A population-based study. *Obstet Gynecol* 2000; 96:440–45.
32. Zetterström J, Lopez A, Anzén B, Dolk A, Norman M, Mellgren A. Anal sphinkter tears at vaginaö delivery: risk factors and clinical outcome of primary repair. *Obstet Gynecol* 1999;94:21-28.
33. Uustal Fornell EK, Berg G, Hallböök O, Matthiesen LS, Sjö Dahl R. Clinical consequences of anal sphincter ruptur during vaginal delivery. *J Am College of Surgeons* 1996;183:553-58.
34. Robson MS. Can we reduce the caesarean section rate? *Best Practice & Research Clinical Obstet & Gynecology* 2001; 5:179–94.
35. Rasmussen OB, Pedersen BL, Wilken-Jensen C, Vejerslev LO. Stratified rates of cesarean sections and spontaneous vaginal deliveries. Data from five labor wards in Denmark –1996. *Acta Obstet Gynecol Scand* 2000; 79:227–31.

Bilagor

Appendix A Resultat från multipel logistisk regression

Utfall=Födelseår "year": 1=1990, 2=1991..... 12=2001.

Modell 1: Okorrigerat estimat:

```

////////////////////
Sectio total term singletons in vertex presentation)
//////////////////// Antal fall:          92248.000      Antal totalt:
                1029075.0      //////////////////

```

ESTIMATES FROM LOGIT ANALYSIS OF VARIABLE: CS n=92248

Variable	OR	95 %CI		P	beta
CONSTANT	0.0747	0.0736	0.0758	0.00000000	-2.594348
YEAR	1.0453	1.0433	1.0474	0.00000000	0.044345

G = 620960.300 - 618972.420 = 1987.8792 P= 0.00000000 df= 1

Goodness of fit:

Hosmer-Lemeshow Chisquare= 7228.47 P= 0.00000000 df= 8

Modell 2:

Korrigerat för:

Mors ålder: "age": år.

Paritet: uppdelad i klassvariabler paritet 2 (ja/nej), paritet 3 (ja/nej), paritet 4+ (ja/nej).

Rökning: "smoke" 1=nej, 2=<10, 3=>=10

BMI: kg/m² (okänt BMI ersatt med "medel-BMI" för perioden)

Mors födelseland: "nat": 1=Sverige, 2= annat land


```

////////////////////////////////////
Sectio total term singletons in vertex presentation)
////////////////////////////////////
Antal fall:          92248.000      Antal totalt:
1029075.0      //////////////////////////////////

```

ESTIMATES FROM LOGIT ANALYSIS OF VARIABLE: CS n=92248

Variable	OR	95 %CI		P	beta
CONSTANT	0.0006	0.0005	0.0006	0.00000000	-7.441850
YEAR	1.0316	1.0296	1.0336	0.00000000	0.031109
AGE	1.0834	1.0818	1.0851	0.00000000	0.080141
PARA2	0.6227	0.6129	0.6327	0.00000000	-0.473676
PARA3	0.5588	0.5470	0.5709	0.00000000	-0.581971
PARA4	0.4609	0.4472	0.4749	0.00000000	-0.774655
SMOKE	1.1012	1.0878	1.1147	0.00000000	0.096378
BMI	1.1142	1.1106	1.1179	0.00000000	0.108157
NAT	1.1462	1.1252	1.1675	0.00000000	0.136449

```

-----
G = 620960.300 - 602267.550 =18692.7499      P= 0.00000000      df= 8
Goodness of fit:
Hosmer-Lemeshow   Chisquare=    135.00      P= 0.00000000      df= 8

```

Appendix B

Specifikation av indikationsklasser

Fetal indikation

SGA: < 2 SD från förväntad födelsevikt (enligt gestationslängd)
'signifikant missbildning'. Enligt Socialstyrelsens markering

ICD9:

768B Fosterdöd, hypoxi eller anoxi under värkarbetet
768C Fetal distress hos levande fött barn före värkarbetets början
768D Fetal distress hos levande fött barn först observerat under värkarbetet
768E Fetal distress hos levande fött barn UNS
655 Känd eller misstänkt fosterabnormitet som påverkat modern
656 Tillstånd hos foster som påverkat modern
663 Navelsträngskomplikation

ICD10:

P210 Svår asfyxi vid förlossningen
O35 Vård av blivande moder för abnormalitet eller skada på fostret
O36 Vård av blivande moder för känt eller misstänkt problem hos fostret
O68 Hotande fosterasfyxi
O69 Navelsträngskomplikation

Placenta praevia / Ablatio placentae

ICD9:

641A Placenta praevia utan blödning
641B Placenta praevia med blödning
641C För tidig avlossning av placenta

ICD10:

O440 Placenta praevia utan blödning
O441 Placenta praevia med blödning
O450 För tidig avlossning av placenta ledande till koagulations
O458 Annan för tidig avlossning av placenta
O459 För tidig avlossning av placenta, ospecificerad

**Disproportion/Dystoci/Stort barn/misslyckad igångsättning/
PROM/förlossningshinder**

Födelsevikt > 4 500 g

ICD9:

653	Disproportion
660	Förlossningshinder
654A,B,D,E,F,G,H,W,X	
Abnormalitet i livmoder/cervix/slida/vulva/bäckens mjukdelar	
659A,B	Misslyckat mekaniskt igångsättande av förlossningsarbete
657	Onormalt stor mängd fostervatten
658	Problem med fostervattenhåla och hinnor, annat och UNS
661	Värkrubbing
662	Utdragen förlossning

ICD10:

O33	Vård av blivande moder på grund av disproportion
O340	Vård av blivande moder för medfödd missbildning av livmoder
O341	Vård av blivande moder för myom
O344	Vård av blivande moder för andra abnormiteter i livmoderhals
O345	Vård av blivande moder för andra abnormiteter av gravid uterus
O346	Vård av blivande moder för abnormitet i vagina
O347	Vård av blivande moder för abnormitet i vulva och perineum
O348	Vård av blivande moder för annan specificerad abnormalitet i bäckenorganen
O349	Vård av blivande moder för abnormitet i bäckenorganen, ospecificerad
O65	Förlossningshinder, disproportion
O66	Förlossningshinder
O40	Onormalt stor mängd fostervatten
O410	Oligohydramnion
O411	Infektion av fostervattenhåla och fosterhinnor
O418	Andra specificerade problem hänförliga till fostervattnet/hinnor
O419	Problem hänförliga till fostervattnet och hinnorna, ospecificerat
O42	För tidig hinnbristning
O620	Primär värksvaghet
O621	Sekundär värksvaghet
O622	Annan och icke specificerad uterin värksvaghet
O623	Störförlossning
O624	Hypertont, okoordinerat värkarbete
O628	Andra specificerade värkrubbingar
O629	Värkrubbing, ospecificerad
O630	Förlängt öppningsskede
O631	Förlängt utdrivningsskede
O632	Fördröjd förlossning av andra tvillingen, trillingen etc
O639	Förlängt värkarbete, ospecificerat

O610B	Försök till medicinskt igångsättande av värkarbetet, förlossning efter 48h
O611B	Försök till mekaniskt igångsättande av värkarbetet, förlossning efter 48h, inkl. misslyckad induktion

Preeklampsi/hypertoni/överburenhet/övrig graviditetskomplikation

ICD9:

646C	Njursjukdom under graviditet UNS
646E	Perifer neurit under graviditet
646F	Asymtomatisk bakteriuri under graviditet
646G	Infektion i urogenitalorgan under graviditet
646H	Leversjukdom under graviditet
646W	Graviditetskomplikation, annan angiven typ än 642-646.7
646X	Graviditetskomplikation UNS

ICD10:

O140	Måttlig preeklampsi
O141	Svår preeklampsi
O141A	Svår preeklampsi utan organpåverkan
O141B	Svår preeklampsi med organpåverkan
O141C	HELLP-syndrom
O141X	Svår preeklampsi, ospecificerad
O149	Preeklampsi, ospecificerad
O150	Eklampsi under graviditeten
O151	Eklampsi under förlossningen
O152	Eklampsi under barnsängstiden
O159	Eklampsi, tidpunkt ej angiven
O489	Överburenhet
O750	Uttröttad moder under värkarbete och förlossning
O751	Chock under eller efter värkarbete och förlossning
O752	Feber under värkarbete som ej klassificeras annorstädes
O753	Annan infektion under värkarbete
O754	Andra komplikationer till obstetriska ingrepp
O755	Fördröjd förlossning efter artificiell hinnsprängning
O756	Vattenavgång utan sammandragningar i fullgången tid
O758	Andra specificerade komplikationer till värkarbete och förlossning
O759	Komplikation till värkarbete och förlossning, ospecificerat

Tidigare kejsarsnitt

Uppgift om tidigare kejsarsnitt i MFR

ICD9:

654C	Ärrbildning i livmoder efter tidigare kirurgiskt ingrepp
------	--

ICD10:

O342	Vård av blivande moder för ärrbildning efter tidigare kirurgiskt ingrepp
------	--

Humanitär indikation

ICD9:

659W Anledning till vård och ingrepp vid förlossning, annan typ än 650-659.5

659X Anledning till vård och ingrepp vid förlossning UNS

669H Kejsarsnitt utan uppgift om indikation

ICD10:

O828 Annan enkelbördsförlossning med kejsarsnitt

Appendix C

Resultat från multipel logistisk regression

För varje indikationsklass:

Utfall=Födelseår "year": 1=1990, 2=1991..... 12=2001.

Modell 1: Okorrigerat estimat:

Modell 2:

Korrigerat för:

Mors ålder: "age": år.

Paritet: uppdelad i klassvariabler paritet 2 (ja/nej), paritet 3 (ja/nej), paritet 4+ (ja/nej).

Rökning: "smoke" 1=nej, 2=<10, 3>=10

BMI: kg/m² (okänt BMI ersatt med "medel-BMI" för perioden)

Mors födelseland: "nat": 1=Sverige, 2= annat land

////////////////////////////////////

Sectio, fetal indication

ESTIMATES FROM LOGIT ANALYSIS OF VARIABLE: CS n=29106

Variable	OR	95 %CI		P	beta
CONSTANT	0.0229	0.0223	0.0234	0.00000000	-3.778088
YEAR	1.0502	1.0467	1.0537	0.00000000	0.048983

G = 261193.182 - 260380.164 =	813.0185		P= 0.00000000	df= 1	
Goodness of fit:					
Hosmer-Lemeshow	Chisquare= 2422.68		P= 0.00000000	df= 8	

ESTIMATES FROM LOGIT ANALYSIS OF VARIABLE: CS n=29106

Variable	OR	95 %CI		P	beta
CONSTANT	0.0002	0.0001	0.0002	0.00000000	-8.663170
YEAR	1.0381	1.0345	1.0416	0.00000000	0.037376
AGE	1.0812	1.0785	1.0840	0.00000000	0.078097
PARA2	0.3518	0.3419	0.3620	0.00000000	-1.044759
PARA3	0.2707	0.2595	0.2823	0.00000000	-1.306821
PARA4	0.2499	0.2360	0.2646	0.00000000	-1.386862
SMOKE	1.2562	1.2315	1.2814	0.00000000	0.228087
BMI	1.1197	1.1134	1.1260	0.00000000	0.113031
NAT	1.2382	1.2002	1.2775	0.00000000	0.213666

G = 261193.182 - 249632.553 =	11560.6292		P= 0.00000000	df= 8	
Goodness of fit:					
Hosmer-Lemeshow	Chisquare= 84.63		P= 0.00000000	df= 8	

////////////////////////////////////
Sectio, placenta previa/ablatio

ESTIMATES FROM LOGIT ANALYSIS OF VARIABLE: CS n=1917

Variable	OR	95 %CI		P	beta
CONSTANT	0.0018	0.0016	0.0019	0.00000000	-6.335284
YEAR	1.0238	1.0106	1.0371	0.00037234	0.023511

G =	27577.040	-	27564.427	=	12.6136
Goodness of fit:				P=	0.00038296
Hosmer-Lemeshow	Chisquare=	422.10		P=	0.00000000
					df= 8

ESTIMATES FROM LOGIT ANALYSIS OF VARIABLE: CS n=1917

Variable	OR	95 %CI		P	beta
CONSTANT	0.0001	0.0001	0.0003	0.00000000	-8.890652
YEAR	1.0160	1.0028	1.0294	0.01752605	0.015902
AGE	1.0734	1.0629	1.0841	0.00000000	0.070844
PARA2	0.8352	0.7516	0.9281	0.00081868	-0.180036
PARA3	0.7108	0.6164	0.8197	0.00000269	-0.341313
PARA4	0.8946	0.7525	1.0634	0.20658058	-0.111421
SMOKE	1.1952	1.1088	1.2883	0.00000317	0.178326
BMI	1.0094	0.9873	1.0319	0.40748452	0.009329
NAT	1.1565	1.0262	1.3032	0.01709877	0.145370

G =	27577.040	-	27329.644	=	247.3967
Goodness of fit:				P=	0.00000000
Hosmer-Lemeshow	Chisquare=	8.36		P=	0.39939169
					df= 8

////////////////////////////////////
Sectio, Disproportion/PROM/dystocia/>4500g

ESTIMATES FROM LOGIT ANALYSIS OF VARIABLE: CS n=32973

Variable	OR	95 %CI		P	beta
CONSTANT	0.0279	0.0273	0.0286	0.00000000	-3.578594
YEAR	1.0382	1.0349	1.0414	0.00000000	0.037449

G =	287801.857	-	287265.796	=	536.0611
Goodness of fit:				P=	0.00000000
Hosmer-Lemeshow	Chisquare=	3880.13		P=	0.00000000
					df= 8

ESTIMATES FROM LOGIT ANALYSIS OF VARIABLE: CS n=32973

Variable	OR	95 %CI		P	beta
CONSTANT	0.0002	0.0002	0.0002	0.00000000	-8.609813
YEAR	1.0200	1.0168	1.0233	0.00000000	0.019822
AGE	1.0773	1.0747	1.0799	0.00000000	0.074435
PARA2	0.5397	0.5262	0.5535	0.00000000	-0.616834
PARA3	0.3771	0.3631	0.3916	0.00000000	-0.975291
PARA4	0.2738	0.2587	0.2898	0.00000000	-1.295257
SMOKE	0.9298	0.9096	0.9504	0.00000000	-0.072832
BMI	1.1448	1.1387	1.1510	0.00000000	0.135264
NAT	1.2148	1.1795	1.2511	0.00000000	0.194555

G =	287801.857	-	278846.090	=	8955.7669
Goodness of fit:				P=	0.00000000
Hosmer-Lemeshow	Chisquare=	100.32		P=	0.00000000
					df= 8

////////////////////////////////////
Sectio, Preeklampsia

ESTIMATES FROM LOGIT ANALYSIS OF VARIABLE: CS n=2940

Variable	OR	95 %CI		P	beta
CONSTANT	0.0028	0.0026	0.0030	0.00000000	-5.884247
YEAR	1.0199	1.0093	1.0307	0.00021795	0.019753

G =	39782.060	-	39768.442	=	13.6184
				P=	0.00022398
Goodness of fit:					df= 1
Hosmer-Lemeshow	Chisquare=	752.67		P=	0.00000000
					df= 8

ESTIMATES FROM LOGIT ANALYSIS OF VARIABLE: CS n=2940

Variable	OR	95 %CI		P	beta
CONSTANT	0.0000	0.0000	0.0000	0.00000000	-11.098020
YEAR	1.0033	0.9927	1.0139	0.54342057	0.003278
AGE	1.0808	1.0723	1.0895	0.00000000	0.077745
PARA2	0.6474	0.5951	0.7042	0.00000000	-0.434832
PARA3	0.5764	0.5146	0.6456	0.00000000	-0.550972
PARA4	0.4603	0.3913	0.5416	0.00000000	-0.775803
SMOKE	0.9136	0.8509	0.9809	0.01273135	-0.090351
BMI	1.1614	1.1412	1.1820	0.00000000	0.149639
NAT	0.8645	0.7764	0.9625	0.00786815	-0.145641

G =	39782.060	-	39084.009	=	698.0514
				P=	0.00000000
Goodness of fit:					df= 8
Hosmer-Lemeshow	Chisquare=	23.54		P=	0.00274100
					df= 8

////////////////////////////////////
Sectio, previous CS

ESTIMATES FROM LOGIT ANALYSIS OF VARIABLE: CS n=14110

Variable	OR	95 %CI		P	beta
CONSTANT	0.0108	0.0104	0.0112	0.00000000	-4.531209
YEAR	1.0549	1.0498	1.0599	0.00000000	0.053399

G =	146831.710	-	146355.229	=	476.4815
				P=	0.00000000
Goodness of fit:					df= 1
Hosmer-Lemeshow	Chisquare=	2776.42		P=	0.00000000
					df= 8

ESTIMATES FROM LOGIT ANALYSIS OF VARIABLE: CS n=14110

Variable	OR	95 %CI		P	beta
CONSTANT	0.0000	0.0000	0.0000	0.00000000	-12.421678
YEAR	1.0468	1.0417	1.0520	0.00000000	0.045781
AGE	1.0894	1.0853	1.0936	0.00000000	0.085650
PARA2	25.6701	22.5013	29.2852	0.00000000	3.245328
PARA3	37.2258	32.5791	42.5353	0.00000000	3.617002
PARA4	31.5259	27.4548	36.2006	0.00000000	3.450809
SMOKE	1.0966	1.0660	1.1281	0.00000000	0.092252
BMI	1.1027	1.0939	1.1115	0.00000000	0.097746
NAT	0.9231	0.8812	0.9669	0.00071752	-0.080044

G =	146831.710	-	130482.672	=	16349.0384
				P=	0.00000000
Goodness of fit:					df= 8
Hosmer-Lemeshow	Chisquare=	134.29		P=	0.00000000
					df= 8

////////////////////////////////////
Sectio, 'Humanitarian'

ESTIMATES FROM LOGIT ANALYSIS OF VARIABLE: CS n=6312

Variable	OR	95 %CI		P	beta
CONSTANT	0.0044	0.0041	0.0046	0.00000000	-5.436261
YEAR	1.0708	1.0632	1.0785	0.00000000	0.068425

G =	75787.014	-	75433.698	=	353.3160
				P=	0.00000000
Goodness of fit:					df= 1
Hosmer-Lemeshow	Chisquare=	1167.07		P=	0.00000000
					df= 8

ESTIMATES FROM LOGIT ANALYSIS OF VARIABLE: CS n=6312

Variable	OR	95 %CI		P	beta
CONSTANT	0.0000	0.0000	0.0001	0.00000000	-10.066042
YEAR	1.0554	1.0478	1.0631	0.00000000	0.053941
AGE	1.1345	1.1285	1.1406	0.00000000	0.126226
PARA2	0.9011	0.8516	0.9534	0.00030074	-0.104141
PARA3	0.5900	0.5455	0.6382	0.00000000	-0.527621
PARA4	0.3585	0.3183	0.4037	0.00000000	-1.025848
SMOKE	1.2966	1.2443	1.3511	0.00000000	0.259722
BMI	1.0293	1.0171	1.0418	0.00000232	0.028908
NAT	1.0545	0.9847	1.1293	0.12891485	0.053092

G =	75787.014	-	73188.236	=	2598.7786
				P=	0.00000000
Goodness of fit:					df= 8
Hosmer-Lemeshow	Chisquare=	68.81		P=	0.00000000
					df= 8

////////////////////////////////////
Sectio, Other/unknown

ESTIMATES FROM LOGIT ANALYSIS OF VARIABLE: CS n=4890

Variable	OR	95 %CI		P	beta
CONSTANT	0.0043	0.0040	0.0046	0.00000000	-5.451188
YEAR	1.0323	1.0240	1.0407	0.00000000	0.031823

G =	61202.376	-	61143.398	=	58.9778
				P=	0.00000000
Goodness of fit:					df= 1
Hosmer-Lemeshow	Chisquare=	1531.13		P=	0.00000000
					df= 8

ESTIMATES FROM LOGIT ANALYSIS OF VARIABLE: CS n=4890

Variable	OR	95 %CI		P	beta
CONSTANT	0.0002	0.0001	0.0003	0.00000000	-8.599331
YEAR	1.0210	1.0126	1.0294	0.00000067	0.020753
AGE	1.0751	1.0686	1.0817	0.00000000	0.072446
PARA2	0.4551	0.4259	0.4863	0.00000000	-0.787243
PARA3	0.3480	0.3156	0.3837	0.00000000	-1.055512
PARA4	0.3279	0.2868	0.3748	0.00000000	-1.115130
SMOKE	1.1351	1.0801	1.1930	0.00000058	0.126754
BMI	1.0504	1.0360	1.0650	0.00000000	0.049156
NAT	1.2086	1.1214	1.3025	0.00000071	0.189424

G =	61202.376	-	60032.415	=	1169.9615
				P=	0.00000000
Goodness of fit:					df= 8
Hosmer-Lemeshow	Chisquare=	32.47		P=	0.00007674
					df= 8