



LUNDS UNIVERSITET
Ekonomihögskolan

Omregleringen av apoteksmarknaden och dess effekt på unga kvinnors reproduktiva hälsa

*En studie av den ökade apotekstillgänglighetens påverkan på
försäljningen av akut p-piller och abortsiffran*

Författare: Hannah Almqvist & Anna Gustafsson

Handledare: Margareta Dackehag

Examensarbete, kandidatnivå NEKH01/NEKH03

29 maj 2019

Ordlista

Abort: Inducerad/provocerad abort, det vill säga ett avbrytande av graviditeten på kirurgisk eller medicinsk väg.

Akut p-piller: Postkoital antikonception i form av tablett med hormonet levonorgestrel (ATC-kod G03AD01) eller ulipristal (ATC-kod G03AD02).

Apotekstäthet: Antal invånare per apotek.

Omreglering: Omarbeta regleringar snarare än att helt avlägsna dessa (vilket är Svenska Akademiens definition av en avreglering). Apoteksmarknaden i Sverige regleras även idag, då alla aktörer behöver tillstånd från det statliga Läke-medelsverket.

Postkoital antikonception: Motverkar graviditet genom en preventivmetod som används efter samlag, och inte innan. I denna uppsats syftar begreppet på akut p-piller.

Reproduktiv hälsa: Ett tillstånd av fysiskt, känslomässigt, psykiskt och socialt välbefinnande i förhållande till alla aspekter av sexualitet och reproduktion (Folkhälsomyndigheten, 2018).

Abstrakt

Antalet aborter per 1000 svenska kvinnor i åldersgruppen 13 till 24 år har sjunkit konstant sedan 2009. Denna uppsats undersöker sambandet mellan abortantalet och omregleringen av apoteksmarknaden som påbörjades samma år. Vår hypotes om en koppling mellan dessa grundar sig i ökad tillgänglighet till akut p-piller som säljs receptfritt.

Med hjälp av en Difference-in-Difference-analys jämförs antalet aborter och försäljningen av akut p-piller i Sveriges 21 län. Dessa delas upp i en control- och treatment-grupp beroende på i vilken omfattning omregleringen förbättrat tillgängligheten till apotek.

Två mått på tillgänglighet används och variabeln för en av dem visar sig till en början ha en signifikant effekt på abortantalet. Någon signifikant effekt på försäljningen av akut p-piller observeras inte. Placebotesten som utförs visar slutligen att signifikansen som påträffats inte måste beror på omregleringen, även om det skulle kunna röra sig som en förväntans- eller möjligen en fördröjningseffekt.

Slutsatsen blir således att tillgängligheten till apotek har en signifikant effekt på antalet aborter hos unga kvinnor, men inte nödvändigtvis genom försäljning av akut p-piller eller omregleringen av apoteksmarknaden. En annan möjlig förklaring är ökad användning av långtidsverkande preventivmedel, såsom hormonspiral, och demografiska förändringar i form av folkförflyttning.

Nyckelord: *apotekstäthet, tillgänglighet, omreglering, akut p-piller, preventivmedel, abort, unga kvinnor, DiD, hälsoekonomi*

Innehållsförteckning

1. Introduktion	5
1.1. Syfte och tillvägagångssätt	6
1.2. Avgränsningar	6
1.3. Disposition	7
2. Bakgrund	7
2.1. Apoteksmarknaden och omregleringen	7
2.2. Aborter i Sverige	13
2.3. Akut p-piller	13
3. Tidigare forskning	16
3.1. Omregleringen och tillgänglighet	17
3.2. Akut p-piller och aborter	17
4. Data och variabler	19
4.1. Beroende variabler	20
4.2. Oberoende variabler	22
4.3. Kontrollvariabler	25
4.4. Deskriptiv statistik	26
5. Metod	27
6. Resultat	28
6.1. Specifikation med och utan kontrollvariabler: "täthet"	28
6.2. Specifikation med och utan kontrollvariabler: "restid"	31
6.3. Placebotest 1	33
6.4. Placebotest 2	35
6.5. Övrigt sensitivitetstest	37
7. Diskussion	38
7.1. Begränsningar i undersökningen	40
7.2. Slutsats	42
8. Sammanfattning	42
8.1. Vidare forskning	43
Referenser	44
Appendix	48
Appendix A	48
Appendix B	49
Appendix C	50

1. Introduktion

Den 1 juli 2009 avskaffades apoteksmonopolet i Sverige. De huvudsakliga syftena med detta var att få ner priserna på receptfria läkemedel, öka utbudet och i synnerhet tillgängligheten. Mellan 2009 och 2012 ökade antalet apotek i landet med 37 procent (se tabell 2.1). Apotekstätheten förbättrades med 25 procent och den genomsnittliga ökningen av antalet invånare med endast fem till tio minuter restid till närmaste apotek var 1,5 procent. Variationen länen emellan var dock stor (se appendix B och C).

Denna uppsats studerar omregleringen ur ett hälsoekonomiskt perspektiv genom att undersöka sambandet mellan den ökade tillgängligheten till apotek, konsumtion av akut p-piller och antalet aborter hos unga kvinnor. I åldersgruppen 13 till 24 år har antalet aborter per 1000 kvinnor sjunkit för varje år mellan 2009 och 2017. Detta är att jämföra med det tidigare 2000-talet då utvecklingen gick i motsatt riktning (Socialstyrelsen, 2019).

Oönskade graviditeter är i hög grad sammankopplade med inkorrekt användning av preventivmedel (Makenzius m. fl., 2013). Detta är vanligt förekommande hos yngre kvinnor, där en jämförelsevis stor andel fortfarande använder korttidsverkande preventivmedel såsom p-piller och p-ring. De har också mindre erfarenhet och kan anses vara mer riskbenägna; i en studie av Kallner m. fl. (2015) uppger en relativt stor andel kvinnor i åldern 16 till 20 år att de struntat i att överhuvudtaget använda preventivmedel på grund av lathet eller oönskade biverkningar. Ett tillvägagångssätt för att förhindra en graviditet, utöver att skydda sig i förebyggande syfte, är akut p-piller som säljs receptfritt på apotek. De tas så snart som möjligt efter samlag och verkar genom att förskjuta ägglossningen och på så sätt förhindra en befruktning. Ökad tillgänglighet till dessa har av bland annat Aneblom (2003) konstaterats kunna påverka abortsiffran.

Ett vanligt missförstånd är att reformen 2009 var en avreglering, då det i själva verket var en omreglering av apoteksmarknaden. Få länder har en helt avreglerad marknad, och det statligt ägda Apoteket AB finns fortfarande kvar med flest fysiska apotek (Sveriges Apoteksförning, 2018). Alla övriga aktörer måste också uppfylla krav på lämplighet genom att följa de lagar och regler som omfattar verksamheten. De får då sina tillstånd att sälja läkemedel från Läkemedelsverket (Betänkande 2008/09:SoU21).

Enligt Folkhälsomyndigheten (2018) uppnås reproduktiv hälsa bland annat genom att själv ”avgöra om, när och hur man vill ha barn”. De hävdar även att ”grundläggande hälso- och sjukvård och övriga instanser inom sexuell och reproduktiv hälsa måste uppfylla allmän standard” då det kommer till tillgång och tillgänglighet. Med bakgrund av detta blir undersökningen intressant ur ett folkhälsoperspektiv.

1.1. Syfte och tillvägagångssätt

Syftet med denna uppsats är att undersöka huruvida omregleringen av apoteksmarknaden, genom ökad tillgänglighet till akut p-piller, har haft en effekt på antalet aborter hos unga kvinnor (13 till 24 år) i Sverige.

För att genomföra undersökningen används paneldata från samtliga 21 län åren 2007 till 2012. Då reformen skedde först i juli 2009 används 2010 som det första året efter omregleringen. Datan behandlas i en Difference-in-Difference-analys (DiD) med två treatment-variabler som mått på tillgänglighet: apotekstäthet (antal invånare per apotek) och restid till närmaste apotek. Då det öppnades nya apotek i alla län i samband med omregleringen är inget egentligen ”obehandlat”. Vi har således själva fått avgöra vad som är att betrakta som liten respektive stor ökning i apotekstäthet, samt liten respektive stor förändring i restid. Restid till närmaste apotek fungerar som ett komplement till apotekstäthet och kan vara en bättre måttstock i vissa kontexter (se kapitel 4.2).

1.2. Avgränsningar

Tillgängligheten till akut p-piller är motiveringen till vår hypotes om ett samband mellan omregleringen av apoteksmarknaden och antalet aborter hos unga kvinnor. Detta är det enda receptfria preventivmedel som, till skillnad från kondomer, bara kan köpas på apotek. Receptbelagda preventivmedel har ej använts som grund för denna studie då vi antar att tillgänglighet till dessa främst beror på närhet till vårdcentral, ungdoms- eller barnmorskemottagning. Datan omfattar endast försäljning av akut p-piller med det verksamma ämnet levonorgestrel, eftersom dessa används i störst utsträckning (se kapitel 2.3).

Paneldatans tidsspann kan förklaras av att Socialstyrelsen inte tillhandahåller abortstatistik på länsnivå efter år 2012. Den uppdelningen är en förutsättning för att öka antalet observationer och kunna skapa control- och treatment-grupper, varför perioden 2013 till idag inte studeras. Viktigt att poängtera är även att försäljning av läkemedel via Internet, så kallad e-handel, fortfarande var “ganska marginell” år 2012 (Tillväxtanalys 2012, s. 9). Detta gör tidsspannet 2007 till 2012 förmånligt om man vill studera effekten av tillgänglighet till fysiska apotek. Vidare planade etableringen av nya apotek ut redan 2013, och 2012 upplevs därför vara en rimlig gräns för vår studie (Sveriges Apoteksförening, 2013).

1.3. Disposition

Uppsatsen inleds med ett bakgrundskapitel där läsaren ges en överblick av apoteksmarknaden och omregleringen, abortsituationen i Sverige samt akut p-piller. Det tredje kapitlet redogör för

tidigare studier av apoteksomreglering, samt hur tillgänglighet till akut p-piller och unga kvinnors inställning till dessa kan tänkas påverka abortantalet. Kapitel fyra och fem beskriver data och variabler, respektive metod. Efter att resultatet presenterats i kapitel sex avslutas uppsatsen med en diskussion och en sammanfattning.

2. Bakgrund

I detta avsnitt ges en överblick av apoteksmarknaden samt vad omregleringen av denna har gjort för tillgängligheten. Den svenska abortsituationen sammanfattas sedan. Slutligen förklaras länken mellan dessa som vi antar är postkoital antikonception, det vill säga akut p-piller.

2.1. Apoteksmarknaden och omregleringen

Sedan 1600-talet har apotekare i Sverige haft monopol på att sälja läkemedel, och 1970 bildades det statliga aktiebolaget Apoteksbolaget med ensamrätt till detta. Under 1990-talet skedde avreglering inom flera andra svenska branscher. Apoteksbolaget började förbereda sig för eventuell konkurrens och bytte namn till Apoteket AB. Apoteksmonopolet fick kritik från flera håll, bland annat från EG-domstolen efter att Sverige gått med i Europeiska Unionen den 1 januari 1995. Man menade där att monopolet gick emot reglerna om fri konkurrens. 2006 tillträdde en borgerlig regering och utredningar uppmärksammade den dåliga apotekstätheten i jämförelse med andra länder; 10 000 invånare per apotek istället för 5000 som var det europeiska genomsnittet (Apoteket, 2019).

Drygt 600 av Apoteket AB:s 929 apotek såldes till privata aktörer i samband med omregleringen, som Sveriges Apoteksförening (2012, s. 26) kallar "en succé för tillgängligheten". Den sista december 2012 fanns det 37 procent fler apotek än vid omregleringens startskede och det gick 7500 invånare på ett svenskt apotek. Apotekstätheten hade därmed förbättrats och Sverige hamnade närmare det europeiska genomsnittet, även om utvecklingen skiljde sig mellan länen (se appendix C). Nya apotek hade öppnat på orter där det tidigare inte fanns några och öppettiderna hade ökat från genomsnittet 42 till 53 timmar i veckan (Sveriges Apoteksförening, 2012).

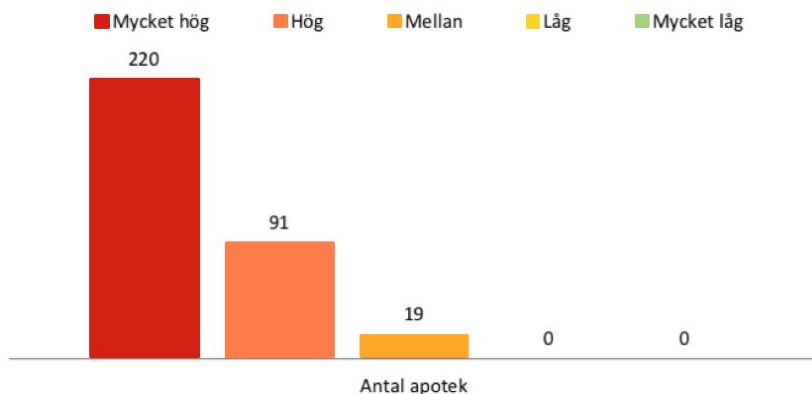
Tabell 2.1. Det faktiska antalet apotek i samtliga län och hela riket mellan åren 2007 och 2012, den totala procentuella förändringen samt den årliga förändringen på riksnivå. Källa: Tillväxtverket och Sveriges Apoteksförening.

Län	2007	2008	2009	2010	2011	2012	Total förändring %
Blekinge	12	12	12	14	17	17	42%
Dalarna	33	34	35	37	41	40	21%
Gotland	7	7	7	7	8	10	43%
Gävleborg	31	32	34	39	42	43	39%
Halland	26	25	29	37	40	43	65%
Jämtland	24	24	23	24	24	24	0%
Jönköping	36	36	36	39	45	48	33%
Kalmar	28	28	29	31	33	37	32%
Kronoberg	22	22	21	29	30	30	36%
Norrbottn	36	36	37	41	41	41	14%
Skåne	97	98	103	133	146	157	62%
Stockholm	137	142	159	211	244	246	80%
Södermanland	22	23	24	31	31	32	45%
Uppsala	28	27	28	37	41	43	54%
Värmland	20	20	34	36	41	42	110%
Västerbotten	39	39	41	44	45	45	15%
Västernorrland	33	33	33	38	41	39	18%
Västmanland	23	23	25	33	36	36	57%
Västra Götaland	134	135	142	173	195	199	49%
Örebro	25	24	30	33	39	39	56%
Östergötland	45	45	47	54	62	63	40%
Hela riket	858	865 (+0.7%)	929 (+5%)	1121 (+21%)	1242 (+11%)	1274 (+3%)	48%

Från tabell 2.1 kan utläsas att antalet apotek i landet endast ökade med 0,7 procent mellan 2007 och 2008. Motsvarande siffra för 2008 till 2009 var fem procent. Den absolut största ökningen sedan föregående år inträffade 2010: cirka 21 procent. År 2011 var ökningen sedan föregående år 11 procent, och 2012 tre. De största, totala förändringarna observeras i landets södra delar i län som Värmland, Stockholm, Halland och Skåne. I botten ligger län i Norrland, såsom Jämtland, Norrbotten och Västerbotten.

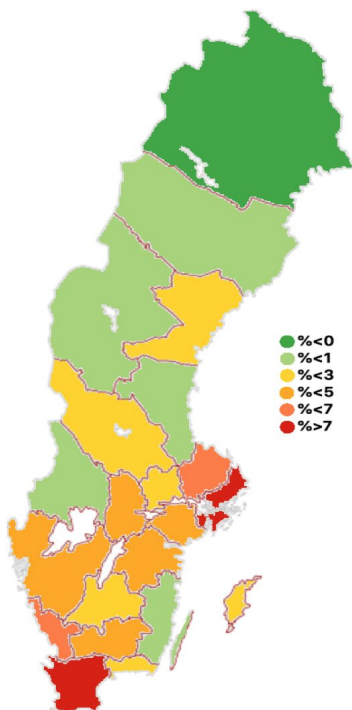
Tillväxtanalys (2012) har på Regeringens uppdrag sammanställt en rapport över den geografiska tillgängligheten till läkemedel mellan 2009 och 2012. Syftet var att ge “en mer nyanserad bild” (s. 3) av denna genom att framför allt ta befolkningens boendemönster och restid till närmaste apotek i beaktning.

Figur 2.1. Sammanfattning av tillgänglighetsutvecklingen. Källa: Tillväxtanalys (2012, s. 7).



Figur 2.1 illustrerar var de 345 nya apotek som omregleringen medfört har öppnats, uppdelat på tillgänglighet till tätorter i form av restid med bil. Det kan avläsas att 220 av dessa har etablerats där tillgängligheten till tätorter är mycket hög (som mest tio minuter restid), medan inga nya apotek har tillkommit där tillgängligheten till tätorter är låg eller mycket låg (45 minuter restid eller mer).

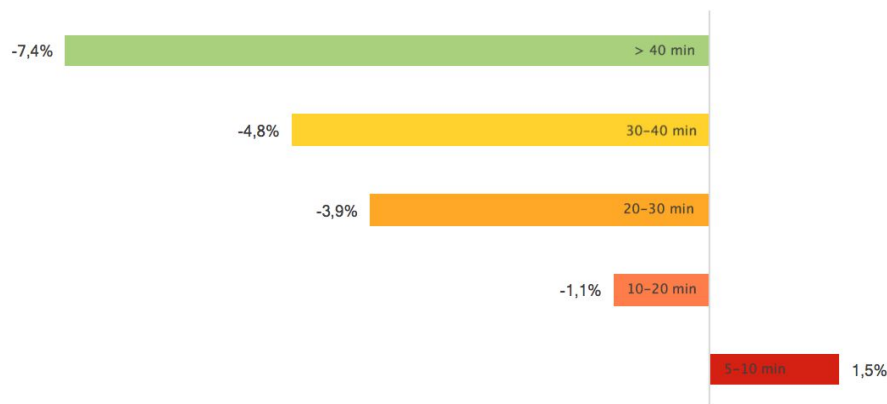
Figur 2.2. Förändringar i Sveriges tätortsbefolkning. Egen bearbetning utifrån Statistiska Centralbyråns (2010) statistik.



Figur 2.2 visar den procentuella förändringen av länens tätortsbefolkning mellan 2005 och 2010. Ökningen av andelen tätortsinvånare i hela landet var fem procent, men man kan observera stora skillnader mellan länen. I Norrbottens län minskade andelen tätortsinvånare med 0,7 procent, medan den ökade som mest i Stockholm och Skåne län med 9,1 respektive 7,4 procent. Likt figur 2.1. kan detta ses som en sammanfattning av tillgänglighetsutvecklingen. Då fler väljer att flytta till tätorter ökar också sannolikheten för att de flyttar närmare ett apotek.

I Tillväxtanalys rapport framkommer även att 98 procent av de nya apoteken har öppnats i tätorter med mer än 3000 invånare. Endast sex mindre orter, som inte kan räknas som tätorter eller förorter till större tätorter, har blivit med apotek sedan omregleringen. Detta innebär att det framför allt är för befolkningen med mycket hög eller hög tillgänglighet till tätorter som tillgängligheten till apotek har ökat. Antalet svenskar med längre än 30 minuters restid till närmaste apotek har visserligen också minskat, men detta tros främst ha demografiska förklaringar då det rör sig om orter som folk har flyttat från (se figur 2.2).

Figur 2.3. Förändringen i befolkningens restid till närmaste apotek mellan 2009 och 2012. Egen bearbetning av Tillväxtanalys (2012, s. 35) statistik.



Figur 2.3 illustrerar att ökningen av antalet svenskar med mellan fem och tio minuter resväg var cirka 1,5 procent, och antal invånare med längre restid än så har minskat. Sammanfattningsvis har alltså tillgängligheten i form av förkortad restid till närmaste apotek förbättrats i landet (Tillväxtanalys, 2012). Utvecklingen skiljer sig dock mellan länen, vilken återfinns i appendix B.

Tabell 2.2. Kortaste avståndet mellan två apotek redovisat som medelavståndet per län. Beräkningsåren är 2009 och 2012. Egen bearbetning av Tillväxtanalys (2012, s. 46) statistik.

Län	Längdavstånd (m)		Förändring %
	2009	2012	
Blekinge	6 338	2 447	-61%
Dalarna	14 335	11 986	-16%
Gotland	14 482	11 476	-21%
Gävleborg	10 840	8 190	-24%
Halland	8 544	5 807	-32%
Jämtland	34 126	32 523	-5%
Jönköping	8 726	5 765	-34%
Kalmar	12 877	9 047	-30%
Kronoberg	12 864	9 931	-23%
Norrbottn	19 347	17 365	-10%
Skåne	6 210	3 331	-46%
Stockholm	2 678	1 790	-33%
Södermanland	7 402	4 844	-35%
Uppsala	7 172	4 462	-38%
Värmland	13 531	9 494	-30%
Västerbotten	23 814	20 046	-16%
Västernorrland	10 394	9 060	-13%
Västmanland	6 856	4 278	-38%
Västra Götaland	7 789	5 090	-35%
Örebro	9 738	7 300	-25%
Östergötland	8 264	6 076	-26%
Hela riket	9 658	6 661	-31%

Av tabell 2.2 kan utläsas att medelavståndet mellan apotek i samtliga 21 län har minskat mellan 2009 och 2012, och att de största förändringarna skett i de södra delarna av landet. Dessa bör dock inte betraktas som avgörande i mer glesbefolkade områden där det näst närmaste apoteket fortfarande ligger mycket långt bort (Tillväxtanalys, 2012).

Antalet apoteksombud, det vill säga utlämningsställen för läkemedel och andra apoteksvaror, började minska överallt i landet redan under 1990-talet. Apoteksombud har länge varit avgörande för tillgängligheten till läkemedel i glesbefolkade områden med låg tillgänglighet till tätorter. Fram till februari 2013 var dock köpare av statliga apotek samt Apoteket AB skyldiga att inte stänga ner apotek i glesbygdsområden (Tillväxtanalys, 2012).

Det är troligt att apoteksombuden år 2019, alltså sju år efter slutet på vårt tidsspann, inte spelar en lika avgörande roll som förut eftersom e-handeln idag är betydligt mer omfattande. Människor kan få hem receptfria läkemedel direkt i brevlådan eller hämta ut dem som vanlig post på platser som inte nödvändigtvis är apoteksombud. Som tidigare nämnts var dock e-handel inte lika vanligt mellan 2007 och 2012.

Akut p-piller är ett receptfritt läkemedel som går att införskaffa genom apoteksombud. Sortimentet hos dessa kan dock variera något och ofta tar det en dag från att beställningen har lagts till att ordern kan hämtas ut (Läkemedelsverket, 2019). Processen är således något mer omständigt än att besöka ett vanligt apotek, vilket kan tänkas påverka försäljningssiffrorna.

Tabell 2.3. Antal apoteksombud fördelat på län åren 2009 och 2012. Egen bearbetning av Tillväxtanalys (2012, s. 32) statistik.

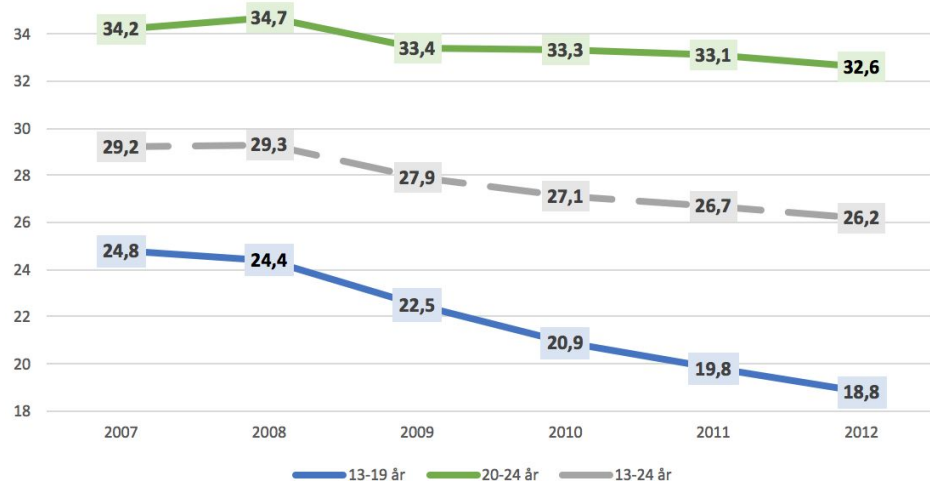
Län	2009	2012	Förändring %
Blekinge	25	22	-12%
Dalarna	52	50	-4%
Gotland	12	5	-58%
Gävleborg	26	24	-8%
Halland	23	17	-26%
Jämtland	53	51	-4%
Jönköping	35	28	-20%
Kalmar	57	49	-14%
Kronoberg	27	23	-15%
Norrbottn	64	57	-11%
Skåne	73	67	-8%
Stockholm	39	37	-5%
Södermanland	28	24	-14%
Uppsala	27	23	-15%
Värmland	47	35	-26%
Västerbotten	49	44	-10%
Västernorrland	41	36	-12%
Västmanland	13	14	8%
Västra Götaland	92	82	-11%
Örebro	22	20	-9%
Östergötland	34	29	-15%
Hela riket	839	737	-12%

Av tabell 2.3 kan utläsas att antalet apoteksombud fortsatte att minska mellan 2009 och 2012 i samtliga län utom Västmanland, där de ökade med åtta procent. Siffrorna korresponderar inte särskilt väl med ökningen av antal apotek i länen. Jämtland, som ju hade en ökning av antal apotek på 0 procent, hade en minskning av antal apoteksombud på fyra procent. Motsvarande siffra i Stockholm och Skåne var fem respektive åtta procent, men där ökade antalet apotek med hela 80 respektive 62 procent. Detta skulle visserligen kunna bero på att länen i de södra delarna av landet, med en större befolkning, hade betydligt fler apoteksombud från början.

2.2. Aborter i Sverige

Svensk abortlagstiftning är en av de mest generösa i världen. Sedan 1975 har kvinnor rätt till fri abort fram till graviditetsvecka 18. Fram till vecka 21 och sex dagar kan sedan abort beviljas av särskilda skäl (RFSU, 2018). 84 procent av alla aborter utförs före vecka nio och 55 procent före vecka sju. Vid 93 procent av alla aborter används så kallad medicinsk metod, vilket betyder att graviditeten avbryts med hjälp av tabletter. Det utförs mellan 35 000 och 38 000 aborter i Sverige varje år, vilket ger ett genomsnitt på 20 aborter per 1000 kvinnor mellan 15 och 44 år (Socialstyrelsen, 2019).

Figur 2.4. Antalet aborter i Sverige per 1000 kvinnor mellan 13 och 24 år för åren 2007 till 2012. Källa: Socialstyrelsens statistikdatabas för aborter.



Av figur 2.4 kan utläsas att åldersgrupperna 13 till 19 år samt 20 till 24 år såg en nedgång i antalet aborter under tidsperioden. År 2008 är ett undantag för gruppen 20 till 24 år. Den största procentuella förändringen skedde i den yngre åldersgruppen, där minskningen var 24 procent eller sex procentenheter. I den äldre åldersgruppen var minskningen närmare fem procent eller 1,6 procentenheter.

2.3. Akut p-piller

Akut p-piller är en tablett med hormoner som tas efter oskyddat samlag för att undvika en graviditet. Läkemedlet används för att förhindra eller förskjuta ägglossningen så att en oönskad graviditet kan undvikas. Det säljs receptfritt på apoteket och via apoteksombud sedan 2001, samt delas ut gratis på ungdoms- och barnmorskemottagningar. Har dock ägglossning eller befruktning redan skett är tabletten verkningslös och är därför inte att likställa med en abort. Tabletten bör tas så nära inpå avslutat samlag som möjligt. Mellan 50 och 85 procent av

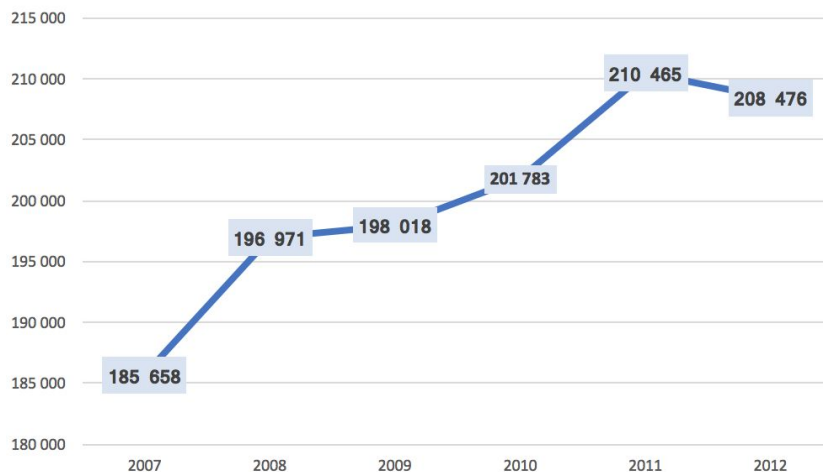
oönskade graviditeter, som annars skulle inträffat, förhindras med hjälp av denna metod (Läkemedelsverket, 2014).

Det finns två typer av akut p-piller: de som innehåller levonorgestrel och de som innehåller ulipristalacetat. Det förstnämnda kan tas upp till 72 timmar efter samlag och den andra upp till 120 timmar efter (Läkemedelsverket, 2014). Då chansen att pillret lyckas förhindra en graviditet minskar för varje dag som går efter samlaget används de sorter som innehåller levonorgestrel i större omfattning. Dessa finns också i flera varumärken och är betydligt billigare än ulipristalacetat (Apoteket, 2019).

Enligt Konkurrensverket (2017) har den generella prisnivån på receptfria läkemedel hos apotek inte sjunkit märkbart sedan omregleringen. Priset på akut p-piller i fysisk butik skiljer sig inte nämnvärt mellan de största aktörerna Apoteket AB, Apoteket Hjärtat, Kronans Apotek och Lloyds Apotek. Med den verksamma substansen levonorgestrel kostar dessa cirka 150 kronor styck. Receptfria läkemedel ingår inte i högkostnadsskyddet och kan inte subventioneras genom försäljning på apotek. Olika läns subventioneringsgrad av preventivmedel har därför ingen betydelse för priset på akut p-piller (RFSU, 2016).

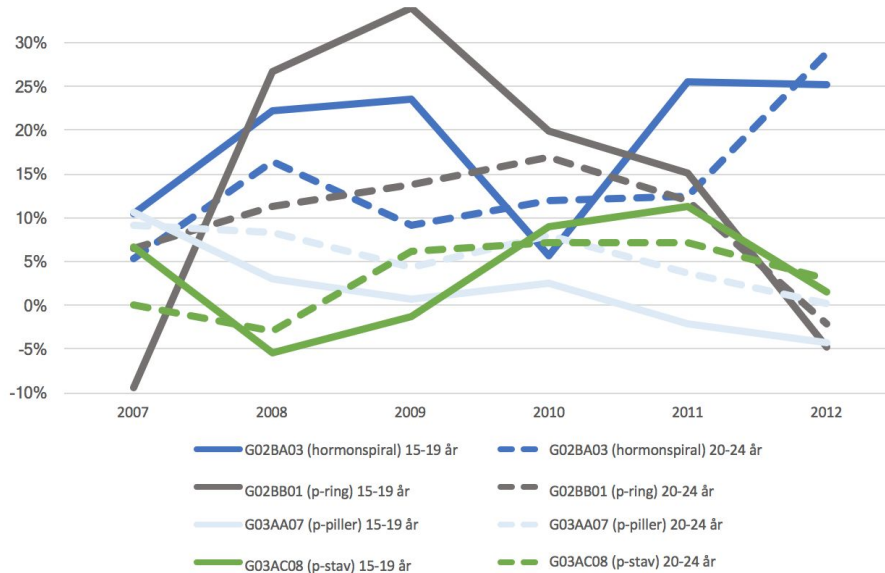
Akut p-piller kan antas vara en normal vara med en positiv inkomstelasticitet, vilket innebär att efterfrågan ökar då inkomsten gör det. Vidare kan man förmoda att det rör sig om en så kallad nödvändig vara med en inkomstelasticitet > 0 men < 1 . Detta medför att efterfrågan på akut p-piller endast ökar *begränsat* med inkomsten, och en mindre andel av inkomsten spenderas på varan (Mankiw & Taylor, 2006). Som tidigare nämnts talar heller inget för att priset på akut p-piller hos fysiska apotek har sjunkit nämnvärt sedan omregleringen. Detta får oss att anta att det är den ökade tillgängligheten, snarare än priset på dessa, som kan ha haft en effekt på abortantalet genom ökad konsumtion.

Figur 2.5. Försäljningen av antal akut p-piller med det verksamma ämnet levonorgestrel hos apotek mellan 2007 och 2012. Källa: eHälsomyndigheten.



Då preventivmedlet är receptfritt går det inte att se någon åldersfördelning på konsumtionen. Av figur 2.5 kan utläsas att försäljningen ökade mellan 2007 och 2011, för att sedan minska något 2012. Ökningen mellan 2009 och 2011 omfattar perioden då ökningen i antal apotek var som störst. Minskningen i försäljningen 2012 kan möjligtvis förklaras av användningsmönstret för övriga, receptbelagda preventivmedel hos unga kvinnor. Detta förklaras vidare nedan.

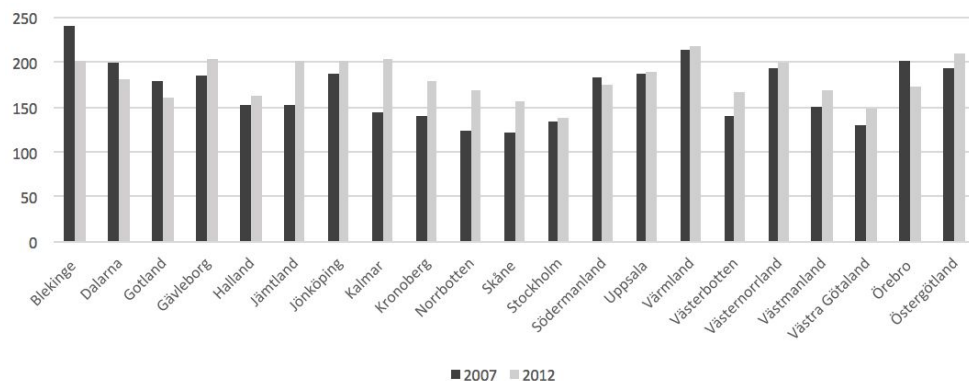
Figur 2.6. Den årliga procentuella förändringen i användningen av hormonspiral, p-ring, p-stav och p-piller hos kvinnor i åldern 15 till 19 och 20 till 24 år. Källa: Socialstyrelsens statistikdatabas för läkemedel.



Figur 2.6 illustrerar att hormonspiral, utan tvekan, är det preventivmedel som ökade mest i popularitet 2012 för gruppen 20 till 24 år, och det enda som inte minskade i popularitet för gruppen 15 till 19 år. P-stav såg en nedgång för båda åldersgrupperna och användandet av p-piller och p-ring minskade rent utav (med en negativ procentuell förändring sedan föregående år). Sammanfattningsvis valde alltså fler ett preventivmedel med längre livstid och högre effektivitet (Friedmann, 2018). Kopparspiral har ej tagits med i beräkningen då det inte är ett receptbelagt preventivmedel och dessutom delvis används som postkoital antikonception.

Vi antar att akut p-piller köps av de som inte använt något annat preventivmedel eller inte använt det korrekt (vilket är mycket möjligt med p-piller och p-ring men i princip omöjligt med spiral). Alltså kan nedgången i försäljning av akut p-piller 2012 möjligtvis förklaras av den ökade hormonspiral användningen.

Figur 2.7. Användning av hormonspiral per 1000 kvinnor mellan 15 och 24 år, fördelat på län åren 2007 och 2012. Källa: Socialstyrelsens statistikdatabas för läkemedel.



I figur 2.7 går att utläsa att hormonspiral var mer populärt 2012 än 2007 i 15 av 21 län. Länen som blivit placerade i vår analys treatment-grupper tillhör alla dessa, och det är möjligt att detta påverkat konsumtionen av akut p-piller. Tillgängligheten till apotek skulle alltså till viss del även kunna påverka användningen av hormonspiral, även om denna främst antas bero på tillgänglighet till ungdomsmottagningar, vårdcentraler och barnmorskemottagningar (se kapitel 1.2).

3. Tidigare forskning

I det här avsnittet presenteras tidigare forskning på hur omreglering av apoteksmarknader påverkar tillgängligheten. Det innehåller också studier på sambandet mellan tillgång till akut p-piller och antalet aborter.

3.1. Omregleringen och tillgänglighet

Syftet med omregleringen av apoteksmarknaden var att åstadkomma prispress, ett bättre utbud och ökad tillgänglighet. Den motiverades dessutom med att liknande reformer redan hade genomförts i två andra nordiska länder: Island 1996 och Norge 2001 (Proposition 2008/09:145).

Den isländska omregleringens effekt på tillgängligheten till apotek har haft vissa likheter med den i Sverige, som beskrivits närmare i kapitel två. Apotekstätheten mätt som antal invånare per apotek har ökat då man studerar hela landet, vilket talar för att tillgängligheten har förbättrats. Å andra sidan har mer än hälften av de nya apoteken öppnat i eller i närheten av landets huvudstad, och restiden till närmaste apotek för människor på glesbygden har i många fall inte förkortats. Används detta som mått på tillgänglighet kan man därför inte med lika stor säkerhet säga att omregleringen haft en avgörande påverkan (Proposition 2008/09:145).

I Norge medförde omregleringen av apoteksmarknaden år 2001 i princip samma förändringar som den gjort på Island fem år tidigare. Tio år efter omregleringen i Norge hade antalet apotek ökat med drygt 71 procent. I slutet av 2011 var apotekstätheten cirka 7000 invånare per apotek (Apotekforeningen Norge, 2012). Tillgängligheten till apotek i norska glesbygdsområden var i stort sett oförändrad då reformen först genomfördes. Mellan 2003 och 2010 sjönk dock antalet kommuner som inte hade ett enda apotek från 200 till 180 (Annel, 2005). Man kan därför tänka sig att tillgängligheten, även i form av restid, har förbättrats för många av landets invånare.

I en studie av Vogler m. fl. (2014) jämförs tillgängligheten till apotek i nio europeiska länder: fem där omreglering av marknaden har genomförts (bland andra Sverige) och fyra där den fortfarande är helt statligt styrd. Resultatet visar att omreglering vanligtvis medför fler apotek på marknaden, dock främst i storstäder och urbaniserade områden där tillgängligheten redan är relativt god. Priserna på receptfria läkemedel förändras dock inte märkbart.

3.2. Akut p-piller och aborter

Mycket av tidigare forskning på akut p-piller fokuserar på tonåringar, samt hur receptfrihet på och inställning till preventivmedlet kan tänkas påverka abortsiffran. Studier på apotekens roll, i form av tillgänglighet till dessa, är dock inte lika framträdande.

I samband med att akut p-piller introducerades på marknaden uppstod debatt världen över. Det diskuterades huruvida de skulle kunna ha en negativ påverkan på användningen av exempelvis p-piller och spiral, och om de skulle medföra en ökad spridning av könssjukdomar genom minskad brukning av kondom. Den mest ställda frågan var dock ifall de hade någon signifikant påverkan på antalet oönskade graviditeter (Aneblom, 2003). Då akut p-piller började säljas

receptfritt i Sverige i april 2001 försökte ett flertal studier förklara varför abortsiffran fortsatte att stiga.

Aneblom (2003) har i sin avhandling sammanställt ett antal studier baserade på intervjuer och frågeformulär ifyllda av svenska kvinnor, och menar att det finns flera förklaringar. Unga kvinnor med socioekonomiska problem är mer troliga att inte köpa akut p-piller, som kostar över 100 kronor styck. Kvinnor i åldern 13 till 24 år kan i allmänhet känna ett motstånd inför att erkänna för personal på apotek eller ungdomsmottagningar att de haft oskyddad sex, och bland kvinnor överlag råder missuppfattningen om att preventivmetoden avbryter en graviditet och därför kan likställas med en abort. Aneblom konstaterar även att fler sannolikt skulle använda akut p-piller om de redan hade dem hemma, det vill säga om tillgängligheten ökade. Hon betonar också vikten av att kunna få tag på pillren under helgerna då en stor del av de oskyddade samlagen mellan unga sker. Där spelar apoteken en viktig roll eftersom ungdomsmottagningarna ofta håller stängt.

I en studie från 2016 undersöktes utbredningen av akut p-piller i Storbritannien och unga kvinnors inställning till dessa. Ökningen i användandet av akut p-piller var större hos kvinnor med högre utbildning och som saknade beteendemässiga riskfaktorer, såsom tidigare aborter inom de senaste fem åren. Det var även vanligare bland singlar att använda sig av pillret, vilket troddes bero på att dessa vanligtvis använde preventivmedlet kondom. Vidare konstateras att försäljningen av akut p-piller inte ökat markant sedan det blev tillgängligt receptfritt hos apotek (Black m. fl., 2016). Denna slutsats dras även i en studie av Trilla m. fl. från 2014.

Enligt Arnet m. fl. (2009) som genomfört en studie i Schweiz medför ökad tillgänglighet till akut p-piller i form av receptfri försäljning inte att färre unga kvinnor använder sig av andra preventivmedel. Antagandet stöds av den sjunkande abortsiffran bland dessa som observerats i landet, samt av en svensk studie utförd av Ekstrand m. fl. (2013). Där konstateras även att ökad tillgänglighet till akut p-piller inte medför ökad riskbenägenhet hos unga kvinnor och receptfrihet uppmuntras därför.

Ovanstående studier talar alltså för att ökad tillgänglighet, främst i form av att göra preventivmedlet receptfritt, inte nödvändigtvis leder till färre aborter hos unga kvinnor men heller fler. Det finns dock annan forskning som talar för att akut p-piller skulle kunna spela en mer avgörande roll.

Glasier och Baird (1998) utförde ett experiment med hjälp av 1083 kvinnor mellan 16 och 44 år i Edinburgh under åren 1994 till 1996. Syftet var att pröva teorin om att antalet oönskade graviditeter och aborter skulle minska i Storbritannien om tillgängligheten ökade och akut p-piller började säljas receptfritt. Kvinnorna delades slumpmässigt in i en control- och en

treatment-grupp, där treatment-gruppen fick med sig piller hem och control-gruppen var tvungna att besöka en läkare. Detta resulterade i 25 oönskade graviditeter i control-gruppen men endast 18 i behandlingsgruppen, en relativ risk på 0,7 vilket ligger inom det 95-procentiga konfidensintervallet. Glasier och Baird drar därför slutsatsen att förbättrad tillgänglighet till akut p-piller kan ha en negativ effekt på antalet aborter.

Nyligen utförda studier på ämnet har genomförts av Cintina och Johansen (2015). De har med hjälp av en DiD undersökt akut p-pillers effekt på antalet tonårsaborter i USA. År 2006 beslutade Food and Drug Administration (FDA) att göra akut p-piller receptfritt för kvinnor över 18 år, medan de yngre än så fortfarande behövde besöka en läkare. Cintina och Johansen observerade en något lägre abortsiffra efter 2006 hos myndiga kvinnor i stater där reformen hade skett, jämfört med i dem där den inte hade det. De konstaterar därför att ökad tillgänglighet till akut p-piller kan minska antalet oönskade graviditeter och därmed aborter.

Vidare har två nordiska studier av Kallner m. fl. (2015) samt Hognert m. fl. (2018) fastställt att långtidsverkande och mycket effektiva preventivmedel, såsom hormonspiral, har möjlighet att minska antalet oönskade graviditeter. Detta har främst observerats bland äldre tonåringar, och diskuteras vidare i kapitel sju.

4. Data och variabler

Detta avsnitt presenterar den data och de variabler som använts i DiD-analysen. Efter en beskrivning av datan redogör kapitlet för de beroende variablerna, de oberoende variablerna, och slutligen kontrollvariablerna.

I denna undersökning används aggregerad paneldata på länsnivå från 2007 till 2012, från Sveriges samtliga 21 län. Abortstatistiken, som ligger till grund för tre av de beroende variablerna i undersökningen, kommer från Socialstyrelsen. Försäljningsstatistiken på akut p-piller är hämtad från eHälsomyndigheten.

Datan över antal apotek i de respektive länen samt antal invånares restid till närmaste apotek har hämtats från Tillväxtverket, Sveriges Apoteksförening och Tillväxtanalys. Länens befolkningsstatistik kommer från Statistiska Centralbyrån (SCB). Datan som utgör grunden för kontrollvariablerna i vår DiD-analys har samlats in från Kolada. Där sammanställs årlig statistik på läns- och kommunnivå från exempelvis SCB och Sveriges Kommuner och Landsting (SKL).

4.1. Beroende variabler

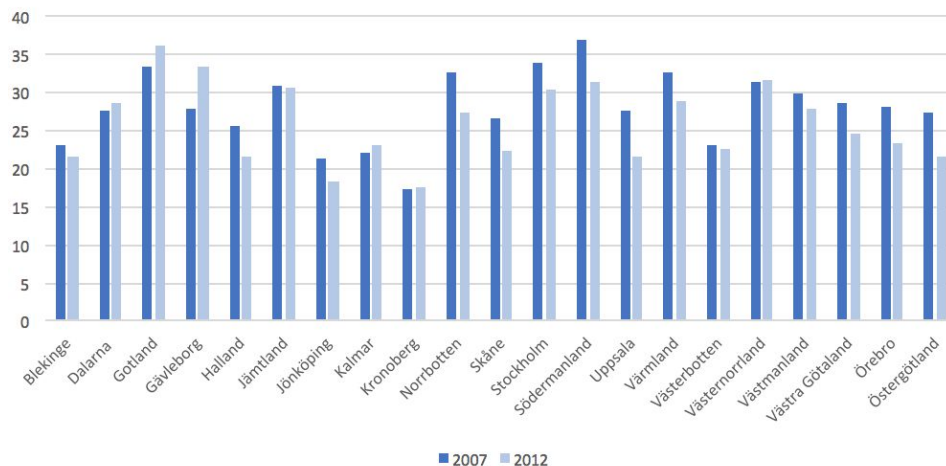
Åldersgrupperna 13 till 19 år respektive 20 till 24 år skiljer sig något då man studerar abortantalet på länsnivå, även om de följer samma nedåtgående trend när man tittar på utvecklingen i hela landet. Bland unga kvinnor mellan 13 och 19 år var det endast två län där antalet aborter per 1000 kvinnor var högre 2012 än 2007, medan detta var fallet i hela åtta län i åldersgruppen 20 till 24 år.

Med anledning av detta har tre beroende variabler för abort körts separat. Syftet är att upptäcka eventuella skillnader i förklaringsgrad och kunna dra slutsatser av detta.

“*abort*”

Den beroende variabeln i analysen har mätts som antal aborter per 1000 kvinnor i åldern 13 till 24 år. Siffrorna är ett genomsnitt av åldersgrupperna 13 till 19 år samt 20 till 24 år, och har avrundats med en decimal.

Figur 4.1. Antalet aborter per 1000 kvinnor, 13 till 24 år.

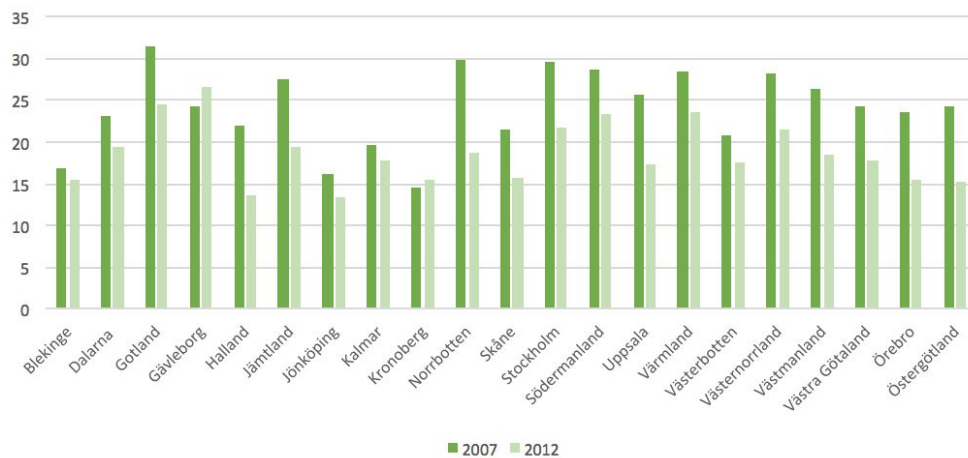


Av figur 4.1 kan utläsas att antalet aborter per 1000 kvinnor var fler 2012 än 2007 i Kronoberg, Kalmar, Gotland, Dalarna, Gävleborg och slutligen Västernorrlands län. I alla övriga län har antalet aborter gått ner under tidsperioden.

“*abort13_19*”

Den beroende variabeln i analysen har mätts som antal aborter per 1000 kvinnor i åldern 13 till 19 år. Siffrorna har avrundats med en decimal.

Figur 4.2. Antalet aborter per 1000 kvinnor, 13 till 19 år.

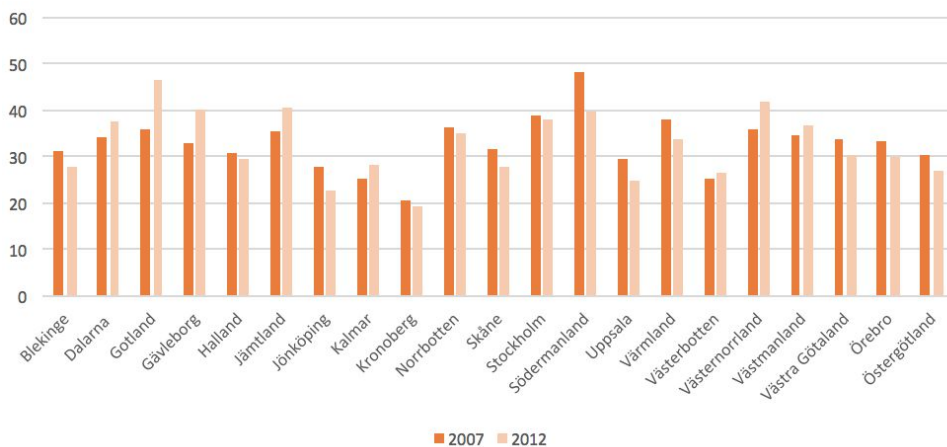


Av figur 4.2 kan utläsas att antalet aborter per 1000 kvinnor var fler 2012 än 2007 i Kronoberg och Gävleborgs län. I alla övriga län har antalet aborter gått ner under tidsperioden.

“abort20_24”

Den beroende variabeln i analysen har mätts som antal aborter per 1000 kvinnor i åldern 20 till 24 år. Siffrorna har avrundats med en decimal.

Figur 4.3. Antalet aborter per 1000 kvinnor, 20 till 24 år.

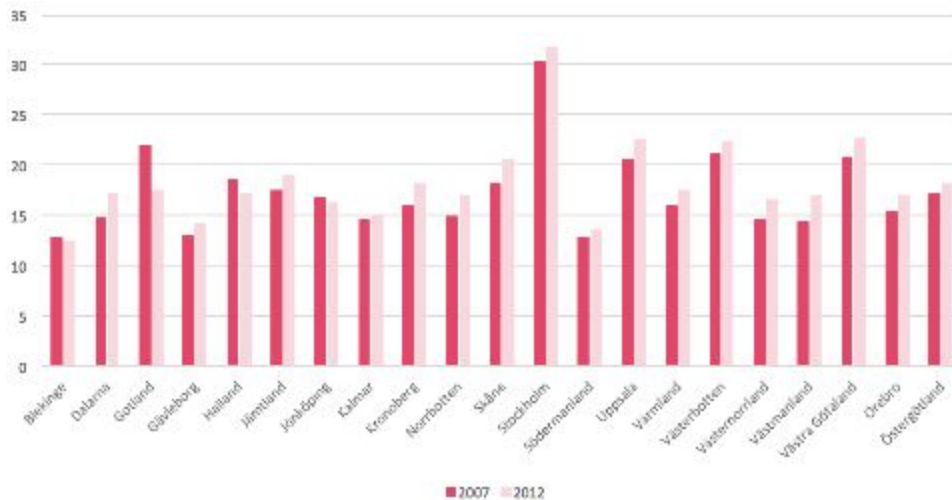


Av figur 4.3 kan utläsas att antalet aborter per 1000 kvinnor var fler 2012 än 2007 i Kalmar, Gotland, Västmanland, Dalarna, Gävleborg, Västernorrland, Jämtland och Västerbottens län. I de övriga länen har antalet aborter gått ner under tidsperioden.

“akut_piller”

Analysens fjärde beroende variabel har mätts som antalet akut p-piller (med den verksamma substansen levonorgestrel) per 1000 invånare som sålts receptfritt hos apotek.

Figur 4.4. Apoteksförsäljningen av akut p-piller per 1000 invånare.



Av figur 4.4 kan utläsas att försäljningen av akut p-piller per 1000 invånare var större 2007 än 2012 i Blekinge, Gotland, Halland och Jönköpings län. I de övriga länen har försäljningen gått upp under tidsperioden.

4.2. Oberoende variabler

Då arbetet med denna undersökning påbörjades var tanken att endast använda apotekstätheten som mått på tillgänglighet, och därför enbart använda data över antal invånare per apotek i respektive län. Tillväxtanalys (2012) hävdar dock i sin rapport om geografisk tillgänglighet till läkemedel att detta inte alltid är optimalt då man studerar utvecklingen i ett land som Sverige. Det är stort, glesbefolkat och befolkningen är inte jämnt utspridd. Ett län med stor geografisk yta men liten befolkning hade med stor sannolikhet ett relativt litet antal apotek innan omregleringen. Detta skulle resultera i en kraftig procentuell minskning av antalet invånare per apotek, och en stor ökning i apotekstäthet, om ytterligare ett apotek öppnades. Sannolikheten är dock stor att det nya apoteket öppnas i en tätort där tillgängligheten redan är relativt god, och det kanske inte alls innebär en kortare resväg för många av länets invånare.

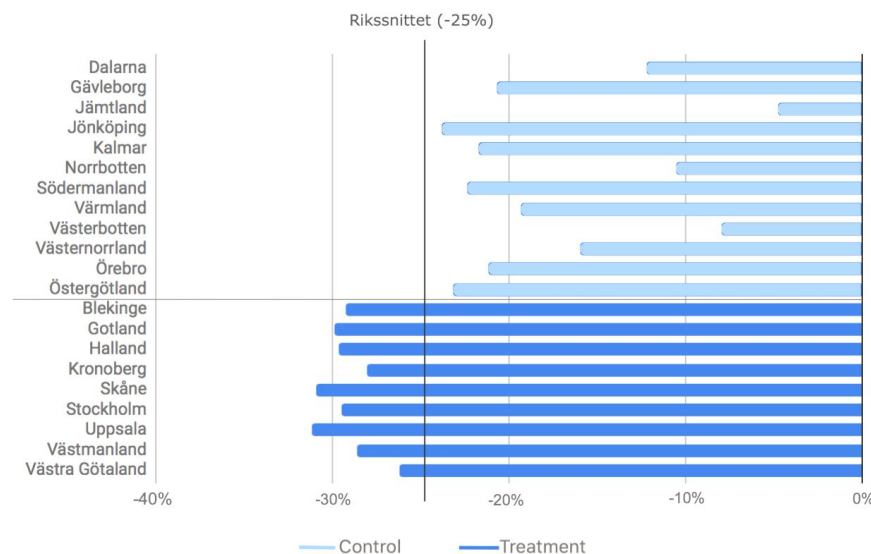
Två olika mått på tillgänglighet har inkluderats och analyserats separat. Syftet är att upptäcka eventuella skillnader i förklaringsgrad och kunna dra slutsatser av detta.

“täthet” (0/1)

Detta är en av analysens binära variabler. Mellan 2009 och 2012 minskade antalet invånare per apotek i Sverige med i genomsnitt 25 procent (Sveriges Apoteksförening, 2012). De län där den procentuella minskningen var större än 25 procent (såsom Blekinge, Stockholm och Skåne) har placerats i treatment-gruppen. De län med en minskning på mindre än eller lika med 25 procent (bland andra Västerbotten, Norrbotten och Jämtland) har således hamnat i control-gruppen (se figur 4.5).

Variabeln “täthet” antar värdet 1 för länen i treatment-gruppen åren efter omregleringen, det vill säga mellan 2010 och 2012. I övriga fall antar den värdet 0. Variabeln förväntas ha en negativ effekt på de beroende variablerna för aborter och en positiv effekt på den beroende variabeln för akut p-piller. Med andra ord förväntas ökad apotekstäthet (färre invånare per apotek) leda till ökad försäljning av akut p-piller och färre aborter.

Figur 4.5. Den procentuella minskningen av antalet invånare per apotek. Län placerade i control-gruppen visas i ljusblått och treatment-gruppen i mörkblått.



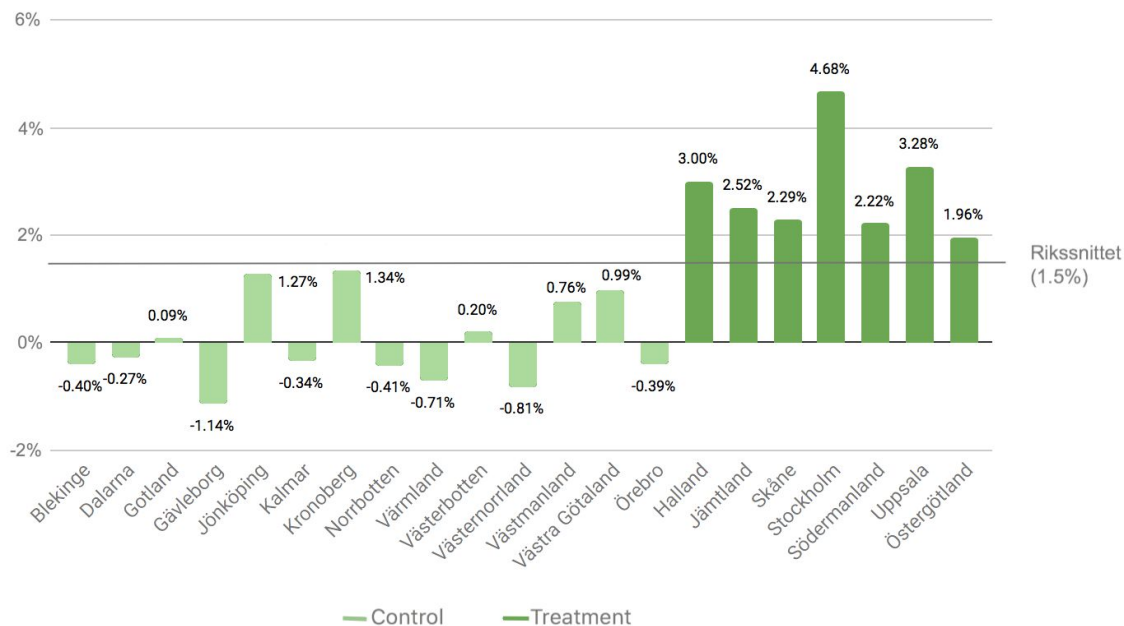
“restid” (0/1)

Även detta är en binär variabel. I genomsnitt har andelen invånare i Sverige med endast fem till tio minuter restid till närmaste apotek ökat med 1,5 procent mellan 2009 och 2012. Detta antas främst bero på ökningen av antalet apotek, till skillnad från exempelvis minskningen av antalet invånare med mer än 30 minuters resväg som främst tros ha demografiska förklaringar (Tillväxtanalys, 2012). Med anledning av detta har de län där den procentuella ökningen av antalet invånare med endast fem till tio minuters restid var större än 1,5 procent placerats i treatment-gruppen. Här finns bland andra Halland, Stockholm och Uppsala. De län med en

ökning på mindre än eller lika med 1,5 procent (samt de län med en minskning) har hamnat i control-gruppen. Exempel på dessa är Blekinge, Kalmar och Västra Götaland.

Variabeln “restid” antar värdet 1 för länen i treatment-gruppen åren efter omregleringen, det vill säga mellan 2010 och 2012. I övriga fall antar den värdet 0. Variabeln förväntas ha en negativ effekt på de beroende variablerna för aborter och en positiv effekt på den beroende variabeln för akut p-piller. Med andra ord förväntas fler invånare med kortare restid till närmaste apotek leda till färre aborter och ökad försäljning av akut p-piller.

Figur 4.6. Den procentuella förändringen av antal invånare med fem till tio minuters restid till närmaste apotek. Län placerade i control-gruppen visas i ljusgrönt och treatment-gruppen i mörkgrönt.



I vår treatment-grupp för “täthet” finns bara län som ligger i den södra halvan av landet. Denna del av landet är mer tätbebyggd och har fler invånare. Skåne och Stockholm, som återfinns i treatment-gruppen för båda måtten, hade redan relativt många apotek innan omregleringen och såg trots detta en markant ökning efteråt på 62 respektive 80 procent (se tabell 2.1). Jämtland, däremot, hade en total apoteksökning på 0 procent mellan 2007 och 2012. Trots detta fick 2,52 procent av invånarna i länet kortare restid till närmaste apotek (se figur 4.6) och placeras därför i treatment-gruppen för “restid”. I undersökningen används fixed effects för att utesluta påverkan på resultatet från faktorer som inte varierar över tid. Detta gör dock att variation undersöks inom län och inte mellan, vilka är hyfsat stabila över tid. Valet av metod diskuteras vidare i kapitel sju.

4.3. Kontrollvariabler

I Grossmans teori om hälsoinvestering redogörs för åtta orsaker till att hälsonivån skiljer sig bland människor. Förutom utbildningsnivå är inkomst en av dessa (Bhattacharya m. fl., 2014). Med bakgrund i det har vi valt våra kontrollvariabler arbetslöshet, sysselsättningsgrad, inkomst, utbildningsnivå och slutligen population. Vidare antar vi att yngre kvinnor är mer effektiva producenter av hälsa genom exempelvis sina föräldrars utbildnings- och inkomstnivå.

“arbetslöshet”

Variabeln “arbetslöshet” är inkluderad som kontrollvariabel då den är ett mått på socioekonomisk status och kan vara avgörande för om en kvinna har råd att skaffa barn eller inte. Med data från Kolada anger andelen invånare mellan 25 och 64 år i respektive län som har varit långtidsarbetslösa eller i program med aktivitetsstöd i minst 6 månader. Siffran är avrundad med en decimal. Då vår åldersgrupp inte omfattas av statistiken antar vi att föräldrars och andra nära anhörigas arbetsvillkor är vad som kan tänkas ha en kausal effekt på abortantalet.

Variabeln förväntas ha en positiv effekt på de beroende variablerna för aborter, och en negativ effekt på variabeln för akut p-piller. Annorlunda uttryckt antar vi att högre arbetslöshet medför fler aborter och minskad försäljning av akut p-piller, på grund av en lägre budget.

“ej_sysselsatta”

Kontrollvariabeln anger, med data från Kolada, andelen kvinnor mellan 17 och 24 år i varje län som varken arbetar eller studerar. Siffran är avrundad med en decimal. Detta används som komplement till variablerna “arbetslöshet” och “inkomst”, och statistiken omfattar majoriteten av vårt åldersspann.

En person som varken arbetar eller studerar saknar helt inkomst i form av lön och studiemedel, och tvingas leva på bidrag eller anhöriga. Vi förväntar oss därför att variabeln har en positiv effekt på antalet aborter och en negativ effekt på försäljningen av akut p-piller.

“inkomst”

“inkomst” är en kontrollvariabel i vår undersökning av samma anledning som arbetslöshet. Med data från Kolada redovisas den disponibla medianinkomsten per år för kvinnor från 20 år och uppåt i respektive län. Inkomsten är inflationsjusterad enligt SCB:s Konsumentprisindex med 2018 som basår. Då endast halva vår åldersgrupp omfattas av statistiken tror vi att en association med abortsiffran för kvinnor mellan 20 och 24 år är mest trolig. Vi kan dock även här tänka oss ett samband mellan exempelvis mammors inkomstnivå och abortstatistiken för de mellan 13 och 19 år.

Variabeln förväntas ha en negativ effekt på de beroende variablerna för aborter, och en positiv effekt på variabeln för akut p-piller. Vi tror alltså att ökad inkomst leder till färre aborter och ökad försäljning av akut p-piller.

“utbildning”

Variabeln “utbildning” med Kolada som datakälla anger hur stor andel av kvinnorna mellan 25 och 64 år i respektive län som har en eftergymnasial utbildning, avrundat med en decimal. Detta kan tänkas spela en roll även om åldersgruppen i vår undersökning inte omfattas av statistiken. En majoritet av kvinnorna mellan 13 och 24 år bor fortfarande hemma hos sina föräldrar och borde därför påverkas av deras åsikter och livsåskådningar. Det är också troligt att ett barn med högskoleutbildade föräldrar själva skaffar sig en högskoleutbildning (SCB, 2016).

Variabeln förväntas ha en negativ effekt på de beroende variablerna för aborter, och en positiv effekt på variabeln för akut p-piller. Vi antar att utbildning leder till färre aborter och ökad försäljning av akut p-piller.

“population”

Kontrollvariabeln är baserad på data från SCB och anger befolkningens mängd i respektive län. Siffrorna är avrundade i tusental. Variabeln är främst inkluderad då den ändras över tid när demografiska förändringar sker, det vill säga när folk flyttar från ett län till ett annat. I län med en stor befolkning, såsom Stockholm och Västra Götaland, bor ofta en majoritet av invånarna i större städer. Där är utbildnings- och inkomstnivån generellt sett högre än i mindre urbaniserade områden. Variabeln “population” förväntas därför, likt variablerna “inkomst” och “utbildning” som redogjorts för ovan, ha en negativ effekt på antalet aborter och en positiv effekt på försäljningen av akut p-piller.

4.4. Deskriptiv statistik

Nedan redovisas deskriptiv statistik för samtliga variabler för vårt tidsspans start- och slutår, 2007 samt 2012. Av den kan utläsas att medelvärdet för antalet aborter per 1000 kvinnor har sjunkit i samtliga tre åldersgrupper, samt att medelvärdet för försäljningen av akut p-piller per 1000 invånare har ökat. Standardavvikelsen för antalet aborter har ökat i åldersgrupperna 13 till 24 och 20 till 24 år, men sjunkit i åldersgruppen 13 till 19 år. Standardavvikelsen för försäljningen av akut p-piller per 1000 invånare har ökat.

Tabell 4.1. Antal observationer, medelvärde och standardavvikelse för alla variabler under åren 2007 och 2012.

Variabel	Obs.	2007		2012	
		Medelvärde	Standardavvikelse	Medelvärde	Standardavvikelse
Beroende					
Abort	21	28,01	4,798	25,924	5,138
Abort 13-19 år	21	24,133	4,698	18,695	3,68
Abort 20-24 år	21	32,795	5,746	32,534	7,112
Akut p-piller	21	17250,86	4070,221	18263,76	4100,258
Oberoende					
Täthet	21	0,429	0,507	0,429	0,507
Restid	21	0,334	0,483	0,334	0,483
Kontroll					
Arbetslöshet	21	2,359	0,509	3,9	0,806
Ej sysselsatta	21	8,529	1,125	9,429	1,332
Inkomst	21	171984,1	7562,827	184705,7	9381,498
Utbildning	21	36,881	4,193	41,41	4,237
Population	21	437282,2	492402,6	455042,5	529796,7

5. Metod

Avsnittet beskriver, mer i detalj, metoden som använts i undersökningen. Ekvationen där effekten av omregleringen skattas presenteras.

För att undersöka omregleringens effekt på abortsiffran tillämpas en Difference-in-Difference-analys. Metoden har valts då antalet observationer är relativt få (126 stycken) och då den vanligtvis används för att undersöka resultatet av just en reform. Detta görs genom att studera den differentiella effekten mellan två grupper: en försöksgrupp (treatment-gruppen) och en jämförelsegrupp (control-gruppen). Ett grundläggande antagande för en DiD-analys är den om parallella trender, det vill säga att utvecklingen i båda grupperna skulle följt samma mönster om reformen inte ägt rum i en av dem (Angrist & Pischke, 2014).

Metoden beräknar effekten av behandlingen genom att jämföra den genomsnittliga förändringen över tid i den beroenden variabeln för treatment-gruppen, med den genomsnittliga förändringen i denna för control-gruppen. Effekten av reformen antas således vara skillnaden mellan det observerade värdet av den beroende variabeln i treatment-gruppen och det värdet den beroende variabeln borde antagit givet den parallella trenden.

I vårt fall har reformen skett i hela Sverige, dock är effekten av förändringen olika omfattande i olika län. I analysen har Sveriges 21 län delats upp i två grupper beroende på hur stor påverkan reformen haft i form av ökad tillgänglighet till apotek (se mer ingående i kapitel fyra). Control-gruppen används för att rensa bort utelämnade variabler när effekten av behandlingen i treatment-gruppen mäts. Då vi antar att grupperna har parallella trender går det att tolka förändringen i vår treatment-grupp som en effekt av den ökade tillgängligheten.

I vår analys skattar vi variationer på följande ekvation:

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 x (\text{täthet}_{it}) + \beta_2 x (\text{arbetslöshet}_{it}) + \beta_3 x (\text{ej_sysselsatta}_{it}) + \beta_4 x (\text{inkomst}_{it}) + \beta_5 x (\text{utbildning}_{it}) + \beta_6 x (\text{population}_{it}) + \lambda_t + \mu_l + \varepsilon_{it}$$

Effekten av treatment-variabeln “täthet” (eller “restid”) skattas med hjälp av parametern β_1 . Treatment-variabeln kommer anta värdet 1 för län i treatment-gruppen åren 2010 till 2012. Annars kommer den anta värdet 0. Vidare kommer en variation på ekvationen där kontrollvariablerna inte inkluderas att skattas, en så kallad baseline-ekvation.

Beroende variabeln y_{it} anger antal aborter per 1000 kvinnor i de tre åldersgrupperna, samt försäljningen av akut p-piller per 1000 invånare i län l år t . α är interceptet på regressionslinjens y-axel. λ_t är en tidseffekt som tar hand om gemensamma chocker i samtliga län och μ_l fångar upp den länsspecifika effekten. Således studeras variation över tid inom respektive län. Slutligen är ε_{it} feltermen.

Analysen har gjorts med hjälp av regression i statistikprogrammet Stata. Dummy-variabler som lagts in för varje år ger årseffekter, och Xtreg-kommandot ger den specifika effekten för varje län. Vidare har klusterrobusta standardfel använts.

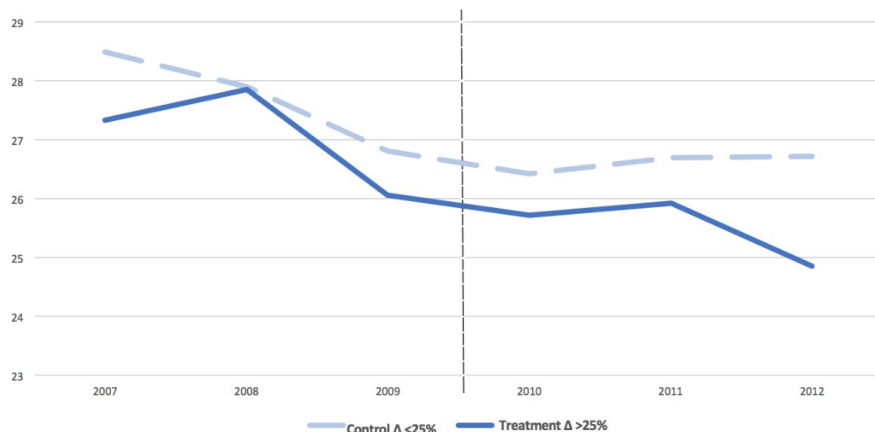
6. Resultat

I följande avsnitt finns resultatet av DiD-analysen. Först presenteras effekten av de två treatment-variablerna på de fyra beroende variablerna med och utan kontrollvariabler. Kapitlet avslutas med två placebotest samt ett övrigt sensitivitetstest. Viss diskussion kring resultatet förs i detta kapitel, men återfinns i huvudsak i kapitel sju.

6.1. Specifikation med och utan kontrollvariabler: “täthet”

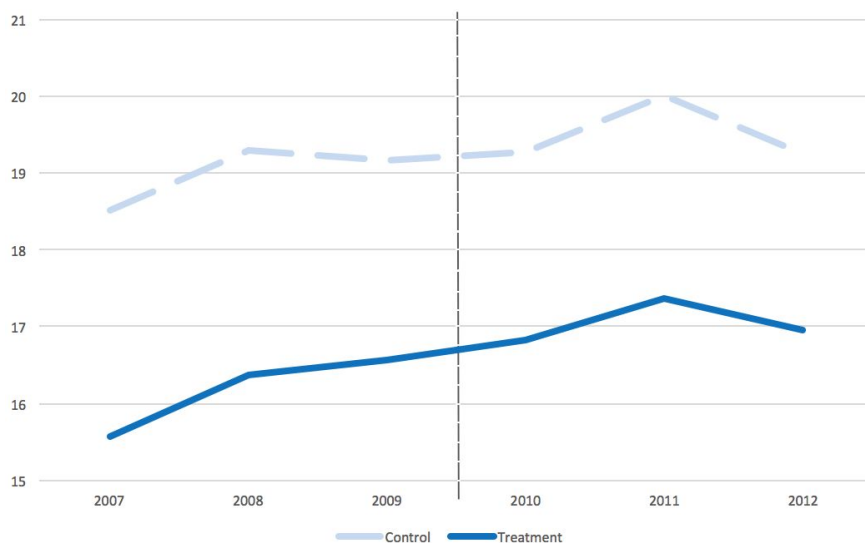
Nedan följer trendlinjer samt specifikation med och utan kontrollvariabler för treatment-variabeln “täthet”.

Figur 6.1. Övägt medelvärde för den beroende variabeln ”abort” för control- respektive treatment-grupp. Den grå streckade linjen symboliserar tidpunkten för omregleringen.



Figur 6.1 visar två trendbrott, dock inget runt tidpunkten för omregleringen. Detta kan förklara varför signifikansen för treatment-variabeln ”täthet” uteblir för de beroende variablerna för abort. Abortantalet i treatment-gruppen når samma nivå som i control-gruppen år 2008, för att sedan konstant vara lägre under hela den observerade tidsperioden. År 2011 kan en nedåtgående trend i treatment-gruppen observeras. Detta skulle kunna vara en försenad effekt av omregleringen då en majoritet av de nya apoteken öppnades 2010 (se tabell 2.1).

Figur 6.2. Övägt medelvärde för den beroende variabeln ”akut_ppiller” för control- respektive treatment-grupp. Den grå streckade linjen symboliserar tidpunkten för omregleringen.



Figur 6.2 visar inga trendbrott, samt att försäljningen av akut p-piller per 1000 invånare har varit lägre i treatment-gruppen under hela tidsperioden. Detta tyder på att treatment-gruppen inte tydligt avviker i sin trend från control-gruppen.

Tabell 6.1. Panel A visar sambandet mellan de fyra beroende variablerna och treatment-variabeln "täthet", kontrollvariabler ej inkluderade. I panel B har kontrollvariablerna inkluderats.

Variabel:	(1) "abort"	(2) "abort13_19"	(3) "abort20_24"	(4) "akut_ppiller"
PANEL A				
Täthet	-0,454 (1,029)	-0,661 (0,852)	-0,091 (1,654)	-298,8 (359,7)
Intercept	28,01*** (0,436)	24,13*** (0,450)	32,80*** (0,630)	17250,9*** (179,6)
r2	0,199	0,573	0,032	0,407
PANEL B				
Täthet	-0,188 (1,104)	-0,750 (0,919)	0,515 (1,742)	-75,11 (356,2)
Intercept	16,97 (52,22)	-31,12 (53,40)	62,64 (70,41)	67254,9*** (13883,5)
r2	0,291	0,602	0,144	0,487
Fixa årseffekter	Ja	Ja	Ja	Ja
Fixa länseffekter	Ja	Ja	Ja	Ja
Obs.	126	126	126	126

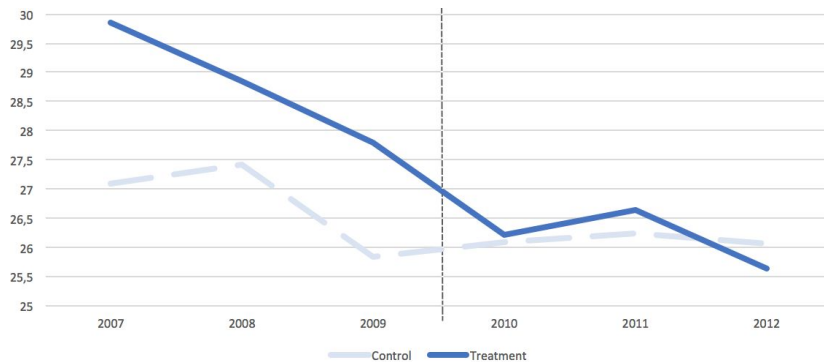
Robusta standardfel klustrade på län i paranteser. *** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05

Tabell 6.1 panel A visar, som väntat, en negativ effekt av apotekstäthet på antalet aborter i kolumn 1, 2 och 3. Vi kan också utläsa att variabeln "täthet" haft en negativ effekt på försäljningen av akut p-piller i kolumn 4, vilket inte var vad vi förväntade oss. Ingen av effekterna är dock signifikant. Så är även fallet då vi testar att inkludera våra kontrollvariabler i panel B.

6.2. Specifikation med och utan kontrollvariabler: "restid"

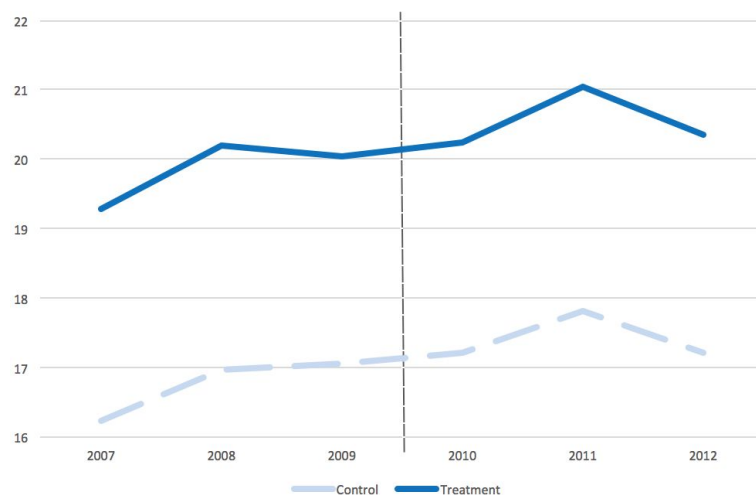
Nedan följer trendlinjer samt specifikation med och utan kontrollvariabler för treatment-variabeln "restid".

Figur 6.3. Ovägt medelvärde för den beroende variabeln "abort" för control- respektive treatment-grupp. Den grå streckade linjen symboliserar tidpunkten för omregleringen.



I figur 6.3 kan vi se att grupperna från år 2008 följer en liknanden trend. Denna upphör dock nära tidpunkten för omregleringen, då det avstånd som tidigare funnits mellan linjerna minskar. Slutligen går de om varandra och ett lägre antal aborter per 1000 kvinnor observeras i treatment-gruppen. Att trenden i treatment-gruppen vänder runt årsskiftet 2011 till 2012 kan mycket väl vara en något försenad effekt av att antalet apotek främst ökade under 2010 (se tabell 2.1).

Figur 6.4. Ovägt medelvärde för den beroende variabeln "akut_ppiller" för control- respektive treatment-grupp. Den grå streckade linjen symboliserar tidpunkten för omregleringen.



Figur 6.4 visar inga trendbrott, samt att försäljningen av akut p-piller per 1000 invånare har varit högre i treatment-gruppen under hela tidsperioden. En ökning i båda grupperna kan observeras mellan 2007 och 2008 samt 2010 och 2011. Detta tyder på att treatment-gruppen inte tydligt avviker i sin trend från control-gruppen.

Tabell 6.2. Panel A visar sambandet mellan de fyra beroende variablerna och treatment-variabeln "restid", kontrollvariabler ej inkluderade. I panel B har dessa inkluderats.

Variabel:	(1) "abort"	(2) "abort13_19"	(3) "abort20_24"	(4) "akut_ppiller"
PANEL A				
Restid	-2,010** (0,678)	-1,643* (0,604)	-2,410 (1,180)	47,95 (309,9)
Intercept	28,01*** (0,399)	24,13*** (0,428)	32,80*** (0,591)	17250,9*** (180,6)
r ²	0,258	0,590	0,076	0,317
PANEL B				
Restid	-1,772* (0,739)	-1,500* (0,609)	-2,057 (1,353)	14,20 (287,2)
Intercept	17,20 (58,70)	-9,459 (60,83)	33,22 (80,28)	69615,7** (43,77)
r ²	0,284	0,601	0,139	0,501
Fixa årseffekter	Ja	Ja	Ja	Ja
Fixa läns effekter	Ja	Ja	Ja	Ja
Obs.	126	126	126	126

Robusta standardfel klustrade på län i paranteser. *** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05

I tabell 6.2 observeras i panel A en negativ effekt av kort restid på antalet aborter i kolumn 1 och 2. Denna är signifikant på 1 %-nivån i kolumn 1 med $\beta = -2,010$ samt signifikant på 5%-nivån i kolumn 2 med $\beta = -1,643$. Detta tolkas som att förkortad restid medför cirka två (i åldersgruppen 13 till 24 år) respektive 1,6 (i åldersgruppen 13 till 19 år) färre aborter per 1000 kvinnor. Förkortad restid definieras som en ökning av minst 1,5 procent invånare med fem till tio minuter till närmaste apotek. Variabeln "restid" har även haft en negativ effekt på antalet aborter i

åldersgruppen 20 till 24 år i kolumn 3, samt en positiv effekt på försäljningen av akut p-piller i kolumn 4. Dessa är dock inte signifikanta.

Då kontrollvariabler inkluderas i panel B behåller treatment-variabeln restid sin signifikansnivå i kolumn 2, som visar antal aborter per 1000 kvinnor i åldern 13 till 19 år, med $\beta = -1,5$ och sjunker till 5 %-ig signifikansnivå i kolumn 1 (13 till 24 år) med $\beta = -1,772$. Effekten av förkortad restid på antalet aborter är alltså att betrakta som något mindre säker än i panel A, även om koefficienterna nästan behåller sin storlek vilket tyder på viss robusthet. I kolumn 3 och 4 observeras fortfarande ingen signifikans och det går därför inte att med säkerhet säga att förkortad restid har minskat antal aborter i åldersgruppen 20 till 24 år eller ökat försäljningen av akut p-piller.

Bland våra kontrollvariabler observerar vi ett flertal koefficienter som inte har förväntat tecken. Majoriteten av dessa är dock inte signifikanta, och vi väljer därför bara att kommentera på de som är det. Vår kontrollvariabel inkomst visar motsatt tecken för samtliga beroende variabler, och är signifikant på 5 %-nivån i kolumn 3. Effekten är dock mycket liten (i princip 0) och vi drar därför slutsatsen att det inte med säkerhet går att konstatera något samband mellan inkomstnivå och abortantalet i denna analys.

Den enda signifikansen som uppvisas i kolumn 4 är för kontrollvariabeln "utbildning". Den antar, oväntat, negativt tecken och är signifikant på 5 %-nivån. I appendix A kan dock utläsas att denna är starkt korrelerad med "akut_ppiller" (0,79).

6.3. Placebotest 1

Ett sensitivitetstest i form av ett placebotest utförs med treatment-variabeln "restid" för att ytterligare säkerställa att utvecklingen i treatment-gruppen beror på omregleringen av apoteket. I placebotestet flyttas tidpunkten för treatment ett respektive två år bakåt i tiden. Således kommer variabeln "Placebot-1" anta värdet 1 för åren 2009 till 2012 (då vi vanligtvis betraktar 2010 som det första året efter reformen), och variabeln "Placebot-2" kommer anta värdet 1 för åren 2008 till 2012.

Stora, signifikanta koefficienter för dessa indikerar att utvecklingen i control- respektive treatment-gruppen gick åt olika håll innan tidpunkten för omregleringen. Detta skulle kunna betyda att ett trenderbrott mellan de två grupperna skedde innan reformen. Placebotestet utförs främst då vi misstänker en så kallad förväntanseffekt, vilken diskuteras vidare i kapitel sju.

Visar sig koefficienterna vara stora och signifikanta skulle det även kunna bero på något annat än just en förväntanseffekt. Fler kan ha fått kortare restid till närmaste apotek, men inte tack vare

just omregleringen. Människor kan ha flyttat från glesbygds- till mer tätbebyggda områden, vilket i praktiken medför kortare restid för fler invånare även om inga nya apotek tillkommer. Detta diskuteras vidare i kapitel sju.

Tabell 6.3. Placebotest för treatment-variabeln “restid”. I panel B är kontrollvariabler inkluderade.

Variabel:	(1) "abort"	(2) "abort13_19"	(3) "abort20_24"	(4) "akut_ppiller"
PANEL A				
Restid	-1,924* (0,691)	-1,452 (0,786)	-2,488 (1,359)	142,8 (191,6)
Placebo t-1	0,529 (0,746)	0,157 (1,059)	1,200 (1,389)	-238,1 (172,7)
Placebo t-2	-1,314 (0,828)	-0,886 (0,977)	-2,164 (1,778)	191,7 (362,7)
Intercept	28,01*** (0,395)	24,13*** (0,427)	32,80*** (0,585)	17250,9*** (182,0)
r ²	0,268	0,593	0,087	0,404
PANEL B				
Restid	-1,830** (0,610)	-1,409* (0,830)	-2,377 (1,144)	199,3 (238,5)
Placebo t-1	0,875 (0,817)	0,536 (1,183)	1,509 (1,638)	-298,3 (157,8)
Placebo t-2	-1,101 (0,894)	-0,791 (0,968)	-1,852 (1,876)	219,5 (368,4)
Intercept	8,406 (45,94)	- 26,38 (50,54)	36,90 (60,72)	69577,6*** (16513,8)
r ²	0,331	0,610	0,175	0,490
Fixa årseffekter	Ja	Ja	Ja	Ja
Fixa länsseffekter	Ja	Ja	Ja	Ja
Obs.	126	126	126	126

Robusta standardfel klustrade på län i paranteser. ***p<0.001, **p<0.01, *p<0.05

I panel A kan utläsas att koefficienterna för placebovariablerna är mindre än koefficienterna för treatment-variabeln “restid” i samtliga fall för abortgrupperna, dock inte alltid att betrakta som små. För akut p-piller är placebovariablernas koefficienter större än treatment-variabelns. Ingen av dessa är signifikanta. Storleken på koefficienterna för treatment-variabeln har inte ändrats nämnvärt i abortgrupperna och den är fortfarande signifikant på 5 %-nivån i kolumn 1. För akut p-piller har treatment-variabeln antagit ett större värde än den gjorde i tabell 6.2.

Då kontrollvariabler inkluderas i panel B ändras inte resultatet mycket. Koefficienterna för placebovariablerna är fortfarande mindre än koefficienterna för treatment-variabeln “restid” i samtliga fall för abortgrupperna, dock inte alltid att betrakta som små. För akut p-piller är placebovariablernas koefficienter större än treatment-variabelns, och ingen signifikans observeras. Storleken på koefficienterna för treatment-variabeln har inte ändrats nämnvärt i abortgrupperna och den är signifikant på 1 %-nivån i kolumn 1 samt på 5 %-nivån i kolumn 2. För akut p-piller har treatment-variabeln antagit ett större värde än den gjorde i tabell 6.2.

Sammanfattningsvis uppfylls alltså några kriterier för att kunna garantera att ett trendbrott inte skedde innan omregleringen, men inte alla. Viss robusthet och signifikans uppvisas fortfarande hos treatment-variabeln men placebovariablerna är ej att betrakta som små i samtliga fall. Vi landar därför i slutsatsen att signifikansen för variabeln “restid” som tidigare påvisats inte nödvändigtvis beror på omregleringen, men att det potentiella tidigare trendbrottet skulle kunna vara en förväntanseffekt.

6.4. Placebotest 2

Ytterligare ett placebotest utförs med treatment-variabeln “restid”, men istället flyttas tidpunkten för treatment ett respektive två år framåt i tiden. Således kommer variabeln “Placebot+1” anta värdet 1 för åren 2011 och 2012 (då vi vanligtvis betraktar 2010 som det första året efter reformen), och variabeln “Placebot+2” kommer endast anta värdet 1 för året 2012.

Placebotestet utförs främst då vi även kan tänka oss en så kallad fördröjningseffekt, främst med anledning av utseendet på vår trendlinje i figur 6.3. Detta skulle betyda att ett trendbrott mellan de två grupperna skedde först efter reformen, och diskuteras vidare i kapitel sju.

Tabell 6.4. Placebotest för treatment-variabeln “restid”. I panel B är kontrollvariabler inkluderade.

Variabel:	(1) "abort"	(2) "abort13_19"	(3) "abort20_24"	(4) "akut_ppiller"
PANEL A				
Restid	0,380 (0,418)	1,262 (0,793)	-0,564 (1,491)	377,7 (333,2)
Placebo t+1	-1,103 (1,220)	-0,047 (0,822)	-2,166 (2,020)	222,4 (321,2)
Placebo t+2	-0,829 (1,167)	-1,829 (1,259)	0,329 (1,795)	-103,7 (398,9)
Intercept	28,01*** (0,418)	24,13*** (0,440)	32,80*** (0,605)	17250,9*** (179,2)
r ²	0,236	0,601	0,059	0,418
PANEL B				
Restid	0,247 (0,885)	1,130 (0,955)	-0,699 (1,376)	359,8 (285,9)
Placebo t+1	-0,493 (1,215)	0,007 (0,920)	-0,988 (2,034)	155,7 (293,6)
Placebo t+2	-1,078 (1,402)	-1,726 (1,734)	-0,292 (2,047)	-135,9 (441,7)
Intercept	21,28 (60,63)	-14,59 (60,64)	47,82 (82,45)	66829,6** (20460,7)
r ²	0,265	0,609	0,124	0,514
Fixa årseffekter	Ja	Ja	Ja	Ja
Fixa länsseffekter	Ja	Ja	Ja	Ja
Obs.	126	126	126	126

Robusta standardfel klustrade på län i paranteser. *** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05

Av tabell 6.4, panel A kan utläsas att koefficienterna för placebovariablerna är relativt små för “Placebot+1” i kolumn 2 samt för “Placebot+1” i kolumn 3, men definitivt inte i övriga fall. Treatment-variabeln “restid” behåller nästan sin storlek i kolumn 2. Ingen signifikans observeras någonstans. Sammanfattningsvis uppfylls alltså några kriterier för att kunna garantera att ett trendbrott inte skedde först efter omregleringen (ej signifikanta placebovariabler samt viss robusthet i storlek för treatment-variabeln), men långt ifrån alla. Alla placebovariabler är inte små i storleken och treatment-variabeln behåller inte sin signifikans.

Då placebotestet utförs med kontrollvariabler i panel B ändras inte resultatet nämnvärt. Majoriteten av placebovariablerna är att betrakta som stora om än inte signifikanta, och “restid” behåller bara sin storlek någorlunda för en av fyra beroende variabler. Vi drar således slutsatsen att signifikansen för variabeln “restid” som hittats i kapitel 6.2 inte nödvändigtvis beror på omregleringen, men att det också skulle kunna röra sig om en fördröjningseffekt av denna.

6.5. Övrigt sensitivitetstest

För att vidare säkerställa effekten av treatment-variabeln “restid” på antalet aborter genomförs ytterligare ett sensitivitetstest där gränsen för uppdelningen i control- respektive treatment-grupp ändras. För alla län där ökningen av antalet invånare med endast fem till tio minuter restid till närmaste apotek var *positiv* (se figur 4.6) får treatment-variabeln “restid” värdet 1 mellan åren 2010 och 2012.

Tabell 6.5. Sensitivitetstest för treatment-variabeln “restid”. Kontrollvariabler inkluderade.

Variabel:	(1) "abort"	(2) "abort13_19"	(3) "abort20_24"	(4) "akut_ppiller"
Restid	-0,920 (0,715)	-1,113 (0,806)	-0,641 (1,296)	-218,5 (295,0)
Intercept	16,23 (40,15)	-21,94 (45,40)	49,66 (51,76)	67664,6*** (14158,2)
Fixa årseffekter	Ja	Ja	Ja	Ja
Fixa länseffekter	Ja	Ja	Ja	Ja
Obs.	126	126	126	126
r ²	0,303	0,607	0,145	0,491

Robusta standardfel klustrade på län i paranteser. *** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05

I tabell 6.5 uppvisar “restid” ingen signifikans för någon av de beroende variablerna, vilket tyder på att vår självvalda gränsdragning har haft stor inverkan på resultatet. Detta diskuteras vidare i kapitel sju.

7. Diskussion

I detta avsnitt diskuteras resultatet som redovisats i kapitel sex. Med bakgrund av detta besvaras frågeställningen om omregleringens effekt på försäljningen av akut p-piller och antalet aborter hos unga kvinnor. Förslag på vidare forskning presenteras även.

För antalet aborter hos åldersgruppen 13 till 24 år, alltså hela vårt åldersspann, är treatment-variabeln “restid” signifikant på 5 %-nivån då kontrollvariablerna inkluderas. “täthet” uppvisar ingen signifikans utan eller med kontrollvariabler. Resultatet stämmer någorlunda överens med vad trendlinjerna för de båda treatment-variablerna i kapitel sex visar. För “täthet” sker inga större förändringar runt tidpunkten för omregleringen, även om en potentiell försenad effekt av denna observeras år 2011.

I trendlinjen för “restid” fortsätter medelvärdet för antalet aborter att sjunka i treatment-gruppen i samband med omregleringen, medan det går i motsatt riktning i control-gruppen. Vi tror att detta, som tidigare nämnt, beror på att restid till närmaste apotek är ett bättre mått på tillgänglighet i ett land som Sverige. Antal invånare per apotek (vilket variabeln “täthet” visar) säger inte nödvändigtvis något om möjligheten att snabbt få tag i ett akut p-piller, och nog är det mer relevant hur omständigt det är att ta sig till apoteket än hur många andra invånare man “delar” apoteket med. I många av Sveriges län, där avståndet till landets större städer är långt, är befolkningen utspridd och det har därför stor betydelse *var* i länet apoteket öppnas. Med anledning av detta känns det rimligt att treatment-variabeln “restid” har en signifikant effekt på antalet aborter, och dessutom behåller denna då kontrollvariablerna inkluderas.

I specifikationen med kontrollvariabler är dessutom “restid” signifikant på 5 %-nivån för den beroende variabeln “abort13_19”. Ingen signifikans för treatment-variabeln uppvisas för “abort20_24”, vilket tyder på att kortare restid till närmaste apotek är av större betydelse för kvinnorna i den yngre gruppen. Detta skulle kunna bero på att kvinnor i åldern 20 till 24 år sannolikt har en något större budget, och därmed större möjligheter att nyttja kollektivtrafik vid längre avstånd. I den äldre åldersgruppen har dessutom alla åldern inne för körkort och egen bil, vilket endast är fallet för kvinnor mellan 18 och 19 år i den yngre gruppen.

För treatment-variabeln “restid” (dock inte “täthet”) visade koefficienten förväntat tecken för den beroende variabeln “akut_ppiller”. Det fanns dock ingen signifikans någonstans, vilket stämmer

bra överens med trendlinjerna som inte uppvisar några trendbrott under hela tidsperioden. Slutsatsen av detta blir således att restiden till närmaste apotek har en effekt på antalet aborter hos unga kvinnor (främst mellan 13 och 19 år), men inte nödvändigtvis genom tillgängligheten till just akut p-piller. Vi kan alltså ha gjort fel i att anta att det inte finns en tydlig koppling mellan tillgängligheten till apotek och receptbelagda preventivmedel. Figur 2.5 i kapitel två visar att det mycket effektiva, långtidsverkande preventivmedlet hormonspiral såg en omfattande ökad användning åren efter omregleringen.

När ökningen undersöks på länsnivå i figur 2.8 i samma kapitel syns att alla län i treatment-grupperna sett en positiv förändring, en trend som inte observeras lika tydligt för control-gruppen. Vi antar att detta kan utgöra ett samband mellan apotekstillgänglighet och antalet aborter, snarare än akut p-piller. Skåne, som tillhör båda treatment-grupperna, har sett en stor uppgång i användningen av hormonspiral efter omregleringen. I figur 4.1 i kapitel fyra går att utläsa att aborterna i Skåne sjunkit relativt mycket under samma år. Vår hypotes stärks även av den tidigare forskning som presenterats i kapitel 3.2 gällande det sjunkande abortantalet bland tonåringar i Norden.

Möjligtvis skulle akut p-piller istället kunna utgöra ett samband mellan tillgänglighet till ungdomsmottagningar och antal aborter. Där delas tablettorna ut gratis utan recept. Detta stödjer resultaten i de tidigare studier som presenterats i kapitel 3.2, som nämner att unga kvinnor kan känna ett obehag inför att erkänna för apotekspersonal att de haft oskyddat sex samt att socioekonomisk status påverkar betalningsviljan. Som nämnts i kapitel 3.2 fokuserar tidigare studier främst på sambandet mellan ökad tillgänglighet till akut p-piller, genom att göra det receptfritt, och antalet aborter. Även detta talar för att det inte är just ökad tillgänglighet till apotek som spelar roll för försäljningen och konsumtionen av akut p-piller, utan snarare ökad tillgänglighet genom att slippa besöka läkare och få ett recept.

Figur 6.1 och 6.2 illustrerar trendlinjer för antalet aborter per 1000 kvinnor i åldern 13 till 24 år samt försäljningen av akut p-piller per 1000 invånare, för treatment-variabeln "täthet". I dessa observeras genomgående ett högre medelvärde för control-gruppen. Figur 6.3 och 6.4 illustrerar trendlinjer för antalet aborter per 1000 kvinnor i åldern 13 till 24 år samt försäljningen av akut p-piller per 1000 invånare, för treatment-variabeln "restid". I dessa observeras istället nästan genomgående ett högre medelvärde för treatment-gruppen.

De tre län som tillhör control-gruppen för treatment-variabeln "täthet" men treatment-gruppen för "restid" är Jämtland, Södermanland och Östergötland. Antalet aborter per 1000 kvinnor i åldern 13 till 24 år var högre än landets genomsnitt både 2007 (31 och 36,8 mot 28) och 2012 (30,6 och 31,3 mot 25,9) i Jämtland och Södermanland. Försäljningen av akut p-piller per 1000 invånare var även den högre än landets genomsnitt både 2007 och 2012 i Jämtland.

De fem län som tillhör treatment-gruppen för “täthet” men control-gruppen för “restid” är Blekinge, Gotland, Kronoberg, Västmanland och Västra Götaland. Antalet aborter per 1000 kvinnor i åldern 13 till 24 år var lägre än landets genomsnitt både 2007 (17,3 och 23 mot 28) och 2012 (17,6 och 21,6 mot 25,9) i Blekinge och Kronoberg. Försäljningen av akut p-piller per 1000 invånare var även den lägre än landets genomsnitt både 2007 och 2012 i Blekinge, Västmanland och Kronoberg.

Vi antar att detta har haft en signifikant påverkan på medelvärdet och därmed påverkat trendlinjernas placering.

7.1. Begränsningar i undersökningen

I vår undersökning har omregleringens effekt på antal aborter studerats med hjälp av en DiD-analys. Det hade varit mer optimalt ifall omregleringen endast hade omfattat vissa av Sveriges län, medan andra behöll det statligt ägda monopolet. Eftersom detta inte var fallet har vi själva tvingats välja vilka län som skulle placeras i control- respektive treatment-gruppen, och det är möjligt att vår uppdelning har gjort resultatet mindre pålitligt. För att undvika detta hade en annan statistisk undersökningsmetod kunnat väljas, exempelvis vanlig multipel regression. Valet föll dock ändå på en DiD eftersom det rör sig om effekten av en reform. I kapitel 6.5 beskrivs hur ett sensitivitetstest, utöver placebotestet, genomförs för treatment-variabeln “restid” med en annan uppdelning av control- och treatment-grupp. I detta test försvinner samtlig signifikans, varför det är tydligt att det är svårt att finna en klar treatment-grupp.

Vi anser ändå att vår gränsdragning för båda treatment-variablerna har varit logisk, då den är baserad på de svenska genomsnitten. Studerar man grupperna upplevs också indelningen, åtminstone för “täthet”, rimlig. Här finns endast län från Sveriges södra hälft och landets tre största städer är inkluderade. För “restid” följer den dock inte riktigt samma mönster och färre län hittas i treatment-gruppen. Dessutom är Västra Götaland, där landets näst största stad Göteborg ligger, inte medräknad. Överlag kan sägas att uppdelningen för båda treatment-variablerna indikerar att tillgängligheten till apotek förbättrats mer i södra Sverige än i norra. Av figur 4.3 i kapitel fyra kan utläsas att ett flertal norrländska län hade fler aborter 2012 än 2007 för åldersgruppen 20 till 24 år, men i denna åldersgrupp var å andra sidan inget resultat signifikant. När det gäller försäljning av akut p-piller kan inte heller de norrländska länen sägas sticka ut.

Av figur 4.5 kan utläsas att det län som ligger längst norrut och placerats i treatment-gruppen för “täthet” är Uppsala. Förändringen i apotekstäthet varierar mellan 27 och 31 procent. Dessa län hade allt mellan 7 och 137 apotek år 2007, och allt mellan 10 och 246 år 2012 (se tabell 2.1). Gruppen inkluderar Stockholm, Göteborg och Malmö där apoteken var överlägset flest redan

innan omregleringen, men även det lilla länet Gotland där förändringen i apotekstäthet var 30 procent med endast tre nya apotek. Detta tyder på att länen har egenskaper som är stabila över tid, det vill säga få eller många apotek men även få eller många invånare. Med fixed effects studeras endast variation över tid inom respektive län, varför variationen mellan länen ignoreras.

Av figur 4.6 kan utläsas att alla län som placerats i treatment-gruppen för "restid" följer ett liknande mönster med ett undantag: här finns ett län från Norrland i form av Jämtland. Där har 2,52 procent fler invånare fått mellan fem och tio minuters restid till närmaste apotek trots att den totala förändringen i antal apotek mellan 2007 och 2012 var 0 procent. Ökningen måste därför bero på att folk har flyttat. Länen i treatment-gruppen har en ökning av antalet invånare med förkortad restid på mellan 1,96 procent (Östergötland) och 4,68 procent (Stockholm). Dessa gick från 45 till 63 respektive 137 till 246 apotek under tidsperioden. Apotekstätheten har förbättras betydligt mer i Stockholm (närmare 30 procent) medan den är under rikssnittet i Östergötland. Slutsatsen blir därför även här att vårt resultatets pålitlighet påverkas av vår uppdelning i grupper beroende på mått på tillgänglighet, samt vårt val att använda fixed effects. Antalet apotek och invånare i länen är i många fall relativt stabila över tid men skillnader mellan dessa tas ej hänsyn till.

En DiD-analys bygger på antagandet om att utvecklingen av antalet aborter skulle varit samma i alla län om inte omregleringen hade genomförts. Rimligheten i detta antagande kan självklart diskuteras. Visserligen är det omöjligt att veta vad abortsiffrorna och försäljningssiffrorna för akut p-piller skulle anta för värde utan omregleringen, men placeboestet ger en ändå en tydligare bild av detta än trendlinjen för variabeln "restid" i kapitel fem.

Placebotestet i kapitel 6.3 indikerar att resultatet i kapitel 6.2 inte nödvändigtvis beror på omregleringen av apoteket, men att det skulle kunna röra sig om en förväntanseffekt av denna. Att reformen skulle genomföras annonserades i förväg och kan vara en förklaring till att ökningen i antalet apotek mellan 2008 och 2009 var hela fem procent, medan motsvarande siffra för 2007 till 2008 endast var 0,7 procent. Det är troligt att Apoteket AB öppnade nya apotek innan omregleringen för att underlätta för andra, kommande aktörer. Detta ökar möjligheterna för konkurrens, vilket ju var ett av syftena med reformen, och minskar risken för oligopol.

Placebotestet i kapitel 6.4 visar att det också skulle kunna röra sig om en fördröjningseffekt av omregleringen. Reformen genomfördes den 1 juli 2009, och av tabell 2.1 kan utläsas att den största ökningen i antal apotek skedde mellan 2009 och 2010 (21 procent). Motsvarande siffra för 2010 till 2011 var 11 procent, varför det är fullt möjligt att det tog några år för den totala effekten av reformen att kunna observeras. Detta stämmer överens med trendbrottet för år 2011 som återfinns i figur 6.3.

Det finns dock, som tidigare nämnts, en möjlighet att det inte är en förväntans- eller fördröjningseffekt vi observerar i placebotesten. Enligt Tillväxtanalys (2012) beror minskningen av antalet invånare med mer än 30 minuter restid till närmaste apotek på demografiska förklaringar, alltså att folk har flyttat. Ökningen av antalet invånare med endast fem till tio minuter restid tros dock främst bero på att ytterligare apotek öppnat i tätbebyggda områden. Av de län som placerats i treatment-gruppen för variabeln "restid" har alla utom Jämtland haft en ökning av antal apotek på minst 40 procent (se tabell 2.1). Figur 4.1 i kapitel fyra visar även att antalet aborter i dessa län (Halland, Skåne, Stockholm, Södermanland, Uppsala och Östergötland) var färre 2012 än 2007.

Av figur 2.2 i kapitel två kan dock även utläsas att majoriteten av dessa län, åtminstone mellan 2005 och 2010, hade en större ökning av antalet tätortsinvånare än riksgenomsnittet. Det är därför i slutändan omöjligt att avgöra exakt hur stor del av den förkortade restiden som beror på omregleringen genom fler apotek, och hur stor del som beror på förändrade demografiska mönster. Det är därför fullt möjligt att det inte är omregleringen som haft en signifikant påverkan.

7.2. Slutsats

Det signifikanta resultatet för treatment-variabeln "restid" som observerades med och utan kontrollvariabler kan inte med säkerhet sägas bero på omregleringen av apoteksmarknaden. Det finns dock en möjlighet att det är en förväntans- eller fördröjningseffekt av denna som vi observerar i placebotestet. Vi kan heller inte dra slutsatsen att förbättrad tillgänglighet till akut p-piller är förklaringen till signifikansen. Vi ställer oss avslutningsvis därför frågan om ökad tillgång till receptbelagda preventivmedel och folkförflyttning kan tänkas spela en mer avgörande roll.

8. Sammanfattning

Syftet med denna uppsats var att undersöka effekten av apoteksomregleringen på antalet aborter hos unga svenska kvinnor. Detta har gjorts med hjälp av en DiD-analys på paneldata från samtliga 21 län mellan åren 2007 och 2012.

Resultatet i vår undersökning kan sammanfattas med att förbättrad tillgänglighet till fysiska apotek, i form av förkortad restid, har haft en signifikant negativ effekt på antalet aborter hos unga kvinnor (främst mellan 13 och 19 år). Någon signifikant effekt av förbättrad apotekstäthet, det vill säga färre invånare per apotek, har inte observerats. Hur tillgänglighet mäts avgör alltså huruvida omregleringen kan sägas ha haft en effekt eller ej.

Då signifikansen på den beroende variabeln för försäljning av akut p-piller uteblev i samtliga specifikationer kan vi inte dra slutsatsen att abortsiffran påverkats genom ökad konsumtion av dessa. Antalet aborter tros istället samspela med kortare restid genom ökad tillgänglighet till andra preventivmedel som hämtas ut mot recept.

Placebotesten som utförts i kapitel 6.3 och 6.4 uppfyller inte kraven för att med säkerhet kunna säga att ett trendbrott inte ägde rum innan eller efter omregleringen. Detta skulle kunna bero på en förväntans- eller fördröjningseffekt, men det är också möjligt att den förkortade restidens effekt på antalet aborter har andra förklaringar, såsom att folk har flyttat till tätorter.

8.1. Vidare forskning

Vårt val av åldersgrupp, 13 till 24 år, kan motiveras av att vi hade störst intresse av att undersöka just denna. Som vi upptäckt då vi samlat in data till våra kontrollvariabler är detta ett åldersspann som ofta inte omfattas av statistik som rör hälsa och socioekonomisk status, vilket ofrivillig graviditet också kan ses som ett mått på. En stor andel av aborterna i Sverige görs dock av kvinnor i åldern 25 till 29 år, och antalet aborter i gruppen 30 till 34 år har stigit konstant mellan 2008 och 2016 (Socialstyrelsen, 2019). Det skulle självklart därför också vara intressant att göra en motsvarande studie för dessa åldersspann. Då kvinnor i åldern 30 till 34 år också antas ha påverkats signifikant av exempelvis förkortad restid till närmaste apotek kan man fundera över andra förklaringar till att aborterna i åldersgruppen har gått upp.

Man kan också tänka sig en liknande studie med vår nuvarande åldersgrupp där treatment-variabeln vore tillgänglighet till ungdomsmottagningar istället för apotek. Hos dessa skaffar många unga sina recept på preventivmedel och akut p-piller delas ut gratis. En motsvarande undersökning med en äldre åldersgrupp skulle också kunna göras, men då med tillgänglighet till vårdcentraler och barnmorskemottagningar som treatment-variabel.

Referenser

Aneblom, G. 2003. *The Emergency Contraceptive Pill – a Second Chance. Knowledge, Attitudes and Experiences Among Users and Providers*. Diss., Uppsala universitet.

Anell, A. 2005. Deregulating the pharmacy market: the case of Iceland and Norway. *Health Policy*. 75(1): 9-17.

Angrist, J. D. & Pischke, J-S. 2014. *Mastering 'Metrics*. New Jersey: Princeton University Press.

Apotekforeningen Norge, 2012. *Apotek og legemidler 2012*.

https://www.apotek.no/Files/Filer/Apotekforeningen/4Publikasjoner/Apotek%20og%20legemidler/Apotek_og_legemidler-2012.pdf Hämtad: 2019-05-06.

Apoteket, 2019. *Akut p-piller*. <https://www.apoteket.se/kategori/intim-sex/akut-p-piller/> Hämtad: 2019-04-24.

Apoteket, 2019. *Från 1400-talet fram till Apoteksbolagets bildande*.

<https://www.apoteket.se/om-apoteket/apotekets-historia/ursprunget/Apoteksnaringen-genom-tiderna/> Hämtad: 2019-04-15.

Apoteket, 2019. *Monopolet avskaffas*.

<https://www.apoteket.se/om-apoteket/apotekets-historia/ursprunget/omregleringen/> Hämtad: 2019-04-13.

Arnet, I., Frey Tirri, B., Zemp Stutz, E., Bitzer, J. & Hersberger, K.E. 2009. Emergency hormonal contraception in Switzerland: A comparison of the user profile before and three years after deregulation. *The European Journal of Contraception and Reproductive Health Care*. 14(5): 349-356.

Betänkande 2008/09:SoU21. *Socialutskottets betänkande: Omreglering av apoteksmarknaden*.

Bhattacharya, J., Hyde, T & Tu, P. 2014. *Health Economics*. 1. uppl. New York: Palgrave Macmillan.

Black, K.I., Geary, R., French, R., Leefe, N., Mercer, C.H., Glasier, A., Macdowall, W., Gibson, L., Datta, J., Palmer, M. & Wellings, K. 2016. Trends in the use of emergency contraception in Britain: evidence from the second and third National Surveys of Sexual Attitudes and Lifestyles. *BJOG*. 123:1600–1607.

Cintina, I. & Johansen, M. 2015. The Effect of Plan B on Teen Abortions: Evidence From the 2006 FDA Ruling. *Contemporary Economic Policy*. 33(3): 418-433.

Ekstrand, M., Tydén, T., Darj, E. & Larsson, M. Twelve-month follow-up of advance provision of emergency contraception among teenage girls in Sweden—a randomized controlled trial. *Upsala Journal of Medical Sciences*. 118(4): 271-275.

Folkhälsomyndigheten, 2018. *Sexuell och reproduktiv hälsa och rättigheter (SRHR)*.
<https://www.folkhalsomyndigheten.se/livsvillkor-levnadsvanor/sexuell-halsa-hivprevention/srhr/>
Hämtad: 2019-04-13.

Friedmann, I. 2018. *Hormonspiral*. 1177 Vårdguiden.
<https://www.1177.se/Stockholm/liv--halsa/sexuell-halsa/skydd-mot-graviditet/hormonspiral/>
Hämtad: 2019-04-18.

Glasier, A. & Baird, D. 1998. The Effects of Self-Administering Emergency Contraception. *The New England Journal of Medicine* 339: 1-4.

Hognert, H., Skjeldestad, F.E., Gemzell-Danielsson, K., Heikinheimo, O., Milsom, I., Lidegaard, Ö. & Lindh, I. 2018. Ecological study on the use of hormonal contraception, abortions and births among teenagers in the Nordic countries. *BMJ Open*.

Kallner, H.K., Thunell, L., Brynhildsen, J., Lindeberg, M. & Danielsson Gemzell, K. 2015. Use of Contraception and Attitudes towards Contraception Use in Swedish Women - A Nationwide Survey. *PLoS One*. 10(5).

Konkurrensverket, 2017. *Prisutveckling på receptfria läkemedel sedan omregleringen*.
<http://www.konkurrensverket.se/globalassets/publikationer/rapporter/lakemedel-20173.pdf>
Hämtad: 2019-04-23.

Läkemedelsverket, 2014. *Antikonception - Behandlingsrekommendation*.
https://lakemedelsverket.se/upload/halso-och-sjukvard/behandlingsrekommendationer/Antikonception_rek.pdf Hämtad: 2019-04-23.

Läkemedelsverket, 2019. *Apoteksombud. Vägledning till Läkemedelsverkets föreskrifter (HSLF-FS 2018:59) om apoteksombud*.
https://lakemedelsverket.se/upload/lvfs/vagledningar/Vagledning_till_HSLF_FS_2018_59_om_apoteksombud.pdf Hämtad: 2019-05-23.

Makenzius, M., Tydén, T., Darj, E & Larsson, M. 2013. "Sverige har Nordens högsta aborttal". *Läkartidningen*. 17 mars.

<http://www.lakartidningen.se/Klinik-och-vetenskap/Klinisk-oversikt/2013/09/Sverige-har-Nordens-hogsta-aborttal/>Hämtad: 2019-04-13.

Mankiw, G. & Taylor, M. 2006. *Principles of Microeconomics*. 1. uppl. Cengage: Thomson Learning.

Proposition 2008/09: 145. *Omreglering av apoteksmarknaden*.

RFSU, 2016. *Preventivmedel 2016. En del av RFSUs Sverigebarometer*.

<https://www.rfsu.se/globalassets/pdf/sverigebaromete-2016.pdf> Hämtad: 2019-05-03.

RFSU, 2018. *Abort - argument och myter*.

<https://www.rfsu.se/vad-vi-gor/i-sverige/fragor-vi-jobbar-med/ratten-till-abort/abort---argument-och-myter/> Hämtad: 2019-04-18.

SCB, 2010. *Tätorter 2010*.

https://www.scb.se/statistik/MI/MI0810/2010A01/MI0810_2010A01_SM_MI38SM1101.pdf
Hämtad: 2019-05-06.

SCB, 2016. *Tema: Utbildning: Samband mellan barns och föräldrars utbildning*.

https://www.scb.se/Statistik/_Publikationer/UF0506_2014A01_BR_A40BR1601.pdf Hämtad: 2019-04-26.

Socialstyrelsen, 2019. *Statistik om aborter*.

<https://www.socialstyrelsen.se/statistik/statistikefteramne/aborter> Hämtad: 2019-04-18.

Socialstyrelsen, 2019. *Statistikdatabas för aborter*.

<https://www.socialstyrelsen.se/statistik/statistikdatabas/abort> Hämtad: 2019-04-13.

Sveriges Apoteksförening, 2012. *Branschrappport 2012*.

<http://www.sverigesapoteksforening.se/wp-content/uploads/2018/06/Apoteksforeningen2012-Fin-al-1.pdf> Hämtad: 2019-04-13.

Sveriges Apoteksförening, 2013. *Branschrappport 2013*.

<http://www.sverigesapoteksforening.se/wp-content/uploads/2018/06/Branschrappport-apotek-2013-webb-1.pdf> Hämtad: 2019-04-26.

Sveriges Apoteksforening, 2018. *Branschrapport 2018*.

http://www.sverigesapoteksforening.se/wp-content/uploads/2018/07/medium-Branschrapport_Apoteksforeningen_2018_final_webb_v2-1.pdf Hämtad: 2019-04-15.

Tillväxtanalys, 2012. *Geografisk tillgänglighet till läkemedel*.

<https://www.tillvaxtanalys.se/publikationer/rapport/rapportserien/2012-11-12-geografisk-tillganglighet-till-lakemedel---en-analys-av-omregleringen-av-apoteksmarknaden---slutrapport.html>

Hämtad: 2019-04-20.

Trilla, C., Senosiain, R., Calaf, J & Espinos J. J. 2014. Effect of Changes to Cost and Availability of Emergency Contraception on Users' Profiles in an Emergency Department in Catalunya. *The European Journal of Contraception and Reproductive Health Care*. 19(4): 259-265.

Vogler, S., Habimana, K. & Arts, D. 2014. Does deregulation in community pharmacy impact accessibility of medicines, quality of pharmacy services and costs? Evidence from nine European countries. *Health Policy*. 117(3): 311-327.

Appendix

Appendix A - Korrelationsmatris

	abort	abort~19	abort~24	akut_p~r	täthet	restid	arbets~t	ej_sys~a	inkomst	utbild~g	popula~n
abort	1.0000										
abort13_19	0.8835	1.0000									
abort20_24	0.9413	0.6864	1.0000								
akut_ppiller	0.2037	0.2010	0.0996	1.0000							
täthet	-0.0909	-0.0992	-0.1024	0.4101	1.0000						
restid	0.1029	0.0847	0.0749	0.3604	0.2041	1.0000					
arbetslöshet	0.0365	-0.1975	0.1685	-0.2540	-0.1893	-0.1113	1.0000				
ej_syssels~a	0.2838	0.1076	0.4034	-0.3556	-0.0749	-0.0998	0.4726	1.0000			
inkomst	0.0586	-0.0902	0.0989	0.6781	0.3373	0.3914	-0.0014	-0.1331	1.0000		
utbildning	-0.1203	-0.1609	-0.1655	0.7863	0.3912	0.4406	-0.0166	-0.3326	0.7011	1.0000	
population	0.1126	0.0738	0.0845	0.7143	0.4060	0.3243	-0.1657	0.0190	0.6068	0.5783	1.0000

Appendix B - Förändring i restid

Den procentuella förändringen av antalet invånares restid med bil till närmaste apotek mellan åren 2009 och 2012. Egen bearbetning av Tillväxtanalys (2012, s. 35) statistik.

Län	5- <10 min	10- <20 min	20- <30 min	30- <40 min	≥40 min
Blekinge	-0,5%	-1,4%	-9,4%	-3,7%	-3,5%
Dalarna	-0,3%	-1,5%	-5,4%	-1,0%	-6,7%
Gotland	0,1%	-2,3%	-3,5%	-3,4%	-5,3%
Gävleborg	-1,1%	-2,3%	-4,6%	0,0%	0,0%
Halland	3,0%	0,9%	-0,2%	-6,4%	0,0%
Jämtland	2,5%	-2,2%	-5,3%	0,0%	-7,2%
Jönköping	1,3%	-1,2%	-3,2%	-4,2%	-1,5%
Kalmar	-0,3%	-3,1%	-3,1%	0,0%	0,0%
Kronoberg	1,3%	-2,1%	-0,3%	-3,4%	0,0%
Norrbottnen	-0,4%	-1,1%	-5,6%	0,0%	0,0%
Skåne	2,3%	-0,2%	-3,0%	-2,3%	0,0%
Stockholm	4,7%	2,0%	-1,8%	0,0%	0,0%
Södermanland	2,2%	-1,6%	-0,5%	-3,6%	0,0%
Uppsala	3,3%	0,9%	-0,7%	12,0%	0,0%
Värmland	-0,7%	-3,5%	-5,0%	-8,3%	-0,6%
Västerbotten	0,2%	-2,7%	-5,8%	-6,6%	-5,0%
Västernorrland	-0,8%	-3,1%	-4,4%	0,0%	-2,1%
Västmanland	0,8%	-1,1%	3,4%	-1,4%	-0,8%
Västra Götaland	1,0%	-1,0%	-4,6%	0,0%	2,0%
Örebro	-0,4%	-2,3%	-4,2%	3,3%	0,0%
Östergötland	2,0%	-0,8%	-1,9%	3,0%	0,0%
Totalt	1,5%	-1,1%	-3,9%	-4,8%	-6%

Appendix C - Apotekstäthet

Tabell över antal invånare per apotek fördelat på län 2009 och 2012. Källa: Sveriges Apoteksförening och SCB.

Län	2009	2012	Förändring %
Blekinge	12 716	8 959	-29,5%
Dalarna	7 899	6 913	-12,5%
Gotland	8 174	5 724	-30,0%
Gävleborg	8 124	6 433	-20,8%
Halland	10 235	7 072	-30,9%
Jämtland	5 507	5 258	-4,5%
Jönköping	9 334	7 064	-24,3%
Kalmar	8 056	6 312	-21,7%
Kronoberg	8 722	6 196	-29,0%
Norrbottn	6 730	6 064	-9,9%
Skåne	11 952	8 045	-32,7%
Stockholm	12 699	8 646	-31,9%
Södermanland	11 210	8 585	-23,4%
Uppsala	11 853	7 952	-32,9%
Värmland	8 036	6 501	-19,1%
Västerbotten	6 306	5 782	-8,3%
Västernorrland	7 364	6 204	-15,8%
Västmanland	10 054	7 117	-29,2%
Västra Götaland	11 052	8 042	-27,2%
Örebro	9 296	7 259	-21,9%
Östergötland	9 087	6 885	-24,2%
Totalt	9 201	7 001	-25%