



Apoteksmarknadens omreglering

- effekter på följsamhet, priser och kostnader per dygnsdos

Denna rapport ingår som en del i Tillväxtanalys projekt att utvärdera effekterna av omregleringen av apoteksmarknaden, särskilt vad gäller priserna. Syftet är att empiriskt studera hur omregleringen påverkat apotekens följsamhet, andel av försäljningen som avser billigaste generika, den så kallade månadens vara, priserna på receptbelagda läkemedel på generikamarknaden, samt vilken totalkostnadseffekt mätt som kostnaden per konsumerad dygnsdos reformen haft.

Dnr 2009/067
Myndigheten för tillväxtpolitiska utvärderingar och analyser
Studentplan 3, 831 40 Östersund
Telefon 010 447 44 00
Telefax 010 447 44 01
E-post info@tillvaxtanalys.se
www.tillvaxtanalys.se

För ytterligare information kontakta Björn Falkenhall eller Niklas Rudholm
Telefon 010 – 447 447 33, 08 – 762 72 98
E-post bjorn.falkenhall@tillvaxtanalys.se nru@du.se

Förord

Denna rapport ingår som en del i Tillväxtanalys projekt att utvärdera effekterna av omregleringen av apoteksmarknaden, särskilt vad gäller priserna. Uppdraget är en uppföljning och utvidgning av Tillväxtanalys WP/PM 2011:50 författat av Bergman och Rudholm. Syftet är att empiriskt studera hur omregleringen påverkat apotekens följsamhet, andel av försäljningen som avser billigaste generika, den så kallade månadens vara, priserna på receptbelagda läkemedel på generikamarknaden, samt vilken totalkostnadseffekt mätt som kostnaden per konsumerad dygnsdos reformen haft. Den senare aspekten är ny jämfört med den tidigare rapporten, medan övriga delar innebär en replikering.

Resultaten visar entydigt att följsamheten ökat på grund av reformerna oavsett vilket följsamhetsmått vi använder. Resultaten vad gäller reformernas påverkan på leverantörernas prissättnings- och budstrategier är mera splittrade. Denna del av rapporten syftar till att förstå prissättningen på generikamarknaden och att analysera generikamarknadens funktionssätt, snarare än att analysera om apoteksmarknadsreformen totalt sett medfört en ökad eller minskad kostnad för generiska läkemedel.

Resultaten från uppdragets tredje del, att estimerar reformernas effekter på kostnaden per konsumerad dygnsdos visar att kostnaden sjunkit som en följd av omregleringen. Kostnadssänkningen uppskattas till ungefär 10 procent mätt i AUP och ungefär 30 procent mätt i AIP. Den större sänkningen mätt i AIP förklaras dels av marginalförstärkningen och av att en viss procentuell prissänkning i AIP ger en lägre procentuell sänkning av AUP på grund av de prisoberoende delarna i apotekens marginaler.

Rapporten har författats av Mats Bergman (Södertörns högskola och HUI Research), David Granlund (Umeå universitet och HUI Research) och Niklas Rudholm (HUI Research och Högskolan Dalarna).

Östersund, december 2012

Jan Cedervärn, t.f. avdelningschef

Innehåll

Sammanfattning	6
Summary	8
1 Bakgrund	10
1.1 Generisk konkurrens	10
1.1.1 Regelverket.....	10
1.1.2 Viktiga förändringar i regelverket	12
2 Konkurrens på generikamarknaden – sammanfattande teoretisk analys	14
3 Data och deskriptiv statistik.....	16
3.1 Data.....	16
3.2 Deskriptiv statistik, följsamhet	18
3.3 Deskriptiv statistik, kostnad per dygnsdos.....	19
3.4 Deskriptiv statistik, antal dygnsdoser och totalkostnad	20
4 Empirisk analys	22
4.1 Regressionsanalys, följsamhet.....	22
4.2 Regressionsanalys, priser	23
4.3 Regressionsanalys, kostnad per dygnsdos	29
4.4 Regressionsanalys, antal dygnsdoser och totalkostnad	34
5 Slutsatser	37
Referenser.....	38

Sammanfattning

Från den empiriska undersökningen gällande följsamhet kan följande slutsatser dras:

- Följsamheten ökar för alla studerade följsamhetsmått på grund av de regelreformer som genomförs.
- Andelen av försäljningen i utbytesgruppen som avser månadens vara (följsamhetsmått A) ökar med 25 procentenheter på grund av de reformer som genomförs.
- Laglig följsamhet, dvs. försäljning av månadens vara när lagliga undantag exkluderats ökar med 37 procentenheter på grund av de reformer som genomförs.
- Marknadsandelen för månadens vara (mått A) är efter reformerna 70 procent, medan laglig följsamhet (mått D1) är 84 procent. I drygt fyra av fem fall levereras alltså månadens vara i enlighet med regelverket.

De resultat som följer baseras på regressioner där priser ej viktats med försäljning något givet år. Dessa resultat syftar till att förstå prissättningen på generikamarknaden och att analysera generikamarknadens funktionssätt, för att möjliggöra en bedömning av om marknadens funktionssätt förbättrats av reformerna, snarare än att analysera om apoteksmarknadsreformen totalt sett medfört en ökad eller minskad kostnad för generiska läkemedel.

- Resultaten visar att när det finns två budgivare på marknaden så har priset ut till konsument (AUP) stigit på grund av reformen, för månadens vara med i genomsnitt elva procent och för övriga med tio procent.
- Estimationerna av apotekens inköpspris (AIP) när vi har två budgivare visar att reformerna inte påverkat priserna.
- När vi har ett godtyckligt antal budgivare så visar resultaten att priset AUP för månadens vara stigit med i genomsnitt 17 procent på grund av reformerna, oberoende av vilket följsamhetsmått som nyttjats i analysen. Priserna AUP för övriga produkter har fallit med sex procent på grund av reformen.
- Estimationerna av priset AIP när vi har ett godtyckligt antal budgivare visar att reformerna har lett till höjda priser motsvarande cirka elva procent för månadens vara, men sänkta priser för övriga produkter motsvarande cirka 25 procent.

Följande resultat är baserade på regressioner där preparaten har viktats baserat på dess försäljning 2008, vilket betyder att resultaten säger hur kostnaden totalt sett har påverkats för generikamarknaden.

- Kostnaden per dygnsdos (i AUP, vägt med försäljning 2008) har sjunkit med cirka tio procent på grund av reformerna.
- Ökad följsamhet har inte ensamt kompenserat för generikation, utan de sänkta kostnaderna per dygnsdos (i AUP) är en följd av att många originalläkemedelsföretag förmåddes sänka sina priser juli 2009.
- Kostnaden per dygnsdos (mätt i AIP, vägt med försäljningen 2008) har sjunkit cirka 30 procent på grund av reformerna. Att sänkningen är större i AIP än i AUP förklaras

av generikation samt att de fasta delarna i apotekens ersättning medför att en viss procentuell sänkning i AIP ger en mindre procentuell sänkning av AUP.

- Det är inte säkert att den ökade följsamheten som omregleringen medfört har lett till lägre kostnader. Förklaringen till det osäkra resultatet är att ökad följsamhet verkar ha lett till färre konkurrerande företag per utbytesgrupp.
- Prissänkningarna på originalläkemedel juli 2009 har lett till procentuellt sett större sänkningar i kostnad per dygnsdos. Detta betyder att generikaföretagen sänkt sina priser mer än originalföretagen och/eller att prissänkningarna på originalläkemedel juli 2009 är korrelerade med ökade marknadsandelar för billigare produkter.
- Försäljningen har stigit mer eller sjunkit mindre för de preparat som påverkats av prissänkningarna på originalläkemedel juli 2009. Resultaten ger dock inte stöd för hypotesen att den totala försäljningen av utbytbara läkemedel ökat på grund av reformerna.

Summary

The empirical analysis regarding compliance gives the following conclusions:

- All studied measures show increased compliance due to the reforms.
- The market share of the “most inexpensive medicinal product” (measure A) increased by 25 percentage points due to the reforms.
- The market share of the “most inexpensive medicinal product”, after the exclusion of all legal reasons not to dispense the most inexpensive product, (measure D1) increased by 37 percentage points due to the reforms.
- The market share of “most inexpensive medicinal product” using measure A equals 70 per cent after the reforms. The same number for measure D1 equals 84 per cent. Thus, in four out of five cases the “most inexpensive medicinal product” is dispensed according to the regulations.

The primary purpose of the study is to assess the effect of the reform on market prices, and not to estimate the effect of the reform on the total cost of generic drugs. Hence, the following results are based on regressions where prices are not weighted by sales in a given year. Results are summarized below:

- When there are two products bidding to become the “most inexpensive medicinal product”, the market reforms have increased consumer prices (AUP) with on average eleven per cent for the “most inexpensive medicinal products”, and by ten per cent for other products.
- When there are two products bidding to become the “most inexpensive medicinal product”, the market reforms have not changed pharmacy prices (AIP) to any large extent.
- When there are an arbitrary number of products bidding to become the “most inexpensive medicinal product”, the market reforms have increased consumer prices (AUP) with on average 17 per cent for the “most inexpensive medicinal products”, and decreased the consumer price of other products with on average six per cent.
- When there are an arbitrary number of products bidding to become the “most inexpensive medicinal product”, the market reforms have increased pharmacy prices (AIP) with on average eleven per cent for the “most inexpensive medicinal products”, and decreased them by approximately 25 per cent for other products.

The following results are based on regressions where the products have been weighted by their sales for 2008, meaning that the results convey how the total costs on the market for generics have been affected.

- The cost per daily dose (in AUP, weighted by sales for 2008) has decreased by approximately ten per cent due to the market reforms.
- The increased compliance as such has not compensated for the reinforced margin; instead the lowered costs per daily dose (in AUP) were caused by the fact that a large number of the brand name drug companies were induced to lower their prices in July 2009.

- It is not certain whether the increased compliance that was brought about by the reregulation has led to lower costs. The explanation to the inconclusive result is that an increase in compliance appears to have resulted in fewer competing firms per exchange group.
- The cost per daily dose (measured in AIP, weighted by sales for 2008) has decreased by approximately 30 per cent due to the market reforms. The fact that the reduction in AIP is greater than it is in AUP is explained by generikation and by the fact that the fixed parts of the pharmacies' remuneration cause a certain percental reduction in AIP to induce a smaller percental reduction in AUP.
- The price reductions of brand name drugs in July 2009 have resulted in larger reductions, in terms of percent, in the cost per daily dose. This implies that the generic drug companies have lowered their prices by more than the brand name companies and/or that the price reductions of brand name drugs in July 2009 are correlated with increased market shares for cheaper products.
- Sales have increased more or declined less for those compounds that have been affected by the price reductions of the brand name drugs in July 2009. However, the results do not support the hypothesis that total sales of drugs with generic alternatives have increased as a result of the market reforms.

1 Bakgrund

1.1 Generisk konkurrens

1.1.1 Regelverket

När ett läkemedelspatent löper ut står det andra tillverkare fritt att sälja samma kemiska substans, om än under ett annat varumärke. Detta leder typiskt sett till att en lägre prisnivå etableras. För att öka prispressen infördes den 1 oktober 2002 en regel om generiskt utbyte.¹ Regeln innebär att Apoteket AB och numera övriga apoteksbolag är skyldiga att föreslå patienten det billigaste läkemedlet inom en utbytesgrupp, oavsett vilket produktnamn läkaren skrivit på receptet. Om patienten väljer ett annat varumärke får han eller hon betala mellanskillnaden själv. Ett undantag är dock om läkaren markerat att generiskt utbyte inte ska ske. Ett annat undantag är om det billigaste generiska alternativet inte är tillgängligt.²

Priserna på de generiska läkemedlen fastställs genom att TLV (Tandvårds- och Läkemedelsförmånsverket) arrangerar en ”nationell marknadsplats” där de olika tillverkarna vid ett auktionsliknande förfarande får ange det önskade priset.³ Priserna anges för en månad i taget och för varje enskild förpackningstyp och styrka.⁴ Varje månad fastställer TLV 500-600 nya priser för generika.⁵ Uppskattningsvis finns det knappt 500 substanser eller substanskombinationer på Läkemedelsverkets förteckning över utbytbara läkemedel.⁶ För många av dessa finns flera förpackningsstorlekar och styrkor.

Den tillverkare som erbjuder det lägsta priset vinner förmånen att bli förstahandsalternativet vid generiskt utbyte – ”månadens vara” – och kan därmed räkna med att få leverera de största volymerna under den aktuella månaden. Under de första sju åren efter det att generiskt utbyte blev obligatoriskt har den tillverkare som erbjudit det lägsta priset typiskt sett fått sälja ungefär halva volymen.⁷

Apoteken får ersättning genom att det finns en marginal mellan deras ut- och inpriser. Såväl AUP (Apotekens UtPriser) som AIP (Apotekens InPriser) är reglerade av TLV. Mellanskillnaden bestäms enligt en formel, uttryckt i den s.k. värde-trappan.⁸ Apoteksmarginalen stiger i takt med AIP, från som lägst 31,25 kronor till som högst 167 kronor. När AIP exempelvis uppgår till 75 kronor är ersättningen 46,25 kronor (AUP blir alltså 121,25 kronor) och när AIP uppgår till 300 kronor har ersättningen stigit till 53 kronor. Maximal ersättningen utgår för läkemedel med ett AIP på minst 6000 kronor; i medeltal uppgår apotekens ersättning till cirka 50 kronor.

Värde-trappan gäller för all generika och även för alla övriga (patentbelagda) läkemedel. Apoteken är alltså inte fria att sätta AUP utan detta pris styrs av AIP och värde-trappan. Detta är en viktig skillnad mot läkemedelstillverkarna, som formellt är fria att välja pris. I

¹ Dessförinnan användes ett s.k. referensprissystem, vilket innebar att subventionerna maximalt kunde uppgå till 110 procent av priset för det billigaste generiska alternativet.

² Se nedan för en diskussion om hur regeln tillämpas. Se även SOU 2008: 4, s 413, för statistik om på vems initiativ utbyte inte sker.

³ Modellen infördes samtidigt som principen om generisk substitution.

⁴ Från och med xx gäller att priserna fastställs för två månader i taget.

⁵ SOU 2008:4, s 411.

⁶ Se <http://www.lakemedelsverket.se/malgrupp/Halso/sjukvard/Forskrivning/Utbytbara-lakemedel/>

⁷ Bergman och Stennek, 2010.

⁸ Se <http://www.tlv.se/apotek/apotekets-marginaler/>

praktiken regleras dock tillverkarnas prissättning i betydande utsträckning genom förmånssystemet. För att en tillverkare ska få dra nytta av subventionssystemet för läkemedel, det så kallade förmånssystemet, måste de följa de regler som gäller för detta system och de reglerna begränsar friheten att välja pris. Genom förmånssystemet betalar samhället (landstingen och indirekt staten) cirka 75 procent av kostnaden för receptförskrivna läkemedel och på marginalen 100 procent för storkonsumenter av läkemedel.

För generikatillverkare gäller i huvudsak fri prissättning också i praktiken, inom ramen för den ovan beskrivna nationella marknadsplatsen för generika. En begränsning sedan sommaren 2009 är dock att priset inte får överstiga 35 procent av det pris som gällde 12 månader före patentets utgång; en restriktion som framför allt är bindande för tillverkare av originalläkemedel som tidigare hade patent. Om priset sätts högre än så förlorar läkemedlet förmånssystemets subventioner. Bara ett mycket litet antal läkemedel prissätts så att subventionerna dras in.

För tillverkare av läkemedel med gällande patent är prissättningen däremot också i praktiken reglerad. TLV fastställer – efter ansökan från tillverkaren – det högsta pris som kan accepteras inom subventionssystemet, utifrån en bedömning om medicinsk nytta i förhållande till kostnad. Tillverkarna väljer i allmänhet att sätta priset på den högsta tillåtna nivån. Undantagsvis kan dock en tillverkare välja att stå utanför subventionssystemet. I sådana fall kan landstingen – från fall till fall – besluta att trots allt stå för kostnaden för dessa läkemedel. Konsekvensen är alltså att en patient inte automatiskt har rätt till subventioner när en läkare skrivit ut ett recept. En sjukvårdsklinik (eller motsvarande) måste aktivt fatta ett beslut att låta en viss förskrivning belasta den egna budgeten.

För apoteken finns ett undantaget från principen att mellanskillnaden mellan AUP och AIP tillfaller säljande apotek och det är när försäljning sker av *förra* månadens vara från och med dag 16 efter det att produkten upphörde att vara månadens vara och under resten av månaden. Om andra generiska läkemedel expedieras, sådana som varken är månadens vara eller var månadens vara förra månaden, utgår normal ersättning. Dock gäller att apoteken är skyldiga att expediera månadens vara (eller ersättare till denna; se nedan). Att expediera en annan vara än ”månadens” är alltså i princip ett brott mot bestämmelserna och TLV följer upp i vilken utsträckning så sker.⁹ Vid försäljning från dag 16 och till slutet av månaden ersätts ingen apoteksmarginal alls från förmånssystemet. Patienterna betalar dock normalt pris och apoteksmarginalen tillfaller därmed landstinget. Eftersom landstinget i de flesta fall betalar hela eller merparten av läkemedelskostnaden kan man också säga att marginalen återförs till landstinget. Därefter utgår åter normal apoteksmarginal. Det vill säga apoteket kan utan särskilt ekonomisk bestraffning sälja förr-förra ”månadens vara”. Syftet är primärt att disciplinera apoteken till att sälja ”rätt” vara – månadens vara.

Utöver ersättningen enligt värdetrappan tillkommer en extra ersättning på 10 kronor för utbytbara läkemedel. Motivet för denna ”10-krona” är att kompensera apoteken för

⁹Före liberaliseringen av apoteksmarknaden sålde Apoteket AB annat än det billigaste generiska alternativet i relativt stor utsträckning utan några särskilda rättsliga påföljder. Det har också tidigare gått att kringgå bestämmelsen genom att helt enkelt inte lagerföra det billigaste alternativet, en möjlighet som nu inte längre finns. För att öka regelefterlevnaden tar TLV fram statistik som visar ”följsamhet” per apoteksbolag. Det är dock inte uppenbart om sådan statistik påverkar bolagen att bli mer följsamma eller om den tvärt om visar för bolagen att de kan minska följsamheten utan några mer påtagliga negativa konsekvenser.

extrakostnader i samband med substitution. Denna extra ersättning utgår för alla läkemedel där generiskt utbyte kan förekomma, också om apoteket expedierar ett originalläkemedel.¹⁰

Efter avregleringen, under våren 2010, stod det klart att många generikaleverantörer inte klarade av att försörja hela den svenska marknaden under hela månaden. Detta ledde till apotek inte kunde expediera vissa läkemedel utan att bryta mot bestämmelserna om generisk subvention och, i förlängningen, till problem för patienter som inte kunde få ut sina läkemedel utan att betala en mellanskillnad. Av detta skäl ändrades reglerna så att det vid sidan av månadens vara fanns en första och andra reserv. Om och när en leverantör av månadens vara inte längre kan försörja marknaden utser TLV omedelbart en reservleverantörs produkt till ny månadens vara.¹¹

1.1.2 Viktiga förändringar i regelverket

En hel serie av regeländringar har genomförts på apoteksmarknaden som en konsekvens av att marknaden liberaliserats. Vissa av regeländringarna syftar till att öka apotekens ersättning, vissa till att finansiera dessa kostnadsökningar inom ramen för samhällets läkemedelskostnader och andra, slutligen, syftar till att anpassa reglerna till att marknadsaktörer numera är vinstmaximerande och i huvudsak privat ägda företag.

Den 1 juli 2009 ändrades reglerna så att det maximala priset som ersattes inom förmånssystemet för läkemedel utan patent bestämdes till 35 procent av det pris som gällt under patenttiden.¹² Detta var en kostnadssänkande regeländring som framför allt minskade ersättningen till företag som tidigare haft patent.

Från och med den 1 november 2009 krävs att apoteken erbjuder sina kunder utbyte till *marknadens* billigaste generika. Dessförinnan gällde att generisk substitution skulle ske till billigaste *tillgängliga* generika, vilket tolkades som det billigaste på den apoteksfilialen. Även detta är en kostnadssänkande regeländring men den kan också ses som en anpassning till att apoteksbolagen numera är vinstmaximerande.

Vid samma tidpunkt ökades apoteksmarginalen med tio kronor för alla läkemedel med generisk konkurrens. Detta var den huvudsakliga mekanismen genom vilken apoteken fick en ökad ersättning, vilket i sin tur medverkade till den ökning av antalet apotek man önskade åstadkomma.

Vid årsskiftet 2009/2010 förlängdes den period under vilken det var tillåtet att sälja förra ”månadens vara” från fem till 15 dagar. Några av ändringarna ovan – framför allt den förändrade definitionen av ”tillgänglig” och reglerna om att månadens vara kunde säljas i 15 dagar efter månadens slut och att ersättningen därefter uteblev helt kunde i praktiken inte införas förrän i början av år 2010.

De nya apoteksaktörerna fick kontroll över de apotek de köpt av Apoteket AB och öppnade dörrarna till sina första nyetablerade apotek i början av år 2010; i flertalet fall ungefär 1 februari.

¹⁰ Det huvudsakliga motivet för att också kompensera originalläkemedel är att originalet, utan 10-kronan, skulle kunna bli billigare för kunden än det alternativ till vilket generisk substitution ska ske.

¹¹ En leverantör kan ha som strategi att bjuda ett lågt pris även om denna vet att man inte kommer att kunna försörja hela den svenska marknaden under en månad, exempelvis därför att man vill bli av med ett parti läkemedel. En sådan strategi kan vara lönsam eftersom leverantörer som inte klarar leveranserna inte sanktioneras.

¹² Prissänkningen var formellt sett frivillig men genomfördes på TLV:s initiativ.

Den 1 maj 2010 ändrades systemet med ”månadens vara” så att det numera finns upp till tre utpekade generiska alternativ. Om leverantören av ”månadens vara” inte kan leverera blir den leverantör som erbjöd näst lägst pris det utpekade generiska alternativet; en roll som kan övergå också till den som erbjöd det tredje lägsta priset. Den aktör som inte kan leverera blir också automatisk avstängd från möjligheten att bli månadens vara under påföljande månad.

Vidare infördes mer väldefinierade klustergrupper för generisk substitution gradvis under 2009 och 2010. Under 2010 och 2011 tog de olika apotekskedjorna nya IT-system i drift. Detta innebär att de nya aktörerna inte längre var beroende av Apoteket AB:s system och även att Apoteket AB moderniserade sitt eget system.

2 Konkurrens på generikamarknaden – sammanfattande teoretisk analys

Bergman och Rudholm (2011) framhåller att den svenska generikamarknaden ytligt sett liknar en enkel auktionsmarknad. I princip vinner det företag som erbjuder det lägsta priset rätten att försörja hela marknaden, men i praktiken har marknadsandelen för det vinnande företaget varit lägre, vilket diskuteras i nästa avsnitt.

Att öka marknadsandelen för det företag som vinner, att öka följsamheten, bör enligt analysen allt annat lika leda till hårdare konkurrens och därmed lägre priser. Emellertid leder lägre priser till minskad lönsamhet, vilket kan leda till utslagning av företag. Att företag slås ut från marknaden hänger samman med att det finns en viss fast kostnad förknippad med att vara etablerad. Därmed är allt annat inte nödvändigtvis lika; färre företag medför minskad konkurrens, vilket får en motverkande effekt på priset. I princip kan man tänka sig att följsamheten inte bör vara maximal utan optimal, så att konkurrensen blir hård men att samtidigt tillräckligt många företag finns kvar.

Priseffekter och totalkostnad

Förändringen av samhällets totala kostnader per dygnsdos (DDD) generiska läkemedel som följd av reformen, kan dekomponeras i två effekter. För det första en priseffekt och för det andra en ”kompositionseffekt”. Vi illustrerar genom ett exempel med två generiska varianter, dels den billiga ”månadens vara” med priset P , dels ett dyrare generiskt alternativ med priset R . Månadens varas andel av dagsdoserna betecknas med S . Priser och andel före reformen indexeras med 0; priser och andel efter reformen indexeras med 1.

Genomsnittlig kostnad per dygnsdos före reformen är

$$AC_0 = S_0 P_0 + (1 - S_0) R_0$$

Efter reformen är genomsnittspriset

$$AC_1 = S_1 P_1 + (1 - S_1) R_1$$

Förändringen i kostnad är

$$AC_1 - AC_0 = S_0 (P_1 - P_0) + (1 - S_0) (R_1 - R_0) + (S_1 - S_0) (P_1 - R_1)$$

Det vill säga, förändringen i medelkostnad beror dels av den vägda prisförändringen för månadens vara och det dyrare alternativet, dels av den överföringsvinst (eller – förlust) som uppstår på grund av ökad (eller minskad) användning av månadens vara. Preiseffekten är alltså

$$S_0 (P_1 - P_0) + (1 - S_0) (R_1 - R_0)$$

medan kompositionseffekten är

$$(S_1 - S_0) (P_1 - R_1)$$

Utöver nämnda två effekter påverkas givetvis den totala kostnaden per DDD generika av hur konsumtionen fördelar sig mellan olika läkemedel. Såväl pris- som

kompositionseffekten kommer ju att variera mellan olika läkemedel. Vi kan beräkna den totala effekten per generisk DDD på två sätt, nämligen som:

- 1) Det *ovägda* genomsnittet av effekten per generiskt läkemedel enligt ovan.
- 2) Det *vägda* genomsnittet av effekten per generiskt läkemedel enligt ovan.

Vägningen kan i sin tur ske antingen med antal doser eller med värdet. Det sistnämnda alternativet är mest intressant för en bedömning av reformens effekter på totalkostnaden för generiska läkemedel.

3 Data och deskriptiv statistik

3.1 Data

Dataunderlaget för den här studien är sammanställt av IMS, som i sin tur hämtat in dagsdata från Apoteket Service AB avseende perioden 1 januari 2006 till 30 juni 2012. IMS har aggregerat data till att avse hela månader (volym) respektive halva månader (priser).

Priser och volymer mäts på artikelnivå, det vill säga för varje kombination av substans, styrka, administrationsform och förpackningsstorlek. För en given artikel är priserna desamma i hela landet och för samtliga apotek. Volymerna kan däremot i princip mätas per apotek eller apotekskedja, men har aggregerats till nationell nivå.

För varje artikel vet vi, förutom pris och försäljning, om den är månadens vara, om den är första eller andra reserv, om artikeln tidigare haft patent (dvs. om artikeln är det gamla originalet), om det är en så kallad *branded generic* och, för original vars patent gick ut under observationsperioden, när detta i så fall skedde.

I huvudsak kommer vi i vår analys att utesluta försäljning i ApoDos dvs. portionsförpackningar av läkemedel, främst avsedd för äldre som konsumerar många olika läkemedel. När det gäller följsamheten har dosapoteken inte på samma sätt påverkats av omregleringen. Under den studerade perioden drevs fortfarande alla dosapotek av Apoteket AB. Däremot gäller att läkemedelspriserna är desamma oavsett om de säljs som vanligt eller i form av ApoDos, varför analysen av prisutvecklingen är lika relevant även för denna grupp. Vi har tillgång till data som även inkluderar ApoDos-försäljningen och kommer i någon mån att beröra detta nedan, i vår analys av totalkostnadsutvecklingen.

För att bedöma graden av följsamhet – månadens varas andel av försäljningen – måste vi definiera utbytesgrupper. Med andra ord måste varje artikel sorteras in i en utbytesgrupp.

Före apoteksmarknadsreformerna var utbytesgrupperna definierade med utgångspunkt från originalen och omfattade alla förpackningsstorlekar som låg inom ett intervall på +/- 12 procent från originalets storlek. Det vill säga ett original för en viss substans, styrka och administrationsform i exempelvis ett 100-pack definierade en utbytesgrupp som sträckte sig från 88 till 112 tabletter (eller motsvarande). Detta sätt att definiera utbytesgrupper innebar en viss otydlighet. Undantagsvis kunde en del generika tillhöra två utbytesgrupper eller inte omfattas av någon.

För att undvika oklarheter definierade TLV successivt under 2010 utbytesgrupper i bestämda förpackningsstorleksintervall, exempelvis 14-16 tabletter eller kapslar (utbytesgrupp T14) eller 40-45 tabletter eller kapslar (T19). Vi använder huvudsakligen en dynamisk definition av utbytesgrupper, nämligen den vid varje tidpunkt gällande. Vi presenterar även deskriptiv statistik för en statisk definition för de utbytesgrupper som gällde december 2010.

När utbytesgrupperna är definierade vet vi vilka och hur många artiklar som ingår i gruppen och följsamhet kan beräknas. Det är dock möjligt att definiera följsamhet på ett antal olika sätt, exempelvis:

- Andelen av försäljningen i utbytesgruppen som avser månadens vara (Följsamhet A).
- Andelen av försäljningen i utbytesgruppen som avser månadens vara eller, under de första 15 dagarna, förra månadens vara, när förskrivningar där läkaren, patienten eller apoteket nekat utbyte först räknats bort (Följsamhet D1).
- Andelen av försäljningen i utbytesgruppen som avser månadens vara eller, under de första 15 dagarna, förra månadens vara, när förskrivningar där läkaren eller apoteket nekat utbyte först räknats bort (Följsamhet E).
- Andelen av försäljningen i utbytesgruppen som avser månadens vara eller, under de första 15 dagarna, förra månadens vara, när förskrivningar där läkaren eller patienten nekat utbyte först räknats bort (Följsamhet F).
- Andelen av försäljningen i utbytesgruppen som avser månadens vara eller, under de första 15 dagarna, förra månadens vara, när förskrivningar där patient eller apoteket nekat utbyte först räknats bort (Följsamhet G).

Följsamhet A är ett mått på hur stor andel av försäljningen som tillfaller månadens vara, medan Följsamhet D1 mäter följsamhet efter de möjliga undantag som finns från huvudregeln att månadens vara skall expedieras. I analysen nedan använder vi framför allt de två första följsamhetsmåttens då det är mellan dessa de största skillnaderna kan observeras.

Läkemedelsföretagen (främst originaltillverkarna) skulle kunna försöka komma runt reglerna om utbyte genom att anpassa sina förpackningsstorlekar i syfte att hamna i en egen utbytesgrupp och därigenom undvika konkurrens. För att studera om detta har förekommit genomförs analysen gällande följsamhetsmåttens dels för ett datamaterial där endast de förpackningsstorlekar som gällde vid en given period (december 2010) ingår, dels för ett datamaterial där alla de förpackningsstorlekar som faktiskt sålts varje månad ingår. Om den deskriptiva statistiken (samt regressionsanalysen i följande avsnitt) skulle visa stora skillnader mellan dessa två dataset finns anledning att misstänka att företagen anpassar förpackningsstorlekar för att undvika konkurrens i utbytessystemet.

För att kunna beräkna kostnadskonsekvenserna för samhället skattar vi omregleringens effekter på kostnaden per dygnsdos för de olika preparaten. Med ett preparat menar vi här en viss aktiv substans, beredningsform och styrka. Genom att titta på kostnaden per dygnsdos för preparat fångar vi då både priseffekter och sammansättningseffekter (exempelvis ökad marknadsandel för månadens vara). Vi fångar även effekter som uppkommer genom val av förpackningsstorlek, exempelvis genom att läkemedelsbolag lanserar en ny förpackningsstorlek som ligger utanför befintliga utbytesgrupper eller genom att apotek säljer flera mindre förpackningar i stället för en stor förpackning.

En procentuell kostnadsförändring för storsäljande preparat betyder givetvis mer för samhället än samma procentuella kostnadsförändring för ett preparat med liten försäljning. För att ta hänsyn till detta använder vi försäljning under 2008 som vikter när vi studerar hur reformen påverkat kostnaden per konsumerad dagsdos.

3.2 Deskriptiv statistik, följsamhet

I samband med apoteksmarknadsreformen ökade följsamheten påtagligt, vilket framgår av tabell 1 och 2, som visar de olika följsamhetsmått årsvis.

Tabell 1: Deskriptiv statistik, följsamhet, förpackningar dec 2010, 2006 - 2011.

År/Följsamhetsmått	A	D1	E	F	G
2006	0,48	0,51	0,50	0,49	0,50
2007	0,47	0,50	0,49	0,48	0,51
2008	0,46	0,48	0,48	0,47	0,52
2009	0,49	0,51	0,51	0,49	0,50
2010	0,69	0,81	0,79	0,77	0,79
2011	0,70	0,83	0,82	0,80	0,82
2012 (jan-jun)	0,70	0,84	0,82	0,81	0,83

Tabell 2: Deskriptiv statistik, följsamhet, 2006 - 2011.

År/Följsamhetsmått	A	D1	E	F	G
2006	0,48	0,50	0,50	0,49	0,50
2007	0,47	0,49	0,49	0,47	0,52
2008	0,45	0,47	0,47	0,45	0,54
2009	0,46	0,48	0,48	0,47	0,52
2010	0,69	0,80	0,79	0,77	0,79
2011	0,71	0,84	0,83	0,81	0,83
2012 (jan-jun)	0,70	0,84	0,82	0,81	0,83

Utifrån den deskriptiva statistiken ser det alltså ut som om följsamheten ökat väsentligt efter reformens genomförande. Vi kommenterar detta närmare i nästa avsnitt efter att ha kontrollerat för ytterligare ett antal faktorer i vår regressionsanalys.

I den statistiska analysen (se nästa avsnitt) kommer vi att använda ett antal olika tidsfönster. Tanken är att det tar tid innan reformen hunnit få fullt genomslag på marknaden. Vi jämför därför tiden före reformerna, dvs. januari 2006 till juni 2009, med några alternativa tidsperioder efter reformen. Data som genererats under den tid reformprocessen pågick kommer alltså att inte användas i analysen, eftersom ett stort antal olika delreformer genomförs i princip samtidigt vilket gör en utvärdering av de olika delarna omöjlig.

Eftersom situationen före reformerna jämförs med den efter alla reformer är genomförda kan vi inte alltid uttala oss om vilka enskilda delar i reformpaketet som haft effekt.

Vi använder följande alternativa ”fönster”:

Dreform1: 0 fram till och med juni 2009, 1 från och med maj 2010.

Dreform2: 0 fram till och med juni 2009, 1 från och med oktober 2010.

Dreform3: 0 fram till och med juni 2009, 1 från och med januari 2011.

Dreform4: 0 fram till och med juni 2009, 1 från och med april 2011.

När vi använder definitionen Dreform1 jämför vi alltså situationen under perioden januari 2006 till juni 2009 med situationen under perioden maj 2010 till juni 2011 osv.

Tabell 3. Deskriptiv statistik, följsamhet, förpackningar dec 2010, före och efter reform.

År/Följsamhetsmått	A	D1	E	F	G
Före reform	0,47	0,50	0,49	0,48	0,51
Dreform 1	0,69	0,83	0,81	0,79	0,81
Dreform 2	0,68	0,82	0,81	0,79	0,81
Dreform 3	0,68	0,82	0,81	0,79	0,81
Dreform 4	0,67	0,81	0,80	0,78	0,80

Den deskriptiva statistiken visar tydligt att följsamheten ökat på grund av reformerna när vi studerar de förpackningsstorlekar som fanns på marknaden i december 2010. Statistiken visar också att fyra av de fem måtten är väldigt lika varandra, medan följsamhetsmått A som visar marknadsandelen för månadens vara ligger något lägre.

I princip skulle tillverkare kunna försöka komma runt reglerna om utbyte genom att anpassa sina förpackningsstorlekar i syfte att hamna i en egen utbytesgrupp och därigenom undvika konkurrens. För att studera om detta har förekommit genomförs analysen dels för ett datamaterial där endast de förpackningsstorlekar som gällde vid en given period (december 2010) ingår, dels för ett datamaterial där alla de förpackningsstorlekar som faktiskt sålts varje månad ingår. Tabell 4 visar följsamhet utifrån de förpackningsstorlekar som säljs månad för månad.

Tabell 4: Deskriptiv statistik, följsamhet, före och efter reform.

År/Följsamhetsmått	A	D1	E	F	G
Före reform	0,46	0,49	0,48	0,47	0,52
Dreform 1	0,70	0,84	0,83	0,81	0,83
Dreform 2	0,71	0,84	0,83	0,81	0,83
Dreform 3	0,71	0,84	0,83	0,81	0,83
Dreform 4	0,70	0,84	0,82	0,81	0,83

Vi ser samma mönster här som i tabell 3. Statistiken visar återigen att fyra av de fem måtten är väldigt lika varandra, medan följsamhetsmått A som visar marknadsandelen för månadens vara ligger något lägre. Notera också de stora likheterna mellan de statiska och dynamiska måtten på följsamhet. Läkemedelstillverkarna verkar alltså inte i någon hög utsträckning ha introducerat nya förpackningsstorlekar för att undgå konkurrens. Fortsättningsvis kommer analysen därför att utföras på de dynamiska följsamhetsmåtten.

3.3 Deskriptiv statistik, kostnad per dygnsdos

Tabell 5 visar deskriptiv statistik för kostnad per dygnsdos för olika perioder mätt i AUP respektive AIP. Kostnaden per dygnsdos är beräknad genom att för varje månad, preparat och försäljningssätt (ApoDos respektive ej ApoDos) summera totalkostnaden i AUP och antalet definierade dygnsdoser respektive AIP och antalet definierade dygnsdoser, och sedan dividera summan av totalkostnaden i AUP respektive AIP med summan av antalet dygnsdoser. 2008 års försäljning används som vikter, vilket betyder att de preparat som inte såldes detta år inte inkluderas i beräkningen av medelvärdena. Medelvärdena påverkas

ändå av att inte alla preparat säljs alla månader vilket gör den deskriptiva statistiken mer svårtolkad.

De preparat som inkluderats är de där det finns eller har funnits generiska alternativ. Det betyder att vi inkluderar alla de utbytesgrupper för vilka vi studerar följsamhets- och prisutveckling, men att vi här även inkluderar förpackningar som inte ingår i någon av de förpackningsstorleksgrupper där en månads vara utsetts denna aktuella månad, men där det finns eller har funnits generiska substitut med samma aktiva substans, beredningsform och styrka.

I kolumnerna 1 och 3 inkluderar vi, liksom i tidigare analyser, inte försäljning i ApoDos. I kolumnen 2 och 4, däremot, inkluderas även kvantiteter som sålts i form av ApoDos. På den nedersta raden redovisar vi den totala försäljningssumman för respektive delmarknad under 2011 i miljoner kronor.

Medelvärdena indikerar att kostnaden per dygnsdos är högre efter reformen, såväl i termer av AUP som i AIP. Högst är kostnaden för maj 2010 till och med april 2011 och lägst är kostnader efter reformen för perioden januari 2011 till och med juni 2012, dvs. den senaste av period som vi redovisar data för. Jämför vi totalsummorna ser vi att ApoDos-försäljningens andel är nio procent mätt i AUP och tolv procent mätt i AIP.

Tabell 5: Deskriptiv statistik, kostnad per dygnsdos (Kr/DDD) samt Totalsumma (Miljoner kr), före och efter reform.

Reform	AUP		AIP	
	Exkl. ApoDos	Inkl. ApoDos	Exkl. ApoDos	Inkl. ApoDos
Före reform	7,47	7,26	5,77	5,65
Efter reformen				
Maj 2010 t.o.m. april 2011	8,64	8,35	6,59	6,38
Maj 2010 t.o.m. okt 2011	8,29	8,13	6,27	6,16
Maj 2010 t.om. juni 2012	7,95	7,92	6,06	6,05
Jan 2011 t.o.m. juni 2012	7,59	7,69	5,78	5,86
Totalsumma	3 767,69	4 120,54	2 029,52	2 302,72

Not: För delmarknader där ApoDos exkluderas så har ApoDos försäljningen inte heller inkluderats i vikterna. Tabellen, liksom analysen nedan, gäller endast läkemedel som sålts inom läkemedelsförmånen.

3.4 Deskriptiv statistik, antal dygnsdoser och totalkostnad

Det är möjligt att en del av de kostnadsbesparingar som fås av sänkta kostnader per dygnsdos försvinner genom en ökad försäljning på grund av omregleringen. Dels så leder normalt sett lägre priser till ökad försäljning och detta har även dokumenterats för läkemedel (Granlund, 2010). Dels kan ökad tillgänglighet förväntas leda till ökad försäljning.

Trots detta så förväntar vi oss inte så stor försäljningsökning för den marknaden som studeras här, dvs. den för utbytbara läkemedel. För det första så är priserna för utbytbara läkemedel betydligt lägre än för patentskyddade läkemedel, och vi förväntar oss därför att priskänsligheten i efterfrågan är lägre för dessa. Exempelvis så är det troligt att läkemedelskommittéer och budgetansvariga inte ens före de sänkta takpriserna ägnade så stor möda på att informera läkarna om kostnaderna för utbytbara läkemedel i syfte att få dem att minska förskrivningen. För det andra så är det möjligt att konsumtionen av receptbelagda läkemedel inte påverkas så mycket av tillgängligheten eftersom

receptbelagda läkemedel kan uppfattas som nödvändighetsvaror och eftersom köpen av dessa måste föregås av kontakt med förskrivare och därmed inte blir så spontana.

Analysen av mängden sålda dygnsdoser och totalkostnad begränsas till att inkludera observationer från tolv respektive 18 månader före och efter fönstret juli 2009 till och med april 2010. Den främsta anledningen är att trenderna i de sålda kvantiteterna förändras som en följd av nya medicinska rön och andra faktorer som vi inte kan kontrollera för. Ju längre tidsperiod vi studerar, desto mer kommer sådana faktorer att påverka våra resultat.¹³ Vidare tyder våra tidigare resultat på att omregleringens effekter slog igenom snabbt nog för att fångas i skattningar baserade på relativt korta jämförelseperioder. Det förekommer även en fördröjd rapportering på upp till fem månader i vissa fall, vilket skulle kunna påverka skattningarna för antal dygnsdoser och totalkostnaderna om vi inkluderade data från 2012. Slutligen kan förändringen av läkemedelsförmånen, som trädde i kraft januari 2012, även den ha påverkat försäljningen 2012, samt, på grund av hamstring, ha ökat försäljningen de sista månaderna 2011.

En möjlighet är att något företag försökt undkomma den ökade konkurrensen orsakad av den högre följsamheten efter omregleringen genom att lansera en ny styrka av ett läkemedel. Detta skulle då kunna leda till att försäljningen per preparat sjunker trots att den totala försäljningen är konstant. För att undvika att detta påverkar resultaten genomförs analysen nedan på substansnivå istället för på preparatnivå (preparat=substansberedningsform-styrka-kombination). Tabell 6 visar medelvärden för antalet dygnsdoser samt totalkostnaden per substans och månad mätt i AUP respektive AIP. Medelvärdena visar tydligt att både kvantiteter och totalkostnader är lägre efter omregleringen.

Tabell 6: Medelvärden, antal dygnsdoser och totalkostnad, före och efter reform.

Reform	Dygnsdoser	Totalkostnad AUP	Totalkostnad AIP
Före reform			
Jan 2008 t.o.m. juni 2009	3 994 247	8 654 807	5 868 374
Juli 2008 t.o.m. juni 2009	3 953 071	8 604 304	5 882 624
Efter reformen			
Maj 2010 t.o.m. april 2011	3 641 637	6 026 815	3 258 740
Maj 2010 t.o.m. okt 2011	3 568 646	6 211 142	3 509 470

¹³ Nya medicinska rön kan leda till att försäljningstrenderna är icke linjära och olika för olika preparat. Utan detaljerad information om när de olika medicinska rönen kommit kan vi inte skatta olika icke linjära trender på ett bra sätt, utan måste begränsa oss till linjära trender. Det genomsnittliga approximationsfelet i en linjär approximation av en icke linjär trend är mindre ju mindre del av trenden som approximeras, vilket är argumentet för att varför det är bättre med en kortare tidsperiod.

4 Empirisk analys

4.1 Regressionsanalys, följsamhet

Vi har ovan konstaterat att följsamheten gentemot kravet på utbyte, mätt som marknadsandelen för månadens vara, historiskt legat runt 50 procent i Sverige.

För att med större säkerhet kunna uttala oss om i vilken utsträckning den ökade följsamheten beror på reformen räcker det inte med att bara titta på deskriptiv statistik. Vi bör också kontrollera för eventuella tidstrender och för att antalet produkter på marknaden kan ha ökat eller minskat efter reformen. Om det exempelvis bara finns en produkt till försäljning inom ett utbytesområde kommer ju följsamheten med nödvändighet att bli 100 procent.

Den statistiska analysen av följsamhet genomförs för följsamhetsmåten A (marknadsandel månadens vara 1) samt D1 (laglig följsamhet, dvs. när effekten av att läkare, patient eller apotek i enlighet med reglerna nekat byte räknats med), samt för de fyra olika fönsterstorlekar som diskuteras ovan. Regressionsanalysen genomförs för de dynamiskt mätta följsamhetsmåten.¹⁴

Följande regressionsmodell har estimerats:

$$\text{Följsamhet}_{jst} = \alpha_0 + \beta_1 \text{Trend}_t + \beta_2 \text{Antal produkter}_{jst} + \beta_3 \text{Dreform}_t + \eta_{jst} \quad (1)$$

Där Följsamhet_{jst} mäter marknadsandelen för månadens vara 1 (eller något av de alternativa följsamhetsmåten) för utbytesgrupp j , förpackningsstorlek s , i månad t . $\text{Antal produkter}_{jst}$ mäter antalet produkter i utbytesgrupp j , förpackningsstorlek s , i månad t . Dreform_t är en indikatorvariabel som antar värdet 1 efter reformernas genomförande, 0 före. Trend_t är en tidstrend. För att fånga heterogenitet såväl inom utbytesgrupper som förpackningsstorlekar inom en given utbytesgrupp inkluderas *random effects* på båda dessa nivåer, dvs residualen i ekvation (1) kan skrivas

$$\eta_{jst} = v_j + \mu_{js} + \varepsilon_{jst} \quad (2)$$

Resultaten från skattningen av ekvation (1) för följsamhetsmått A presenteras i tabell 7 nedan och resultaten för följsamhetsmått D1 i tabell 8.

Tabell 7: Regressionsanalys, följsamhet A, före och efter reform.

Variabel/Reformmått	Dreform1	Dreform2	Dreform3	Dreform4
Dreform_t	0,25*** (0,0070)	0,27*** (0,0078)	0,28*** (0,0083)	0,29*** (0,0088)
$\text{Antal produkter}_{jst}$	-0,034*** (0,00038)	-0,034*** (0,00039)	-0,034*** (0,00040)	-0,034*** (0,00041)
Trend_t	-0,00077*** (0,00014)	-0,0010*** (0,00015)	-0,0011*** (0,00016)	-0,0012*** (0,00016)
Konstant	0,63*** (0,0051)	0,64*** (0,0046)	0,64*** (0,0047)	0,64*** (0,0047)

Not: ***Statistiskt signifikant på 1% signifikansnivå. **Statistiskt signifikant på 5% signifikansnivå. *Statistiskt signifikant på 10% signifikansnivå.

¹⁴ Se avsnitt 3.2.

Resultaten för följsamhetsmått A visar entydigt att följsamheten ökat till följd av reformerna, samt att fönsterstorleken inte verkar spela någon större roll. Detta indikerar att anpassningen till reformerna vad gäller följsamhet varit snabb och att det mesta av anpassningen till de nya reglerna skett före maj 2010. Punkttestimaten för följsamhet A visar att reformerna lett till en ökad följsamhet motsvarande 25-29 procentenheter.

Tabell 8: Regressionsanalys, följsamhet D1, före och efter reform.

Variabel/Reformmått	Dreform1	Dreform2	Dreform3	Dreform4
Dreform _t	0,37*** (0,0070)	0,39*** (0,0078)	0,40*** (0,0084)	0,40*** (0,0089)
Antal produkter _{jst}	-0,028*** (0,00038)	-0,029*** (0,00040)	-0,029*** (0,00041)	-0,029*** (0,00042)
Trend _t	-0,00075*** (0,00014)	-0,0010*** (0,00015)	-0,0011*** (0,00016)	-0,0011*** (0,00016)
Konstant	0,63*** (0,0053)	0,64*** (0,0053)	0,64*** (0,0055)	0,65*** (0,0058)

Även resultaten för följsamhetsmått D1 visar en ökad följsamhet till följd av reformerna, samt att fönsterstorleken inte spelar någon stor roll för resultaten. Punkttestimaten visar att reformerna lett till en ökad följsamhet i mått D1 motsvarande 37-40 procentenheter.

Efter apoteksmarknadsreformen följer alltså apoteken i väsentligt högre grad de nu gällande reglerna för generisk substitution än vad de gjorde före reformen. Detta är givetvis inte särskilt förvånande eftersom reglerna skärptes i samband med reformerna. Merparten av ändringen har åstadkommit genom att försäljningen av månadens vara ökat. Det går dock inte direkt att dra slutsatsen att mellanskillnaden mellan cirka 35 och cirka 24 procentenheter – skillnaden mellan tabell 7 och 8 – beror på att patienter och läkare i ökande utsträckning motsätter sig substitution. Värdena i de två tabellerna har beräknats utifrån olika baser vilket gör det svårt att utifrån den analys som genomförts i den här studien uttala sig om förändringar i beteende hos läkare och patienter.

4.2 Regressionsanalys, priser

Vår teoretiska modell indikerar att om det finns två budgivare på marknaden och om marknadsandelen för månadens vara ökar, så bör detta leda till lägre pris för månadens vara. För att testa de teoretiska prediktionerna har analysen genomförts dels för månadens vara, dels för övriga varor, för det första när antalet budgivare är två och, för det andra, för ett godtyckligt antal budgivare.¹⁵

Regressionsanalysen har genomförts för de dynamiskt mätta följsamhetsmått A och D1 för vår huvudmodell där ”fönstret” täcker exakt de månader då reformarbetet pågick, Dreform1. Följande log-linjära regressionsmodell har estimerats:

¹⁵ Anledningen till att vi skiljer mellan marknader med två aktörer och marknader med tre eller fler är att vår teoretiska modell utgår från två aktörer. Analysen för ett godtyckligt antal budgivare testas därför inte hypoteser genererade från modellen utan kan ses som en rent empirisk undersökning av reformarbetets effekter på priser.

$$\begin{aligned} \text{Ln Pris}_{it} = & \alpha_0 + \alpha_p + \alpha_{\text{typ}} + \beta_1 \text{Trend}_t + \beta_2 \text{Dreform1}_t + \beta_3 \text{Följsamhet}_{it} + \\ & + \beta_4 \text{Dreform}_t * \text{Följsamhet}_{it} + \beta_5 \text{FMV1}_{it} + \beta_6 \text{Pat ut}_{it} + \beta_7 \text{Period}_t + \beta_8 \text{Tak 2009}_{it} \\ & + \eta_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

Där Ln Pris_{it} mäter priset uttryckt i naturliga logaritmer på produkt i (identifierat som nordiskt varunummer) under tidsperiod t . Tidsperioden är definierad som den första eller andra halvan av månaden i stigande ordning månadsvis. Observation 1 svarar alltså mot de första 15 dagarna i januari 2006, observation 2 mot de sista 15 dagarna i januari 2006, observation 3 mot de första 15 dagarna i februari 2006, osv.

Produktspecifika fixa effekter, α_p , är inkluderade för att fånga icke observerbar heterogenitet på produktnivå och α_{typ} är en fix effekt för produkttyp (original, generika, branded generika, samt övriga).

Liksom tidigare är Dreform_t en indikatorvariabel för reformens genomförande och Trend_t är en tidstrend. Följsamhet_{it} mäter följsamheten för månadens vara 1 för produkt i i månad t . Vi presenterar resultat för de två huvudsakliga måtten A samt D1 som definierats ovan. Då vi från analysen av hur följsamheten utvecklats vet att reformerna haft en klar effekt på alla våra följsamhetsmått så inkluderas även en interaktionsterm mellan reformen och marknadsandelen för månadens vara, $\text{Dreform}_t * \text{Följsamhet}_{it}$. FMV1_{it} är en indikatorvariabel som antar värdet 1 om produkten förra månaden var månadens vara. Denna variabel finns med för att kontrollera för prissättningsbeteendet hos de produkter som varit förra månadens vara.

Pat ut_{it} är en indikatorvariabel som är lika med 1 för de läkemedel vars patent gått ut under tidsperioden (t), Period_t är en indikatorvariabel lika med 1 om observationen är från månadens sista 15 dagar. Tak 2009_{it} är en indikatorvariabel som antar värdet 1 i perioden efter juni 2009 för de läkemedel som påverkades av den sänkning i takbelopp som då skedde, 0 annars.

Då följsamhetsmåtten, Följsamhet_{it} , är klart endogena i meningen att de korrelerar med feltermen η_{it} i regressionsmodellen ovan har dessa variabler instrumenterats. Instrumentalvariabelmodellen har således haft Följsamhet_{it} som beroende variabel och inkluderat laggade värden (5 tidslaggar) samt alla exogena variabler från ekvation 3 ovan.

Slutligen innebär inkluderandet av en interaktionsterm mellan reformen och marknadsandelen för månadens vara att vi måste ta hänsyn till detta när vi beräknar hur reformen och marknadsandelen för månadens vara påverkar priser. Detta görs genom att vi beräknar derivatan av priset med avseende på de variabler som ingår i interaktionstermen och utvärderar denna derivata i något centralmått, i vårt fall medelvärde på de ingående variablerna.

Resultaten från estimationerna av ekvation (3) för AUP och AIP, två budgivare, följsamhetsmått A och D1 presenteras i tabell 10 nedan. Vi noterar inledningsvis att våra skattningar är förhållandevis okänsliga för val av följsamhetsmått.

Resultaten i tabell 9 visar att den *direkta* effekten av reformen är att öka priset AUP, för månadens vara, med i genomsnitt 8-9 procent och för övriga med 10-11 procent. Detta gäller alltså när vi konstanthåller övriga variabler i regressionsmodellen, även exempelvis följsamheten. (Som vi i praktiken vet ökar på grund av reformen.)

Resultaten tyder också på att det resultat som förutsagts av vår teoretiska modell, dvs. att en ökad marknadsandel för månadens vara leder till lägre prisbud för månadens vara,

gäller under tiden före reformerna, allt annat lika. Efter reformerna är detta inte längre fallet. (Detta framgår genom en jämförelse av de två partialderivatorna längst ned i tabellen.)

Estimationerna av priset AIP när vi har två budgivare visar att reformerna har lett till sänkta priser (direkt effekt) motsvarande mindre än 1% för månadens vara, men dessa förändringar är inte statistiskt säkerställda.

För att bedöma den totala effekten av reformen måste man bestämma sig för vilken jämförelse man vill göra. En enkel och naturlig jämförelse är mellan situationen före reformen, inklusive den genomsnittliga följsamheten under denna period, och situationen efter reformen, inklusive den högre följsamhet som då noterades. Vi ändrar alltså dummyvariabeln *Dreform* från 0 till 1 och ändrar värdet på *Följsamhet* med 25 eller 37 enheter, beroende på om vi använder *Följsamhet A* eller *Följsamhet D1*. Detta har vi kallat *Reformeffekt 1* i tabellen.

Vi finner att AUP stiger med cirka elva procent för månadens vara och med 10 procent för övriga generika. Ser vi istället på AIP finner vi att priserna för månadens vara inte ändrats. Skillnaden mellan AUP och AIP förklaras rimligen av den förhöjda apoteksmarginalen.

Vi tar även hänsyn till att det sänkta takpriset haft effekt för vissa generika. För de generika där så var fallet har priserna fallit med mellan två och tre procent för de olika prismåtten, enligt koefficienten för *Tak 2009*. Den totala reformeffekten, inklusive effekten av sänkt takpris, redovisas som *Reformeffekt 2* i tabellen, som alltså gäller för utbytesgrupper där sänkningen av takpris var verkningsfull – cirka en tiondel av alla utbytesgrupper.

Vi betonar att dessa resultat gäller för ett genomsnittligt generika inom respektive kategori. För att beräkna effekten på samhället totalkostnad skulle en sammanvägning behöva göras med hänsyn till de olika utbytesgruppernas värdemässiga storlek och med hänsyn till hur försäljningen fördelar sig mellan månadens vara och övriga alternativ, se avsnitt 4.3 nedan.

Resultaten från några av de övriga variablerna förtjänar också att diskuteras. $FMV1_{it}$ är en indikatorvariabel som antar värdet 1 om produkten var månadens vara förra månaden, och resultaten visar att om man varit förra månadens vara så lägger man ett prisbud innevarande månad som i genomsnitt är ca 2,5 procent högre AUP och 2 procent högre AIP, allt annat lika. $Period_t$ är en indikatorvariabel för de sista 15 dagarna av varje månad, och resultaten visar att när vi kontrollerat för om varan i fråga varit månadens vara föregående månad har denna variabel ingen signifikant effekt på priser.

$Pat ut_{it}$ är en indikatorvariabel för de läkemedel vars patent gått ut under den studerade tidsperioden, men som synes fanns det inga patentutgångar under den studerade tidsperioden i de produktkategorier där vi endast har två budgivare. $Tak 2009_{it}$ är en indikatorvariabel som antar värdet 1 under perioden efter juni 2009 för de läkemedel som påverkades av den sänkning i takbelopp som då skedde, 0 annars. Resultaten för 2009_{it} visar att priserna för dessa läkemedel tydligt föll, och att vi skulle haft ett utelämnat variabelproblem om vi inte tagit med detta i analysen.

Tabell 9 Regressionsanalys priser, AUP och AIP, två budgivare, marknadsandel instrumenterad

Variabel/Följsamhetsmått	AUP MV1		AUP Övriga		AIP MV1		AIP Övriga	
	A	D1	A	D1	A	D1	A	D1
Dreform _t	0,072*** (0,0090)	0,058*** (0,013)	0,10*** (0,0051)	0,12*** (0,0054)	-0,014 (0,012)	-0,026 (0,017)	0,0054 (0,0091)	0,024*** (0,0095)
Följsamhet _{it}	-0,00063*** (0,000071)	-0,00078*** (0,000074)	0,00010 (0,000063)	0,000054 (0,000051)	-0,00062*** (0,000098)	-0,00073*** (0,00010)	0,00018 (0,00010)	0,000090 (0,000089)
Dreform _t * Följsamhet _{it}	0,00078*** (0,000099)	0,00091*** (0,00013)	-0,00035*** (0,000076)	-0,00027*** (0,000069)	0,00055*** (0,00013)	0,00066*** (0,00018)	-0,00034** (0,00013)	-0,00060*** (0,00012)
FMV1 _{it}	0,022*** (0,0025)	0,023*** (0,0025)	-0,014*** (0,0028)	-0,014*** (0,0028)	0,020*** (0,0034)	0,021*** (0,0034)	-0,023*** (0,0048)	-0,021*** (0,0048)
Tak 2009 _{it}	-0,024*** (0,0074)	-0,023*** (0,0074)	-0,0073 (0,0050)	0,0017 (0,0050)	-0,0016 (0,010)	-0,00048 (0,010)	-0,032*** (0,0088)	-0,028*** (0,0088)
Pat ut _{it}	-	-	-	-	-	-	-	-
Period _t	0,00035 (0,0010)	0,00035 (0,0010)	-0,00021 (0,00096)	-0,00022 (0,00096)	0,00047 (0,0014)	0,00046 (0,0014)	-0,00024 (0,0016)	-0,00024 (0,0016)
Trend _t	-0,00097*** (0,000057)	-0,00099*** (0,000057)	-0,00058*** (0,000049)	-0,00057*** (0,000049)	-0,0012*** (0,000078)	-0,0013*** (0,000078)	-0,00079*** (0,000087)	-0,00079*** (0,000087)
Konstant	4,77*** (0,010)	4,78*** (0,011)	4,72*** (0,0034)	4,72*** (0,0034)	4,12*** (0,014)	4,14*** (0,015)	4,09*** (0,0059)	4,10*** (0,0059)
∂Ln Pris _{it} /∂Dreform _t	0,089*** (0,0070)	0,084*** (0,0090)	0,10*** (0,042)	0,11*** (0,043)	-0,0019 (0,0096)	-0,0070 (0,012)	-0,0021 (0,0074)	0,0072 (0,0096)
∂Ln Pris _{it} /∂Följsamhet _{it} (Dreform _t = 0)	-0,00063*** (0,000071)	-0,00078*** (0,000074)	0,00010 (0,000063)	0,000054 (0,000051)	-0,00062*** (0,000098)	-0,00073*** (0,00010)	0,00018 (0,00010)	0,000090 (0,000089)
∂Ln Pris _{it} /∂Följsamhet _{it} (Dreform _t = 1)	0,00014* (0,000077)	0,00013*** (0,00011)	0,000068 (0,000053)	-0,00021*** (0,000053)	-0,000073 (0,00011)	-0,000073 (0,00015)	-0,00032*** (0,000092)	-0,00051*** (0,000094)
Reformeffekt 1	0,11*** (0,0042)	0,11*** (0,0043)	0,10*** (0,0037)	0,099*** (0,0037)	0,0086 (0,0057)	0,0021 (0,0059)	-0,018 (0,0065)	-0,022*** (0,0066)
Reformeffekt 2	0,087*** (0,0080)	0,082** (0,0081)	0,10*** (0,053)	0,10*** (0,0053)	-0,0069 (0,011)	-0,0016 (0,011)	-0,049*** (0,0094)	-0,050*** (0,0094)

Not: ***Statistiskt signifikant på 1% signifikansnivå. **Statistiskt signifikant på 5% signifikansnivå. *Statistiskt signifikant på 10% signifikansnivå.

Resultaten från estimationen av ekvation (3) med ett godtyckligt antal budgivare återfinns i tabell 11. När vi har ett godtyckligt antal budgivare höjs priset AUP för månadens vara med i genomsnitt ca tio procent som en direkt effekt av reformerna, beroende på vilket följsamhetsmått som nyttjats, medan priser AUP för övriga produkter faller med 8-9 procent. Detta gäller alltså när vi kontrollerar för övriga variabler i regressionsmodellen.

Resultaten visar också att en ökad marknadsandel för månadens vara inte leder till lägre prisbud, allt annat lika. Det är snarare så att en ökad marknadsandel för månadens vara leder till höjt pris, allt annat lika. Notera även att resultaten stärks när reformerna genomförs. För övriga produkter AUP sänks dock prisbuden då marknadsandelen för månadens vara ökar. Detta är dock inget som förutsågs av vår teoretiska modell.

Estimationerna av priset AIP visar inga signifikanta effekter för månadens vara, men sänkta priser för övriga produkter motsvarande ca 30 procent. Det senare resultatet verkar misstänkt högt och kan möjligen bero på att vår statistiska modell inte helt klarar att särskilja effekten av sänkningen av takbeloppet för produkter i den här kategorin från övriga reformers genomförande. Även för övriga produkter AIP finner vi att prisbuden sänks då marknadsandelen för månadens vara ökar före reformernas genomförande, men att den effekten avtagit eller helt försvunnit efter reformernas genomförande.

Resultaten är förhållandevis okänsliga för val av följsamhetsmått och det finns tydliga skillnader i prissättningsbeteende mellan de som är månadens vara och övriga, såväl för AUP som för AIP. Vi utvärderar liksom tidigare den totala priseffekten av reformen och redovisar detta i tabellen som Reformeffekt 1 och 2. För produkter med ett godtyckligt antal budgivare ökar AUP för månadens vara med ca 17 procent, medan AUP minskar för övriga generika, med cirka sex procent. I det här fallet ökar också AIP för månadens vara med elva procent, men sjunker kraftigt för övriga generika – med cirka 25 procent.

Resultaten visar även att om produkten var månadens vara förra månaden lägger man ett prisbud innevarande månad som är i genomsnitt drygt två procent högre AUP och AIP, allt annat lika, när vi har ett godtyckligt antal budgivare. När vi har ett godtyckligt antal budgivare har vi också ett antal patentutgångar under den studerade tidsperioden. Resultaten för Pat_{it} visar att i de fall vi studerar produkter som är månadens vara och vars patent fallit under den studerade tidsperioden har prissänkningarna varit betydande. Även när vi har ett godtyckligt antal budgivare visar resultaten för $Tak_{2009_{it}}$ att priserna för de läkemedel som påverkades av sänkningen av takbeloppet tydligt föll (med mellan 13 och 28 procent beroende på modell), och att vi skulle haft ett utelämnat variabelproblem om vi inte tagit med detta i analysen.

Tabell 10 Regressionsanalys priser, AUP och AIP, N budgivare, marknadsandel instrumenterad

Variabel/Följsamhetsmått	AUP MV1		AUP Övriga		AIP MV1		AIP Övriga	
	A	D1	A	D1	A	D1	A	D1
Dreform _t	0,077*** (0,0077)	0,076*** (0,011)	-0,13*** (0,0061)	-0,11*** (0,0075)	-0,049*** (0,013)	-0,069** (0,019)	-0,37*** (0,0097)	-0,33*** (0,012)
Följsamhet _{it}	0,00026*** (0,000087)	0,000041** (0,000082)	-0,0012*** (0,000075)	-0,0013*** (0,000065)	0,00054*** (0,00015)	0,00033 (0,00014)	-0,0020*** (0,00012)	-0,0020*** (0,00010)
Dreform _t * Följsamhet _{it}	0,0012*** (0,000091)	0,0011 (0,00012)	0,0015*** (0,00010)	0,0012*** (0,000098)	0,0021*** (0,00016)	0,0019** (0,00021)	0,0025*** (0,00016)	0,0018*** (0,00015)
FMV1 _{it}	0,022*** (0,0026)	0,023*** (0,0026)	-0,014*** (0,0030)	-0,014*** (0,0030)	0,017*** (0,0045)	0,018*** (0,0046)	-0,037*** (0,0048)	-0,037*** (0,0048)
Tak 2009 _{it}	-0,13*** (0,0057)	-0,13*** (0,0057)	-0,067*** (0,0055)	-0,069*** (0,0047)	-0,27*** (0,0099)	-0,28*** (0,0099)	-0,10*** (0,0075)	-0,11*** (0,0074)
Pat ut _{it}	-0,87*** (0,13)	-0,88*** (0,13)	0,00022 (0,055)	-0,0020 (0,055)	-1,18*** (0,23)	-1,19*** (0,23)	-0,015 (0,086)	-0,016 (0,087)
Period _t	0,0011 (0,0013)	0,0011 (0,0013)	-0,000025 (0,0014)	-0,000029 (0,0014)	0,0017 (0,0023)	0,0017 (0,0023)	-0,00013 (0,0023)	-0,00014 (0,0023)
Trend _t	-0,0027*** (0,000077)	-0,0027*** (0,000077)	-0,0012*** (0,000076)	-0,0012*** (0,000077)	-0,0042*** (0,00013)	-0,0042*** (0,00013)	-0,00014*** (0,00012)	-0,0015*** (0,00012)
Konstant	4,98*** (0,018)	4,99*** (0,019)	5,12*** (0,015)	5,13*** (0,015)	4,42*** (0,033)	4,44*** (0,033)	4,59*** (0,024)	4,60*** (0,0024)
∂Ln Pris _{it} /∂Dreform _t	0,10*** (0,0061)	0,11*** (0,0079)	-0,099*** (0,0049)	-0,079*** (0,0057)	-0,0029 (0,011)	-0,012 (0,014)	-0,32*** (0,0077)	-0,28*** (0,0090)
∂Ln Pris _{it} /∂Följsamhet _{it} (Dreform _t = 0)	0,00026*** (0,000087)	0,000041** (0,000082)	0,0015*** (0,00010)	-0,0013*** (0,000065)	0,00054*** (0,00015)	0,00033 (0,00014)	-0,0020*** (0,00012)	-0,0020*** (0,00010)
∂Ln Pris _{it} /∂Följsamhet _{it} (Dreform _t = 1)	0,0015** (0,000084)	0,0011*** (0,00011)	0,00026* (0,000075)	-0,00014*** (0,000077)	0,0026*** (0,00015)	0,0023*** (0,00019)	0,00054 (0,00012)	-0,00020* (0,00012)
Reformeffekt 1	0,17*** (0,0045)	0,17*** (0,0046)	-0,059*** (0,0046)	-0,064*** (0,0045)	0,11*** (0,0078)	0,11 (0,0080)	-0,25*** (0,0073)	-0,26*** (0,0070)
Reformeffekt 2	0,042 (0,0062)	0,035** (0,0062)	-0,12*** (0,0057)	-0,13*** (0,0055)	-0,16 (0,011)	-0,17*** (0,011)	-0,35*** (0,0090)	-0,36*** (0,0088)

Not: ***Statistiskt signifikant på 1% signifikansnivå. **Statistiskt signifikant på 5% signifikansnivå. *Statistiskt signifikant på 10% signifikansnivå.

4.3 Regressionsanalys, kostnad per dygnsdos

Vi har hittills sett att regelförändringarna i samband med omregleringen ökat följsamheten, dvs. marknadsandelarna för månadens varor. Samtidigt har apotekens försäljningspriser (AUP) ökat både för månadens vara och för övriga på marknader med två budgivare. För ett godtyckligt antal budgivare är den totala reformeffekten (inklusive sänkt takpris, dvs. reformeffekt 2) sänkta priser mätt i AUP. Estimatet för den totala reformeffekten är att priserna sjunkit mätt i AIP, men även här är skillnaden betydande mellan marknader med exakt två budgivare samt med ett godtyckligt antal budgivare.

Att resultaten skiljer sig mellan marknader visar att det är betydelsefullt att vikta marknaderna efter deras försäljning för att kunna estimerat hur regelförändringarna påverkat kostnaderna totalt sett. I analysen nedan används försäljningsvärdet per preparat och försäljningssätt under 2008 som vikter. Försäljningssätt är antingen ApoDos, eller vanlig receptförsäljning.

Följande log-linjära regressionsmodell har estimerats:

$$\ln \text{kostnad}_{ddd(pat)} = \alpha_p + \beta_1 \text{Trend}_t + \beta_2 \text{Dreform}_t + \beta_3 \text{Tak } 2009\%_{pt} + \beta_5 \text{ApoDos}_{pat} + \beta_4 \text{L24.Patent ut}_{st} + \sum_k \gamma_k W_{k,pt} + \sum_l \delta_l Z_{l,st} + \varepsilon_{pt} \quad (4)$$

Den beroende variabeln är den naturliga logaritmen av kostnaden per dygnsdos för preparat p , försäljningssätt a , under månad t . Subindex s indikerar att variabeln är definierad på substansnivå, dvs. att den tar samma värde för alla läkemedel med samma verksamma substans.

α_p är preparatsspecifika fixa effekter; genom att inkludera dessa säkerställer vi att den skattade reformeffekten inte påverkas av tillkomsten av nya preparat eller att gamla preparat tas bort från marknaden. $\text{Tak } 2009\%_{pt}$ är från och med juli 2009 lika med prissänkning originalläkemedlet genomförde sommaren 2009 mätt i AIP; om prissänkningen exempelvis var tio procent så är $\text{Tak } 2009\%_{pt} = 0.10$. Variabeln är lika med noll för alla preparat till och med juni 2009, och därefter för preparat där originalläkemedlet inte påverkades av sänkningen av takbeloppet. Denna variabel fångar här dels den direkta effekten av sänkta priser på originalläkemedel, men även effekterna som kan uppkomma genom att priserna på generika kan sjunka när takpriset sänks.

$\text{L24.Patent ut}_{st}$ är en indikatorvariabel som är lika med ett om det är mer än två år sedan ett patent för den aktuella substansen gått ut. Denna variabel är inkluderat för att fånga upp effekter av patentutgång som inte sker omedelbart. Notera att inga utbytbara läkemedel fortfarande skyddas av patent, och vi behöver därför inte kontrollera för aktuell patentstatus.

W-variablerna beskriver konkurrensen mellan olika versioner av ett preparat och mellan olika preparat med samma aktiva substans. De inkluderar antalet utbytesgrupper per preparat samt antal preparat per substans, vilka båda är mått på hur segmenterade marknaderna är. W-variablerna inkluderar även mått på antal företag per utbytesgrupp, preparat, samt per substans. Slutligen så inkluderar Z variablerna *antalet terapeutiska konkurrenter* och *antalet terapeutiska alternativ med generiska versioner*.

W-variablerna kan ha påverkats av omregleringen. Exempelvis kan den ökade följsamheten ha medfört att läkemedelsföretag lanserar nya förpackningsstorlekar som ligger utanför de befintliga utbytesgrupperna, för att på så sätt undkomma den hårdare

konkurrensen. Att hålla konstant för antal utbytesgrupper som vi gör i ekvation (4), leder då till att vi inte får med hela effekten av omregleringen. Som diskuterats i den teoretiska delen av Bergman och Rudholm (2011) så kan även ökad följsamhet minska antalet företag vilket gör företagsvariablerna potentiellt endogena. Vi skattar därför även reformeffekterna med hjälp av en ekvation, som skiljer sig från ekvation 4 genom att den inte inkluderar W-variablerna.¹⁶ Vi slipper då endogenitetsproblemet, men kan å andra sidan inte kontrollera heller för exogena förändringar i de exkluderade variablerna. Vår bedömning är dock att skattningarna utan W-variablerna ger en bättre skattning av den totala reformeffekten än skattningarna med W-variablerna. Genom att jämföra dessa skattningar kan vi även få information hur de endogena variablerna som återfinns i ekvation 4 påverkar reformeffekten.

Ekvationerna har skattats dels utan och dels med ApoDos försäljningen. Båda ekvationerna har skattats för Dreform 1 där observationer från och med juli 2009 till och med april 2010 exkluderats. Ekvationen utan W-variabeln har även skattats för Dreform 3, där observationer från och med juli 2009 till och med december 2010 exkluderats, samt för Dreform 1_12 och Dreform 1_18 som inkluderar endast observationer från 12 respektive 18 månader före och efter fönstret juli 2009 t.o.m. april 2010.¹⁷ De senare två undersökningsperioderna är konstruerade för att undvika att fånga upp effekter som inte beror på omregleringen. Detta är speciellt viktigt för kvantitets- och totalkostnadsskattningarna, som diskuteras nedan, eftersom de köpta kvantiteterna beror på nya medicinska rön och andra faktorer som vi inte kan kontrollera för.

De valda regressionsmodellerna innebär att vi kontrollerar för förskrivarens val av behandling, dvs. vilken substans, beredningsform och styrka patienten skall få, samt om patienten skall köpa det i form av hela förpackningar eller få det i ApoDos. Vi kontrollerar inte för om generiskt utbyte motsätts av apotekspersonal, förskrivare eller konsumenter, eftersom apotekspersonalens val och deras eventuella påverkan på patienternas val kan ha förändrats som en konsekvens av omregleringen.

Resultaten för kostnad per dygnsdos mätt i apotekens försäljningspriser rapporteras i tabellerna 11 och 12, medan resultaten för kostnad per dygnsdos mätt i apotekens inköpspriser rapporteras i tabellerna 13 och 14. I tabell 11 och 13 redovisas resultaten från skattningar där försäljningen som skett i form av ApoDos exkluderats, medan denna försäljning inkluderats i de skattningar vars resultat redovisas i tabell 11 och 12. Kolumn 1 i respektive tabell innehåller skattningar baserade på ekvation 4, medan resterande kolumner innehåller skattningar där W-variablerna är exkluderade.

¹⁶ Det finns en liten risk att även variablerna som beskriver terapeutisk konkurrens kan vara endogena, eftersom omregleringen kan ha sänkt den förväntade intäkten från nya läkemedel i Sverige. Denna endogenitet är dock troligen liten eftersom läkemedelsföretagens beslut att investera i forskning och utveckling för att ta fram nya terapeutiska alternativ bara till en mycket liten del beror på den förväntade lönsamheten på den svenska marknaden. Även risken att företag på grund av omregleringen drar bort terapeutiska alternativ från den svenska marknaden, eller senarelägger lanseringen av produkter för den svenska marknaden, bör vara relativt liten eftersom läkemedelspriserna mätt i AIP är ungefär på ett genomsnitt av priserna i andra västeuropeiska länder (Arnberg m.fl., 2012).

¹⁷ D.v.s. för Dreform 1_12 inkluderas data för juli 2008 till och med juni 2009, samt för maj 2010 till och med april 2011.

Tabell 11: Regressionsanalys, Kostnad per dygnsdos AUP, exklusive ApoDos

	Dreform 1, W	Dreform 1	Dreform 3	Dreform 1_12	Dreform 1_18
Trend	-0,007*** (0,001)	-0,008*** (0,001)	-0,008*** (0,001)	-0,011*** (0,003)	-0,012*** (0,002)
Dreform	0,100* (0,047)	0,151** (0,051)	0,148* (0,061)	0,144* (0,069)	0,200*** (0,061)
Tak 2009%	-1,161*** (0,111)	-1,181*** (0,124)	-1,221*** (0,141)	-1,152*** (0,138)	-1,166*** (0,130)
L24.Patent ut	-0,184*** (0,036)	-0,152*** (0,035)	-0,170*** (0,043)	-0,163** (0,059)	-0,197** (0,068)
Reformeffekt	-0,187*** (0,045)	-0,141*** (0,050)	-0,159*** (0,060)	-0,134*** (0,067)	-0,087 (0,059)

Not: regression "Dreform 1, W" innehåller variabler som kontrollerar för konkurrensen mellan olika versioner av ett preparat och mellan olika preparat med samma aktiva substans. Alla regressioner innehåller kontroller för terapeutisk konkurrens samt preparat specifika fixa effekter. Preparatens försäljning under 2008 som inte skedde i form av ApoDos används som vikter. ***, **, * indikerar att koefficienten är statistiskt signifikant skild från noll på 1%, 5%, respektive 10% signifikansnivå.

Tabell 12: Regressionsanalys, Kostnad per dygnsdos, AUP, inklusive ApoDos

	Dreform1, W	Dreform 1	Dreform 3	Dreform 1_12	Dreform 1_18
Trend	-0,008*** (0,001)	-0,009*** (0,001)	-0,009*** (0,001)	-0,011*** (0,003)	-0,012*** (0,002)
Dreform	0,151** (0,051)	0,200*** (0,056)	0,215** (0,066)	0,172* (0,073)	0,222*** (0,065)
Tak 2009%	-1,215*** (0,121)	-1,229*** (0,136)	-1,277*** (0,154)	-1,176*** (0,154)	-1,199*** (0,145)
L24.Patent ut	-0,150*** (0,033)	-0,122*** (0,033)	-0,139*** (0,040)	-0,126* (0,053)	-0,147* (0,063)
Reformeffekt	-0,153*** (0,049)	-0,108** (0,053)	-0,109* (0,064)	-0,116* (0,070)	-0,076 (0,062)

Not: regression "Dreform 1, W" innehåller variabler som kontrollerar för konkurrensen mellan olika versioner av ett preparat och mellan olika preparat med samma aktiva substans. Alla regressioner innehåller kontroller för ApoDos, terapeutisk konkurrens samt preparat specifika fixa effekter. Preparatens försäljning under 2008 för respektive försäljningsätt, ApoDos eller inte, används som vikter. ***, **, * indikerar att koefficienten är statistiskt signifikant skild från noll på 1%, 5%, respektive 10% signifikansnivå.

Låt oss först studera skattningarna för kostnaden per dygnsdos mätt i AUP. Reformeffekt är den totala effekten av reform, som även inkluderar effekten av det sänkta takpriset. Det vägda genomsnittet för Tak 2009 procent efter omregleringen är ungefär 0.25 i de olika samplen, vilket medför att Reformeffekt är ungefär lika med $\beta_2 + 0,25 * \beta_3$. Vi ser att den totala reformeffekten är negativ, vilket betyder att omregleringens olika regelförändringar tillsammans sänkt kostnaden per dygnsdos. Enligt 3 av 5 skattningar är effekten mätt i AUP mellan 13 och 15 procent när ApoDos försäljning exkluderats, samt mellan tio och elva procent när denna försäljning inkluderats.¹⁸ Skillnaden tyder på att reformeffekten

¹⁸ När den beroende variabeln är i naturlig logaritmisk form så fås den exakta procentuella effekten av formeln $100 * [\exp(\beta) - 1]$. När koefficienten är relativt nära noll är dock en bra approximation att bara multiplicera med 100. Exempelvis så motsvarar en koefficient på -0,159 en effekt på -14,7%.

varit obetydlig för ApoDos försäljningen. Detta bekräftas även i separata skattningar för ApoDos (som inte redovisas här).

Störst reformeffekt (i absoluta tal, dvs. störst differens från noll) fås från skattningarna när vi inkluderat W-variablerna. Den större reformeffekten förklaras till stor del av att vi hållit konstant för antalet företag med försäljning i preparatens olika utbytesgrupper. Andra skattningar (som inte redovisas här) tyder på att antalet läkemedelsföretag per utbytesgrupp är negativt associerade med omregleringen och som diskuterats i den teoretiska delen av Bergman och Rudholm (2011) så kan detta vara ett kausalt samband. Resultaten som fås när W-variablerna inkluderas kan tolkas som en skattning av vad den totala reformeffekten hade varit om omregleringen inte påverkat antalet företag per utbytesgrupp och andra konkurrensvariabler.

Minst reformeffekt fås i skattningarna för Dreform 1_18. I dessa skattningar är den estimerade tidstrenden mer negativ än i de andra sättningar, vilket betyder att en större del av kostnadsänkningen som skett efter omregleringen enligt dessa skattningar beräknas ha skett oavsett omregleringen. De olika skattningarna av tidstrenden visar på utvärderingssvårigheten som uppstår när förändringar genomförs samtidigt i hela landet. Vilken som är den bästa skattningen av tidstrenden kan vi inte veta, men vi finner det rimligt att lägga mest tilltro till skattningarna för Dreform 1 utan W-variablerna.

Koefficienterna för Dreform indikerar att kostnaden per dygnsdos stigit i termer av AUP för de som inte påverkats av de sänkta takpriserna 2009. Det tyder på att ökad följsamhet inte ensamt kunna kompensera för den fördyring som generikatiean ledde till. Koefficienterna för Tak 2009% är något under -1,¹⁹ vilket tyder på att kostnaderna per dygnsdos mätt i AUP fallit något mer än priserna på originalläkemedlen sänktes juli 2009. Såvida inte följsamheten ökat mer ju mer negativ denna variabel är, eller denna variabel på annat sätt påverkat de olika produkternas marknadsandelar, så tyder detta på att genomsnittspriserna på generika sänkts procentuellt sett lite mer än vad originalet tvingades sänka priset med. De sänkta takpriserna har dock haft så stor effekt så att apotekens ökade marginaler mer än väl kompenserats av lägre inköspriser.

Slutligen så visar skattningen för L24.Patent ut att kostnaden är lägre för de preparat vars patent gick ut för mer än två år sedan jämfört med de vars patent nyligen gått ut. Detta kan bero dels på att det tar ett tag för generika företagen att starta försäljning efter patentutgång och dels på att patienter till en början kan vara mindre benägna att köpa generiska preparat.

Som en jämförelse har vi även skattat motsvarande tabell 11 men utan att använda vikter. Skattningarna av reformeffekten var då positiva, men i fyra av fem fall var estimaten 1-2% och inte statistiskt signifikant skilda från noll. Skillnaderna jämfört med resultaten i tabell 11, där vi viktar observationerna med dessa preparatets försäljningsvärde, förklaras av att Tak 2009% har haft en större effekt bland preparat med stora försäljningsvärden. Dels så är koefficient estimaten större för Tak 2009% när vikter används, vilket indikerar att generikaföretagen reagerar kraftigare på prissänkningar av originalläkemedlet om det är ett storsäljande preparat, kanske för att det i dessa fall är fler konkurrerande generikaföretag. Dels så är det vägda medelvärdet för Tak 2009% ungefär dubbelt så högt som det ovägda medelvärdet, vilket betyder att koefficienten för Tak 2009% för större betydelse för den totala reformeffekten när vikter används.

¹⁹ Koefficienten är bara signifikant under -1 på 5 % -nivån för ensidiga test i de två specifikationerna för Dreform1 när ApoDos försäljningen inkluderats.

Tabell 13: Regressionsanalys, Kostnad per dygnsdos, AIP, exklusive ApoDos

	Dreform1, W	Dreform 1	Dreform 3	Dreform 1_12	Dreform 1_18
Trend	-0,007*** (0,002)	-0,008*** (0,002)	-0,007*** (0,002)	-0,014*** (0,004)	-0,015*** (0,003)
Dreform	-0,100 (0,081)	-0,037 (0,088)	-0,041 (0,104)	0,021 (0,099)	0,102 (0,090)
Tak 2009%	-1,358*** (0,223)	-1,457*** (0,250)	-1,500*** (0,279)	-1,460*** (0,190)	-1,533*** (0,182)
L24.Patent ut	-0,237*** (0,056)	-0,204*** (0,056)	-0,184** (0,057)	-0,208** (0,063)	-0,298** (0,100)
Reformeffekt	-0,435*** (0,082)	-0,398*** (0,090)	-0,417*** (0,107)	-0,332*** (0,095)	-0,275*** (0,086)

Se not till tabell 11.

Tabell 14: Regressionsanalys, Kostnad per dygnsdos, AIP, inklusive ApoDos

	Dreform1, W	Dreform 1	Dreform 3	Dreform 1_12	Dreform 1_18
Trend	-0,008*** (0,002)	-0,009*** (0,002)	-0,008*** (0,002)	-0,014*** (0,004)	-0,016*** (0,003)
Dreform	-0,041 (0,093)	0,015 (0,100)	0,031 (0,118)	0,055 (0,107)	0,126 (0,099)
Tak 2009%	-1,373*** (0,266)	-1,449*** (0,295)	-1,498*** (0,327)	-1,446*** (0,221)	-1,528*** (0,214)
L24.Patent ut	-0,178*** (0,053)	-0,153** (0,053)	-0,136* (0,054)	-0,169** (0,060)	-0,225** (0,096)
Reformeffekt	-0,385*** (0,094)	-0,347*** (0,101)	-0,349*** (0,121)	-0,298*** (0,102)	-0,254*** (0,094)

Se not till tabell 12.

Tabellerna 12 och 14 visar att den skattade kostnadsänkningen är betydligt mer negativ för AIP än för AUP. Dessa skillnader är förväntade dels på grund av generikatian, som ökat skillnaden mellan AIP och AUP, och dels på grund av formeln för apotekens marginaler som betyder att en sänkning av AIP ger en mindre procentuell sänkning av AUP.²⁰ Resultaten i tabellerna 13 och 14 har därmed i stort sätt samma förklaring och tolkning som de i tabellerna 11 och 12, men låt oss ändå kommentera en del av resultaten för kostnaden per dygnsdos mätt i AIP.

Koefficienterna för Dreform bör fånga effekterna av den ökad följsamhet som omregleringen ledde till medan koefficienterna för Tak 2009% bör fånga effekterna av sänkt takpris. Att följsamheten ökade med drygt 25 procentenheter (för mått A) bör ha lett till sänkta kostnader med ungefär sju procent vid oförändrade priser, eftersom kostnaden

²⁰ För utbytbara läkemedel var det genomsnittliga priset i AIP under 2008 66 kronor. En produkt med detta AIP hade ett AUP på $31,24 + 1,2 * 65,82 = 110$ kronor. Om det genomsnittliga priset i AIP sjunker med 40% till 40 kronor, så blir det nya priset i AUP efter omregleringen $31,24 + 10 + 1,2 * 44 = 89$ kronor, vilket motsvarar en sänkning på 19% (79 kronor respektive 29% om vi inte räknar med att generikatian tillkommer). Räknar vi istället på medianpriset i AIP som under 2008 var 30 kronor, får vi att en 40% prissänkning i AIP ger en 7% sänkning av AUP (22% utan generikatian).

per dygnsdos 2008 i snitt var 26 procent lägre för månadens vara än för övriga produkter. Vi ser att sju procent ligger mitt mellan de två estimaten som vi erhållit för Dreform genom att hålla konstant för antal konkurrerande företag genom att inkludera W-variablerna. När vi inte håller konstant för antal konkurrerande företag får vi mindre negativa, eller positiva, estimat för Dreform. Denna skillnad indikera på att ökad följsamhet leder till att en del företag lämnar marknaden vilket har en prishöjande effekt.

Eftersom koefficientestimatet för Dreform inte är signifikant skilda från noll så kan vi inte säga om den totala effekten av omregleringens ökade följsamhet, inklusive den som går genom antal företag och priser, är sänkta eller höjda kostnader per dygnsdos mätt i AIP. Resultaten för Dreform visar att det inte är statistiskt säkerställt att kostnaden per dygnsdos mätt i AIP förändrats av omregleringen för de preparat som inte påverkades av de sänkta takprisen, vilket bekräftas av separata skattningar för dessa preparat (som inte redovisas här). Istället så förklaras reformeffekten nästan uteslutande av den kostnadssänkande effektens som sänkta takpris sommaren 2009 ledde till.

Tabellerna 11-14 visar att de skattade reformeffekterna för Dreform 1 bara är marginellt mindre än de för Dreform 3 både för AUP och AIP skattningarna och speciellt för de där ApoDos försäljningen inkluderats. Detta tyder på att reformeffekten under perioden maj till och med december 2010 (som ingår i Dreform 1 skattningarna, men inte i Dreform 3 skattningarna) är nästan lika stor som reformeffekten därefter. Detta är inte så förvånande med tanke på att tabellerna 6 och 7 visar att anpassningen till omregleringen vad gäller följsamheten varit snabb, samt att generikaföretagen inom ett par månader bör ha hunnit anpassa sina priser till de nya takpriserna som infördes juli 2009.

4.4 Regressionsanalys, antal dygnsdoser och totalkostnad

Regressionerna nedan skiljer sig från de för kostnad per dygnsdos genom att W-variablerna inte inkluderas i någon skattning och att dummyvariabler för elva av de tolv kalendermånaderna inkluderas för att fånga säsongvariationer. Eftersom skattningarna nu görs på substansnivå, så ersätter vi Tak 2009% med medelvärdet för denna variabel för substansen (MTak 2009%). Substanserna försäljningsvärde 2008 används som vikter och de beroende variablerna är den naturliga logaritmen av antalet dygnsdos respektive totalkostnaden per substans och månad.

Resultaten i tabell 15 indikerar att omregleringen inte medfört någon ökat försäljning av utbytbara läkemedel. Tvärt om är den skattade reformeffekten signifikant negativ i en av skattningarna. Estimatet för MTak 2009% är som förväntat positiva och tyder på att om originalpriserna sänktes tio procent så medförde detta en ökad försäljning på ungefär en procent.

Tabell 15: Regressionsanalys, Antal dygnsdoser, inklusive ApoDos

	Dreform 1_12	Dreform 1_18
Trend	0,000 (0,001)	0,004*** (0,001)
Dreform	-0,007 (0,026)	-0,085*** (0,022)
MTak 2009%	0,093** (0,030)	0,109*** (0,033)
L24.Patent ut	0,093*** (0,025)	0,117*** (0,025)
Reformeffekt	0,015 (0,026)	-0,060*** (0,021)

*Not: Regressioner innehåller kontroller för terapeutisk konkurrens samt substans specifika fixa effekter. Substansernas försäljning under 2008 används som vikter. ***, **, * indikerar att koefficienten är statistiskt signifikant skild från noll på 1%, 5%, respektive 10% signifikansnivå.*

Koefficientestimaterna för reformdummys är negativa, vilket inte är så förvånande med tanke på att kostnaden per dygnsdos mätt i AUP ökat för de som inte påverkats av sänkta takpris 2009. Det som är förvånande är dock att koefficientestimaterna för Dreform 1_18 är så negativ att den totala reformeffekten blir negativ i denna skattning. Vi ser ingen anledning till att omregleringen skulle ha minskat den totala försäljningen av utbytbara läkemedel. Det är mer troligt att koefficientestimaterna för Dreform 1_18 fångar andra händelser som inte är orsakade av omregleringen. Vi sätter således störst tilltro de resultaten i den första kolumnen av tabell 15.

Resultaten i tabell 16 visar att omregleringen sänkt totalkostnaden för utbytbara läkemedel med ungefär 15 procent mätt i AUP och nästan det dubbla mätt i AIP.²¹ Eftersom totalkostnaden är lika med kostnaden per dygnsdos multiplicerat med antal dygnsdoser så avspeglar resultaten i tabell 16 de resultat som presenterats i tabellerna 12, 14 och 15. Mtak2009% och L24. Patent sänker enligt skattningarna totalkostnaden, vilket reflekterar att deras negativa effekt på kostnaden per dygnsdos dominerar över deras positiva effekt på såld kvantitet. Att de skattade reformeffekterna är något mer negativa i tabell 16 än motsvarande skattningar för kostnaden per dygnsdos tyder på att de skattade reformeffekterna här även fångar minskade kvantiteter.

²¹ $100 * [\exp(-0.324) - 1] = -28\%$

Tabell 16: Regressionsanalys, Totalkostnad, inklusive ApoDos

	AUP		AIP	
	Dreform 1_12	Dreform 1_18	Dreform 1_12	Dreform 1_18
Trend	-0,007** (0,003)	-0,005** (0,002)	-0,009* (0,003)	-0,008*** (0,002)
Dreform	0,108 (0,065)	0,065 (0,048)	-0,020 (0,080)	-0,019 (0,064)
MTak 2009%	-1,096*** (0,117)	-1,031*** (0,099)	-1,324*** (0,141)	-1,282*** (0,126)
L24.Patent ut	-0,189** (0,066)	-0,282*** (0,073)	-0,193** (0,069)	-0,334*** (0,100)
Reformeffekt	-0,143** (0,065)	-0,170*** (0,048)	-0,324*** (0,079)	-0,311*** (0,063)

Se not till tabell 15.

5 Slutsatser

I vår empiriska undersökning börjar vi med att studera hur apoteksreformerna påverkat följsamheten. Vi finner att följsamheten har ökat väsentligt. Månadens varas andel av försäljningen har ökat med ungefär 25 procentenheter - ett resultat som är väldigt stabilt. Andelen av försäljningen som sker i enlighet med de nu gällande reglerna har ökat ännu mer, relativt sett, och uppgår nu till 84 procent.

Vad gäller effekten av reformen på prissättningsbeteendet finner vi att när det finns två budgivare på marknaden så har priset ut till konsument (AUP) stigit på grund av reformen, för månadens vara med i genomsnitt elva procent och för övriga med tio procent. Estimationerna av apotekens inköpspris (AIP) när vi har två budgivare visar att reformerna inte ändrat priserna i någon större utsträckning.

När vi har ett godtyckligt antal budgivare så visar resultaten att priset AUP för månadens vara stigit med i genomsnitt 17 procent på grund av reformerna, oberoende av vilket följsamhetsmått som nyttjats i analysen. Priserna AUP för övriga produkter har fallit med cirka sex procent på grund av reformen. Estimationerna av priset AIP när vi har ett godtyckligt antal budgivare visar att reformerna har lett till höjda priser motsvarande cirka elva procent för månadens vara, men sänkta priser för övriga produkter motsvarande cirka 25 procent.

Enligt resultaten så har kostnaden per dygnsdos sjunkit som en följd av omregleringen. Kostnadssänkningen uppskattas till ungefär tio procent mätt i AUP och ungefär 30 procent mätt i AIP. Den större sänkningen mätt i AIP förklaras dels av generikatian och av att en viss procentuell prissänkning i AIP ger en lägre procentuell sänkning av AUP på grund av de prisoberoende delarna i apotekens marginaler.

Kostnadssänkningarna i termer av AUP förklaras helt av de sänkta takpriserna som genomfördes sommaren 2009. Vore det inte för dessa skulle kostnaden per dygnsdos i AUP tvärt om ha stigit. Resultaten indikerar även att kostnadssänkningarna varit större om inte omregleringen påverkat antalet företag med försäljning i respektive utbytesgrupp. Ökad följsamhet verkar ha lett till färre konkurrerande företag vilket motverkat den kostnadssänkande effekten av ökad följsamhet. Resultaten tillåter oss inte att utesluta att denna motverkande effekt lett till att ökad följsamhet totalt sett inte sänkt kostnaden per dygnsdos.

Det är möjligt att en del av kostnadsbesparingen som fås av sänkta kostnader per dygnsdos delvis äts upp av en ökad försäljning på grund av omregleringen, eftersom både lägre priser och ökad tillgänglighet (som var ett av målen med omregleringen) normalt leder till ökad försäljning. Vi har därför även skattat omregleringens effekter på kvantitet och totalkostnad. Dessa skattningar ger inget stöd för att omregleringen lett till ökad försäljning. Tvärt om så visar en skattning på minskad försäljning och skattningarna av totalkostnaderna på något större kostnadssänkning än vad motsvarande skattningar för kostnad per dygnsdos gör. På grund av att vi inte kan kontrollera på ett bra sätt för ändrade förskrivningsmönster så anser vi att skattningarna av omregleringens effekter på kvantitet och totalkostnad skall tolkas med stor försiktighet. Vår mest robusta uppskattning av omregleringens effekter på konsumentkostnaderna för utbytbara läkemedel är att kostnaden per dygnsdos mätt i AUP sänkts med tio procent.

Referenser

- Arnberg, K., Linnér, L. och Lundin, D (2012), Prisutveckling på läkemedelsområdet i ett internationellt perspektiv - En internationell prisjämförelse av läkemedel utan generisk konkurrens. Tandvårds- och läkemedelsförmånsverket.
- Bergman, M och Rudholm, N. (2011), Apoteksmarknadens omreglering – effekter på följsamhet och priser. Tillväxtanalys WP/PM 2011:50.
- Bergman, M och Stennek, J (2010), Bättre spelregler på apoteksmarknaden, Riksrevisionen, *Rapport 2010:19*.
- Granlund, D. (2010), Price and welfare effects of a pharmaceutical substitution reform, *Journal of Health Economics* 29, s.856-865.

Tillväxtanalys, myndigheten för tillväxtpolitiska utvärderingar och analyser, är en gränsöverskridande organisation med 60 anställda. Huvudkontoret ligger i Östersund och vi har verksamhet i Stockholm, Brasilia, New Delhi, Peking, Tokyo och Washington D.C.

Tillväxtanalys ansvarar för tillväxtpolitiska utvärderingar och analyser och därigenom medverkar vi till:

- stärkt svensk konkurrenskraft och skapande av förutsättningar för fler jobb i fler och växande företag
- utvecklingskraft i alla delar av landet med stärkt lokal och regional konkurrenskraft, hållbar tillväxt och hållbar regional utveckling

Utgångspunkten är att forma en politik där tillväxt och hållbar utveckling går hand i hand. Huvuduppdraget preciseras i instruktionen och i regleringsbrevet. Där framgår bland annat att myndigheten ska:

- arbeta med omvärldsbevakning och policyspaning och sprida kunskap om trender och tillväxtpolitik
- genomföra analyser och utvärderingar som bidrar till att riva tillväxthinder
- göra systemutvärderingar som underlättar prioritering och effektivisering av tillväxtpolitikens inriktning och utformning
- svara för produktion, utveckling och spridning av officiell statistik, fakta från databaser och tillgänglighetsanalyser

Om Working paper/PM-serien: Exempel på publikationer i serien är metodresonemang, delrapporter och underlagsrapporter.

Övriga serier:

Rapportserien – Tillväxtanalys huvudsakliga kanal för publikationer.

Statistikserien – löpande statistikproduktion.

Svar Direkt – uppdrag som ska redovisas med kort varsel.