Hur påverkas ekonomin av inflationsmålet?

AV MALIN ADOLFSON OCH ULF SÖDERSTRÖM
Författarna arbetar på forskningsavdelningen.

Vi analyserar tre olika samband i ekonomin: inflationens persistens, sambandet mellan inflation och produktionsgap samt växelkursens genomslag på inflationen. Alla tre sambanden kan förväntas ha försvagats som en effekt av att inflationsmålet infördes i mitten av 1990-talet. Det visar sig vara svårt att med statistiska metoder säkerställa att sådana förändringar verkligen har skett, både i verkliga data och i en simulerad teoretisk modell. Våra resultat har också implikationer för diskussionen om den nya ekonomin.

Författarna är tacksamma för kommentarer från Anders Vredin, Staffan Viotti, Kerstin Mitlid och från många andra kollegor på Riksbanken.

Inflationsmål och ekonomiska samband

Under första hälften av 1990-talet förändrades penningpolitikens inriktning dramatiskt i Sverige från en penningpolitisk regim med fast växelkurs – med återkommande devalveringar – till en penningpolitisk regim med stabilisering av den allmänna prisnivån som övergripande mål. Hur kan man förvänta sig att ekonomin påverkas av en sådan omläggning av penningpolitiken? Förändringen av penningpolitiken och införandet av ett inflationsmål påverkar rimligen inte bara inflationen, utan även andra variabler och deras samvariation med inflationen.

Införandet av ett inflationsmål påverkar inte bara inflationen, utan även andra variabler och deras samvariation med inflationen.

En centralbank som betonar prisstabilitet kommer att söka motverka inflationsdrivande störningar i syfte att återföra inflationen till målet. Därför skulle man kunna vänta sig att en omläggning av penningpolitiken mot en större betoning på prisstabilitet skulle leda till att inflationen blir mindre persistent och att inflationen skulle samvariera mindre med exempelvis produktionsgap och växelkurs.

Syftet med denna artikel är att närmare analysera tre ekonomiska samband: inflationens persistens, sambandet mellan inflation och produktionsgap samt växelkursens genomslag på inflationen. Samtliga dessa samband har diskuterats både i den populära debatten och i den akade-

Vi analyserar tre ekonomiska samband: inflationens persistens, sambandet mellan inflation och produktionsgap samt växelkursens genomslag på inflationen.

miska litteraturen. Många har noterat att dessa samband tycks ha försvagats under de senaste åren, både i Sverige och utomlands.[1]

I analysen undersöker vi systematiskt om dessa samband i realiteten har ändrats efter den penningpolitiska omläggningen i Sverige. Vi börjar med att ingående analysera statistiska belägg för att dessa tre samband har förändrats. Analysen sker dels i form av enkla korrelationer, dels i form av regressionsanalys. Vi kommer fram till att tecknen på förändringar i samtliga tre samband är svaga och att eventuella förändringar för det mesta inte är statistiskt säkerställda.

Den empiriska analysen försvåras av att den tid som förflutit sedan inflationsmålet infördes ännu är relativt kort.

Den empiriska analysen försvåras av att den tid som förflutit sedan inflationsmålet infördes ännu är relativt kort. Därför kan störningar av olika slag och strukturella förändringar göra att effekterna av den penningpolitiska omläggningen inte kan mätas med säkerhet. För att renodla analysen använder vi därför i ett andra steg en teoretisk modell av en liten öppen ekonomi. I denna modell kan vi se exakt hur en omläggning av penningpolitiken, i riktning mot en större betoning på prisstabilitet, påverkar de samband vi är intresserade av när alla andra strukturella samband hålls oförändrade. Simuleringar av modellen visar att samtliga tre samband försvagas efter införandet av ett inflationsmål, men att det är svårt att empiriskt fånga dessa förändringar eftersom störningar av olika slag introducerar brus i de statistiska mätningarna.

Vår analys visar att det är svårt att fastställa effekterna på ekonomin av den penningpolitiska omläggningen.

Vår analys visar således att det är svårt att fastställa effekterna på ekonomin av den penningpolitiska omläggningen. Rimligtvis är det ännu svårare att med statistiska metoder identifiera förändringar i andra strukturella samband som exempelvis den "nya ekonomin"; att ökad konkurrens skulle ha minskat ekonomins inflationsbenägenhet. Vi visar att denna minskade inflationsbenägenhet mycket väl kan ha sin grund i den nya penningpolitiken (införandet av inflationsmål).

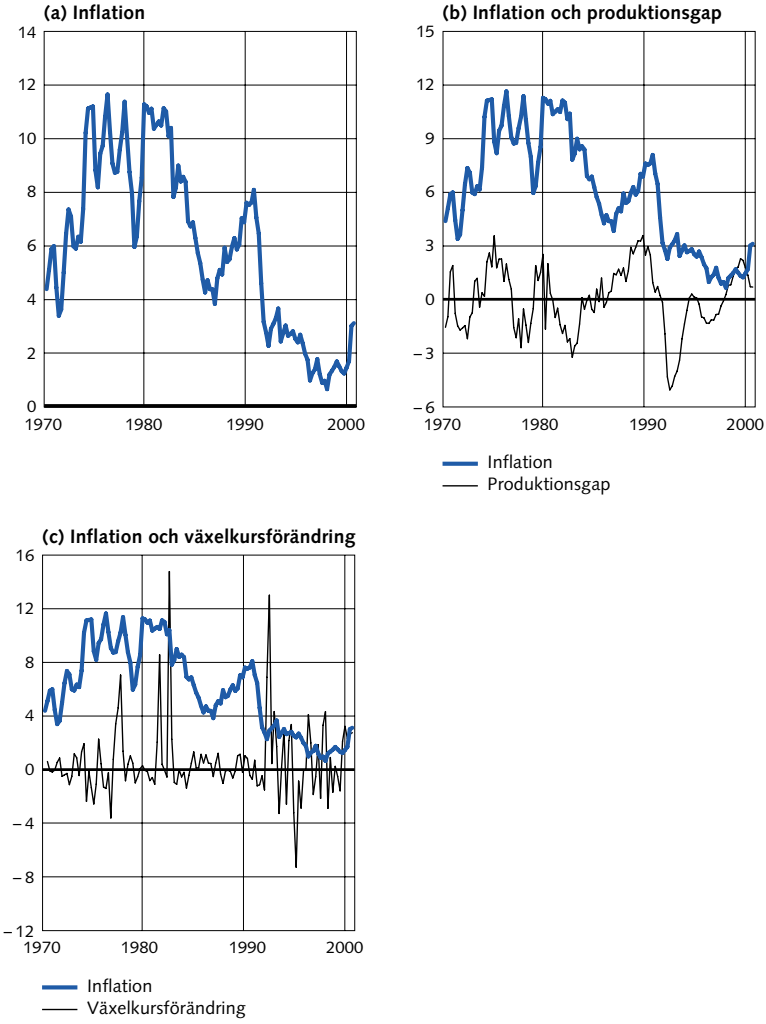
Empirisk analys: har de ekonomiska sambanden förändrats?

Vi börjar med att se om vi med statistiska metoder kan identifiera förändringar i våra tre ekonomiska samband. Diagram 1 visar inflationen, pro-

[1] Siklos (1999) visar att inflationens persistens har fallit i Finland, Kanada, Nya Zeeland, Spanien, Storbritannien och Sverige. Beaudry & Doyle (2001) argumenterar för att Phillipskurvan har blivit flackare i Kanada och USA. Gagnon & Ihrig (2001) och Campa & Goldberg (2002) visar att genomslaget av växelkursrörelser på inflationen har minskat i en rad länder, däribland Sverige. Ett antal rutor i Riksbankens inflationsrapporter analyserar dessa samband och deras relevans för penningpolitiken; se rutorna "Har sambandet mellan produktionsgap och inflation förändrats?" i Inflationsrapport 1999:3, "Utväxlingen mellan tillväxt och inflation" i Inflationsrapport 2001:4, och "Växelkursens genomslag i priserna" i Inflationsrapport 2001:3. Samtliga dessa studier har dock problem med att finna statistiskt signifikanta förändringar över tiden.

duktionsgapet (avvikelsen av real BNP från trend) och förändringen i den nominella växelkursen under åren 1970 till 2001.[2]

Diagram 1. Inflation, produktionsgap och nominell växelkursförändring, 1970–2001
Procent



I dessa diagram kan man se vissa tecken på att inflationens persistens, sambandet mellan inflation och produktionsgap samt växelkursens genomslag på inflationen har försvagats efter det att inflationsmålet inför-

[2] Inflationen är mätt som årlig procentuell förändring i UND1X (KPI exklusive räntekostnader, skatter och subventioner), produktionsgapet är den procentuella avvikelsen av real BNP från en trend beräknat med ett Hodrick-Prescott-filter och växelkursförändringen är den procentuella kvartalsförändringen i den TCW-viktade nominella växelkursen. Samtliga statistiska serier är kvartalsdata.

des under första hälften av 1990-talet. Under både 1970- och 1980-talet var inflationen hög och volatil, med långvariga avvikelser från det långsiktiga medelvärdet. Sedan 1993 har däremot inflationen varit låg och stabil, med mindre och kortare perioder av avvikelser från medelvärdet. Således verkar persistensen i inflationen ha minskat.

Under perioden före 1990 kan ett positivt, men något fördröjt, samband mellan produktionsgap och inflation skönjas. Ett positivt produktionsgap har i allmänhet följts av ökad inflation med ett till två års eftersläpning. Under 1990-talet verkar detta samband ha försvagats. Varken den djupa lågkonjunkturen i början av 1990-talet eller den kraftiga ekonomiska uppgången i slutet av 1990-talet verkar ha haft någon större effekt på inflationen.

Slutligen tycks den nominella växelkursen ha mindre effekt på inflationen efter 1992. Under tiden med fast växelkurs (före november 1992) dominerades växelkursrörelserna av ett fåtal stora devalveringar, men för övrigt var växelkursen relativt stabil, medan inflationen var mer volatil. Efter 1992 har växelkursen varit avsevärt mer variabel, men effekterna på inflationen tycks ha varit små.

Dessa enkla observationer bör dock studeras närmare innan vi kan dra slutsatsen att de ekonomiska sambanden verkligen har förändrats. Ett problem är naturligtvis att perioden sedan övergången till flytande växelkurs i slutet av 1992 eller införandet av inflationsmålet 1995 ännu är relativt kort. Därför kan det vara svårt att fastställa om dessa förändringar verkligen har skett innan ytterligare data blir tillgänglig.

För att analysera vår frågeställning går vi in på varje samband för sig och delar upp tidsperioden i tiden före inflationsmålet och tiden med inflationsmål.

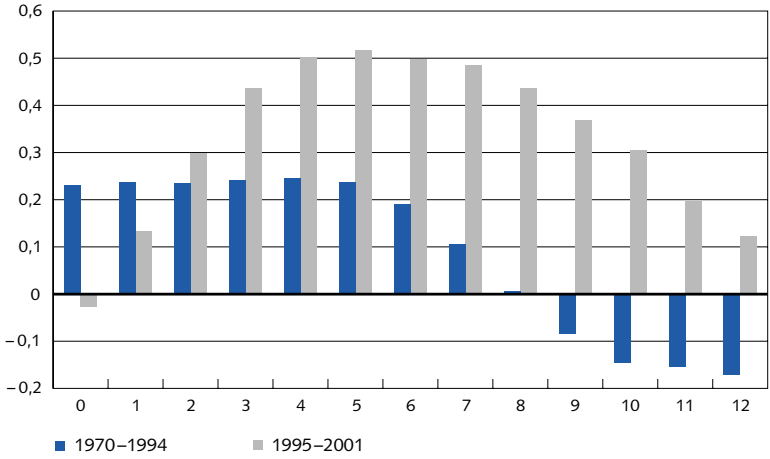
För att analysera denna frågeställning mer i detalj går vi in på varje samband för sig och delar upp vår tidsperiod i två perioder: tiden före inflationsmålet (1970–1994) och tiden med inflationsmål (1995–2001).[3] I varje enskilt fall börjar vi analysen med enkla korrelationer i vårt datamaterial, varefter vi övergår till regressionsanalys. På så sätt försöker vi på ett mer metodiskt sätt upprepa den analys vi tidigare gjorde av diagrammen. Slutligen tar vi ett samlat grepp genom att inkludera alla tre samband i en och samma regression, baserad på ekonomisk teori. Denna ansats gör att vi kontrollerar för samverkan mellan de olika variablerna och tar hänsyn till företagens hela prissättningsbeteende. Vi försöker då också undvika de statistiska problem som de enkla regressionerna lider av. I statistisk mening kommer vi därför få en mer välspecificerad modell.

[3] Riksbanksfullmäktige beslöt i januari 1993 att målet för penningpolitiken är att förändringen i konsumentprisindex från och med 1995 begränsas till 2 procent, med ett toleransintervall om ±1 procentenhet.

Det är svårt att finna stöd för att sambandet mellan inflation och produktionsgap skulle ha försvagats sedan mitten av 1990-talet.

Diagram 2 visar hur korrelationen mellan inflation och produktionsgap i tidigare kvartal har förändrats mellan perioderna 1970–1994 och 1995–2001. För den första perioden finns en tydlig positiv samvariation. Allt annat lika gav ett positivt produktionsgap i allmänhet signal om ökad inflation både under samma kvartal och under de närmast följande sju kvartalen. För den andra perioden verkar sambandet ha förskjutits över tiden. På kort sikt är sambandet nu mycket svagt (eller till och med negativt), men på något längre sikt (två till tolv kvartal) är det starkt positivt. Det är svårt att i diagram 2 finna stöd för hypotesen att sambandet skulle ha försvagats; snarare har samvariationen blivit långsammare och mer utdragen över tiden.

Diagram 2. Korrelation mellan inflation och produktionsgap



Anm.: Korrelation (π_t, y_{t-j}) för j = 0, 1, …, 12 kvartal.

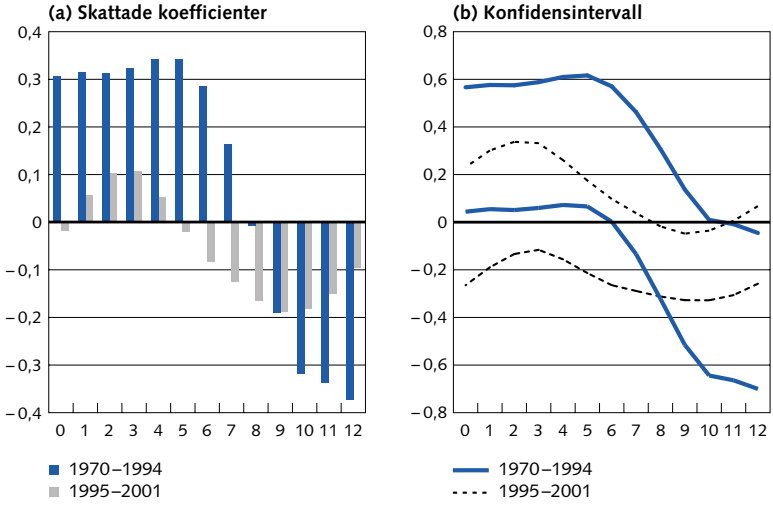
Diagram 3a visar ett alternativt mått på samvariation mellan inflation och produktionsgap, i termer av de skattade koefficienterna β_j i regressionen

$$(1) \qquad \pi_t = \alpha + \beta_j y_{t-j} + \varepsilon_t, \; j = 0, 1, \ldots, 12,$$

där π_t är den årliga inflationen i kvartal t och y_{t-j} är produktionsgapet i kvartal $t - j$. Nu blir bilden en annan än den i diagram 2; de skattade koefficienterna har minskat kraftigt mellan de två delperioderna. Detta skulle kunna tolkas som att sambandet skulle ha försvagats.

Diagram 3b visar 95-procentiga konfidensintervall runt de skattade regressionskoefficienterna (de heldragna linjerna representerar perioden 1970–1994 och de streckade linjerna 1995–2001). Även om punktskatt-

Diagram 3. Skattade regressionskoefficienter mellan inflation och produktionsgap



Anm.: OLS-skattning av β_j i ekvation (1), för j = 0, 1, …, 12 kvartal.

ningarna av koefficienterna i diagram 3a har minskat mellan de två perioderna, är dessa förändringar inte statistiskt signifikanta eftersom konfidensintervallen överlappar varandra. Det är lätt att utifrån denna enkla analys förstå varför man trott sig observera att sambandet mellan inflation och produktionsgap har försvagats, men det visar sig vara svårt att finna statistiskt säkra bevis för att detta verkligen skulle ha skett. Delvis kan detta bero på att vi har utelämnat viktiga variabler i vår enkla regression. Vi återkommer därför till denna fråga i en mer komplett analys senare.

Korrelationerna i diagram 2 och de skattade koefficienterna i diagram 3 ger mycket olika bilder av sambandet mellan inflation och produktionsgap. Vad beror detta på? Dessa två mått är nära besläktade, eftersom båda grundar sig på samvariation (kovarians) mellan inflation och produktionsgap. De skiljer dock sig åt på en avgörande punkt; korrelationen tar hänsyn till variabiliteten i både inflation och produktionsgap, medan regressionskoefficienten endast tar hänsyn till variabiliteten i produktionsgapet.[4] Diagram 4 illustrerar varför förändringarna i korrelationen och regressionskoefficienten skiljer sig åt genom att visa observationer av

[4] Korrelationen mellan de två variablerna π och y beräknas som

$$\rho = \frac{\mathrm{cov}(\pi, y)}{\sqrt{\mathrm{var}(\pi)\ \mathrm{var}(y)}},$$

där $\mathrm{cov}(\pi, y)$ är kovariansen mellan variablerna och $\mathrm{var}(\pi)$ är variansen för π. Den skattade koefficienten från regressionen

$$\pi = \alpha + \beta y + \varepsilon$$

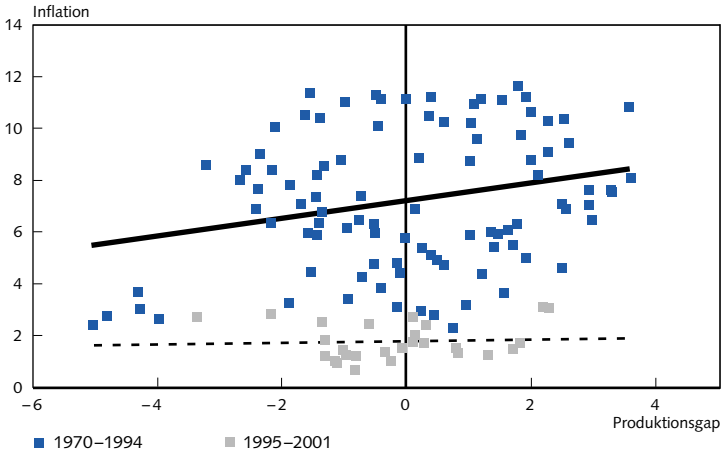
ges av

$$\hat{\beta} = \frac{\mathrm{cov}(\pi, y)}{\mathrm{var}(y)},$$

och R^2 från regressionen är lika med kvadraten på korrelationskoefficienten.

inflationen och produktionsgapet fyra kvartal tidigare tillsammans med skattningar av regressionen (1).[5] Under perioden 1995–2001 är inflationen mindre variabel än under perioden före 1995, medan produktionsgapet varierar ungefär lika mycket under båda perioderna. På samma gång har kovariansen mellan de två variablerna minskat. Eftersom regressionskoefficienten inte tar hänsyn till minskningen i inflationens variabilitet har den minskat i takt med att kovariansen har minskat (den nedre regressionslinjen är flackare än den övre). Korrelationen mellan inflation och produktionsgap har däremot påverkats av minskningen i inflationens variabilitet, och har därför inte minskat, utan till och med ökat mellan de båda perioderna (från 0,25 till 0,50).

Diagram 4. Skattade Phillipskurvor
Procent



Anm.: Observationer av inflation och produktionsgap samt skattade regressionslinjer för perioderna 1970–1994 (heldragen) och 1995–2001 (streckad).

INFLATIONENS PERSISTENS

Diagram 5 visar hur inflationens persistens har förändrats mellan perioden 1970–1994 och perioden 1995–2001. Diagrammet visar inflationens autokorrelationsfunktion, det vill säga korrelationen mellan inflationen i ett kvartal och inflationen i tidigare kvartal. Diagrammet tyder på att inflationen har blivit mindre persistent; korrelationen mellan inflationen i ett kvartal och inflationen fyra kvartal tidigare var 0,6 för perioden 1970–1994 men bara 0,15 för perioden 1995–2001.

---

5 De två skattade regressionerna i diagram 4 är

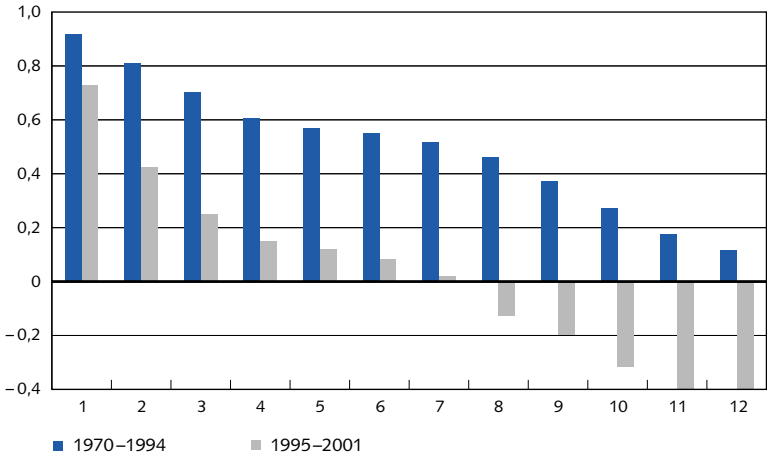
$$\pi_t = 7{,}18 + 0{,}341\, y_{t-4} + \varepsilon_t$$

för 1970–1994 och

$$\pi_t = 1{,}77 + 0{,}0524\, y_{t-4} + \varepsilon_t$$

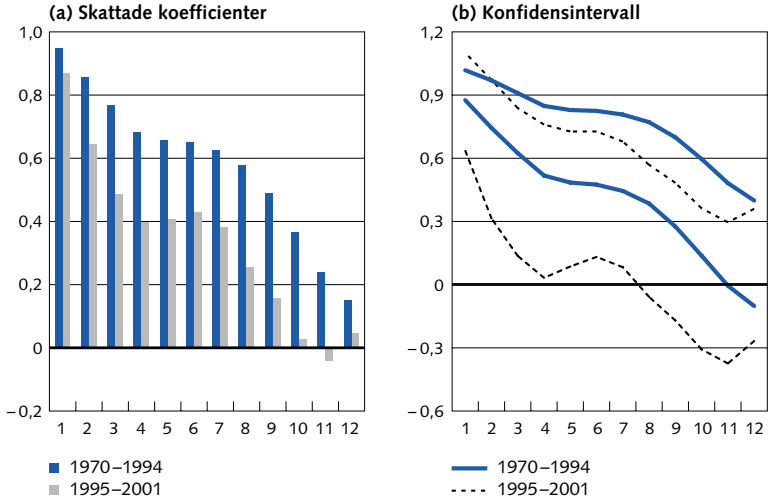
för 1995–2001.

Diagram 5. Inflationens persistens (autokorrelation)



Anm.: Korrelation (π_t, π_{t-j}) för j = 1, 2, …, 12 kvartal.

Diagram 6. Skattade regressionskoefficienter mellan inflation och inflation i tidigare kvartal



Anm.: OLS-skattning av β_j i ekvation (2), för j = 1, 2, …, 12 kvartal.

Att inflationen tycks ha blivit mindre persistent åskådliggörs också i diagram 6a, som visar skattningar av β-koefficienterna i regressionen

$$\pi_t = \alpha + \beta_j \pi_{t-j} + \varepsilon_t, \; j = 1, 2, \ldots, 12. \tag{2}$$

Inte heller dessa förändringar är emellertid statistiskt signifikanta; de 95-procentiga konfidensintervallen kring parameterskattningarna för de två perioderna överlappar varandra för alla horisonter (se diagram 6b). Även

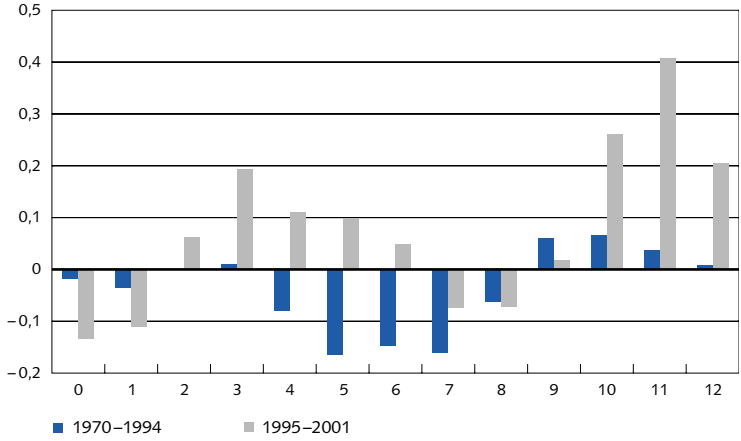
här är tecknen på att inflationen skulle ha blivit mindre persistent alltför svaga för att vi med säkerhet ska kunna säga att så verkligen är fallet.

Tecknen på att inflationen skulle ha blivit mindre persistent är alltför svaga för att vi med säkerhet ska kunna säga att så verkligen är fallet.

VÄXELKURSENS GENOMSLAG PÅ INFLATIONEN

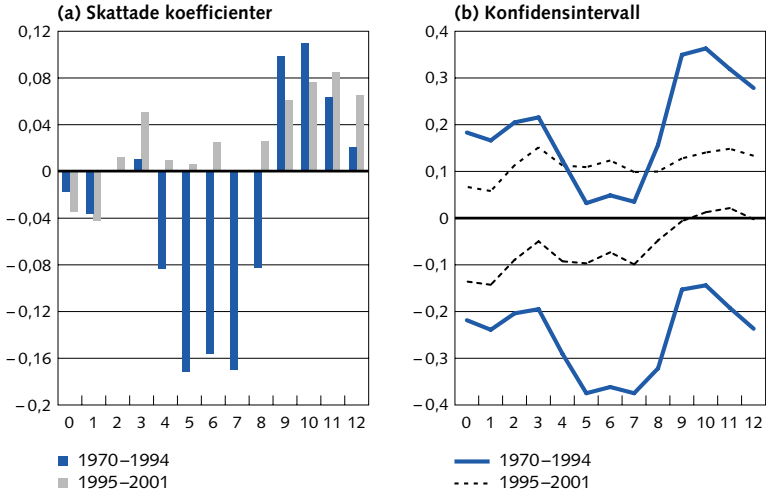
Diagram 7 visar hur korrelationen mellan inflation och växelkursförändring i tidigare kvartal har förändrats mellan perioderna 1970–1994 och 1995–2001. Diagram 8 visar de skattade koefficienterna från regressionen

Diagram 7. Korrelation mellan inflation och växelkursförändring



Anm.: Korrelation (π_t, Δs_{t-j}) för j = 0, 1, …, 12 kvartal.

Diagram 8. Skattade regressionskoefficienter mellan inflation och växelkursförändring



Anm.: OLS-skattning av β_j i ekvation (3), för j = 0, 1, …, 12 kvartal.

$$(3) \qquad \pi_t = \alpha + \beta_j \Delta s_{t-j} + \varepsilon_t, \; j = 0, 1, \ldots, 12,$$

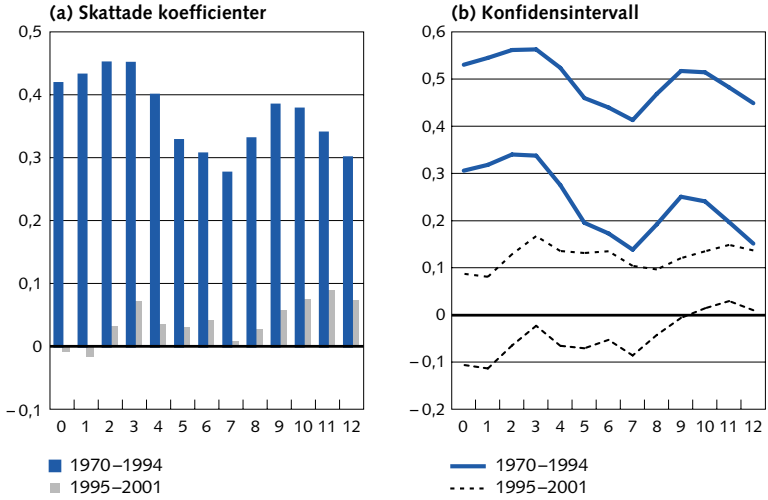
där Δs_t är kvartalsförändringen av den nominella växelkursen. Det är svårt att i diagrammet urskilja något mönster alls. Båda måtten på växelkursens genomslag är ofta negativa, även på lång sikt, vilket inte verkar rimligt.[6]

I studier av växelkursens genomslag på inflationen inkluderas ofta priset på utländska varor, som har stor påverkan på importörernas kostnader (se till exempel Gagnon & Ihrig (2001)). Diagram 9 visar därför skattningar av regressionen

$$(4) \qquad \pi_t = \alpha + \beta_j (\Delta s_{t-j} + \Delta p^f_{t-j}) + \varepsilon_t, \; j = 0, 1, \ldots, 12,$$

där Δp^f_t är förändringen i den utländska (TCW-viktade) prisnivån.

Diagram 9. Skattade regressionskoefficienter mellan inflation och växelkursförändring korrigerat för utländsk inflation



Anm.: OLS-skattning av β_j i ekvation (4), för j = 0, 1, …, 12 kvartal.

Mätt på detta sätt tycks genomslaget av växelkursförändringar på inflationen ha minskat.

Mätt på detta sätt tycks genomslaget av växelkursförändringar på inflationen ha minskat, och förändringen är också signifikant eftersom konfidensintervallen inte överlappar varandra. Från att ha varit starkt positivt under den första perioden har genomslaget under den andra perioden blivit mycket svagt. Vi kan inte ens utesluta att det är noll.

[6] Notera att detta är effekten på konsumentpriserna. Förutom växelkursen påverkas konsumentpriserna av en rad andra komponenter som inte modelleras här. Ett bättre mått på växelkursgenomslaget är därför den direkta effekten på importpriserna. För en närmare diskussion se Adolfson (2003).

Regressionerna som har redovisats är mycket enkla och inte någon bra beskrivning av verkligheten. I teoretiska modeller av öppna ekonomier (liksom i den modell vi använder senare) påverkas företagens prissättning (och därmed inflationstakten) både av produktionsgap och av växelkurs, och dessutom ofta av inflationstakten i perioden dessförinnan. När vi skattar de enkla sambanden tar vi inte hänsyn till dessa samspel i ekonomin, utan utelämnar många potentiellt viktiga variabler, vilket gör att våra resultat inte är helt tillförlitliga.

Regressionerna som har redovisats är mycket enkla och inte någon bra beskrivning av verkligheten.

Man kan undersöka om en regression är en rimlig beskrivning av verkligheten genom att analysera modellens feltermer. Om viktiga variabler har utelämnats ur analysen kan detta visa sig som ett systematiskt mönster i feltermen, till exempel att feltermerna är korrelerade över tiden, inte är normalfördelade, eller inte har samma varians över hela tidsperioden. Då uppfylls inte de antaganden som ligger till grund för regressionsanalysen och det går inte att dra säkra slutsatser från de ekonometriska resultaten.

Våra enkla modeller visar ofta tecken på att vara felspecificerade. För att konstruera en bättre beskrivning av de verkliga sambanden skattar vi därför en mer komplett modell som ligger närmare teoretiska modeller av företagens prissättningsbeteende.

Våra enkla modeller visar ofta tecken på att vara felspecificerade, därför skattar vi en mer komplett modell.

I ett första steg inkluderar vi de tre variablerna vi är intresserade av i samma regression och skattar

$$\pi_t = \alpha + \beta^{\pi}\pi_{t-1} + \beta^{y}y_{t-1} + \beta^{s}\,\Delta s_t + \varepsilon_t. \tag{5}$$

I tabell 1 redovisas resultaten från denna skattning dels för hela perioden, dels för de två delperioderna. Här ser vi tecken på att inflationens persistens (koefficienten β^{π}) och växelkursens genomslag (β^{s}) har minskat, men dessa förändringar tycks inte vara signifikanta. När vi inkluderar de andra variablerna har sambandet mellan inflation och produktionsgap (β^{y}) inte försvagats alls, utan snarare ökat något, om än inte signifikant.

När vi inkluderar andra variabler har sambandet mellan inflation och produktionsgap inte försvagats alls.

Den nedersta delen av tabellen visar resultaten från två specifikationstest och ett så kallat Chow-test för strukturellt brott under första kvartalet 1995. Specifikationstesten tyder på att vi fortfarande har pro-

TABELL 1. SKATTNING MED ALLA VARIABLER

	1970:1–2001:3	1970:1–1994:4	1995:1–2001:3
α	0,002	0,004	0,002
	(0,002)	(0,003)	(0,002)
β^{π}	0,967**	0,941**	0,887**
	(0,023)	(0,036)	(0,117)
β^{y}	0,053	0,064	0,107
	(0,042)	(0,050)	(0,068)
β^{s}	0,056°	0,070°	0,002
	(0,029)	(0,036)	(0,029)
$\bar{R}^2$	0,934	0,881	0,685
Antal observationer	126	99	27
Durbin-Watson	1,446	1,393	1,823
Jarque-Bera	14,808	4,199	8,006
	[0,001]	[0,123]	[0,018]
Chow-test 1995:1	0,596		
	[0,666]		

Anm.: OLS-skattning av ekvation (5). Standardfel inom parentes, *p*-värden inom hakparentes. **/*/° betyder att koefficienten är signifikant skild från 0 på 1-, 5- och 10-procentsnivån.

blem med seriekorrelation och (i viss mån) icke-normalitet. Chow-testet ger inget stöd för ett strukturellt brott 1995.[7]

För att råda bot på dessa specifikationsproblem skattar vi en något mer generell modell, där flera typer av tidsfördröjning tillåts. För att bestämma vilka variabler som ska inkluderas i modellen har vi börjat med en modell som inkluderar många laggar och sedan successivt uteslutit de variabler som inte är signifikanta. Detta leder till specifikationen

$$\pi_t = \alpha + \beta_1^{\pi}\pi_{t-1} + \beta_2^{\pi}\pi_{t-2} + \beta^{y}y_{t-1} + \beta^{s}\Delta s_t + \varepsilon_t. \tag{6}$$

Skattningarna av ekvation (6) presenteras i tabell 2. Här ser vi än en gång att inflationens persistens (mätt som summan av koefficienterna β_1^{π} och β_2^{π}) och växelkursens genomslag verkar ha minskat något, dock inte signifikant. Återigen verkar dock sambandet mellan produktionsgap och inflation ha förstärkts något mellan de två perioderna, men inte signifikant.

Slutligen väljer vi att skatta en modell där vi inkluderar förändringen i den utländska prisnivån, eftersom denna rimligtvis påverkar företagens kostnader. Således skattar vi regressionen

$$\pi_t = \alpha + \beta_1^{\pi}\pi_{t-1} + \beta_2^{\pi}\pi_{t-2} + \beta^{y}y_{t-1} + \beta^{s}(\Delta s_t + \Delta p_t^{f}) + \varepsilon_t. \tag{7}$$

[7] För att testa om feltermen uppvisar tecken på icke-normalitet används Jarque-Beras teststatistika, som mäter hur mycket feltermserien avviker från den klockformade normalfördelningen i termer av skevhet (avvikelse från medelvärdet) och toppighet (om för få eller för många observationer ligger runt medelvärdet). Durbin-Watsons teststatistika mäter om feltermen är seriekorrelerad av första ordningen, det vill säga om det finns ett linjärt samband mellan innevarande periods felterm och föregående periods felterm. Om seriekorrelationen är obetydlig ligger statistikan i närheten av 2. Chow-statistikan testar om en given ekvation innehåller ett strukturellt brott, det vill säga att koefficienterna i regressionen inte är konstanta över hela tidsperioden. Modellen skattas dels för hela tidsperioden, dels separat för perioderna före och efter den potentiella brytpunkten. Om modellens feltermer avviker i tillräcklig utsträckning mellan de olika tidsperioderna tyder detta på att det faktiskt har uppstått en förändring i relationen mellan variablerna.

TABELL 2. MER GENERELL SKATTNING MED ALLA VARIABLER

	1970:1–2001:3	1970:1–1994:4	1995:1–2001:3
α	0,002	0,005°	0,002
	(0,002)	(0,003)	(0,002)
β_1^π	1,238**	1,234**	0,966**
	(0,087)	(0,098)	(0,210)
β_2^π	–0.280**	–0,310**	–0,100
	(0,087)	(0,097)	(0,221)
$\beta_1^\pi + \beta_2^\pi$	0,958**	0,924**	0,866**
	(0,022)	(0,035)	(0,129)
β^y	0,039	0,054	0,095
	(0,041)	(0,048)	(0,074)
β^s	0,056*	0,072*	–0,001
	(0,028)	(0,035)	(0,030)
$\bar{R}^2$	0,940	0,892	0,673
Antal observationer	125	98	27
Durbin-Watson	1,981	1,978	1,983
Jarque-Bera	9,938	2,039	8,102
	[0,007]	[0,361]	[0,017]
Chow-test 1995:1	0,803		
	[0,550]		

Anm.: OLS-skattning av ekvation (6). Standardfel inom parentes, *p*-värden inom hakparentes. **/*/° betyder att koefficienten är signifikant skild från 0 på 1-, 5- och 10-procentsnivån.

TABELL 3. MER GENERELL SKATTNING MED ALLA VARIABLER, UTLÄNDSK INFLATION INKLUDERAD

	1970:1–2001:3	1970:1–1994:4	1995:1–2001:3
α	0,001	0,004°	0,002
	(0,001)	(0,003)	(0,003)
β_1^π	1,160**	1,137**	0,963**
	(0,084)	(0,093)	(0,210)
β_2^π	–0,276**	–0,306**	–0,095
	(0,082)	(0,091)	(0,219)
$\beta_1^\pi + \beta_2^\pi$	0,884**	0,831**	0,868**
	(0,027)	(0,039)	(0,127)
β^y	0,042	0,059	0,095
	(0,038)	(0,043)	(0,074)
β^s	0,093**	0,113**	0,003
	(0,022)	(0,026)	(0,028)
$\bar{R}^2$	0,946	0,906	0,674
Antal observationer	125	98	27
Durbin-Watson	2,055	2,074	1,994
Jarque-Bera	5,615	1,161	7,377
	[0,060]	[0,560]	[0,025]
Chow-test 1995:1	1,412		
	[0,225]		

Anm.: OLS-skattning av ekvation (7). Standardfel inom parentes, *p*-värden inom hakparentes. **/*/° betyder att koefficienten är signifikant skild från 0 på 1-, 5- och 10-procentsnivån.

Dessa resultat, som redovisas i tabell 3, liknar resultaten i de föregående skattningarna. Nu finner vi dock inte några tecken på att inflationen har blivit mindre persistent.

Sammanfattningsvis är det svårt att finna några starka belägg för att inflationens persistens, sambandet mellan inflation och produktionsgap samt växelkursens genomslag på inflationen skulle ha försvagats under senare tid. I vissa regressioner finner man svaga stöd för några av dessa

Det är svårt att finna starka belägg för att inflationens persistens, sambandet mellan inflation och produktionsgap samt växelkursens genomslag på inflationen skulle ha försvagats under senare tid.

hypoteser, men förändringarna är sällan signifikanta, och ibland får vi resultat som går i motsatt riktning.

Vi renodlar analysen genom att använda en teoretisk modell, där vi kan introducera en omläggning av penningpolitiken medan andra strukturella samband hålls oförändrade.

Problemet med att finna signifikanta samband för perioden efter det att inflationsmålet infördes kan självfallet bero på att perioden ännu är relativt kort (endast 27 kvartalsobservationer från första kvartalet 1995 till tredje kvartalet 2001). Detta gör exempelvis att standardfelen för de skattade koefficienterna i den tredje kolumnen i tabellerna 1–3 ofta är större än i de två andra kolumnerna. Dessutom kan andra strukturella förändringar än penningpolitiken introducera brus i våra skattningar. Därför renodlar vi i nästa avsnitt analysen genom att använda en teoretisk modell, där vi kan introducera en omläggning av penningpolitiken medan andra strukturella samband hålls oförändrade. På så sätt kan vi med större säkerhet identifiera effekterna av omläggningen på de ekonomiska sambanden.

Teoretisk analys: hur borde de ekonomiska sambanden förändras?

EN MODELL AV EN ÖPPEN EKONOMI

Vi kan modellera övergången till en inflationsmålsregim som ett skift i centralbankens preferenser från stor vikt vid real stabilitet till stor vikt vid prisstabilitet.

För att analysera hur införandet av inflationsmålet borde påverka observerade samband i ekonomin använder vi en relativt enkel modell av en liten öppen ekonomi.[8] Modellen består av relationer för inhemsk inflation, inhemskt produktionsgap, nominell och real växelkurs, inflation för importerade varor och aggregerad inflation (motsvarande KPI-inflation). För enkelhets skull bortser vi från andra internationella influenser än de som kommer via förändringar i växelkursen. Nominalräntan bestäms av en centralbank som har ett explicit inflationsmål, men som även lägger viss vikt vid stabilitet i den reala ekonomin och på de finansiella marknaderna. Vi kan således modellera övergången till en inflationsmålsregim som ett skift i centralbankens preferenser från stor vikt vid real stabilitet till stor vikt vid prisstabilitet. Här beskrivs modellen endast i verbal form, samtliga ekvationer och parametervärden återges i ett appendix.

Inflationen för inhemskt producerade varor bestäms av en Phillipskurverelation för en öppen ekonomi.

Inflationen för inhemskt producerade varor bestäms av en Phillipskurverelation för en öppen ekonomi. De inhemska företagen agerar på en marknad med imperfekt konkurrens och sätter sina priser som ett pålägg på sin marginalkostnad, som i sin tur beror på resursutnyttjandet i ekonomin, mätt i termer av ett produktionsgap.[9] Priserna antas dock vara stela, företagen kan inte justera sina priser varje period. När tillfälle ges att justera priserna tar företagen därför hänsyn till sina förväntningar

[8] Denna modell är en förenklad version av den som analyseras av Leitemo & Söderström (2001).
[9] Ett ökat resursutnyttjande antas driva upp kostnaderna för företagens insatsvaror.

om framtida inflation, och dessa förväntningar antas i viss grad baseras på tidigare inflation. Eftersom inhemska företag använder importerade insatsvaror i sin produktion beror inhemsk inflation även på den reala växelkursen genom priserna på importerade insatsvaror. Slutligen påverkas inhemsk inflation av utbudsstörningar som avspeglar förändringar i kostnader som inte beror på ändringar i resursutnyttjandet.

Det inhemska produktionsgapet bestäms av hushållens konsumtionsplaner.

Det *inhemska produktionsgapet* bestäms av hushållens konsumtionsplaner. Hushållen konsumerar en korg av inhemskt producerade och importerade varor, och fattar sina beslut om konsumtion och sparande beroende på ränteläget i ekonomin; en högre ränta (i reala termer) får hushållen att spara mer och skjuta en större del av sin konsumtion på framtiden. Därmed baseras dagens konsumtionsbeslut till viss del på förväntningar om framtida konsumtion. Hushållen vill dock ogärna göra stora justeringar av sin konsumtion, eftersom de anpassar sig till en viss konsumtionsnivå. Detta leder till trögheter i konsumtionsmönstret, och konsumtionen beror således även på föregående periods konsumtion. Den reala växelkursen bestämmer relativpriset mellan inhemska och importerade konsumtionsvaror, och påverkar därför produktionsgapet. Dessutom påverkas produktionsgapet också av slumpmässiga störningar som kan bero på förändringar i ekonomins potentiella produktionskapacitet.

Den nominella växelkursen bestäms av ett paritetsvillkor på valutamarknaden, som är modifierat för att ta hänsyn till investerares riskbenägenhet.

Den *nominella växelkursen* bestäms av ett paritetsvillkor på valutamarknaden (så kallad öppen ränteparitet), modifierat för att ta hänsyn till investerares riskbenägenhet. En högre räntenivå i den inhemska ekonomin än i utlandet måste avspegla förväntningar om en framtida depreciering av den inhemska växelkursen. Om så inte vore fallet skulle en investerare som lånar i utlandet och investerar i den inhemska ekonomin göra en förväntad vinst. Osäkerheten om framtida växelkursrörelser leder till en riskpremie på valutamarknaden som avspeglar investerares riskbenägenhet. Denna riskpremie antas i genomsnitt vara noll, men den kan uppvisa långvariga rörelser åt det ena eller andra hållet.

Inflationen för importerade varor beror på den utländska inflationstakten justerad för förändringen i den nominella växelkursen.

Inflationen för importerade varor beror på den utländska inflationstakten justerad för förändringen i den nominella växelkursen. I linje med empirisk forskning antas att importerad inflation anpassas långsamt efter förändringar i växelkursen, så att växelkursens genomslag på inflationen sker gradvis.[10] *Aggregerad KPI-inflation* bestäms som ett vägt genomsnitt av inhemsk och importerad inflation. Den *reala växelkursen* bestäms av kvoten mellan den utländska prisnivån mätt i inhemsk valuta och den inhemska prisnivån.

[10] Adolfson (2001) analyserar i detalj konsekvenserna för penningpolitiken av ett långsamt växelkursgenomslag.

Den inhemska nominella räntan bestäms av en oberoende centralbank, som vill minimera fluktuationer i inflation och produktionsgap men även undvika stora svängningar i ränteläget.

Den *inhemska nominella räntan* bestäms av en oberoende centralbank, som vill minimera fluktuationer i årlig KPI-inflation och i produktionsgap, men som även vill undvika stora svängningar i ränteläget. Eftersom priserna är stela kan centralbanken påverka realräntan genom förändringar i den nominella räntan. Realränteförändringar påverkar dels inhemska aktörers konsumtionsval, dels den nominella (och reala) växelkursen, vilka båda påverkar inflationen. Det krävs dock en avvägning mellan penningpolitikens olika mål. En centralbank som lägger större vikt vid inflationsmålet kommer att reagera mer aggressivt på inflationsimpulser, vilket leder till mer stabil inflation, men större volatilitet i den reala ekonomin (och i räntan). En centralbank som lägger större vikt vid real (eller finansiell) stabilitet kommer däremot att föra en mindre aggressiv politik vid inflationsstörningar.

Formellt bestämmer centralbanken nivån på nominalräntan genom att minimera en förlustfunktion som beror på variansen i inflation, produktionsgap och ränteförändring:

$$\min_{i_t} \quad \alpha \operatorname{var}(\bar{\pi}_t) + (1-\alpha)\operatorname{var}(y_t) + v \operatorname{var}(i_t - i_{t-1}), \tag{8}$$

där $\bar{\pi}_t$ är årlig KPI-inflation, y_t är produktionsgap och i_t är kort nominalränta. Parametrarna α och v bestämmer hur stor vikt centralbanken lägger vid prisstabilitet respektive stabilitet på räntemarknaden. Vikten vid räntestabilitet kommer genomgående i vår analys att vara en sjättedel.

Vi modellerar införandet av inflationsmålet som att vikten vid inflationsmålet i centralbankens målfunktion fördubblas.

Vi modellerar införandet av inflationsmålet som att vikten vid inflationsmålet i centralbankens målfunktion ökar från en tredjedel till två tredjedelar. Detta innebär alltså att centralbanken går från att lägga dubbelt så stor vikt vid real stabilitet som vid prisstabilitet till det motsatta förhållandet, att lägga dubbelt så stor vikt vid prisstabilitet som vid real stabilitet.[11] En sådan tolkning av penningpolitikens omläggning grundar sig i den ekonomisk-politiska tendensen i början på 1990-talet att tona ner sysselsättningsmålet för den ekonomiska politiken. Exempelvis skrev regeringen i finansplanen 1991 att[12]

[11] Man skulle kunna tänka sig att en inflationsmålsregim skulle modelleras som att centralbanken endast lägger vikt vid prisstabilitet, det vill säga $\alpha = 1$, $v = 0$. Det är dock allmänt accepterat att centralbanker med inflationsmål även till viss del bryr sig om stabilitet i den reala ekonomin (se till exempel Heikensten (1999)). Att centralbanken dessutom skulle lägga vikt vid att stabilisera ränteändringar är mer kontroversiellt. Empiriska studier tyder dock på att teoretiska modeller behöver en relativt stor vikt vid räntestabilitet för att återskapa mönstren i data (se Söderström med flera (2002)). En sådan vikt kan motiveras med att centralbanken lägger viss vikt vid stabilitet på de finansiella marknaderna.

[12] Proposition 1990/91:100, bilaga 1, sid. 4.

"För att värna sysselsättning och välfärd måste den ekonomiska politiken de närmaste åren med all kraft inriktas på att varaktigt nedbringa inflationen. Denna uppgift måste överordnas andra ambitioner och krav."

Således kan vi tolka övergången till inflationsmålspolitik som att den huvudsakliga vikten för penningpolitiken flyttades från real stabilitet till prisstabilitet.

Vi beräknar sedan hur de samband vi har analyserat ovan påverkas av denna omläggning av penningpolitiken. Eftersom de fundamentala (eller strukturella) sambanden i modellen hålls konstanta, kommer alla observerade förändringar (till exempel i sambandet mellan inflation och produktionsgap) att bero på den penningpolitiska omläggningen.

Eftersom de fundamentala sambanden i modellen hålls konstanta, kommer alla observerade förändringar att bero på den penningpolitiska omläggningen.

Som vi nämnde ovan kommer vikterna i centralbankens målfunktion att avgöra hur centralbanken reagerar på olika störningar i ekonomin.[13] En centralbank som lägger liten vikt vid prisstabilitet relativt real stabilitet (det vill säga har ett lågt värde på α) kommer inte att reagera kraftfullt på inflationsdrivande störningar, utan koncentrerar sig istället på att minska effekterna på den reala ekonomin. Därför återvänder inflationen långsamt till målet efter en störning medan produktionsgapet sluts relativt snabbt. En centralbank som i huvudsak lägger vikt vid att stabilisera inflationen (och har ett högt α) kommer å andra sidan att reagera kraftfullt på alla störningar för att snabbt driva inflationen tillbaka till målet, medan produktionsgapet tillåts variera mer.

Således kan vi förvänta oss att en omläggning av penningpolitiken till en större vikt vid prisstabilitet kommer att leda till lägre variabilitet i inflation men högre variabilitet i produktionsgap. De korrelationer som vi främst är intresserade av påverkas naturligtvis också av dessa förändringar. Exakt hur är dock svårt att uttala sig om innan vi har analyserat modellen.

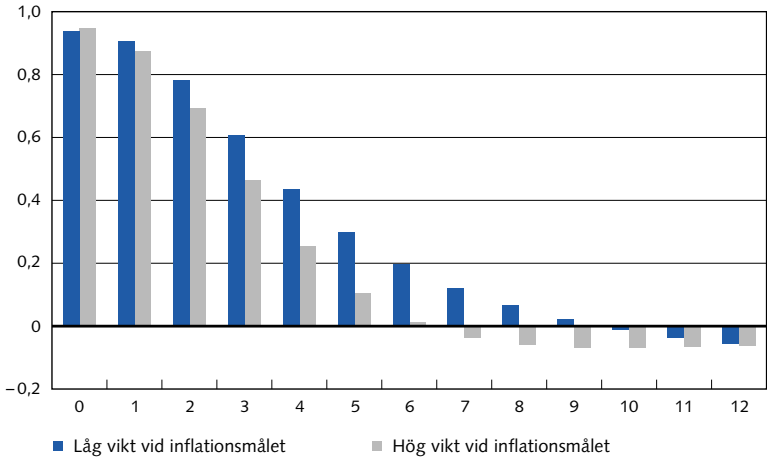
MODELLRESULTAT

Vi simulerar modellen 1 000 gånger med 100 observationer varje gång. I varje simulering beräknar vi korrelationer och skattar regressioner på samma sätt som de vi presenterade tidigare. Diagram 10–12 visar genomsnitt av korrelationer över alla simuleringarna och diagram 13–15 visar skattade regressionskoefficienter på simulerade data.

Det visar sig att en omläggning till en penningpolitik med större vikt vid prisstabilitet i modellen leder till att inflationen tenderar att bli mindre persistent, sambandet mellan inflationen och produktionsgapet försvagas

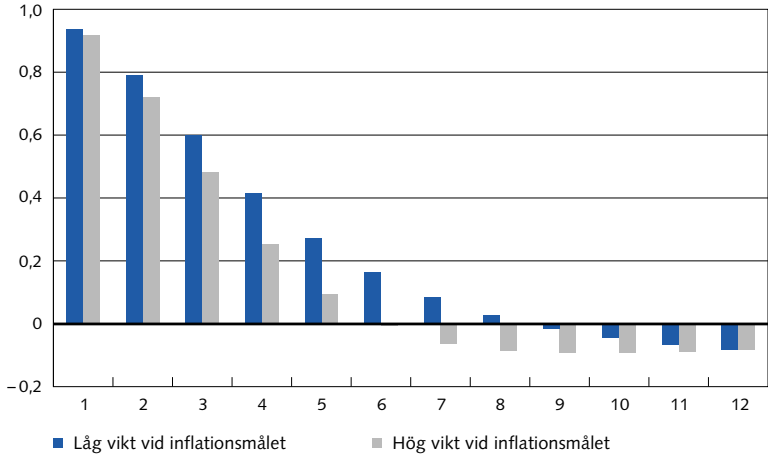
[13] Se Apel med flera (1999) för en enkel beskrivning av penningpolitik i liknande modeller.

Diagram 10. Modellkorrelation mellan inflation och produktionsgap



Anm.: Korrelation (π_t, y_{t-j}) för j = 0, 1, …, 12 kvartal.
Genomsnitt av 1 000 simuleringar med 100 observationer.

Diagram 11. Inflationens persistens (autokorrelation) i modellen

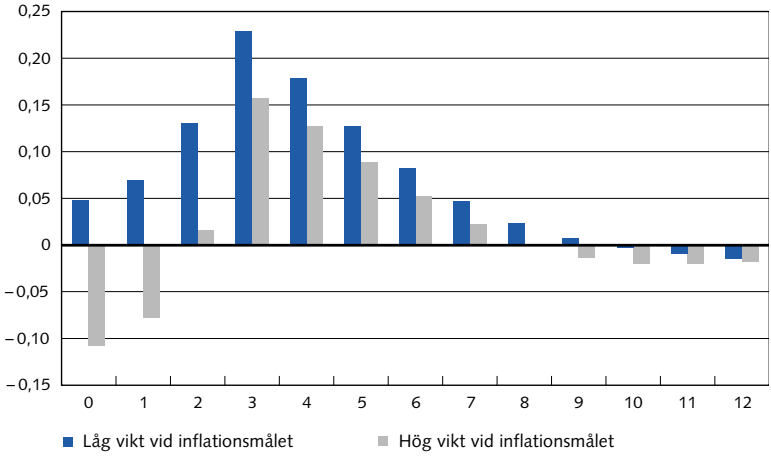


Anm.: Korrelation (π_t, π_{t-j}) för j = 1, 2, …, 12 kvartal.
Genomsnitt av 1 000 simuleringar med 100 observationer.

Även om vi här har försökt renodla analysen till att endast behandla effekterna av en penningpolitisk omläggning är tecknen på förändringar inte starka.

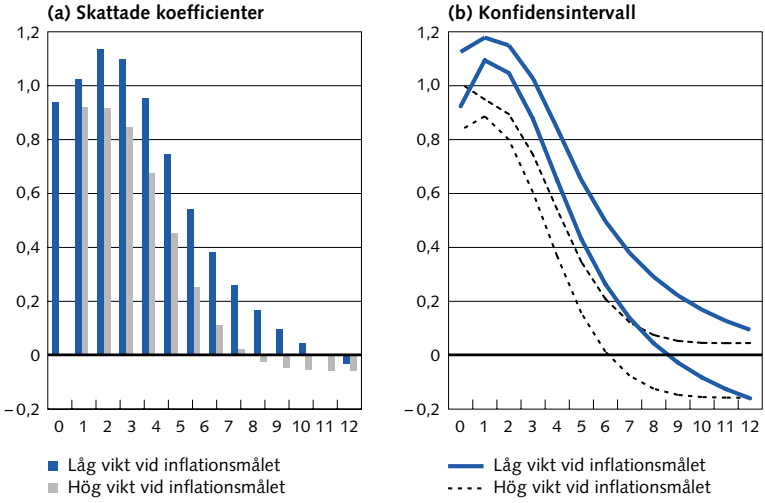
och växelkursens genomslag på inflationen minskar. Regressionerna på simulerade data visar dock att förändringarna i inflationens persistens och växelkursens genomslag inte är statistiskt signifikanta. Försvagningen i sambandet mellan produktionsgap och inflation är emellertid signifikant. Även om vi här har försökt renodla analysen till att endast behandla effekterna av en penningpolitisk omläggning är tecknen på förändringar inte starka. Vi skulle således inte med statistiska metoder kunna fastställa att förändringarna verkligen har skett.

Diagram 12. Modellkorrelation mellan inflation och växelkursförändring



Anm.: Korrelation (π_t, Δs_{t-j}) för j = 0, 1, …, 12 kvartal.
Genomsnitt av 1 000 simuleringar med 100 observationer.

Diagram 13. Skattade regressionskoefficienter mellan inflation och produktionsgap i modellen

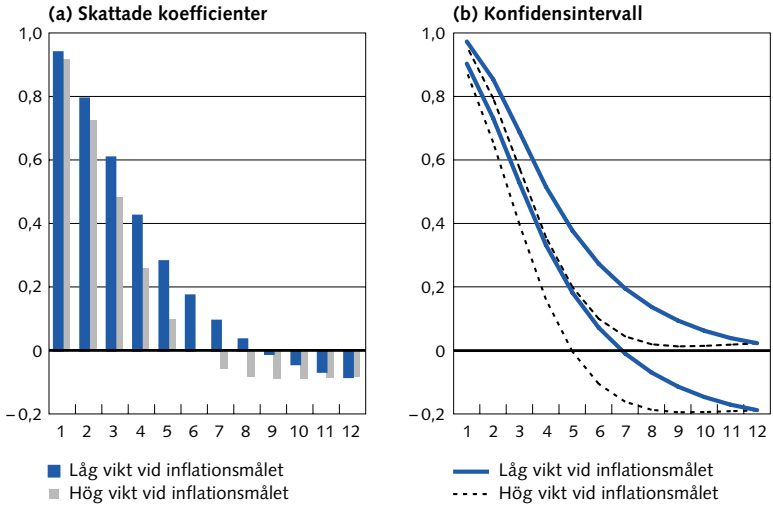


Anm.: OLS-skattning av β_j i ekvation (1), för j = 0, 1, …, 12 kvartal.
Genomsnitt av 1000 simuleringar med 100 observationer.

Ny ekonomi eller ny penningpolitik?

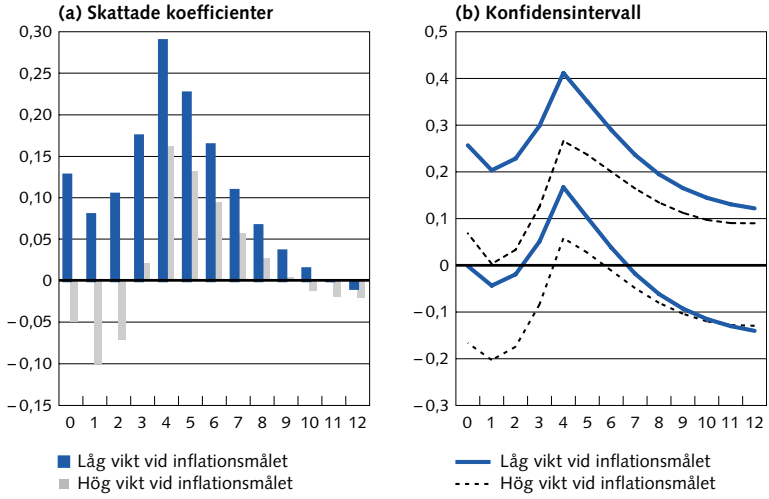
Vi har försökt belysa om omläggningen av penningpolitiken under första hälften av 1990-talet har fått de effekter på ekonomiska samband som vi skulle kunna förvänta oss. Vi visar i vår empiriska analys att det är svårt att statistiskt säkerställa att det verkligen har skett några sådana förändringar i observerade ekonomiska samband. Även om svaga tecken finns i vissa regressioner är de flesta förändringar inte statistiskt signifikanta.

Diagram 14. Skattade regressionskoefficienter mellan inflation och inflation i tidigare kvartal i modellen



Anm.: OLS-skattning av β_j i ekvation (2), för j = 1, 2, …, 12 kvartal.
Genomsnitt av 1000 simuleringar med 100 observationer.

Diagram 15. Skattade regressionskoefficienter mellan inflation och växelkursförändring i modellen



Anm.: OLS-skattning av β_j i ekvation (3), för j = 0, 1, …, 12 kvartal.
Genomsnitt av 1000 simuleringar med 100 observationer.

Simuleringsresultaten från den teoretiska modellen visar dock att en omläggning av penningpolitiken till en regim med större betoning på prisstabilitet faktiskt kommer att påverka sambanden i ekonomin. En centralbank som lägger större vikt vid att stabilisera inflationen kommer att mer aktivt motverka inflationsdrivande störningar. Dessa störningar får därmed mindre långvariga effekter på inflationen, som blir mindre persistent. På

samma gång kommer störningar till produktionsgapet eller växelkursen att i mindre omfattning påverka inflationen. Således tycks sambandet mellan produktionsgapet och inflationen försvagas och växelkursens genomslag på inflationen tycks bli svagare. Dessa tre förändringar kan alltså påvisas trots att ekonomins struktur inte har förändrats. De strukturella sambanden mellan å ena sidan inflationen och å andra sidan tidigare inflation, produktionsgap och växelkurs har i våra modellsimuleringar hela tiden hållits konstanta. Våra resultat från den teoretiska modellen är förstås bara ett numeriskt exempel, men de antyder att införandet av ett inflationsmål i Sverige medför förändringar i observerade samband i ekonomin även om dessa kan vara svåra att fånga empiriskt.

Våra resultat antyder att införandet av ett inflationsmål i Sverige medför förändringar i observerade samband även om dessa kan vara svåra att fånga empiriskt.

Naturligtvis kan man tänka sig att det också har skett andra typer av strukturella förändringar i ekonomin som kan påverka de korrelationer vi undersökte i den empiriska analysen. För att identifiera sådana förändringar krävs dock en mer sofistikerad empirisk studie. Våra resultat här demonstrerar bara att man ska vara försiktig när man tolkar enkla samband i ekonomin. Vi visar att det är svårt att statistiskt påvisa några förändringar i sambanden trots att en omläggning av penningpolitiken faktiskt har skett. Det är därför troligen ännu svårare att utifrån statistiska data och enkla ekonomiska samband kunna säga att ekonomins funktionssätt på ett fundamentalt sätt skulle ha ändrats. Ett möjligt sätt vore dock att skatta en strukturell modell av den svenska ekonomin och formellt testa om några parametrar i modellen har förändrats. Man skulle då kunna påvisa om det också skett några förändringar i ekonomins grundläggande funktionssätt jämte införandet av ett inflationsmål. En sådan analys ligger dock utanför ramen för denna artikel.

Våra resultat demonstrerar att man ska vara försiktig när man tolkar enkla samband i ekonomin.

Slutligen noterar vi att våra resultat har ytterligare konsekvenser för debatten om den "nya ekonomin"; att ökad konkurrens skulle ha minskat ekonomins inflationsbenägenhet och att ett givet produktionsgap därigenom skulle få mindre effekter på inflationen än tidigare. Våra simuleringar visar att omläggningen av penningpolitiken just kan förväntas minska det oberoende sambandet mellan produktionsgap och inflation. Således kan den minskade inflationsbenägenheten mycket väl snarare bero på den nya penningpolitiken än på den "nya ekonomin".

Modellappendix

Vi använder en förenklad nykeynesiansk modell av en öppen ekonomi, där en period antas motsvara ett kvartal. För enkelhets skull bortser vi helt från utländska influenser.[14]

Inhemsk inflation π_t^d ges av en enkel Phillipsrelation för en öppen ekonomi:

$$\pi_t^d = \varphi_\pi \mathrm{E}_t \pi_{t+1}^d + (1 - \varphi_\pi)\pi_{t-1}^d + \alpha_y y_t + \alpha_q q_t + \varepsilon_t^\pi, \tag{9}$$

där y_t är produktionsgapet, q_t den reala växelkursen (i logaritmerad form), och ε_t^π en utbudsstörning som antas vara vitt brus med varians σ_π^2. Aggregerad efterfrågan modelleras i termer av produktionsgapet y_t:

$$y_t = \varphi_y \mathrm{E}_t y_{t+1} + (1 - \varphi_y) y_{t-1} - \beta_r (i_t - 4E_t \pi_{t+1}^d) + \beta_q q_t + \varepsilon_t^y, \tag{10}$$

där i_t är den nominella räntan, och efterfrågestörningen ε_t^y är vitt brus med varians σ_y^2.

Den nominella växelkursen s_t (i logaritmerad form) bestäms av ett räntepariteteitsvillkor:

$$s_t = E_t s_{t+1} - \frac{1}{4} i_t + u_t^s, \tag{11}$$

med en riskpremie u_t^s som följer

$$u_t^s = \rho_s u_{t-1}^s + \varepsilon_t^s, \tag{12}$$

där ε_t^s är vitt brus med varians σ_s^2. Den reala växelkursen q_t definieras som

$$q_t = s_t - p_t^d, \tag{13}$$

där p_t^d är den inhemska prisnivån (i logaritmerad form).

Inflationen för importerade varor π_t^m påverkas av växelkursrörelser, men bara långsamt:

$$\pi_t^m = (1 - \kappa)\, \pi_{t-1}^m + \kappa (s_t - s_{t-1}), \tag{14}$$

[14] För en teoretisk härledning av en liknande modell, se till exempel Svensson (2000).

där parametern κ styr trögheten i växelkursens genomslag. När $\kappa < 1$ har växelkursförändringar ett begränsat genomslag på importerad inflation. KPI-inflationen π_t är ett vägt genomsnitt av inhemsk och importerad inflation:

$$\pi_t = (1 - \eta)\, \pi_t^d + \eta \pi_t^m, \tag{15}$$

där parametern η mäter andelen importerade varor i KPI-korgen.

Slutligen antas att penningpolitiken bestäms av en centralbank med målfunktion

$$\min_{i_t} \; \alpha \operatorname{var}(\bar{\pi}_t) + (1 - \alpha) \operatorname{var}(y_t) + \nu \operatorname{var}(i_t - i_{t-1}), \tag{16}$$

där $\bar{\pi}_t$ är årlig KPI-inflation (över fyra kvartal). Parametern α mäter centralbankens vikt vid prisstabilitet (relativt real stabilitet) och ν mäter vikten vid räntestabilitet.

TABELL 4. PARAMETERVÄRDEN I MODELLEN

Inflation		Produktionsgap		Växelkurs		Penningpolitik	
φ_π	0,3	φ_y	0,1	ρ_s	0,5	α	{1/3, 2/3}
α_y	0,05	β_r	0,1	σ_s^2	0,85	ν	1/6
α_q	0,05	β_q	0,02	κ	0,25		
σ_π^2	0,4	σ_y^2	0,65				
η	0,35						

Tabell 4 visar de parametervärden som vi använder. Många av dessa värden är okontroversiella, men vissa värden kan behöva särskild motivering.

Vi har valt att modellera både inhemsk inflation och produktionsgap som i huvudsak bakåtblickande processer; $\varphi_\pi = 0{,}3$, $\varphi_y = 0{,}1$. Det har ofta noterats att en hög grad av bakåtblickande beteende behövs för att nykeynesianska modeller ska kunna återskapa de mönster man finner i verkliga ekonomier (se till exempel Estrella & Fuhrer (2002)). Dessa parametervärden liknar de som används av till exempel Rudebusch (2002).

Genomslaget av växelkursrörelser på importerad inflation (κ) har satts till 25 procent per kvartal, vilket ligger nära de skattningar som har gjorts av Naug & Nymoen (1996).

I centralbankens målfunktion låter vi vikten vid inflationsmålet (α) anta två olika värden. Tiden före införandet av inflationsmål låter vi karaktäriseras av en dubbelt så stor vikt vid real stabilitet som vid prisstabilitet ($\alpha = 1/3$). För tiden med inflationsmål låter vi centralbanken fästa dubbelt så stor vikt vid prisstabilitet som vid real stabilitet ($\alpha = 2/3$).

Genomgående antar vi att centralbanken även har preferenser för en jämn utveckling i styrräntan, till exempel för att kraftiga ränteändringar kan skapa instabilitet på de finansiella marknaderna. Empiriska studier tyder på att nykeynesianska modeller behöver en relativt stor vikt vid räntestabilitet för att återskapa mönstren i data (se Söderström med flera (2002)), och vi väljer att sätta denna vikt till $v = 1/6$.

Referenser

Adolfson, M., (2003), "Exchange rate pass-through – Theory, concepts, beliefs, and some evidence", manuskript, Sveriges riksbank.

Adolfson, M., (2001), "Optimal monetary policy with incomplete exchange rate pass-through", Working Paper No. 127, Sveriges riksbank.

Apel, M., Nessén, M., Söderström, U. & Vredin, A., (1999), "Olika sätt att bedriva inflationsmålspolitik – teori och praktik", *Penning- och valutapolitik* nr 4, sid. 13–42.

Beaudry, P. & Doyle, M., (2001), "What happened to the Phillips curve in the 1990s in Canada?", i *Price Stability and the Long-Run Target for Monetary Policy*, Bank of Canada.

Campa, J. M. & Goldberg, L. S., (2002), "Exchange rate pass-through into import prices: A macro or micro phenomenon?", Working Paper No. 8934, National Bureau of Economic Research.

Estrella, A. & Fuhrer, J. C., (2002), "Dynamic inconsistencies: Counterfactual implications of a class of rational-expectations models", *American Economic Review* 92 (4), sid. 1013–1028.

Gagnon, J. E. & Ihrig, J., (2001), "Monetary policy and exchange rate pass-through", Finance and Economics Discussion Paper No. 704, Board of Governors of the Federal Reserve System.

Heikensten, L., (1999), "Riksbankens inflationsmål – förtydliganden och utvärdering", *Penning- och valutapolitik* nr 1, sid. 5–17.

Leitemo, K. & Söderström, U., (2001), "Simple monetary policy rules and exchange rate uncertainty", Working Paper No. 122, Sveriges riksbank.

Naug, B. & Nymoen, R., (1996), "Pricing to market in a small open economy", *Scandinavian Journal of Economics* 98 (3), sid. 329–350.

Rudebusch, G. D., (2002), "Assessing nominal income rules for monetary policy with model and data uncertainty", *Economic Journal* 112 (479), sid. 1–31.

Siklos, P. L., (1999), "Inflation-target design: Changing inflation performance and persistence in industrial countries", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 81 (2), sid. 47–58.

Svensson, L. E. O., (2000), "Open-economy inflation targeting", *Journal of International Economics* 50 (1), sid. 155–184.

Söderström, U., Söderlind, P. & Vredin, A., (2002), "Can a calibrated New-Keynesian model of monetary policy fit the facts?", Working Paper No. 140, Sveriges riksbank.