Har inflationsprocessen förändrats?

Av Claes Berg och Peter Lundkvist

Författarna tackar Mikael Apel, Sonja Daltung, Hans Dillén, Per Jansson, Lars E.O. Svensson, Staffan Viotti och Anders Vredin för värdefulla synpunkter.

I denna artikel diskuteras relationen mellan inflationen och efterfrågan, mätt med produktionsgapet eller arbetslösheten, i makroekonomiska modeller. Dessutom analyserar vi om inflationsprocessen i den svenska ekonomin har förändrats under 1990-talet. De minskade inflationsförväntningarna tyder på att trovärdigheten för inflationsmålet har ökat. Det är dock svårt att dra slutsatser om hur mycket inflationsprocessen i svensk ekonomi har påverkats. Det beror på att specifikationen av efterfrågeläget spelar en stor roll för de empiriska resultaten.

Inflationsprocessen är komplicerad

Inflationsprognosen är ett viktigt redskap i penningpolitiken.

Målet för Riksbankens penningpolitik är att värna penningvärdet, alltså att hålla inflationen låg och stabil. Penningpolitiken påverkar inflationen via den s.k. transmissionsmekanismen där den korta styrräntan, växelkursen och kreditsituationen är centrala faktorer som påverkar den *framtida* efterfrågan på varor och tjänster. Eftersom dagens penningpolitik påverkar inflationen maximalt på ett till två års sikt måste en centralbank skaffa sig en uppfattning av den *framtida* inflationen. Inflationsprognosen är således ett viktigt redskap i penningpolitiken.[1]

Inflationsprocessen är dock mycket komplicerad. Makroekonomisk teori och statistiska metoder kan bidra med viktiga insikter om denna process. För att göra

[1] Det är viktigt att skilja mellan slutligt och intermediärt mål för penningpolitiken. Ett intermediärt mål är nära korrelerat med det slutliga målet, låg inflation, men lättare att kontrollera än detta. Inflationsprognosen kan under vissa förutsättningar vara ett utmärkt intermediärt mål, se Svensson [1996]. Med ett inflationsmål ska penningpolitiken inriktas så att inflationsprognosen överensstämmer med inflationsmålet under den tidshorisont vid vilken styrräntan ger maximal effekt på efterfrågan och inflation. Därigenom kan centralbanken se till att avvikelser av den faktiska inflationen från inflationsmålet minimeras.

goda inflationsprognoser behövs dessutom kunskaper om ekonomisk politik och institutionella förändringar.

En förändring av inflationsprocessen kan relateras till ändrade inflationsförväntningar och/eller förändrad relation mellan inflationsprocessen och produktionsgapet eller arbetslösheten.

I denna artikel diskuterar vi med utgångspunkt i makroekonomisk teori relationen mellan inflation och efterfrågan. Med hjälp av en enkel inflationsekvation undersöker vi om *inflationsprocessen* i den svenska ekonomin har förändrats under 1990-talet. Enligt denna ekvation kan en förändring av inflationsprocessen relateras till ändrade inflationsförväntningar och/eller en förändrad relation mellan produktionsgapet eller arbetslösheten å ena sidan och inflationsprocessen å andra sidan. Inflationsförväntningarna påverkas i sin tur av trovärdigheten för centralbankens penningpolitik.

Inflationsprocessen är även relaterad till trögheter i pris- och lönebildningen och vi gör en genomgång av några teoretiska förklaringsmodeller. Därefter analyserar vi hushållens inflationsförväntningar och redogör för några empiriska riksbanksstudier. Vi analyserar också relationen mellan inflationen och några olika mått på produktionsgap samt arbetslösheten med hjälp av svenska kvartalsdata.

Inflation och makroekonomisk teori

En enkel inflationsekvation

Ekvationen relaterar inflationen till inflationsförväntningarna och produktionsgapet.

Vi ska basera analysen på en enkel ekvation som relaterar inflationen till inflationsförväntningarna och produktionsgapet. Denna ekvation är möjlig att härleda med utgångspunkt i olika typer av teoretiska antaganden och är ett allmänt accepterat analysredskap.[2]

Inflationsekvationen ser ut på följande sätt:

$$\pi = \pi^e + \beta * GAP + \chi * \pi^* + \varepsilon$$

där π är den faktiska inhemska inflationen, π^e den förväntade inflationen, GAP är ett mått på konjunkturläget (produktionsgapet eller arbetslösheten), π^* är den ut-

[2] De inflationsmodeller som analyserats i den akademiska litteraturen kan i stort sett indelas i två olika kategorier: 1) modeller baserade på att priser och löner inte är fullständigt flexibla (nykeynesianska modeller), 2) monetära modeller som utgår från rationella förväntningar med flexibla marknader. Nedan redogörs för skillnaderna mellan dessa ansatser. Se Roberts [1995] för en översikt.

ländska inflationen (eller andra utbudschocker) och ε en slumpmässig störningsterm.[3] β och χ är parametrar som bestämmer hur mycket förändringar i konjunkturläge eller utländska priser och utbudschocker slår igenom i den inhemska inflationen.

Inflationen bestäms av produktionsgapet, alltså skillnaden mellan den totala produktionsnivån och den potentiella produktionsvolymen.

Eftersom skillnaden mellan den totala produktionsnivån och den potentiella produktionsvolymen spelar en central roll i analysen har den fått ett eget namn – produktionsgapet.[4] Relationen mellan produktionsgap och inflation påverkas i hög grad av hur lönebildning och arbetsmarknad fungerar. Stelheter i lönebildningen kan försvåra prisanpassningen och bidra till stigande arbetslöshet då efterfrågan faller. Både produktionsgapets nivå och hur snabbt det sluts eller vidgas kan ha betydelse för inflationen. Ett negativt men snabbt minskande gap kan vara förenligt med stigande inflation.

Inflationen bestäms även av inflationsförväntningarna.

En annan faktor som bestämmer inflationen i den enkla modellen är inflationsförväntningarna. Under perioder av hög inflation tenderar priserna, via lönesättningen, att fortsätta stiga kraftigt även om efterfrågeläget är dämpat. Stora prisökningar leder till förväntningar om fortsatta prisstegringar. Inflationsförväntningarna kan också vara mer framåtblickande, särskilt om aktörerna förväntar sig en ny inriktning för penningpolitiken som syftar till minskad inflation.

Den tredje faktorn som bestämmer inflationen är exogena prischocker.

Den tredje faktorn som bestämmer inflationen i denna ekvation är exogena prischocker (eller andra utbudschocker). I en öppen ekonomi påverkas inflationen av utländska prisökningar, justerad för växelkursförändringar. Konsumentpriserna påverkas därmed av förändringar i världsmarknadspriser och förändringar i nominella växelkurser.[5]

[3] I Taylors [1979] modell med överlappande lönekontrakt kommer även arbetslöshet i föregående period och förväntad arbetslöshet i nästa period att ingå. Tidsserier över arbetslösheten är dock starkt autokorrelerade varför t.ex. Roberts [1995] utnyttjar en specifikation med enbart aktuell arbetslöshet vid en analys av inflationsekvationen i USA.

[4] I en mer fullständig analys kan produktionsgapet bero på realräntan, real växelkurs och tidigare värden på produktionsgapet. Realräntan kan uppfattas som bestämd av centralbanken om den skrivs som differensen mellan reporäntan och den faktiska inflationen

[5] En lägre utländsk inflation ger en lägre ökning av inhemska priser framför allt av två skäl. Dels kan en liten öppen ekonomi som den svenska på lång sikt inte ha en inflationsutveckling som avviker alltför mycket från omvärldens. Dessutom påverkas den svenska inflationen av den utländska prisutvecklingen i och med att utländska varor ingår i inhemskt konsumentprisindex. En ökad importandel i samband med fallande utländska priser leder t.ex. till minskad svensk inflation.

En mer varaktig förändring av inflationsprocessen kan bero på att inflationsförväntningarna har minskat och/eller på en förändrad utväxling mellan produktionsgap och inflation.

En mer varaktig förändring i inflationsprocessen kan bero på några olika faktorer. Dels kan den process som genererar *inflationsförväntningarna* ha förändrats. En förändrad förväntningsbildning kan innebära att *trovärdigheten för inflationsmålet* ökat. Trovärdigheten påverkas i hög grad av det institutionella regelverk som reglerar centralbankens arbete. En förändring av inflationsprocessen kan också vara relaterad till en *förändrad utväxling* mellan efterfråge-, utbudsläge och inflationen. Parametervärden som relaterar efterfrågeläge och utbudschocker till inflationen har då förändras.

Institutionella aspekter

Både teoretiska överväganden och empiriska data tyder på att incitamentsproblem kan begränsas om penningpolitiken delegeras till en oberoende centralbank.

Enligt den akademiska litteraturen om centralbanker kan det finnas en inneboende inflationsbias i penningpolitiken.[6] Inflationsbias uppstår om privata aktörer anser att centralbanken kan komma att utsättas för starka påtryckningar att genomföra en överraskningsinflation. En regering kan förespråka en oförutsedd höjning av prisnivån eftersom detta kan minska en nominell statsskuld eller på *kort sikt* stimulera sysselsättningen. Men om de privata aktörerna är medvetna om detta kommer de att ingå avtal som tar hänsyn till inflationsrisken. Därmed blir inflationen högre än vad den skulle behöva vara. Vid jämvikt i ekonomin har penningpolitiken en inflationistisk bias – inflationen överstiger målet – men det finns ingen *långfristig* sysselsättningsvinst. Både teoretiska överväganden och empiriska data tyder på att detta incitamentsproblem kan begränsas om penningpolitiken delegeras till en oberoende centralbank. Denna svarar då för att det mål som lagts fast av huvudmannen uppnås. En förändring av inflationsprocessen kan därför också bero på institutionella förändringar som rör penningpolitiken.

Om sådana förändringar leder till ökad trovärdighet för penningpolitiken minskar inflationsförväntningarna på lång sikt. Den förväntade inflationen kan i det enklaste fallet ses som en sammanvägning av inflationen i föregående period och det inflationsmål centralbanken har satt eller ålagts.[7]

[6] Se Berg [1996] för en genomgång.

[7] Om centralbankens inflationsmål är fullständigt trovärdigt kommer den förväntade inflationen att ligga på målet för den framtida period som penningpolitiken kan påverka. Detta kan enklast skrivas:
förväntad inflation = μ·inflation föregående period + $(1-\mu)$·inflationsmål. Parametern μ mäter hur trovärdigt inflationsmålet är. Om $\mu = 1$ är inflationsmålet inte trovärdigt. Förväntningsprocessen kan beskrivas mer utförligt.

Nykeynesiansk teori

Tolkningen av koefficienten framför produktionsgapet påverkas delvis av vilken analys som använts för att härleda inflationsekvationen.

I nykeynesiansk teori relateras koefficienten (konstanten β i ekvationen) framför produktionsgapet till hur pris- och lönebildningen fungerar. Utgångspunkten är att löner och/eller priser är trögrörliga, dvs. inte ändras direkt då utbuds- eller efterfrågeförhållandena ändras.

I nykeynesiansk teori relateras koefficienten framför produktionsgapet till hur pris- och lönebildningen fungerar.

Rotemberg [1982] visar hur den nykeynesianska inflationsekvationen kan härledas om företagen möter anpassningskostnader då priserna ska justeras. Prisstelhet kan uppstå om företagen gör en avvägning mellan att sätta ett ur efterfrågesynpunkt lämpligt pris och kostnaden för att ändra priset.

Prisstelhet kan uppstå om företagen gör en avvägning mellan att sätta ett lämpligt pris och kostnaden för att ändra priset.

Stelheter på arbetsmarknaden kan också ge upphov till trögrörliga priser. Företagens priser kan t.ex. antas ges av ett pålägg på lönekostnaderna. Detta påslag beror på produktivitetsutvecklingen och utländska priser. Löneutvecklingen påverkas av såväl produktionsgap som inflationsförväntningar.[8] Om produktionsnivån ligger över den potentiella nivån och företagens priser kan höjas så kommer också trycket att höja lönerna att stiga. Hur mycket lönerna stiger beror på inflationsförväntningarna och bristen på arbetskraft. Eftersom produktionen ligger över sin potentiella nivå så kommer arbetslösheten att ligga under sin potentiella nivå, vilket bidrar till att dra upp löneökningstakten.

Stelheter på arbetsmarknaden kan också ge upphov till trögrörliga priser.

[8] Den keynesianska inflationsekvationen kallas också Phillips-Okun-kurvan. Den kan härledas från tre olika relationer. Den första är en relation mellan arbetslösheten och produktionsgapet, som kallas Okuns lag. Denna relation innebär att arbetslösheten är över en "normal" nivå när den faktiska produktionen är lägre än den potentiella. Detta kan skrivas $U-U^{pot}=-a(Y-Y^{pot})$, där a är en konstant. Den andra relationen är Phillipskurvan, som kan skrivas $\Delta w = \pi e - b(U-U^{pot}) + \Delta q$, där Δw är löneändring, Δq produktivitetsändring och b en konstant. Den tredje relationen innebär att prisändringar (påslagsprissättning) ges av $\pi = \Delta w - \Delta q + \pi^*$ där π^* motsvarar utländska prisändringar. Ur dessa tre relationer kan inflationsekvationen härledas som $\pi = a*b*(Y-Y^{pot}) + \pi e + \pi^*$. Det innebär att koefficienten β i inflationsekvationen kan skrivas $\beta = a*b$. Utväxlingen mellan produktionsgapet och inflationen kan således minska om a minskar. Detta innebär att för en given uppgång i produktionen över dess potentiella nivå så blir nedgången i arbetslöshet under sin potentiella nivå lägre än annars. Detta dämpar inflationstrycket via de två andra relationerna. Utväxlingen mellan produktionsgapet och inflationen kan också minska om b minskar, dvs. löneökningarna blir lägre vid en given nedgång i arbetslösheten. Notera dock att det finns en symmetri i tolkningen av β. Om produktionen befinner sig under den potentiella nivån kommer ett lägre värde på β också innebära att "prissänkningssbenägenheten" blir lägre. Detta beror på att för en given nedgång i produktionen under dess potentiella nivå kommer ett lägre a innebära en lägre uppgång i arbetslösheten än annars. Det beror också på att för en viss uppgång i arbetslösheten över den potentiella nivån kommer löneminskningarna att bli lägre än annars på grund av ett lägre värde på b.

När konjunkturen vänder ned kommer produktionsnivån att ligga under den potentiella nivån. Arbetslösheten stiger då över sin potentiella nivå. Företagens priser behöver minska för att bidra till ökad försäljning. Då behöver också lönerna minska. Om lönerna är trögrörliga nedåt kommer genomsnittslönen att minska långsammare än vad som krävs för att återställa full sysselsättning. Detta kan, som Taylor [1979] visat, bero på att bara en viss andel av lönekontrakten omförhandlas under varje tidsperiod.

En mer varaktig nedskiftning av inflationsprocessen kan vara förknippad med förbättrad lönebildning, bättre matchning mellan arbetslösa och vakanser samt med lägre nivåer på arbetslöshetsersättningen.

Lägre inflationsbenägenhet i denna analys kan vara förknippad med förbättrad lönebildning, bättre matchning mellan de som blivit arbetslösa och nytillkomna vakanser samt med lägre nivåer på arbetslöshetsersättningen.[9] En nedskiftning av inflationsprocessen kan också komma till stånd genom beslut att överge olika typer av löneindexering och följsamhetsklausuler.

Flexibel lönebildning och informationsosäkerhet

Det är också möjligt att analysera förändringar i inflationsprocessen utan ett antagande om trögrörliga priser och löner.

Det är också möjligt att analysera förändringar i inflationsprocessen utan ett antagande om trögrörliga priser och löner. Även om priser och löner är fullständigt flexibla kan inflationsprocessen förändras till följd av en förändring av löntagarnas möjligheter att urskilja vad som påverkar löneutvecklingen.

I den analys som baseras på rationella förväntningar och flexibel pris- och lönebildning är koefficienten framför produktionsgapet relaterad till löntagarnas möjligheter att genomskåda varför löner och priser stiger.[10] Eftersom lönebildningen innehåller moment av informationsosäkerhet kan löner och priser i en *viss bransch* stiga i två fall, med helt olika konsekvenser för produktion och sysselsättning.

I det första fallet har efterfrågan på den specifika marknadens produkter ökat. Då finns det möjligheter att öka priser och löner relativt andra branscher. En löne- och prisökning leder till ökade arbetsinsatser och ökad produktion. Det

[9] En lägre ersättningsnivå leder till att löntagarnas s.k. reservationslön minskar, dvs. de accepterar arbetstillfällen med lägre lön. De empiriska studier som gjorts visar att ofta, men inte alltid, ger en högre ersättningsnivå en viss löneuppdrivande effekt. Se Forslund [1992] och Holmlund [1989, 1990].

[10] Utbudskurvan kan skrivas som $Y_t = \alpha(P_t - E_tP_t) + Y^{pot}$. I denna ekvation tolkas $(P_t - E_tP_t)$ som den felbedömning av inflationen som orsakas av att den penningpolitiska stimulansen blir en annan än löntagarna förväntat. När differensen är positiv antas produktionsvillkoren vara bättre än normalt och produktionen stiger. Ekvationen kan omformas till $P_t = 1/\alpha(Y_t - Y^{pot}) + E_tP_t$. Om P_{t-1} subtraheras från båda sidor erhålls en annan version av den inflationsekvationen:
$\pi_t = 1/\alpha(Y_t - Y^{pot}) + E_t\pi_t$.

innebär att en liten positiv differens mellan faktiska priser och förväntade priser leder till en relativt stor förändring i produktionsvolymen. Detta motsvaras i inflationsekvationen på aggregerad nivå av att en viss differens mellan faktisk produktionsvolym och potentiell produktion – ett produktionsgap – ger en mindre förändring av inflationen.

Löner och priser i en viss bransch kan stiga i två fall. I det första fallet har efterfrågan på den specifika marknadens produkter ökat.

I det andra fallet beror den löneökning och prisökning som noteras på en lokal marknad på en penningpolitisk expansion som i första hand kommer att höja den allmänna prisnivån i ekonomin. Då är möjligheterna till relativprisförbättringar och relativlöneförbättringar inte lika goda. Därför kommer en löne- och prisökning i detta fall att leda till en begränsad ökning av arbetsinsatser och produktion. Det innebär att en stor differens mellan faktiska priser och förväntade priser leder till en liten förändring i produktionsvolymen. Detta motsvaras i inflationsekvationen på aggregerad nivå av att en viss differens mellan faktisk produktionsvolym och potentiell produktion – ett produktionsgap – ger en större förändring av inflationen.

I det andra fallet beror löne- och prisökningen på en lokal marknad på en penningpolitisk expansion som i första hand höjer den allmänna prisnivån.

Den teoretiska analysen leder till följande tolkning av vad som kan bidra till en minskad inflationsbenägenhet, det vill säga en varaktig nedskiftning av inflationsprocessen. De långsiktiga inflationsförväntningarna kan falla och trovärdigheten för centralbankens inflationsbekämpning öka. Denna trovärdighet kan öka till följd av institutionella förändringar.

Har inflationsprocessen förändrats under 1990-talet?

Vad har bidragit?

I detta avsnitt görs en mer konkret analys av vad som kan ha bidragit till en förändring av inflationsprocessen i den svenska ekonomin under 1990-talet. Under 1970- och 1980-talen ökade KPI med i genomsnitt 8 procent per år. Mellan 1992–1996 var inflationen ca 2,7 procent per år. För att förstå vad som bidragit till denna förändring bör inflationsförväntningarna och relationen

Under 1970- och 1980-talen ökade KPI med i genomsnitt 8 procent per år. Mellan 1992-1996 har priserna ökat med ca 2,7 procent per år.

mellan inflationsprocessen och produktionsgapet (respektive arbetslösheten) analyseras. Hushållens inflationsförväntningar studeras i nästa avsnitt.

Det är svårt att belägga strukturella skift med ekonometriska metoder. Det beror först och främst på att perioden med inflationsmål är ganska kort. Syftet är att analysera om inflationsprocessen har skiftat ned under 1990-talet. Däremot ämnar vi inte försöka analysera vilken av de två teorierna bakom den enkla inflationsekvationen som har störst förklaringsvärde. Det är viktigt att framhålla att det är svårt att ekonometriskt skatta samband som förändras över tiden. Det är ännu svårare att tolka parametern framför produktionsgapet i teoretiska termer efter en empirisk skattning. I de följande avsnitten redovisas resultat från två olika riksbanksstudier. I den första har en enkel ekvation skattats för perioden andra kvartalet 1972 till och med andra kvartalet 1996. Relationen mellan förändringen i KPI, två olika mått på produktionsgapet respektive arbetslösheten samt utländska priser studeras. I den andra studien analyseras relationen mellan tillväxt och arbetslöshet, inflation och produktionsgap i ett brett sammanhang, där jämviktsarbetslösheten och potentiell tillväxttakt bestäms i modellen.[11]

Inflationsförväntningar och trovärdighet för inflationsmålet

Inflationsbenägenheten kan ha minskat i den svenska ekonomin av flera skäl.

Inflationsbenägenheten kan ha minskat i den svenska ekonomin av flera skäl. Trovärdigheten för inflationsbekämpningen kan ha ökat. Faktorer som bör ha bidragit till detta är kronförsvaret hösten 1992, införandet av Riksbankens inflationsmål i januari 1993, den försiktiga räntesänkningspolitiken under 1993, räntehöjningarna 1994–1995, det svenska EU-inträdet samt konsolideringen av statsfinanserna.

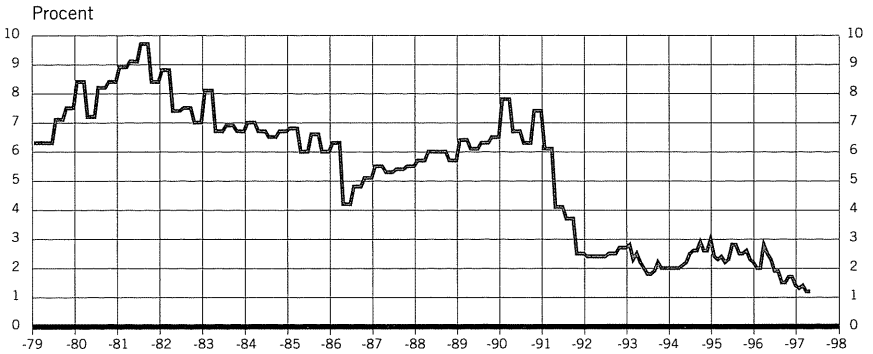
Ett tydligt tecken på ökad trovärdighet är att hushållens inflationsförväntningar minskat kraftigt under 1990-talet.

Ett tydligt tecken på ökad trovärdighet för inflationsmålet är att hushållens inflationsförväntningar minskat kraftigt under 1990-talet (se figur 1). Under 1980-talet uppgick hushållens inflationsförväntningar de kommande tolv månaderna till i snitt 6 à 7 procent. Sedan början av 1992 ligger motsvarande genomsnitt strax över 2 procent.

Det klara trendbrottet i hushållens inflationsförväntningar 1992 kan tolkas som ett första tecken på att inflationsprocessen börjar skifta ned. De mer långsiktiga inflationsförväntningarna (på fem års sikt) hos placerarna på obligationsmark-

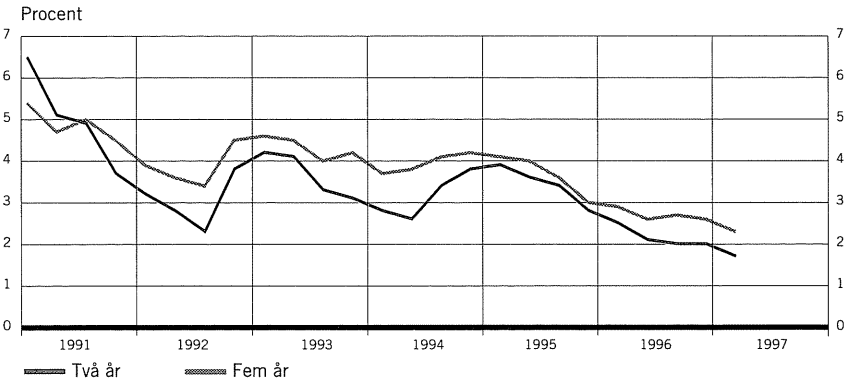
[11] Se Apel och Jansson [1997].

Figur 1. Hushållens inflationsförväntningar de kommande tolv månaderna



Källa: SCB.

Figur 2. Inflationsförväntningar hos placerare på obligationsmarknaden de närmaste två respektive fem åren



Källa: Aragon Fondkommission.

naden har dock minskat successivt sedan 1991 men inte kommit ned under 3 procent förrän under 1996 (se figur 2). Eftersom vissa år under perioden från och med 1992 kännetecknats av stora produktionsgap är det också viktigt att närmare analysera hur inflationen relateras till produktionsgapet. Detta görs i nästa avsnitt.

En empirisk inflationsekvation

I detta avsnitt redovisas resultaten av skattningar med en inflationsekvation för perioden andra kvartalet 1972 till och med andra kvartalet 1996.[12] Syftet är i

[12] Modellen kan kompletteras med en efterfrågeekvation. Efterfrågeekvationen speglar sambandet mellan produktionsgap, realränta och real växelkurs. Efterfrågan i innevarande period antas vara förklarad av realräntan och den reala växelkursen i föregående period, samt av efterfrågan i föregående period och två perioder bakåt i tiden.

Det klara trendbrottet i hushållens inflationsförväntningar 1992 kan tolkas som ett första tecken på att inflationsprocessen har skiftat ned.

första hand att undersöka om det finns tecken på att inflationsprocessen genomgått en strukturell förändring till följd av att relationen mellan produktionsgapet (eller arbetslösheten) och inflationen ändrats. Inflationen i innevarande period antas vara förklarad av inflationen i föregående period, efterfrågan i innevarande period, förändringen i utländska priser i föregående period och ett genomsnitt av historiska förändringar i utländska konsumentpriser.

För att söka efter strukturella förändringar i inflationsprocessen analyserar vi inflationsekvationens prognosförmåga utanför stickprovet. Skattningen sker då med kvartalsdata för perioden andra kvartalet 1972 till och med andra kvartalet 1994. För perioden tredje kvartalet 1994 till och med andra kvartalet 1996 görs en utvärdering av prognosegenskaper för två olika mått på produktionsgap samt arbetslösheten. Olika specifikationer för ändrad inflationstakt prövas med dummyvariabler.[13] Utan regimdummy tenderar måtten på produktionsgap att systematiskt överskatta inflationen efter 1993.

Dessutom studerar vi hur olika revideringar av nationalräkenskaperna påverkar modellens prognosförmåga.

För att skatta den enkla inflationsekvationen ovan måste ett antagande om inflationsförväntningarna göras. Vi har prövat flera olika specifikationer och funnit att inflationen föregående kvartal är möjlig att använda. Produktionsgapet eller arbetslösheten ingår utan eftersläpning på ekvationens högersida. Detta innebär att vi inte testar hur inflationen reagerar om gapet sluts hastigare eller långsammare, den frågan återkommer vi till i ett senare avsnitt.

Som mått på utbudschocken används handelsviktade konsumentprisförändringar i utlandet.[14] Dessutom ingår ett antal dummyvariabler som avses fånga momsförändringar.[15]

Sambandet specificeras på följande sätt:

[13] Det finns ingen serie över inflationsförväntningar mätt med enkäter från 1970-talet. I figur 1 visas hushållens inflationsförväntningar på ett års sikt sedan 1979. I figuren ses att inflationsförväntningarna skiftar ned 1992–1993. Efter övergången till rörlig växelkurs antog Riksbanken ett inflationsmål för penningpolitiken i januari 1993. Målet för penningpolitiken är att förändringen av konsumentprisindex begränsas till 2 procent med ett toleransintervall på ±1 procentenhet.

[14] Förändringen i utländska konsumentpriser inkluderar de länder som ingår i IMF:s reala växelkursindex, det s.k. TCW-indexet, baserat på relativa konsumentpriser.

[15] D74:4= ett för fjärde kvartalet 1974, momshöjning 1974-09-16
D77:2 = ett för andra kvartalet 1977, momshöjning 1977-06-01
D80:4 = ett för fjärde kvartalet 1980, momshöjning 1980-09-08
D81:4 = ett för fjärde kvartalet 1981, momssänkning 1981-11-16
D90:1 = ett för första kvartalet 1990, momshöjning 1990-01-01
D91:1 = ett för första kvartalet 1991, momsbreddning 1991-01-01
D92:1 = ett för första kvartalet 1992, momssänkning 1992-01-01

$$\pi_t = \alpha + \beta 1 \cdot \pi_{t-1} + \beta 2 \cdot GAP_t + \beta 3 \cdot \pi_t^* + \beta 4 \cdot \bar{\pi}^* + \beta 5 \cdot D93{:}1 + \varepsilon_t$$

där

π_t = inhemsk inflation definierad som den kvartalsvisa förändringen i konsumentprisindex

GAP_t = efterfrågevariabel, antingen produktionsgap, y_t, definierat som procentuell skillnad mellan faktisk och potentiell BNP eller den öppna arbetslösheten, u_t

π^*_t = kvartalsvis procentuell förändring i utländska konsumentpriser, uttryckt i svenska kronor

$\bar{\pi}^*$ = genomsnitt av de åtta senaste kvartalens procentuella förändring i utländska konsumentpriser, uttryckt i svenska kronor[16]

D93:1 = regimdummy, ett från och med första kvartalet 1993, noll i övrigt

ε_t = normalfördelad felterm

Figur 3 visar utvecklingen av inflationen i Sverige respektive utomlands.[17] Den inhemska inflationen, definierad som den kvartalsvisa förändringen i konsumentprisindex, har varierat betydligt mer än motsvarande utländska inflationsmått. Det beror på att priserna utomlands anges som ett vägt genomsnitt.

Det är också klart att inflationen utomlands skiftade ned tidigare än den svenska. Medan det årliga genomsnittet för inflationen utomlands för perioden 1970–1985 var 8,2 procent stannade det vid 3,4 procent för perioden 1985–1995.

Olika mått på efterfrågeläget

Prisekvationen estimeras med två olika specifikationer på produktionsgapet; Whittaker-Henderson-filtret och produktionsfunktionsansatsen.

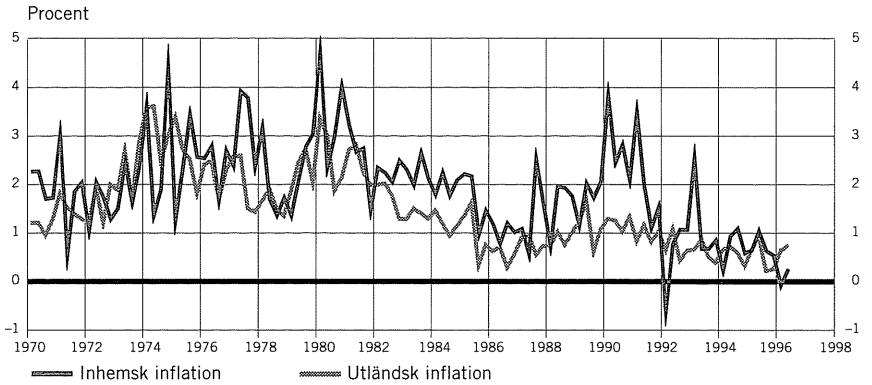
Prisekvationen estimeras med två olika specifikationer på produktionsgapet.[18] Whittaker-Henderson-filtret (WH), utnyttjar enbart information i BNP och gapet beskriver skillnaden mellan en variabel BNP-trend och faktisk BNP. Dessutom utnyttjas gapet enligt produktionsfunktionsansatsen (PF). Detta gap baseras på att den samlade produktionen är en funktion av arbetsinsatser, kapitalstock och produktivitet. En fördel med detta produktionsgapsmått är att det påverkas av situationen på arbetsmarknaden genom att antalet arbetade

[16] Av statistiska skäl inkluderas ett genomsnitt av de utländska prisförändringar åtta kvartal bakåt i tiden. Om denna variabel utesluts sjunker förklaringsvärdet betydligt.

[17] I figuren uttrycks utländska priser dock ej i svenska kronor.

[18] Se Apel m.fl. [1996].

Figur 3. Inflation; inhemsk och utomlands, kvartalsvis



timmar beaktas. I den nykeynesianska härledningen av inflationsekvationen spelar arbetslösheten en viktig roll (se Roberts [1995]). Därför prövar vi också med öppen arbetslöshet som ett mått på efterfrågeläget. Figur 4 visar utvecklingen för de två produktionsgapsmåtten samt arbetslösheten under perioden första kvartalet 1970 till och med andra kvartalet 1996.

Vidare utvärderas hur den senaste tidens olika revideringar av NR påverkar estimaten. Under 1996 förändrades bilden av tillväxten 1994, 1995 och början av 1996 vid tre olika tillfällen.[19] Denna förändring av statistikunderlaget kan potentiellt påverka analysen av relationen mellan produktionsgap och inflation. Vi är intresserade av att se hur analysen av inflationsekvationen påverkas av revideringarna.[20]

Resultat

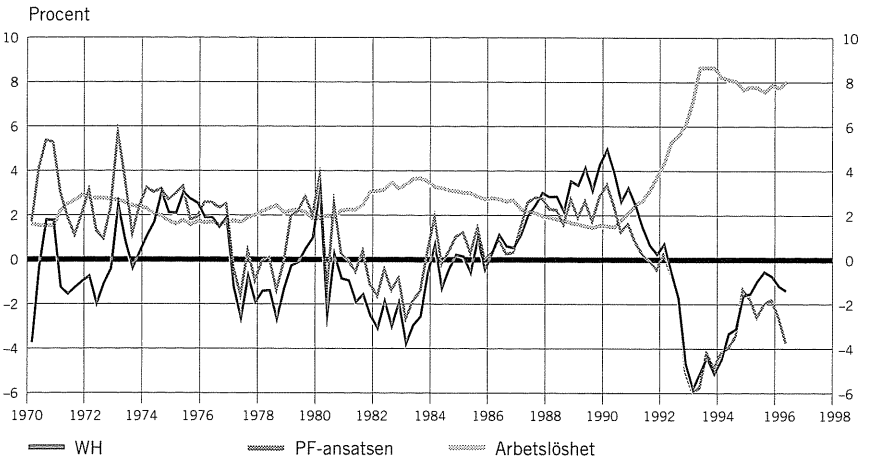
OLS-regressioner

Tabell 1 ger en översikt över de viktigaste resultaten av skattningar med (M) respektive utan (U) regimdummy i inflationsekvationen när produktionsgapet är beräknat med ett WH-filter och när gapet är beräknat enligt produktionsfunktionsansatsen. Regimdummy införs för att testa om strukturella skift inträffat i infla-

[19] I augusti 1996 presenterades den första preliminära BNP-statistiken för andra kvartalet 1996 inför arbetet med statsbudgeten under hösten samma år. BNP-tillväxten uppgick i denna preliminära statistik till 1,7 procent första halvåret 1996. När ordinarie NR för andra kvartalet 1996 publicerades i slutet av oktober samma år reviderades BNP-tillväxten upp med en tiondel första halvåret 1996 till 1,8 procent. Revideringarna var omfattande för åren 1994-1995. Tillväxten 1994 reviderades upp med 0,7 procentenheter till 3,3 procent medan motsvarande upprevidering för 1995 var 0,6 procentenheter till 3,6 procent. Ännu en revidering av NR skedde i slutet av december 1996. Vid redovisningen av NR för tredje kvartalet reviderades BNP ned för första och andra kvartalet samma år. För första halvåret 1996 redovisades BNP-tillväxten ned till 1,2 procent.

[20] Med penningpolitikens kontrollefterslåpning avses det faktum att dagens penningpolitik får fullt genomslag på KPI först efter ett till två år (se Svensson [1996]). Om det faktiska värdet på dagens produktionsgap blir känt först om ett till två år försvåras användningen av produktionsgapsbaserade modeller i prognosarbetet och i implementeringen av penningpolitiken.

Figur 4. Produktionsgapet enligt W-H-filter och enligt produktionsfunktionsansatsen (PF) samt öppen arbetslöshet (säsongrensad)



tionsprocessen. Även skattningar när arbetslösheten inkluderas som regressor istället för produktionsgapet redovisas.

I samtliga regressioner har förklaringsvariablerna inhemsk inflation (i föregående period), utländsk inflation (både innevarande period och ett genomsnitt de senaste två åren), produktionsgap respektive arbetslöshet de förväntade tecknen. Förklaringsvariablerna uppfyller kravet på statistisk signifikans och ekvationerna förklarar mellan 64 och 68 procent av variationen i inflationstakt. Förklaringsvärdet är högst i ekvationen med arbetslösheten som förklarande variabel, medan det är lägst i ekvationen där produktionsgapet mäts med WH-filter.

Med regimdummy första kvartalet 1993 minskar koefficienten framför produktionsgapet från 0,13 till 0,08 respektive från 0,14 till 0,10 över hela perioden. Motsvarande förändring när arbetslösheten används är från –0,18 till –0,25. Trots den markanta förändringen av punktestimaten är skillnaden mellan koefficienterna framför produktionsgapet och arbetslösheten, med respektive utan regimdummy, inte statistiskt signifikant i någon av specifikationerna.

Det bör även noteras att regimdummyvariabeln endast är klart statistiskt signifikant när produktionsgapet mäts med filtermetoden. Den troliga orsaken till att regimdummyvariabeln inte blir signifikant när produktionsgapet mäts enligt produktionsfunktionsansatsen är att detta gap fångar upp en del av de förändringar som ägt rum på arbetsmarknaden. Denna tolkning stärks av att regimdummyvariabeln är än mindre signifikant när arbetslösheten ingår som förklaringsvariabel.

Residualanalysen visar att feltermerna i de flesta fall uppfyller statistiska grundantaganden. I ett par av ekvationerna, framförallt när arbetslösheten används som förklaringsvariabel, uppfyller dock inte residualerna antagandet om normalfördelning (lågt p-värde tyder på att feltermerna inte är normalfördelade). Detta behöver dock inte utgöra något stort problem eftersom fördelningen i övrigt liknar en normalfördelning samt att normalitetstestet (Jarque-Beras test) är känsligt för de få extremvärden som, trots inkluderandet av ett antal dummyvariabler för momsförändringar, tycks finnas kvar i underliggande data.

Eftersom residualanalysen inte tyder på några större problem vad gäller feltermernas beteende kan de olika specifikationerna av inflationsekvationen sägas vara tillfredsställande ur statistisk synvinkel.[21]

Tabell 1. OLS-estimat för inflationsekvationen 1972:2–1996:2
(p-värden inom parenteser)
U = utan regimdummy, M = med regimdummy

	Produktionsgap enligt WH-filter		PF-ansatsen		Arbetslöshet	
	U	M	U	M	U	M
konstant	0,554	0,829	0,649	0,803	1,548	1,703
	(0,002)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
π_{t-1}	0,318	0,254	0,291	0,260	0,189	0,176
	(0,000)	(0,001)	(0,000)	(0,001)	(0,020)	(0,034)
y_t	0,130	0,080	0,142	0,104	–	–
	(0,000)	(0,045)	(0,000)	(0,013)		
u_t	–	–	–	–	–0,185	–0,248
					(0,000)	(0,005)
π_t^*	0,119	0,107	0,112	0,105	0,093	0,095
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
$\bar{\pi}^*$	0,174	0,150	0,126	0,121	0,117	0,124
	(0,013)	(0,028)	(0,039)	(0,047)	(0,048)	(0,038)
D93:1	–	–0,607	–	–0,390		–0,388
		(0,013)		(0,158)	–	(0,418)
S.E.R.	0,648	0,629	0,624	0,620	0,613	0,614
R^2	0,641	0,666	0,667	0,675	0,679	0,681
Normalitet	2,129	9,417	3,900	7,927	24,239	22,679
	(0,345)	(0,009)	(0,142)	(0,019)	(0,000)	(0,000)
Heterosk.	1,414	1,048	1,678	1,403	0,639	0,492
	(0,139)	(0,424)	(0,072)	(0,162)	(0,876)	(0,977)
Autokorr.						
1	–0,057	–0,068	–0,072	–0,072	–0,037	–0,025
2	0,133	0,128	0,080	0,094	0,144	0,145
3	0,227	0,202	0,186	0,186	0,187	0,185
4	–0,070	–0,108	–0,108	–0,123	–0,142	–0,142

[21] White-testet för heteroskedasticitet visar att regressionerna inte innehåller några större heteroskedasticitetsproblem (högt p-värde svarar mot att residualerna är homoskedastiska) vilket betyder att feltermerna har en konstant varians över hela den skattade perioden.Det kritiska värdet för autokorrelation är 0,203 (vid stickprovsstorleken n=97). Ett högre värde behöver dock inte betyda problem med autokorrelation i dessa skattningar. Eftersom testet är 5-procentigt kan man t.ex. tillåta att två av 36 skattningar visar på autokorrelation utan att detta behöver leda till en omspecifikation av modellen. Inferensen blir densamma när de skattade varianserna och kovarianserna korrigeras för eventuell heterskedasticitet med White- eller Newey-Westmetoden.

Prognosutvärdering

Utvärdering av prognoser tredje kvartalet 1994 till och med andra kvartalet 1996 baserade på de olika specifikationerna redovisas i tabell 2. Med båda produktionsgapsmåtten överskattar modellen inflationen under den tvåårige prognosperioden efter 1993 om inte regimdummy används.

Tabell 2. Faktisk genomsnittlig inflation samt prognoser med och utan regimdummy andra halvåret 1994, 1995 och första halvåret 1996

	Faktisk inflation	Prognos utan regimdummy	Prognos med regimdummy
		Produktionsgapet enligt WH-filter (λ=100 000)	
2:a h.å. 1994	2,6	3,2	2,6
1995	2,9	5,0	3,1
1:a h.å. 1996	1,4	3,5	1,5
		Produktionsgapet enligt PF-ansatsen	
2:a h.å. 1994	2,6	2,9	2,6
1995	2,9	4,2	3,2
1:a h.å. 1996	1,4	2,5	1,6
		Arbetslösheten som efterfrågevariabel	
2:a h.å. 1994	2,6	2,4	2,5
1995	2,9	2,5	2,8
1:a h.å. 1996	1,4	1,0	1,3

Modellspecifikationen där produktionsgapet mäts med produktionsfunktionsansatsen ger en något lägre överskattning av inflationen under prognosperioden jämfört med det filterbaserade gapet utan regimdummy.

Med arbetslösheten som mått på efterfrågeläget förbättras prognosförmågan något jämfört med produktionsgapsmåtten. Det är också klart att modellen med arbetslöshet tenderar att underskatta inflationen något, men prognosfelet är mindre än om produktionsgapen används.

När det gäller revideringarna av NR så påverkas inte rangordningen av prognosförmågan mellan de två produktionsgapsmåtten av vilket av de tre dataseten som används vid estimeringen. Se tabell A1 i appendix.

Eftersom inflationsekvationen tenderar att överskatta respektive underskatta inflationen under perioden tredje kvartalet 1994 till och med andra kvartalet 1996 införs regimdummyvariabler i regressionsekvationen. Syftet med dessa dummyvariabler är att undersöka om de fångar upp något av den förändring i inflationsprocessen som kan ha ägt rum.

Med dummyvariabler i prisekvationen förbättras anpassningen till inflationsbanan betydligt för de två produktionsgapsmåtten enligt tabell 1 och 2.[22] Även då arbetslösheten används sker en viss förbättring av prognosegenskaperna. Bästa resultatet erhålls med en regimdummy första kvartalet 1993 och en momsdummy första kvartalet 1992.

Med regimdummy skiftar inflationsbanan ned med ungefär 0,6 respektive 0,4 procentenheter per kvartal från första kvartalet 1993 om gapet i inflationsekvationen beräknas med ett WH-filter respektive enligt PF-ansatsen.[23] Skillnaden mellan koefficienterna framför produktionsgapet, med respektive utan regimdummy, är dock inte statistiskt signifikant. Dessutom kan noteras att regimdummyvariabeln endast är klart statistiskt signifikant i specifikationen med WH-filtret.

Rekursiva OLS-regressioner

Ett annat sätt att söka efter strukturella skift i inflationsprocessen är att studera rekursivt skattade parametervärden. Resultaten från rekursiva estimeringar av inflationsekvationen visade ej några dramatiska skift i ekvationens rekursiva koefficienter. Den rekursiva estimeringen tyder därmed på parameterstabilitet.[24]

UC-modellen

I inflationsrapporten i juni 1997 redovisas beräkningar med en ny version av den s.k. Unobserved Component metoden, UC-modellen.[25]

UC-metoden baseras på att information från observerbara variabler som inflation och faktisk BNP kan användas för att försöka bestämma variabler som inte kan observeras. Utgångspunkten för dessa beräkningar är en modell som avspeglar hur observerbara och ej observerbara variabler är relaterade till varandra.[26]

[22] Motsvarande skattningar har även gjorts för alternativa tvåårigа prognosperioder före 1993. Resultaten från dessa ger stöd för att ekvationen utan regimdummy inte systematiskt överskattar inflationen före 1993. CUSUM-måtten med NR publicerade i december 1996 och gapet definierat enligt produktionsfunktionsansatsen blir ca 0,6 för prognosperioderna 1989:1–1990:4 och 1990:1–1991:4 samt noll för prognosperioden 1991:1–1992:4. Motsvarande mått för samma perioder men då gapet beräknas med WH-filter uppgår till –1,0, –0,9 och –0,8.

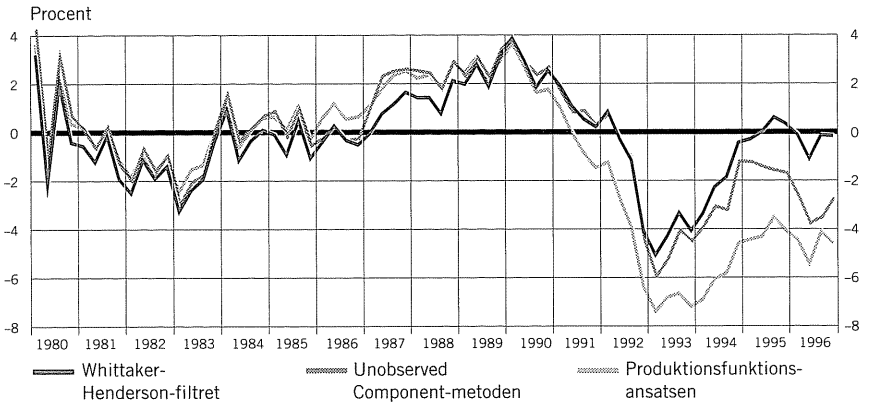
[23] I skattningarna med produktionsgapet enligt PF-ansatsen blir dock inte regimdummyn signifikant. Detta kan bero på att det beräknade gapet i sig, vilket till viss del tar hänsyn till förändringar på arbetsmarknaden, ger upphov till en lägre inflationsnedväxling.

[24] Inte heller med ett formellt Chow-test kan man påvisa någon typ av strukturellt skift under estimationsperioden. Det finns dock antydningar till vissa förändringar av parametern framför produktionsgapet respektive arbetslösheten. För perioden 1984:2–1990:2 var genomsnittet för de rekursiva parametervärdena 0,09, 0,09 och –0,51 för filtergapet, produktionsfunktionsgapet respektive arbetslösheten. Motsvarande genomsnittliga parametervärden för perioden 1991:2–1996:2 var 0,13, 0,14 och –0,33.

[25] En närmare beskrivning ges av Apel och Jansson [1997].

[26] En mer utförlig beskrivning av UC-metoden och andra metoder för att beräkna produktionsgapet finns i Apel m.fl. [1996].

Figur 5. Produktionsgapet med tre olika metoder: Whittaker-Henderson-filtret (WH)*, Unobserved Component-metoden (UC) och produktionsfunktionsansatsen (PF).**



** WH-filtret baseras på en framskrivning av BNP med KI:s prognos för 1997, 1998 och 1999 på 2,0, 2,5 resp. 2,9 procent.*
*** Baseras på en skattning av jämviktsarbetslösheten på 6,5 procent för 1995–96 Giorno et al. "Estimating potential output, output gaps and structural budget balances". OECD Working Paper No. 152 1995.*
Källa: Riksbanken.

Modellen består av flera ekvationer. En central ekvation relaterar aktuell inflation till inflationen i föregående period, gapet mellan faktisk arbetslöshet och jämviktsarbetslösheten samt ett antal utbudsvariabler. Eftersom gapet mellan faktisk arbetslöshet och jämviktsarbetslöshet även ingår med ett kvartals eftersläpning kan man analysera om inflationen påverkas av hastigheten med vilket gapet sluts. En annan central ekvation relaterar produktionsgapet till arbetslöshetsgapet (OKUN-relationen). Dessutom ingår två ekvationer som tillåter jämviktsarbetslösheten och potentiell BNP att variera över tiden.[27]

Analysen av anpassningsdynamiken i inflationsprocessen, som följt av utvecklingen av UC-modellen, tyder på att både produktionsgapets nivå och dess förändring har betydelse för inflationsutvecklingen.

Den fördjupade analysen av anpassningsdynamiken i inflationsprocessen, som följt av utvecklingen av UC-modellen, tyder på att både produktionsgapets nivå och dess förändring har betydelse för inflationsutvecklingen. Det innebär att effekterna på inflationen under konjunkturcykeln beror på hur snabbt produktionsgapet sluts eller vidgas. Ett negativt men snabbt minskande gap kan därmed vara förenligt med en stigande inflation. Dynamiken i tillväxten är således av stor betydelse för hur inflationen utvecklas vilket innebär att sam-

[27] NAIRU skattas till ca 6 procent 1996, vilket överensstämmer relativt väl med andra beräkningar.

bandet mellan produktionsgapet och inflationen är tämligen komplext.

I UC-modellen bekräftas att när arbetslösheten används som mått på efterfrågeläget fås en annan bild av inflationsprocessen än om produktionen och produktionsgapet speglar efterfrågan. Med cyklisk arbetslöshet (skillnaden mellan faktisk arbetslöshet och jämviktsarbetslöshet) som efterfrågevariabel ger en skattning utan en regimskiftesdummy ungefär lika bra anpassning till inflationsutvecklingen som en skattning med denna dummy.

Ökad trovärdighet och lägre inflationsförväntningar

Inflationsprocessen påverkas av förändringar i konjunkturläget och förtroendet för penningpolitikens möjligheter att värna penningvärdet.

Inflationsprocessen påverkas av inflationsförväntningarna och utbytesförhållandet mellan produktionsgapet (eller arbetslösheten) och inflationen.

En mer varaktig förändring av inflationsprocessen kan bero på institutionella förändringar och påverkar både hur inflationsförväntningarna genereras och utbytesförhållandet mellan efterfråge- respektive utbudsläget och inflationen.

Analysen tyder på att trovärdigheten för inflationsmålet har ökat.

Ett tydligt tecken på ökad trovärdighet för inflationsmålet ges av att hushållens inflationsförväntningar på ett års sikt minskat under 1990-talet. Övergången till inflationsmålet är en läroprocess, vilket innebär att de långsiktiga inflationsförväntningarna kommer ned med en viss eftersläpning. Ett tecken på detta är att de genomsnittliga årliga inflationsförväntningarna för de kommande fem åren hos placerare på obligationsmarknaden var omkring 4 procent ännu i början av 1995 och kom ned till drygt 2 procent först under hösten 1996.

Relationen mellan några produktionsgapsmått och inflationen tyder på att det inte kan uteslutas att inflationsbanan skiftat ned till en lägre nivå.

De ekonometriska skattningarna visar att den enkla inflationsekvationen tenderar att överskatta inflationen efter 1993 om produktionsgapet, beräknat med WH-filter eller produktionsfunktionsmetoden, ingår som mått på efterfrågeläget. Prognosförmågan för inflationsekvationen förefaller dock öka om en regimdummy införs för första kvartalet 1993. Detta gäller särskilt om produktionsgapet mätt med WH-filter används. Med en sådan dummyvariabel skiftar inflationen ned från och med början av 1993 med ca 0,6 procent per kvartal, alltså med ca 2,4 procent per år. Även

om prognosförmågan med dummyvariabel ökar är denna variabel inte statistiskt signifikant. Relationen mellan produktionsgapen – som de specificerats här – och inflationen tyder på att det inte kan uteslutas att inflationsbanan skiftat ned till en lägre nivå.

Om istället för produktionsgapet arbetslösheten ingår som ett mått på efterfrågeläget överskattar inflationsekvationen inte inflationen under perioden efter 1993. Detta visar att måttet på efterfrågeläget påverkar resultatet.

Rekursiva estimeringar av koefficienten framför produktionsgapet eller arbetslösheten tyder inte på att den genomgått några större förändringar under den undersökta perioden. De ekonometriska resultaten tyder snarare på att inflationsprocessen skiftar ned från 1993 på grund av ökad trovärdighet för inflationsmålet och lägre inflationsförväntningar.

Resultaten från UC-modellen bekräftar att det är svårt att dra säkra slutsatser om storleken på en strukturell förändring av inflationsprocessen. Skattningarna av en inflationsekvation är känsliga för vilket mått på konjunkturläge som används.

Det är därför för tidigt att dra slutsatser om hur mycket inflationsbenägenheten i svensk ekonomi minskat, utöver effekterna av det svaga konjunkturläget.[28]

Det är för tidigt att dra slutsatser om hur mycket inflationsbenägenheten i svensk ekonomi minskat, utöver effekterna av det svaga konjunkturläget.

Det måste också avslutningsvis framhållas att inflationsprognoser inte enbart kan baseras på den typ av ekonometriska regressioner som presenterats i denna artikel. För en bedömning av den svenska inflationsprocessen och Riksbankens inflationsprognoser hänvisas till de inflationsrapporter som ges ut fyra gånger per år.

[28] För en analys av hur strukturella förändringar och ökad konkurrens kan ha bidragit till minskad inflationsbenägenhet se Borg och Croneborg [1997].

Appendix

Tabell A1. Prognosegenskaper för inflationsekvationen utan regimdummyvariabel med två olika produktionsgap och tre olika dataset för BNP samt arbetslösheten
Prognosperiod 1994:3-1996:2[29]

	Preliminära NR 96:2		Ordinarie NR 96:2		NR 96:3	
	RMSE	CUSUM	RMSE	CUSUM	RMSE	CUSUM
WH	0,604	-3,381	0,618	-3,752	0,632	-3,812
PF	0,465	-2,331	0,461	-2,451	0,481	-2,090
U					0,363	1,480

Modellen är en kvartalsmodell och de data som använts vid skattningarna är:

π Kvartalsvis förändring i svenska konsumentpriser
Källa: SCB, KPI80BIS (1970:1–1980:4 KPI80), basår december 1980
Bearbetning: Säsongrensad (SR) med X11-metoden

y Produktionsgap
Källa: Nationalräkenskaperna, NR85PBNP (1970:1–1979:4) och NR91PBNP
Bearbetning: BNP i 1985 års priser länkad med BNP i 1991 års priser. SR med X11-metoden. Gapet beräknat med Whittaker-Henderson-filter (l=100 000) och BNP framskriven med KI:s prognos för 1996–1998 på 1,5, 2,7 respektive 2,4 procent samt 2,5 procent för 1999.
Gapberäkningar även baserade på produktionsfunktionsansatsen där jämviktsarbetslösheten antagits till 6,5 procent för 1995–1996.

u Öppen arbetslöshet
Källa: SCB:s arbetskraftsundersökning (AKU)
Bearbetning: SR med X11-metoden

π^* Kvartalsvis förändring i utländska konsumentpriser, uttryckt i svenska kronor
Källa: Riksbanken och SCB, real effektiv TCW-vägd växelkurs, EFF-R-TCW-SE, justerad för svenska prisförändringar.

[29] För att utvärdera de olika specifikationerna studeras prognosförmågan utom urvalet med ett antal olika mått på prognosfel. De två mått som redovisas i tabellen är kvadratroten av de genomsnittliga kvadratavvikelserna mellan prognostiserade och observerade värden (RMSE) samt den ackumulerade summan av samma prognosfel (CUSUM). Ju mindre RMSE är desto bättre anpassad är regressionsekvationen till inflationen. För CUSUM-måttet gäller motsvarande slutsats för den specifikation som uppvisar det minsta absolutvärdet.

Referenser

Apel, M., J. Hansen och H. Lindberg [1996], "Potentiell produktion och produktionsgap", Penning- och valutapolitik 1996:3, Sveriges riksbank.

Apel, M. och P. Jansson [1997], "System Estimates of Potential Output and the NAIRU", kommande arbetsrapport, Sveriges riksbank.

Berg, C. [1996], "Penningpolitiska strategier för den Europeiska centralbanken", Penning- och valutapolitik 1996:2, Sveriges riksbank.

Borg, T. och M. Croneborg [1997], "Strukturomvandlingen och prisbildningen", Penning- och valutapolitik 1997:1, Sveriges riksbank.

Forslund, A. [1992], "Arbetslöshet och arbetsmarknadspolitik", Bilaga 7 till Långtidsutredningen 1992, Finansdepartementet, Stockholm 1992.

Holmlund, B. [1989], "Wages and Employment in Unionized Economies: Theory and Evidence", i B. Holmlund, K.G. Löfgren och L. Engström "Trade Unions, Employment and Unemployment Duration", Oxford University Press.

Holmlund, B. [1990], "Svensk lönebildning – teori, empiri, politik", Bilaga 24 till Långtidsutredningen 1990, Finansdepartementet, Stockholm 1990.

Roberts, J.M. [1995], "New Keynesian Economics and the Phillips Curve", Journal of Money, Credit and Banking 27(4).

Rotemberg, Julio J. [1982], "Sticky Prices in the United States" Journal of Political Economy 60, November 1982.

Svensson, L.E.O. [1997], "Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets", European Economic Review, Volume 41, No. 6, s 1111–1146.

Taylor, J.B. [1979], "Staggered Contracts in a Macro Model", American Economic Review 69, May 1979.