

■ Inflation och relativa prisförändringar i den svenska ekonomin

AV BENGT ASSARSSON

Bengt Assarsson är verksam på avdelningen för penningpolitik vid Sveriges riksbank och vid Nationalekonomiska institutionen vid Uppsala universitet.

Chocker på olika marknader innebär relativprisändringar som gör att vissa nominella priser stiger medan andra sjunker. Om alla priser vore fullständigt flexibla skulle sådana prisändringar i stort sett ta ut varandra och inte påverka inflationen. Priserna i vissa företag kan dock vara trögrörliga på grund av att det är förenat med kostnader att ändra priserna. Om så är fallet ändras priserna snabbt bara om chockerna är stora men inte om chockerna är små. Positiv skevhet i fördelningen av relativprisförändringar ökar då inflationen tillfälligt. Detta har länge varit fallet i Sverige och förklarar en stor del av de kortsiktiga fluktuationerna i KPI-inflationen under de senaste 25 åren. Varians och skevhet i relativa prisförändringar förklarar även brister i existerande inflationsmodeller.

Jag är tacksam för synpunkter på ett tidigare manuskript från Per Jansson, Magnus Jonsson och Staffan Viotti samt för data jag erhållit från Micke Andersson, Mårten Löf och Josef Svensson.

Trögheter vid stora och små chocker

I analysen av prissättning och inflation är det väl känt att det förekommer stora trögheter i anpassningen av priser och att dessa trögheter varierar mycket mellan olika företag. Trögheter innebär att olika förhållanden på marknaden kan förändras utan att priset – vilket normalt borde vara fallet – ändras. En grundläggande förklaring till dessa trögheter är att det är förenat med kostnader att ändra priser och att det på grund av dessa kostnader kan vara lönsamt att låta bli – eller att vänta med – att genomföra förändringen. Prisändringskostnader innebär att det är mer troligt att priset ändras om en chock på marknaden är stor än om den är liten. Om det inträffar ett fåtal stora chocker som innebär att relativpriserna borde höjas vilka uppvägs av många små chocker som innebär att relativpriserna borde minskas kan i huvudsak ökningarna komma att realiseras som nominella prisändringar. En sådan positivt skev fördelning av relativprisförändringar kommer då att öka inflationen medan en negativt skev fördelning minskar inflationen. Denna teori lanserades och testades i mitten av

Fördelningsmått
variens och skevhet i
relativa
prisförändringar
förbättrar traditionella
modeller för inflation.

1990-talet och visade sig då förbättra förklaringen av det historiska inflationsförloppet i USA.¹

I denna artikel beskriver jag teorin och tillämpar den på data för den svenska ekonomin för perioden 1980–2003. Syftet är att studera om fördelningsmått variens och skevhet i de relativa prisförändringarna kan förbättra traditionella modeller för inflationen. Detta gör jag genom att utöka traditionella priskvationer eller Phillips-kurvor med dessa nya mått och undersöka effekterna. Variens- och skevhetsmått används också för att försöka förklara residualer eller prognosfel – dvs. oförklarad inflation – i andra inflationsmodeller.

De empiriska resultaten visar att fördelningsmått variens och skevhet i relativprisförändringar spelar en viktig roll när det gäller att förklara inflationsförloppet i Sverige under den analyserade perioden. De nya mått förbättrar konventionella priskvationer och visar att flera, tidigare använda, modeller troligen är felspecificerade.

Relativa prisförändringar och inflation

Ju större en chock är
desto troligare är det
att det nominella priset
ändras.

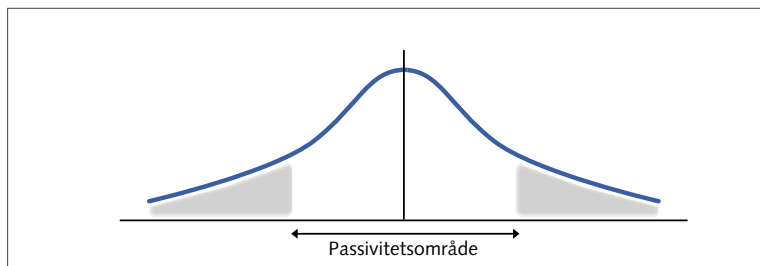
Om en chock (exempelvis en utbudsschock) inträffar på en marknad så att utbudet ökar i förhållande till efterfrågan tenderar det relativa priset att falla och jämvikt med lägre pris att etableras. Om det inte inträffar några chocker på andra marknader och det inte finns några priströgheter innebär det också att det nominella priset faller. Om priset är nominellt trögörsligt på grund av att företaget har en kostnad för att ändra priset är det inte säkert att chocken leder till en nominell prissänkning. Det beror på om vinsten av att sänka priset – dvs. närma sig det optimala priset – är större än prisändringskostnaden. Ju större chocken är desto troligare är det att priset ändras. Ser man på hela fördelningen av relativa chocker finns det ett antal stora positiva och ett antal stora negativa chocker som leder till prissänkningar respektive prishöjningar samt en mängd små chocker som innebär att priserna inte ändras eftersom vinsterna av prisändringen i de fallen inte överstiger prisändringskostnaderna.

I diagram 1 visas en symmetrisk fördelning av relativa chocker, som motsvaras av fördelningen av företagens *önskade* relativprisförändringar. I fördelningen har de chocker som är så stora att de leder till prisändringar skuggats. Denna del av fördelningen kan kallas för ett *handlingsområde*. Den oskuggade delen av fördelningen visar den del av fördelningen av chocker som *inte* medför några prisändringar, *passivitetsområdet*. Observera att medelvärdet av de relativa chockerna (definitionsmissigt) är lika med noll.²

¹ Se Ball & Mankiw (1994) och Ball & Mankiw (1995).

² Se appendix där inflationen samt variansen och skevheten i relativprisförändringar definieras.

Diagram 1. En symmetrisk fördelning av relativa chocker



Om fördelningen är symmetrisk, som i diagram 1, finns det lika många ovanligt stora positiva chocker som det finns ovanligt stora negativa chocker. Så är inte fallet i diagram 2, där fördelningen har en positiv skevhet. En positivt skev fördelning innebär att det finns fler ovanligt stora positiva chocker än det finns ovanligt stora negativa chocker som hamnar inom handlingsområdet. Den positiva skevheten kommer därför att medföra en ökad inflationstakt. Effekten blir den omvända vid en negativ skevhet, som i diagram 3.

En positivt skev fördelning innebär att det finns fler ovanligt stora positiva chocker än ovanligt stora negativa chocker, vilket kan medföra ökad inflationstakt.

Fördelningen av relativa chocker visar företagens önskade relativprisförändringar, som inte är observerbara. Prisändringskostnaderna gör att alla motsvarande nominella prisändringar inte kommer att realiseras omedelbart. Ball & Mankiw visade i datasimuleringar att det finns ett tydligt samband mellan önskade och realiserade relativprisförändringar, som gör

Diagram 2. En positivt skev fördelning av relativa chocker

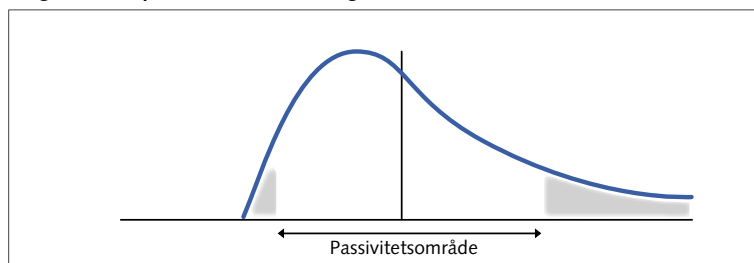
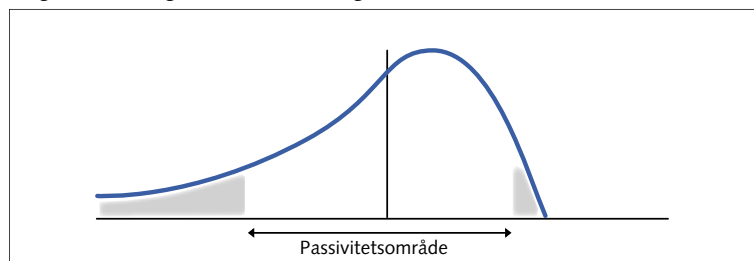


Diagram 3. En negativt skev fördelning av relativa chocker



Det positiva sambandet mellan skevhet i relativprisförändringar och inflation är ett uttryck för priströgheter.

I flera länder har det visat sig att skevheten över en längre period är positiv.

Om fördelningen är positivt skev kommer en ökad varians att förstärka den positiva skevheten och därmed öka inflationen ytterligare.

att man i den empiriska analysen i praktiken kan använda skevheten för observerade, realiserade relativprisförändringar.³

Det positiva sambandet mellan skevhet i relativprisförändringar och inflation är ett uttryck för priströgheter som innebär att priserna inte anpassas fullständigt på kort sikt när olika störningar inträffar. Med tiden kommer prisändringarna att genomföras även om chockerna är små och då är det rimligt att tänka sig att i nästa period blir skevhetens effekt på inflationen inte positiv utan i stället negativ. I en dynamisk ekonometrisk modell borde det därför vara ett negativt samband mellan inflationen och den tidsfördröjda skevheten.

I flera länder har det visat sig att skevheten över en längre period är positiv. Detta kan förklaras med s.k. trendinflation, dvs. att inflationen på sikt är positiv. Då kan relativprissänkningar åstadkommas genom att man låter bli att sänka det nominella priset. Detta kan ses som att handlingsområdet till vänster i fördelningen (den negativa svansen) är mindre än handlingsområdet till höger i fördelningen (den positiva svansen).

Det kan också nämnas att det finns några alternativa förklaringar till det observerade sambandet mellan skevhet och inflation som inte nödvändigtvis bygger på trögrörliga priser.⁴

Varians är ett mått på spridning i fördelningen. Variansen och skevheten kan samvariera och påverka inflationen.⁵ Denna effekt visas i diagram 4. I den övre delen av diagrammet ser man att om fördelningen är symmetrisk kommer en ökad varians att öka de båda svansarna lika mycket. Om däremot fördelningen är positivt skev – som i nedre delen av diagrammet – kommer en ökad varians att förstärka den positiva skevheten och därmed öka inflationen ytterligare.

Det positiva sambandet mellan inflation och varians i relativa prisförändringar har behandlats utförligt i litteraturen. Enligt vissa teorier går kausaliteten från varians till inflation och enligt andra teorier i omvänd riktning eller via en tredje variabel.⁶

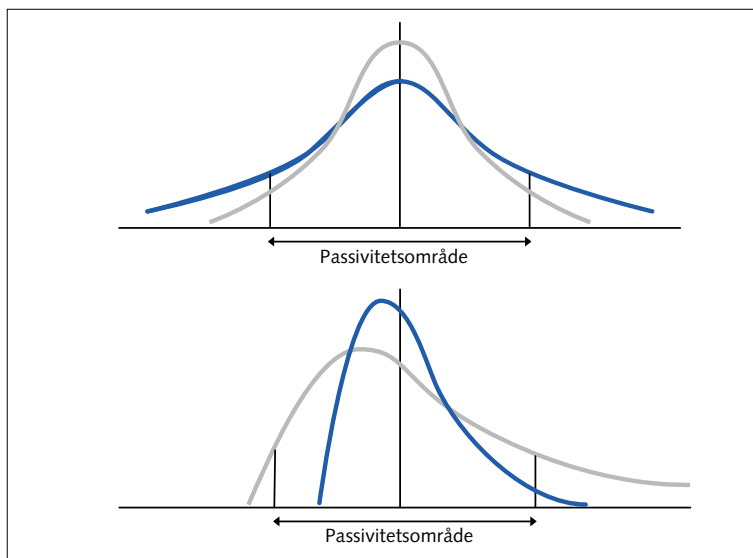
³ Se Ball & Mankiw (1995) som antog att fördelningen av kostnaderna för att ändra priserna följde exponentialfördelningen och att fördelningen av relativa chocker/önskade prisändringar följde en normalfördelning med skevhet/symmetri. Antagandena gjordes så att den maximala avvikelsen mellan önskad och realiserad prisändring var högst 15 procent. Ett 15-procentigt passivitetsområde är konsistent med empiriska undersökningar av frekvensen i prisändringar; Apel, Friberg & Hallsten (2001), Assarsson (1989) och Blinder (1991). Ball & Mankiws simuleringar visar att det finns ett monotont positivt samband mellan de önskade och realiserade prisändringarna.

⁴ Produktivitetsschocker kan generera ett positivt samband mellan skevhet och inflation i några modeller; Aukrust (1970) och Balke & Wynne (1996). Konjunkturen kan påverka inflation och skevhet i samma riktning; se Assarsson (2003). Det kan också finnas en rent statistisk förklaring till sambandet; se Ball & Mankiw (1999), Bryan & Cecchetti (1999a) och Bryan & Cecchetti (1999b).

⁵ Se Ball & Mankiw (1995).

⁶ Inflationen påverkar variansen i relativprisförändringarna i Assarsson (1986), Cukierman (1979), Cukierman (1982), Cukierman (1983), Cukierman & Wachtel (1982), Lucas (1973), Parks (1978) och Sheshinski & Weiss (1977). Variansen i de relativa prisändringarna påverkar inflationen på grund av asymmetrisk prisanpassning i Tobin (1972).

Diagram 4. Sambandet mellan varians och skevhet i fördelningen av relativa chocker



Phillips-kurvor med varians- och skevhetsmått

Låt oss nu se hur de hittills förvärvade insikterna kan inlemmas i en för övrigt traditionell ekonometrisk analys av prissättning och inflation. För ett företag på en marknad med fri konkurrens är möjligheterna att sätta priset obefintliga – man kan inte avvika från det pris som etablerats på marknaden. Om konkurrensen är begränsad kan företaget välja ett visst pris och se hur det påverkar efterfrågan och därmed vinsten i företaget. Ju lägre grad av konkurrens, desto högre pris sätts på marknaden. Beroende på efterfrågan och konkurrenssituationen på marknaden etableras på detta sätt ett för företaget optimalt pris som får gälla på lång sikt om omständigheterna på marknaden inte ändras.

Det optimala priset beror på företagets marginalkostnad. Företagets kostnader beror på priserna på företagets insatsvaror – som råvarupriser och energipriser – löner samt kapitalkostnader (vid ägande) eller hyra för kapital. Kostnaden beror förstås också på hur stor volym företaget producerar. Marginalkostnaden – dvs. kostnaden för att producera ytterligare en enhet – beror normalt på samma faktorer.⁷

Prisändringskostnader gör att företag inte ändrar priset trots att marginalkostnaden ändras. Frågan är hur man ska beakta detta när man använder prisekvationer eller Phillips-kurvor för att förklara inflationsförloppet? I praktiken har det visat sig svårt. Teoretiskt kan man tänka sig att

Beroende på efterfrågan och konkurrenssituationen etableras ett för företaget optimalt pris som gäller på lång sikt.

⁷ En matematisk beskrivning finns i appendix.

Prisändringskostnader gör att företag inte ändrar priset trots att marginalkostnaden ändras.

företaget som sett kostnaderna öka, och därför överväger att ändra priset, blickar framåt och försöker bedöma hur marginalkostnaden kan tänkas bli framöver. Om man väntar sig att kostnadsökningen består kanske man ändrar priset redan nu? Sådana framåtblickande priskvationer (keynesianska Phillips-kurvor) har dock visat sig svåra att bemästra empiriskt,⁸ bl.a. för att de förväntade framtida marginalkostnaderna inte går att observera. Här ska jag i stället pröva Ball & Mankiws teori om effekten av varians och skevhet i relativprisförändringar för att förklara det svenska inflationsförloppet.

Härvid specificeras flera alternativa Phillips-kurvor som inkluderar varians- och skevhetsmått. För att inte hamna i en alltför snäv specifikation har jag valt att presentera resultaten för en modell som är så generell att flera alternativa specifikationer kan härledas som specialfall. Beräkningar visar att effekten av varians- och skevhetsmått är robusta för alternativa specifikationer. Den generella modellen är

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta w_t + \beta_2 \Delta \rho_t + \beta_3 \pi_{t-1} + \beta_4 (U_t - \bar{U}_t) + \beta_5 \Delta p_t^{olja} + \beta_6 \Delta p_t^{metall} + \beta_7 \Delta p_t^{livs(a)} + \beta_8 \Delta p_t^{livs(b)} + \beta_9 g_t$$

där inflationen beror på löneförändring w_t , kapitalkostnader ρ_t , tidsfördröjd inflation⁹ π_{t-1} , produktions- eller arbetslöshetsgapet $U_t - \bar{U}_t$ (där \bar{U}_t är jämviktsarbetslösheten) och på utbuds- eller prischocker som är prisförändringar på olja (π^{olja}), metaller (π^{metall}), livsmedel producerade i i-länder ($\pi^{livs(a)}$) samt livsmedel producerade i u-länder ($\pi^{livs(b)}$). g_t är en produktivitetsschock mätt som Solow-residual.¹⁰ β_i är parametrar som estimeras.

Till ekvationen ovan adderas sedan varians- och skevhetsmått (VS i fortsättningen)

$$\beta_{10} \sigma_t^3 + \beta_{11} \sigma_{t-1}^3 + \beta_{12} \sigma_t^2 + \beta_{13} \sigma_t^3 \sigma_t^2$$

som alltså avser att fånga upp effekterna av skevhet, tidsfördröjd skevhet, varians samt variansens förstärkning av skevhetens effekt. I enlighet med teorin ovan väntas koefficienterna ha följande tecken:

$\beta_{10} > 0$, $\beta_{11} < 0$, $\sigma_t^2 > 0$, $\beta_{13} > 0$. Olika specialfall av Phillips-kurvor kan härledas som specifika restriktioner på parametrarna och man kan undersöka effekterna av varians- och skevhetsmått på var och en av kurvorna.

Restriktionerna ($\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_9, \beta_{10}, \beta_{11}, \beta_{12}, \beta_{13}$) = 0 samt $\beta_3 = 1$ leder t.ex.

⁸ Se Bårdsen, Jansen & Nymoen (2002).

⁹ Prisinflationen beror på löneinflationen som i sin tur beror på förväntad inflation. Inflationen i period $t-1$ kan därför spegla löneinflationen i period t .

¹⁰ Det kan vara produktivitetsschocker som driver både inflationen och skevheten i relativprisändringarna; Balke & Wynne (2000). Genom att produktivitetsförändringar inkluderas får man en viss uppfattning om hur de påverkar ekvationen jämfört med skevhetsmått.

fram till Phillips-kurvan $\pi_t = \pi_{t-1} + \beta_4 (U_t - \bar{U}_t) + \text{prischocker}$ som kan ges en mikroekonomisk motivering i termer av osynkroniserade arbetsmarknadskontrakt.¹¹

Ett alternativt sätt att undersöka VS-måttens förmåga att förklara det historiska inflationsförloppet är att analysera om de kan förklara prognosfel (residualer) som genererats från inflationsmodeller som faktiskt används. Jag har därför tagit fram eller erhållit residualer från några modeller:

- en vektorautoregression (VAR) utan restriktioner för kortsiktig inflation med variablerna konsumentprisindex, lönekostnader, kapitalkostnader, produktivitet, importpriser, BNP och ränta
- Bayesiansk VAR-modell, som är en av de modeller som används i Riksbanken¹² och är en Bayesiansk variant av den s.k. FOA-VAR modellen¹³
- faktiska residualer från prognoser gjorda av Konjunkturinstitutet¹⁴

Om modellerna inte är felspecificerade bör residualerna från dessa modeller vara utan mönster. I en regression med residualerna som beroende variabel bör således inga oberoende variabler vara signifikanta och R^2 bör vara låg. Jag försöker förklara residualerna med VS-variablerna. Signifikans och höga R^2 antyder att just dessa variabler saknas i de modeller residualerna kommer från.

Inflationen 1980–2003

Ball & Mankiw (1995) undersökte effekterna på prisekvationer för amerikanska producentpriser på årsbasis för perioden 1949–1989, dvs. med sammanlagt 41 observationer. Eftersom analysen gäller trögheter i pris-sättningen på kort sikt är det kanske lämpligare att använda data med högre frekvens. Jag använder därför kvartalsdata baserade på en indelning av konsumentprisindex i 71 varugrupper för perioden 1980–2003.¹⁵ I diagram 5 visas utvecklingen av skevheten i de relativa prisförändringarna. Prisförändringen mäts som den logaritmiska differensen mellan kvartal.¹⁶ I diagrammet har även ett utjämnat mått (med s.k. HP-filter)

Ett sätt att undersöka VS-måttens förmåga att förklara det historiska inflationsförloppet är att analysera om de kan förklara prognosfel som genererats från inflationsmodeller.

Skevheten bidrog till hög inflationstakt 1993–1994; därefter minskade bidraget från skevheten och drog ner inflationstakten mot slutet av 1990-talet.

¹¹ Se Taylor (1980).

¹² Se Andersson (2004); residualer har erhållits av Michael K. Andersson.

¹³ Se Jacobson m.fl. (1999); Jacobson m.fl. (2001).

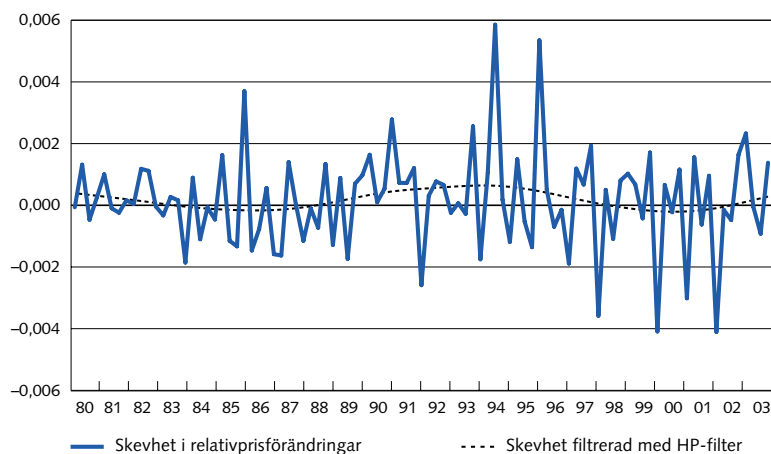
¹⁴ Prognosfel har erhållits av Mårten Löf.

¹⁵ Analyser gjorda vid Uppsala universitet visar att liknande resultat erhålles med en finare indelning i upp till ca 350 representantvaror; Pettersson & Wikström (2004).

¹⁶ Den logaritmiska differensen multiplicerad med 100 är ungefär lika med den procentuella förändringen.

lagts in.¹⁷ Här kan man notera att det fanns en stigande tendens under andra hälften av 1980-talet. Under perioden 1994–2000, då inflationsmålpolitiken följdes i Sverige, minskade skevheten. Enligt teorin bidrog då skevheten till en hög inflationstakt 1993–1994. Därefter minskade bidraget från skevheten och drog ner inflationstakten mot slutet av 1990-talet.

Diagram 5. Skevhet i relativa prisförändringar 1980–2003



För exakt definition av skevhet, se appendix.

Källa: Konsumentprisindex, SCB.

Kan VS-variablerna förklara inflationen?

Syftet med de ekonometriska beräkningarna är att analysera vilken betydelse skevhet och varians i de relativa prisförändringarna kan ha för att förklara utvecklingen av inflationen. Man kan också undersöka om effekterna är de som teorin förutsäger. I november 1992 övergavs den fasta växelkursen i Sverige och en övergång till penningpolitik med inflationsmål genomfördes successivt. Det är troligt att de nominella priströghe-terna är större under låg än under hög inflation. Detta beror på att intäk-ten av att ändra priset under låg inflation blir mindre (chocker innebär att man inte ligger så långt från det optimala priset). Vi testar därför om ekvationerna ändrats under dessa olika perioder.

I tabell 1 redovisas resultat för skattningar baserade på den generella ekvationen i kolumn (i), som innehåller inputpriser, arbetslöshet, ett antal dummyvariabler för extremvärden samt varians- och skevhetsvariablerna

¹⁷ HP-filter är en metod för att beräkna en trend i en tidsserie; se Hodrick & Prescott (1997). Utjämningen har endast gjorts för att bättre åskådliggöra utvecklingen under den studerade tidsperioden. Den utjämnade serien används inte i regressionerna.

enligt den redovisade teorin.¹⁸ I tabell 1 visas även resultaten för olika specifikationer där i tur och ordning inputpriser (ii), arbetslöshet (iii), prischocker och produktivetsförändring (iv) samt VS-mått (v) exkluderats. Till att börja med kan vi konstatera att det föreligger ett positivt samband mellan inflation och skevhet och att den tidsfördröjda effekten är negativ, vilket stämmer med de teoretiska prediktionerna.¹⁹ Även den positiva effekten på inflationen av ökad varians är teoretiskt korrekt medan effekten av variansens förstärkning av skevheten är felaktigt negativ. Denna korseffekt är dock inte statistiskt signifikant i alla regressionerna och inte i den mest generella specifikationen (i) i tabell 1. I specifikationerna (ii)–(v) reduceras den generella modellen genom att olika variabler exkluderas och man kan se hur detta påverkar korrelationskoefficienten R^2 eller standardfelet²⁰ i ekvationen. Det ger en uppfattning om hur viktiga de olika variablerna är för att förklara inflationsförloppet. Resultaten visar att fördelningsmått är viktigast. Skillnaden mellan observerad inflationstakt och av modellen predikerad inflationstakt är i genomsnitt $\pm 0,50$ procent (standardfelet i regressionen) men ökar till $\pm 0,76$ procent när VS-variablerna exkluderas. När inputpriser, arbetslöshet respektive prischocker och produktivetschock exkluderas ökar standardfelet betydligt mindre, till omkring 0,56 procent i respektive fall. VS-variablerna är således de viktigaste faktorerna för att förklara variationen i inflationstakten.

Den ekonometriskt bäst anpassade ekvationen – den generella ekvationen (i) inklusive VS-variablerna – skattas också uppdelad i två tidsperioder dels 1980–1993 utan inflationsmål, dels 1994–2003 med inflationsmål. Resultaten ges i tabell 2. Ett Chow-test (som jämför residualssumman i det totala urvalet med residualssumman i det uppdelade urvalet) visar att modellen är signifikant olika i de båda perioderna och man kan se att vissa parametrar skiljer sig kraftigt åt mellan perioderna. Den lägre och mindre varierande inflationstakten under den senare perioden visar sig i att standardfelet i ekvationen nu är endast 0,34 procent mot 0,54 procent före inflationsmålet infördes. Modellen utan VS-variablerna ger ett standardfel som är 0,48 procent för den senare perioden. Slutsatsen blir att om man inte inkluderar VS-variablerna kommer man att i genomsnitt få nästan lika stora fel i regressionen för låginflationsperioden som man får för höginflationsperioden med VS-variablerna inkluderade.

Jämför vi ekvationerna under de båda delperioderna i tabell 2 kan man notera några intressanta skillnader. Effekten av VS-variablerna är stor

VS-variablerna är de viktigaste faktorerna för att förklara variationen i inflationstakten.

Utan VS-variablerna i regressionen kommer man att få nästan lika stora fel för låginflationsperioden som för höginflationsperioden med VS-variablerna inkluderade.

¹⁸ Ekvationen innehåller inga nivåvariabler, vilket kan innebära att den långsiktiga prisnivån inte bestäms på ett rimligt sätt i ekvationen. Om man i stället skattar ekvationen som en felkorrigeringsmodell för den allmänna prisnivån blir dock resultaten kvalitativt desamma. Nivåtermerna i en sådan ekvation faller ut teoretiskt korrekta men är inte statistiskt signifikanta.

¹⁹ Denna koefficient var felaktigt negativ för amerikanska data; se Ball & Mankiw (1995).

²⁰ R^2 och standardfelet i regressionen förklaras i appendix.

TABELL 1. RESULTAT AV EKONOMETRISKA SKATTNINGAR MED OLIKA VARIANTER AV PHILLIPS-KURVOR

Beroende variabel: Inflationen mätt med konsumentprisindex (π)

Tidsperiod: 3 kv 1980–4 kv 2003

Antal observationer: 94

Antal prisindex: 71

Kolumner: (i) generell ekvation, (ii) ekvation utan kostnadsvariabler, (iii) ekvation utan arbetslöshetsgap, (iv) ekvation utan prischocker och produktivetsvariabel samt (v) ekvation utan varians- och skevhetsvariabler

Variabel	Koefficient (p-värde)				
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
Konstant	-0,070146 (0,0002)	-0,093795 (0,0000)	-0,060754 (0,0024)	0,000551 (0,7318)	-0,067085 (0,0145)
ULC_t	0,181111 (0,0022)		0,274820 (0,0000)	0,212979 (0,0012)	0,035508 (0,6363)
ρ_t	0,039494 (0,0621)		0,052226 (0,0246)	0,052080 (0,0201)	0,063145 (0,0390)
π_{t-1}	0,21873 (0,0032)		0,380702 (0,0000)	0,293896 (0,0002)	0,136198 (0,1649)
$U-\bar{U}$	-0,001179 (0,0001)	-0,002099 (0,0000)		-0,000967 (0,0017)	-0,001791 (0,0000)
π_t^{olja}	0,008519 (0,0557)	0,005050 (0,2943)	0,010913 (0,0258)		0,003510 (0,5806)
π_t^{metall}	-0,002567 (0,7849)	-0,005405 (0,6033)	0,002001 (0,8462)		-0,013572 (0,3291)
$\pi_t^{hvs(a)}$	0,010434 (0,4755)	0,012673 (0,4271)	0,011767 (0,4661)		0,012282 (0,5778)
$\pi_t^{hvs(b)}$	0,015739 (0,0156)	0,017467 (0,0160)	0,012089 (0,0866)		0,022719 (0,0196)
σ_t^3	2,728386 (0,0002)	3,345240 (0,0000)	2,142734 (0,0058)	3,136132 (0,0001)	
σ_{F-1}^3	-0,886493 (0,0230)	-0,419452 (0,2989)	-1,363048 (0,0011)	-1,041088 (0,0150)	
σ_t^2	5,716703 (0,0000)	5,333165 (0,0000)	6,020147 (0,0000)	5,777538 (0,0000)	
$\sigma_t^3 \sigma_t^2$	-452,7294 (0,2188)	-838,0001 (0,0316)	-137,9741 (0,7276)	-641,0698 (0,1145)	
g_t	-0,040923 (0,0001)	-0,057668 (0,0000)	-0,033187 (0,0036)		-0,043719 (0,0060)
DUMMY 4 kv 1980	0,017610 (0,0022)	0,022609 (0,0003)	0,016045 (0,0107)	0,018744 (0,0022)	0,021058 (0,0123)
DUMMY 1 kv 1996	-0,031116 (0,0000)	-0,022732 (0,0019)	-0,039896 (0,0000)	-0,028605 (0,0003)	-0,004628 (0,5611)
DUMMY 3 kv 1994	-0,020026 (0,0024)	-0,021749 (0,0028)	-0,019921 (0,0059)	-0,013486 (0,0447)	-0,008683 (0,3248)
DUMMY 1 kv 1986	-0,018733 (0,0018)	-0,016970 (0,0102)	-0,017939 (0,0064)	-0,018332 (0,0034)	-0,007755 (0,3676)
R^2	0,831227	0,778230	0,791509	0,772721	0,584179
Standardfel i regressionen	0,005007	0,005617	0,005528	0,005628	0,007632
Medelvärde i beroende variabel	0,011111	0,011008	0,011111	0,011111	0,011193
Standardavvikelse beroende variabel	0,011017	0,011004	0,011017	0,011017	0,010987

R^2 är multipla korrelationskoefficienten som visar andelen av variansen i inflationen som förklaras i respektive ekvation. Standardfelet i regressionen är standardfelet i regressionen som visar roten ur summan av de kvadrerade residualerna dividerat med antalet observationer. Tabellen visar även medelvärde och standardavvikelse i inflationen under dataperioden. Dummy-variablerna har värdet 1 under angiven period och är annars 0.

TABELL 2. GENERELL EKVIATION SKATTAD FÖRE RESP. UNDER PERIODEN MED INFLATIONSMÅL

Beroende variabel: Inflationen mätt med konsumentprisindex: π		
Tidsperiod: 3 kv 1980 till 4 kv 2003 uppdelad i 1980–1993 samt 1994–2003		
Antal observationer: 94 varav 54 resp. 40 i delperioderna		
Antal prisindex: 71		
Variabel	Koefficient (p-värde)	
	1980:3–1993:3	1994:1–2003:4
Konstant	-0,190133 (0,0550)	-0,002072 (0,9638)
ULC_t	0,136332 (0,0799)	0,494732 (0,0031)
ρ_t	0,048085 (0,1201)	0,029355 (0,4997)
π_{t-1}	0,208021 (0,0313)	0,290887 (0,0432)
$U-\bar{U}$	-0,002228 (0,0022)	0,000300 (0,7499)
π_t^{olja}	0,009077 (0,1726)	0,007637 (0,1875)
π_t^{metall}	-0,005505 (0,6817)	0,031363 (0,0349)
$\pi_t^{livs(a)}$	-0,010053 (0,7085)	0,024934 (0,1214)
$\pi_t^{livs(b)}$	0,031689 (0,0046)	-0,001621 (0,8248)
σ_t^3	3,448516 (0,0019)	3,169680 (0,0163)
σ_{t-1}^3	-1,081000 (0,1741)	-1,422743 (0,0010)
σ_t^2	6,661226 (0,0000)	3,508158 (0,0131)
$\sigma_t^3 \sigma_t^2$	-941,1715 (0,0572)	-1050,226 (0,1873)
g_t	-0,106758 (0,0527)	0,001502 (0,9582)
DUMMY 4 kv 1980	0,021330 (0,0025)	
DUMMY 1 kv 1996		-0,019821 (0,521)
DUMMY 3 kv 1994		-0,013409 (0,0424)
DUMMY 1 kv 1986	-0,021749 (0,0028)	
R^2	0,808037	0,770941
Durbin-Watson stat	2,288791	1,967499
Standardfel i regressionen	0,005405	0,003380
Medelvärde i beroende variabel	0,016938	0,003245
Standardavvikelse beroende variabel	0,010445	0,005540

Inflationsförloppet har ändrat karaktär i och med övergången till inflationsmål.

VS-måtten bidrar starkt till att förklara det historiska inflationsförloppet och risken är stor att inflationsekvationer utan dessa variabler är felspecificerade.

för båda perioderna men relativt större för den tidigare perioden. Effekten av kostnadsvariablerna varierar också och verkar vara större för den senare perioden. Sammantaget visar uppdelningen att man gör klokt i att inte beräkna parametrar baserade på hela perioden och att inflationsförloppet således ändrat karaktär i och med övergången till inflationsmål. Att koefficienten för tidsfördröjd inflation är högre för den senare perioden kan vara ett tecken på att inflationsförväntningar och fokusering på inflationsmålet ökat prissförväntningarnas roll i förhållande till övriga variabler.

Tabell 3 visar om VS-måtten kan förklara de residualserier för inflationen som erhållits från beräkningar med alternativa inflationsmodeller. I regressionsanalyser är det vanligt att man med ett batteri av tester undersöker om residualserierna är helt slumpmässiga. I analyserna med VAR-modellen använde jag test på autokorrelation och heteroskedasticitet. Båda testen indikerade att residualserien för inflation var slumpmässig. Trots det kan vi se i tabell 3 att samtliga VS-mått är statistiskt signifikanta och förklarar 37 procent av variationen i residualerna. Det är en stark indikation på att VAR-modellen är felspecificerad. Som framgår av tabell 3 är resultatet ungefär detsamma i en analys av residualerna från den Bayesianska VAR-modellen. Där förklaras 35 procent av variationen i residualerna av VS-variablerna. VAR-modellerna är skattade med kvartalsdata och utvärderas med kvartalsförändringar. Jag har även studerat egenskaperna hos residualer från prognoser på inflationen gjorda av Konjunkturinstitutet för månadsdata för perioden 1998–2004. Det är prognoser med senaste information (ofta månaden före prognosmånaden) som använts. Prognoserna gäller här årliga ökningstakter (12-månaderstal) och VS-måtten har här beräknats på motsvarande sätt. Resultaten är något svagare men även här förklaras en försvarlig del av variansen i prognosfelen av VS-variablerna. Slutsatsen av detta blir att VS-måtten starkt bidrar till att förklara det historiska inflationsförloppet och att risken är stor att inflationsekvationer utan dessa variabler är felspecificerade.

TABELL 3. REGRESSIONER MED MODELLRESIDUALER – ε_t – SOM BEROENDE VARIABEL

Variabel	Modell		
	VAR	Bayesiansk VAR	Konjunkturinstitutet
	Koefficient (p-värde)		
	Kvartal 1980–2003	Kvartal 1981–2003	Månad 1998–2004
Konstant	-0,005012 (0,000)	-0,403792 (0,000)	0,269104 (0,001)
ε_{t-1}	-0,010574 (0,908)	0,096325 (0,292)	0,130121 (0,281)
σ_t^3	2,812243 (0,000)	197,8204 (0,000)	70,25972 (0,062)
σ_{t-1}^3	-1,260631 (0,009)	-80,26362 (0,017)	-16,73187 (0,188)
σ_t^2	5,153802 (0,000)	331,5355 (0,000)	-100,0026 (0,002)
$\sigma_t^3 \sigma_t^2$	-1205,869 (0,003)	-74240,61 (0,007)	-7991,953 (0,474)
R^2	0,372	0,357	0,292

Anmärkning: Kvartalsförändring används för VAR-modellerna och årsförändring (12-månaderstal) för Konjunkturinstitutets prognoser.

Penningpolitiken är framåtblickande

Penningpolitiken i Sverige baseras på ett inflationsmål på 2 procent med ett toleransintervall på ± 1 procentenhet. Den penningpolitiska transmissionsmekanismen – dvs. att det tar tid för politiken att verka – gör att politiken har ett framåtblickande perspektiv och reagerar på prognoser på inflationen ca två år framåt i tiden. Nominella priströgheter spelar en avgörande roll i transmissionsmekanismen och det är därför viktigt att dessa trögheter fångas in i specifikationer av prisekvationer och Phillips-kurvor.

Att både producent- och konsumentpriser i flera branscher är trög-rörliga är uppenbart. Mindre uppenbart är vilken roll dessa trögheter spelar i den ekonomiska politiken. Intervjuundersökningar visar att det inom ett antal branscher kan förekomma trögheter som innebär att det kan ta flera år innan priserna anpassas fullständigt till chocker som inträffat. Ekonometriska undersökningar med tidsseriesdata ger liknande resultat. I avsaknad av säkra metoder för att inkorporera dessa varierande trögheter i makroekonomiska modeller förefaller metoden med VS-mått inkludera i prisekvationerna vara en lovande ansats, bl.a. för att de ger en bättre förklaring av den historiska utvecklingen.

Penningpolitiken har dock ett framåtblickande perspektiv och är beroende av bra prognoser på inflationsutvecklingen på ca två års sikt. En modell som ger en bra förklaring av historien behöver inte göra bra prognoser och modeller som är dåliga på att förklara historien kan göra bra prognoser. Ett argument mot att inkludera VS-variablerna i prisekvationer kan vara att det inte går eller är ovanligt svårt att göra prognoser på den framtida utvecklingen av varians och skevhet. Det är av flera skäl inget bra argument. För det första innebär det att man accepterar en felspecifikation av prisekvationerna om man exkluderar VS-variablerna. Det medför då att man får en felaktig uppfattning om effekterna från övriga variabler i prisekvationerna, vilket i sin tur kan försämma inflationsprognoserna.²¹ För det andra är det troligen inte så mycket svårare att prognostisera VS-variablerna än många andra variabler som ingår i makroekonomiska modeller. Är det t.ex. svårare att prognostisera VS-variablerna än tillgångspriser som behövs för att prognostisera hushållens konsumtionsutgifter eller företagens investeringar? Den *långsiktiga* jämviktsnivån på

Nominella priströgheter spelar en avgörande roll och det är viktigt att dessa trögheter fångas in i specifikationer av prisekvationer och Phillips-kurvor.

Det kan ta flera år innan priserna anpassas fullständigt till chocker som inträffat.

Ett argument mot VS-variablerna kan vara att det inte går eller är ovanligt svårt att göra prognoser på varians och skevhet. Det är av flera skäl inget bra argument.

²¹ Jämför koefficienterna i ekvation (i) och (v) i tabell 1. Den kortsiktiga elasticiteten av en löneförändring är 0,2 i modellen med de högre momenten men ca 0 i den felspecificerade modellen utan VS-variablerna.

skevheten är dessutom ovanligt lätt att prognostisera eftersom den är praktiskt taget noll enligt både teori och empiri.²²

De flesta prognosmakare överskattade inflationen i den svenska ekonomin för perioden 1993–2001.²³ Kan det bero på att man inte räknade med variansen och skevheten i fördelningen av relativprisförändringar och således misslyckades med att fånga upp de kortsiktiga trögheterna i prissättningen? Under perioden 1991–1996 var skevheten ovanligt hög och bidrog till att dra upp inflationstakten (se diagram 5). Men under perioden 1994–2001 minskade skevheten successivt och kan alltså ha varit en bidragande orsak till att inflationen minskade under denna period.

Slutsatser

Det förefaller vara möjligt att förbättra inflationsprognoserna med hjälp av VS-variabler även om ytterligare utvärderingar bör göras.

Sammanfattningsvis blir slutsatsen att det förefaller som om variansen och skevheten i fördelningen av relativprisförändringar påtagligt kan förbättra skattningen av Phillips-kurvor för den svenska ekonomin. Man kan se det som ett sätt att fånga upp variationer i prissättningen mellan olika företag i ett fåtal aggregerade indextal. Dessa index tycks fånga upp det faktum att det i vissa företag krävs ovanligt stora chocker för att man snabbt ska ändra priset. Det förefaller också som om det är möjligt att förbättra prognoserna på framtida inflation med hjälp av dessa variabler även om ytterligare utvärderingar här bör göras. Som framgår av diagram 1 är tidsserien med skevheten mycket volatil. En möjlighet till ytterligare förbättringar av denna typ av analyser skulle förmodligen vara att man använder robusta (exklusive extremobservationer) mått på varians och skevhet.²⁴

²² I experiment med den makroekonomiska modellen BASMOD – som är en av flera modeller som används i Riksbankens prognosverksamhet – har det visats att prognoser på inflation och BNP-tillväxt förbättras något när man inkluderar de högre momenten. Prognoser på dessa har då gjorts med en enkel ARMA(1,1) tidsseriemodell. Estimerar vi ekvationen ovan t.o.m. 2001 för att prognostisera de senaste tre åren och använder de faktiska varians- och skevhetsmåten för dessa tre år bli prognosfelen bara en tredjedel av de som genereras utan varians- och skevhetsmått. Arbete pågår med att förbättra och utvärdera inflationsprognoser som använder varians- och skevhetsvariablerna.

²³ Se Blix, Friberg & Åkerlind (2002).

²⁴ Sådana mått har använts av Aucremanne m.fl. (2003).

Appendix

DEFINITIONER

Här definieras mått som använts i beräkningarna. De avser indelningen av konsumentprisindex i 71 olika indextal.

$$\text{Inflation: } \pi_t = \sum_{i=1}^{71} w_{it} \Delta \log p_{it}$$

$$w_{it} = \frac{P_{it} Q_{it}}{\sum_j p_{jt} Q_{jt}}$$

är budgetandelen för vara i under period t , där p_{it} är priset, q_{it} är volymen och Δ är differensoperatorm.

$$\text{Varians i relativa prisförändringar: } \sigma_t^2 = \sum_{i=1}^{71} w_{it} (\Delta \log p_{it} - \pi_t)^2$$

$$\text{Skevhet i relativa prisförändringar: } \sigma_t^3 = \frac{\sum_{i=1}^{71} w_{it} (\Delta \log p_{it} - \pi_t)^3}{\sqrt{\sigma_t^2}}$$

$0 \leq R^2 \leq 1$ är den multipla korrelationskoefficienten som mäter hur stor del av variansen i den beroende variabeln (här: inflationen) som förklaras i modellen (av de oberoende variablerna).

Standardfelet i regressionen mäts som $\frac{1}{n-1} \sqrt{\sum_{i=1}^n \varepsilon_{it}^2}$ där $\varepsilon_i = \pi_i - \hat{\pi}_i$ är residualen (oväntad inflation) i inflationsekvationen. Det är ett mått på det genomsnittliga felet med hänsyn tagen till att residualerna är både positiva och negativa.

FÖRETAGETS OPTIMALA PRIS

Företagets jämviktsvillkor är att $mr = mc$, dvs. att marginalintäkten är lika med marginalkostnaden. Villkoret kan skrivas om som

$$p = \left[1 - \frac{H}{\varepsilon} \right]^{-1} mc$$

där p är företagets pris, $\varepsilon = \frac{\partial q}{\partial p} \frac{p}{q}$ är efterfrågans priselasticitet, H är ett index för graden av konkurrens: 0 för fri konkurrens och 1 för monopol. Marginalkostnaden härleds från en kostnadsfunktion som har priser på insatsvaror och produktionsfaktorer samt produktionsvolym som argument. Notera att endast med specialfall av kostnadsfunktionen kommer det s.k. produktionsgapet – skillnaden mellan faktisk och potentiell pro-

duktionsvolym – att bli del av specifikationen.¹ Det optimala priset skulle alltid gälla om företaget inte hade någon prissättningskostnad.

¹ Se Spordone (2002).

Referenser

- Andersson, M. K., (2004), The Forecasting Performance of the Riksbank Bayesian VAR Models, opublicerat manuskript.
- Apel, M., Friberg, R. & Hallsten, K., (2001), Micro foundations of macroeconomic price adjustment: Survey evidence from Swedish firms, Sveriges Riksbank Working Paper Series, nr 128.
- Assarsson, B., (1986), "Inflation and Relative-Price Variability – A Model for an Open Economy Applied to Sweden", *Journal of Macroeconomics*, hösten, volym 8, utgåva 4, s. 455–69.
- Assarsson, B., (1989), Prusbildning på industriella marknader. En empirisk undersökning av prusbildningen i den svenska tillverkningsindustrin, Bjärnum, SNS Förlag.
- Assarsson, B., (2003), Inflation and higher moments of relative-price changes, BIS Papers 19.
- Aucremann, L., Brus, G., Hubert, M., Rousseeuw, P. J. & Struyf, A., (2003), Inflation, relative prices, and nominal rigidities. BIS Papers 19.
- Aukrust, O., (1970), "PRIM I: A Model of the Price and Income Distribution Mechanism of an Open Economy", *Review of Income and Wealth*, mars, volym 16, utgåva 1, s. 51–78.
- Balke, N. S. & Wynne, M. A., (1996), "Supply Shocks and the Distribution of Price Changes", *Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review*, 1 kv, volym 8, s.10–18.
- Balke, N. S. & Wynne, M. A., (2000), "An Equilibrium Analysis of Relative Price Changes and Aggregate Inflation", *Journal of Monetary Economics*, april, volym 45, utgåva 2, s. 269–92.
- Ball, L. & Mankiw, N. G., (1994), "Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations", *Economic Journal*, mars, volym 104, utgåva 423, s. 247–61.
- Ball, L. & Mankiw, N. G., (1995), "Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks", *Quarterly Journal of Economics*, februari, volym 110, utgåva 1, s. 161–93.
- Ball, L. & Mankiw, N. G., (1999), "Interpreting the Correlation between Inflation and the Skewness of Relative Prices: A Comment", *Review of Economics and Statistics*, maj, volym 81, utgåva 2, s. 197–98.
- Bårdsen, G., Jansen, E. S. & Nymoen, R., (2002), "Model Specification and Inflation Forecast Uncertainty", *Annales d'Economie et de Statistique*, juli-december, utgåva 67-68, s. 495–517.
- Blinder, A. S., (1991), "Why Are Prices Sticky? Preliminary Results from an Interview Study", *American Economic Review*, maj, volym 81, utgåva 2, s. 89–96.

- Blix, M., Friberg, K. & Åkerlind, F., (2002), An evaluation of forecasts for the Swedish economy, *Penning- och valutapolitik*, nr 3, s. 39–74.
- Bryan, M. F. & Cecchetti, S. G., (1999a), "Inflation and the Distribution of Price Changes", *Review of Economics and Statistics*, maj, volym 81, utgåva 2, s. 188–96.
- Bryan, M. F. & Cecchetti, S. G., (1999b), "Inflation and the Distribution of Price Changes: Rejoinder", *Review of Economics and Statistics*, maj, volym 81, utgåva 2, s. 203–04.
- Cukierman, A., (1979), "The Relationship between Relative Prices and the General Price Level: A Suggested Interpretation", *American Economic Review*, juni, volym 69, utgåva 3, s. 444–47.
- Cukierman, A., (1982), "Relative Price Variability, Inflation and the Allocative Efficiency of the Price System", *Journal of Monetary Economics*, mars, volym 9, utgåva 2, s. 131–62.
- Cukierman, A., (1983), "Relative Price Variability and Inflation: A Survey and Further Results", *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, hösten, volym 19, s. 103–57.
- Cukierman, A. & Wachtel, P., (1982), "Relative Price Variability and Nonuniform Inflationary Expectations", *Journal of Political Economy*, februari, volym 90, utgåva 1, s. 146–57.
- Hodrick, R. J. & Prescott, E.C. (1997). "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation," *Journal of Money, Credit, and Banking*, volym 29, s. 1–16.
- Jacobson, T., (2001), "Monetary Policy Analysis and Inflation Targeting in a Small Open Economy: A VAR Approach", *Journal of Applied Econometrics*, juli–augusti, volym 16, s. 487–5200.
- Jacobson, T., Jansson, P., Vredin, A., & Warne, A., (1999), A VAR Model for Monetary Policy Analysis in a Small Open Economy, Sveriges Riksbank Working Paper, nr 77.
- Lucas, R. E. J., (1973), "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs", *American Economic Review*, juni, volym 63, utgåva 3, s. 326–34.
- Parks, R. W., (1978), "Inflation and Relative Price Variability", *Journal of Political Economy*, februari, volym 86, utgåva 1, s. 79–95.
- Pettersson, L. & Wikström, J., (2004), Inflation och högre moment av fördelningen av relativprisförändringar, En studie med finfördelat svenskt konsumentprisindex, 60-poängsuppsats, Uppsala universitet.
- Sbordone, A. M., (2002), "Prices and Unit Labor Costs: A New Test of Price Stickiness", *Journal of Monetary Economics*, mars, volym 49, utgåva 2, s. 265–92.

- Sheshinski, E. & Weiss, Y., (1977), "Inflation and Costs of Price Adjustment", *Review of Economic Studies*, juni, volym 44, utgåva 2, s. 287–303.
- Taylor, J. B., (1980), "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts", *Journal of Political Economy*, februari, volym 88, utgåva 1, s. 1–23.
- Tobin, J., (1972), "Inflation and Unemployment", *American Economic Review*, mars, volym 62, utgåva 1, s. 1–18.