

# INFLASJON OG INFLASJONSDYNAMIKK I G7-LANDENE

Karsten Stæhr, rådgiver, Internasjonal avdeling i Norges Bank\*

Artikkelen drøfter hvilke faktorer som påvirker inflasjonsutviklingen i G7-landene. For hvert land estimeres en forventningsjustert Phillips-kurve. Resultatene viser at landenes inflasjonsprosesser er meget forskjellige. Endringer i inflasjonen skjer raskt i Japan og langsommere i blant annet USA og Tyskland. Importprisene har på kort sikt stor betydning for inflasjonen i land som Storbritannia og Italia, men liten betydning for Tyskland og Japan. Inflasjonen i Japan reagerer kraftig på arbeidsløshet, mens dette i mindre utstrekning er tilfellet i Kontinental-Europa. Videre argumenteres for at den nåværende lave inflasjonen i G7-landene ikke er overraskende, men i rimelig grad kan «forklares» av Phillips-kurver estimert på observasjoner til slutten av 1980-tallet. Lave inflasjonsforventninger, lave importpriser og, i mange land, økende ledighet har de seneste år holdt inflasjonen nede.

## 1 Innledning

Inflasjonen i industrilandene har gjennom de siste 40 år beveget seg i ulike faser. 1960-tallet var karakterisert av relativt lav, men økende inflasjon. Deretter økte inflasjonen kraftig rundt oljeprisjokkene i 1973-74 og 1979-80. Fra begynnelsen av 1980-tallet har inflasjonen falt betydelig. I 1998 var konsumprisinflasjonen under 2 prosent i alle G7-land med unntak av Storbritannia.

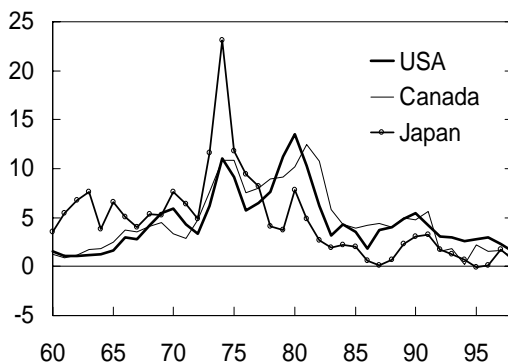
Figur 1 og 2 demonstrerer at til tross for mange paralleller mellom inflasjonsutviklingen i G7-

landene, er det også betydelige forskjeller. Japan hadde fram til midten av 1970-tallet høyere prisstigning enn gjennomsnittet, men deretter stort sett lavere inflasjon enn de øvrige landene. Tyskland har også hatt lavere inflasjon enn gjennomsnittet av G7-landene, unntatt under gjenforeningsboomen i 1992. Italias inflasjon har vært høy, særlig på 1970-tallet og fram til midten av 1980-tallet. USA hadde høyere inflasjon under andre oljekrise enn under den første. Det motsatte var tilfellet for Japan. I noen land falt inflasjonen raskt etter oljekrisene, mens andre gikk gjennom en lengre periode med høy inflasjon.

Spørsmålet er om den uensartede inflasjonsutviklingen i landene avspeiler forskjellige underliggende inflasjonsprosesser. Denne artikkelen

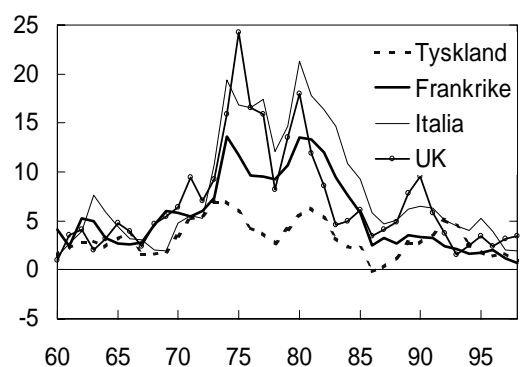
\* Takk til Anne Berit Christiansen, Carl Andreas Claussen, Jostein Eide, Nils T. Eide, Øistein Røisland og Anders Svør for kommentarer til artikkelen. Gjenstående feil er forfatterens ansvar. Alle tolkninger og synspunkter er forfatterens, og ikke nødvendigvis sammenfallende med Norges Banks.

**Figur 1.** Årlig konsumprisinflasjon i utvalgte G7-land. Prosent per år



Kilde: IFS

**Figur 2.** Årlig konsumprisinflasjon i utvalgte G7-land. Prosent per år



Kilde: IFS

sammenligner inflasjonsprosessene i verdens syv største industriland. Det estimeres forventningsjusterte Phillips-kurver der inflasjonen forklares ved forventet inflasjon (tilnærmet ved tidligere års inflasjon), importprisinflasjon og variabler som beskriver «stramheten» på arbeidsmarkedet. Det er dermed mulig å foreta en sammenligning av inflasjonsprosessene i de ulike landene.

Det er mange empiriske analyser av inflasjonsprosesser i enkeltland, mens det er få undersøkelser som drar sammenligninger mellom ulike land. Paldam (1980) estimerer pris- og lønnsinflasjon i et system for de fleste OECD-land og konkluderer med at det er et felles internasjonalt element i prisdannelsen som ikke «fanges opp» av importprisene. Turner (1995) analyserer om negative og positive «produksjonsgap» (dvs. forskjellen mellom faktisk og potensiell produksjon) påvirker inflasjonen på ulik måte i G7-landene. Malinor & Sommers (1997) estimerer Phillips-kurver for alle OECD-land, men bruker kun ledigheten og en konstant som forklarende variabler. Tootell (1998) undersøker om utlandets kapasitetsutnyttelse har betydning for den amerikanske inflasjonen. Som et ledd i arbeidet estimeres relativt enkle Phillips-kurver for seks G7-land.

Artikkelen er strukturert som følger. Avsnitt 2 diskuterer kortfattet det teoretiske grunnlaget for den forventningsjusterte Phillips-kurven. Avsnitt 3 viser innledende enkle Phillips-kurveestimeringer med lite dynamisk tilpasning og ledigheten som uttrykk for økonomiens kapasitetsutnyttelse. Avsnitt 4 presenterer de foretrukne estimeringene med tilpasset dynamikk og ulike uttrykk for kapasitetsutnyttelsen på arbeidsmarkedet. Avsnitt 5 illustrerer hvordan landenes forskjellige Phillips-kurver fører til forskjellig kortsiktsdynamikk. Avsnitt 6 viser at den lave inflasjonen de siste årene ikke er overraskende, men kan «forklares» av de estimerte Phillips-kurvene. Avsnitt 7 oppsummerer.

## 2 Teorier bak Phillips-kurven

Dette avsnittet diskuterer kortfattet ideene bak Phillips-kurven for en åpen økonomi.<sup>1</sup> Phillips-kurven kan betraktes som en «reduced-form» modell av tilbudssiden i en økonomi og angir

<sup>1</sup> Avsnittet bygger på Romer (1996) kapittel 5, Berg & Lundquist (1997) samt Nixon (1998).

sammenhengen mellom reelle og nominelle variabler (Romer (1996), kapittel 5).

Phillips-kurven har sitt navn fra den new zealandske økonomen Andrew Phillips som i artikkelen Phillips (1958) viste at det i perioden 1861-1957 var en negativ sammenheng mellom ledighetsprosenten og lønnsveksten i Storbritannia. Ytterligere empiriske analyser viste at sammenhengen også gjaldt for en rekke andre land hvis det ble brukt prisvekst i stedet for lønnsvekst. Økende inflasjon på 1960- og 1970-tallet førte imidlertid til at Phillips-kurven måtte modifiseres, slik at inflasjonen forklares av en rekke supplerende faktorer ut over ledigheten. Phillips-kurven for en åpen økonomi kan skrives på følgende måte:

$$\pi = \beta\pi^e + \gamma\pi^{\text{imp}} + \delta\text{GAP} \quad (1)$$

Variabelen  $\pi$  betegner inflasjonen,  $\pi^e$  er den forventede inflasjonen,  $\pi^{\text{imp}}$  er importprisinflasjonen og  $\text{GAP}$  er et uttrykk for kapasitetsutnyttelsen i økonomien. En Phillips-kurve som inkluderer uttrykk for den forventede inflasjonen betegnes ofte som en forventningsjustert Phillips-kurve. En rekke teorier kan forklare inflasjonsprosessen i ligning (1):

Høyere *forventet* inflasjon,  $\pi^e$ , kan føre til krav om høyere lønnsøkning for å unngå lavere reallønn. Høyere lønnsinflasjon fører til høyere prisinflasjon i den utstrekning økte omkostninger kan veltes over i prisene. Høyere forventet inflasjon kan også forårsake høyere inflasjon hvis prissetterne tilpasser prisene etter den forventede inflasjonen.

Høyere importinflasjon,  $\pi^{\text{imp}}$ , kan føre til høyere konsumprisinflasjon gjennom en rekke «kanaler». I den utstrekning importen går direkte til forbruk, vil høyere importpriser kunne føre til høyere forbrukerpriser. I den utstrekning importerte varer inngår i den innenlandske produksjonen av forbruksvarer, vil høyere importpriser øke bedriftenes kostnader hvilket kan gi høyere priser på innenlandsk produserte forbruksvarer.

Ressursutnyttelsen,  $\text{GAP}$ , kan måles på mange måter. Noen ganger beregnes  $\text{GAP}$  som økonomiens faktiske vekstrate minus den potensielle. Den potensielle produksjonsveksten finnes da som summen av trendmessig vekst i arbeidsstyrken og trendmessig produktivitetsutvikling. Lav kapasitetsutnyttelse gir redusert press på prisene og dermed lavere inflasjon, mens høy kapasitetsutnyttelse gir høyere inflasjon.

Et annet mål for ressursutnyttelsen er avviket mellom faktisk ledighet og «naturlig ledighet». Den naturlige ledigheten fås når inflasjonsforventningene er «korrekte», dvs. ledigheten blir verken overraskende høy eller lav. I så måte er den naturlige ledigheten uttrykk for «ønsket» omfang av ledighet. Hvis ledigheten er større enn den naturlige ledigheten, blir det en lavere lønnsvekst og følgelig mindre prisvekst. Knapphet på arbeidskraft, dvs. ledighet under det naturlige nivået, fører til krav om større lønnsøkning og dermed høyere inflasjon.<sup>2</sup>

Ovenstående diskusjon av teorier bak den forventningsjusterte Phillips-kurven for en åpen økonomi indikerer at parametrene har følgende forventede fortegn:  $\beta > 0$ ,  $\gamma > 0$ ,  $\delta < 0$ . Det kreves vanligvis at  $\beta \leq 1$ , dvs. forventning om inflasjon på  $x$  prosent bidrar til periodens inflasjon med ikke mer enn  $x$  prosent.

I denne artikkelen uttrykkes ressursutnyttelsen  $GAP$  som forskjellen mellom faktisk og naturlig ledighet. Betegnes den naturlige ledigheten  $u^*$  blir  $GAP = u - u^*$ . Det er rimelig å forvente at  $u^*$  avhenger av økonomiens struktur, herunder særlig arbeidsmarkedets virkemåte, dvs. spesifikasjonen for  $u^*$  vil ikke nødvendigvis være den samme for alle land. I den empiriske analysen åpnes det for at den naturlige ledigheten kan modelleres på tre ulike måter.

i) En mulig antakelse er at den naturlige ledigheten er konstant over tid og uavhengig av andre variabler i økonomien.

Erfaringene fra særlig Kontinental-Europa har imidlertid vist at en økning av ledigheten ikke nødvendigvis medfører en rask tilpasning av reallønnen og tilbakevending til lavere ledighet. Ledigheten forblir på et høyt nivå. Dette forholdet betegnes ofte «hysterese», se for eksempel Mork (1993) kapittel 7 eller Layard et al. (1991) kapittel 8 og 9. Hvis det er hysterese på arbeidsmarkedet, vil den naturlige ledigheten avhenge av tidligere nivåer på ledigheten, dvs.  $u^*$  er en funksjon av tidligere observasjoner av  $u$ . Denne avhengigheten har her blitt modellert på to måter:

ii) En moderat grad av hysterese modelleres ved å anta at den naturlige ledigheten er gjennomsnittet av ledigheten i de foregående fire årene, dvs.  $u^* = \bar{u} = (u_{-1} + u_{-2} + u_{-3} + u_{-4})/4$ . Kapasitetsutnyttelsen på arbeidsmarkedet er da  $GAP = u - \bar{u}$ . I praksis svarer dette til at trenden «renses ut» av ledighetsnivået, slik at kun endringer i ledigheten som er forårsaket av konjunktursvingninger avspeiles i uttrykket for  $GAP$ .

iii) En stor grad av hysterese kan beskrives ved å anta at den naturlige ledigheten er lik ledighetsnivået den foregående perioden, dvs.  $u^* = u_{-1}$ . Denne spesifikasjonen innebærer at økonomiens ressursutnyttelse kan skrives som  $GAP = u - u_{-1}$ . Kun endringer i ledigheten har da betydning for kapasitetsutnyttelsen.

Tre ulike uttrykk for kapasitetsutnyttelsen på arbeidsmarkedet har blitt presentert, svarende til forskjellige hypoteser om arbeidsmarkedets struktur. Den naturlige ledigheten kan modelleres som i) en konstant, ii) gjennomsnittet av de foregående fire perioders ledighet, eller iii) siste periodes ledighet. Spesifikasjonen dekker ingen, moderat, eller stor hysterese på arbeidsmarkedet. Hvilket uttrykk for  $GAP$  som bør anvendes, er et empirisk spørsmål.

### 3 En enkel implementering av den empiriske Phillips-kurven for G7-landene

I foregående avsnitt ble det argumentert for at det er et visst teoretisk belegg for å spesifisere inflasjonsprosessen som i ligning (1). I dette avsnittet presenteres en innledende empirisk implementering av relasjonen for å undersøke om det er mulig å estimere enkle sammenhenger mellom G7-landenes realøkonomi og inflasjonsutvikling. Det anvendes årsdata fra begynnelsen av 1960-tallet til 1998. Variabelen  $\pi$  betegner nå prosentvis årlig endring i konsumprisindeksen,  $\pi^{imp}$  er årlig prosentvis importprisinflasjon og  $u$  er årets gjennomsnittlige ledighetsprosent.<sup>3</sup>

<sup>3</sup> Forbrukerprisindeksen er variabelen *A.land64..XZF..* fra IMF's elektroniske database IFS, juli 1999. Importprisen er variabelen *Y.land.PMGS* og ledighetsprosenten er variabelen *Y.land.UNR*, begge fra OECD's elektroniske database EO, nr. 65, juni 1999. (*land* angir relevant landkode.) Data for importprisen for Tyskland 1963-68 er anslått på grunnlag av tall fra IFS. Datasettet utleveres ved henvendelse til forfatteren.

<sup>2</sup> Når inflasjonsforventningene er korrekte blir det, *ceteris paribus*, ikke noe økt eller redusert press på inflasjonen, dvs. inflasjonen vil holde seg konstant. Den naturlige ledigheten betegnes derfor også som den ikke-prisakselererende ledighetsraten, NAIRU. Se for eksempel Sachs & Larrain (1993), kapittel 16.

Det antas at inflasjonsforventningene er bakoverskuende («adaptive») og lik siste års inflasjon, dvs.  $\pi = \pi_{-1}$ . Det antas videre at den naturlige ledigheten er konstant slik at kapasitetsutnyttelsen på arbeidsmarkedet kan tilnærmes ved ledighetsprosenten  $u$ . Resultatet blir følgende kortsiktige Phillips-kurve:

$$\pi = \alpha + \beta\pi_{-1} + \gamma\pi^{\text{imp}} + \delta u + \varepsilon \quad (2)$$

I denne spesifikasjonen representerer konstantleddet  $\alpha$  dels (en funksjon av) den naturlige ledigheten, dels gjennomsnittet av mulige utelatte forklarende variabler. Koeffisienten til den «laggede» inflasjonen,  $\beta$ , uttrykker betydningen av siste års inflasjon for dette årets inflasjon. En høy  $\beta$  betyr at inflasjonen i stor grad bestemmes av inflasjonen tidligere år, dvs. det er stor treghet i inflasjonsprosessen (på engelsk: «inertia» eller «persistence».<sup>4</sup> Parameteren  $\gamma$  angir importinflasjonens gjennomslag på årets inflasjon. Koeffisienten  $\delta$  angir i hvilket omfang ledigheten påvirker inflasjonen.<sup>5</sup> Restleddet  $\varepsilon$  har forventningsverdi null. Tabell 1 viser resultatene der den empiriske Phillips-kurven (2) er estimert ved hjelp av minste kvadraters metode (OLS).

Det er noe heteroskedastisitet i de estimerte restleddene. Variansen til restleddene er generelt større i tiden rundt de to oljeprissjokkene enn i øvrig estimeringsperiode. De estimerte  $t$ -verdiene, angitt i parentes under parameterestimaten, er derfor korrigert for heteroskedastisitet ved hjelp av White (1980)-metoden.

Det fremgår av tabell 1 at til tross for den svært enkle empiriske spesifikasjonen av Phillips-kurven får samtlige estimerte koeffisienter det forventede fortegnet, og med bare en unntakelse er samtlige estimater signifikant forskjellige fra null på 5 prosentnivået. Unntaket er parameteren til den italienske ledigheten (med en  $t$ -verdi rundt 1,1).

Det er store forskjeller mellom de estimerte relasjonene. Graden av estimert inflasjonstregghet varierer fra under 0,5 i Japan til over 0,75 i Canada.

Gjennomslaget fra årets importprisstigning til årets inflasjon varierer fra 0,1 i Tyskland til over 0,2 i Italia. Ledighetsnivået er statistisk insignifikant og av liten betydning for prisutviklingen i Italia, men har svært stor betydning i Japan.

Generelt blir en stor del av variasjonen i inflasjonen forklart av relasjon (2).  $R^2$  varierer fra 0,73 for Italia til 0,96 for Frankrike. Like fullt gir relasjon (2) ikke en tilfredsstillende beskrivelse av data. For alle de forklarende variabler er «lagstrukturen» svært enkel, slik at det ikke åpnes for en gradvis tilpasning til endringer i høyresidevariabler. I tillegg er det ikke undersøkt om arbeidsmarkedets kapasitetsutnyttelse kan modelleres bedre, blant annet ved å tillate hysteresis i ledigheten.

## 4 Phillipskurve-estimeringer med dynamikk og hysteresis

I dette avsnittet presenteres Phillips-kurve estimeringer der det åpnes for en fleksibel lagstruktur i de forklarende variablene og ulike uttrykk for kapasitetsutnyttelsen på arbeidsmarkedet. Hensikten med utvidelsene er å sikre en bedre beskrivelse av data og gjøre sammenligninger mellom landene riktige.

Utvelgelsen av variabler og bestemmelsen av lagstrukturen fant sted ved en «general to specific» estimeringsmetode bestående av to trinn. I første trinn ble følgende variabler inkludert i den generelle estimeringen: Forventet inflasjon forklares ved inflasjonen i de foregående tre årene ( $\pi_{-1}$ ,  $\pi_{-2}$ ,  $\pi_{-3}$ ). Muligheten for langsom tilpasning gjorde at årets, så vel som de foregående to årenes importinflasjon, ble inkludert ( $\pi^{\text{imp}}$ ,  $\pi_{-1}^{\text{imp}}$ ,  $\pi_{-2}^{\text{imp}}$ ). Stramheten på arbeidsmarkedet ble beskrevet ved fire uttrykk, nemlig de tidligere omtalte variabler  $u$ ,  $u - \bar{u}$  og  $(u - u_{-1})$  og i tillegg logaritmen til ledigheten,  $\ln(u)$ . Sistnevnte uttrykk vil «fange opp» eventuell ikke-linearitet i ledighetens virkning på inflasjonen. Først ble variabler med feil fortegn eliminert, deretter ble variabler som ikke var signifikant forskjellige fra null på 5 prosentnivået eliminert. Prosedyren ble gjentatt, der ledighetsvariablene var lagget først én periode og deretter to perioder. I annet trinn ble den generelle lagstrukturen for lagget inflasjon og importinflasjon igjen anvendt, men nå sammen med de foretrukne uttrykkene for kapasitetsutnyttelsen funnet i første trinn. Igjen ble variabler som hadde feil fortegn eller som var insignifikante eliminert.

<sup>4</sup> Denne fortolkningen følger Edwards (1993) og Edwards (1995) appendiks 4-2. En høy grad av inflasjonstregghet betyr at en disinflasjonspolitik basert på kontraktiv politikk har store realøkonomiske konsekvenser. Ledigheten må øke betydelig for å få til lavere inflasjon.

<sup>5</sup> Koeffisienten  $\delta$  kan fortolkes som et uttrykk for hastigheten hvorved ledigheten tilpasser seg det naturlige nivået, jf Nixon (1998). En stor  $\delta$  indikerer at høy ledighet raskt fører til lavere inflasjon, hvilket trolig forbedrer konkurransevnen og følgelig reduserer ledigheten.

Tabell 1. Phillips-kurver med enkel dynamikk og konstant naturlig ledighet, årsdata 1965-98

	Konstant	Lagget inflasjon	Importinflasjon	Ledighet
<b>USA</b>				
$\pi$	= 2,48 (4,8)	+ 0,71 · $\pi_{-1}$ (9,1)	+ 0,16 · $\pi^{\text{imp}}$ (6,6)	- 0,29 · $u$ (-2,3)
$R^2 = 0,91, DW = 1,48, SE = 0,96.$				
<b>Canada</b>				
$\pi$	= 2,65 (3,5)	+ 0,80 · $\pi_{-1}$ (7,5)	+ 0,15 · $\pi^{\text{imp}}$ (3,0)	- 0,28 · $u$ (-2,7)
$R^2 = 0,83, DW = 1,86, SE = 1,40.$				
<b>Japan</b>				
$\pi$	= 5,51 (4,3)	+ 0,45 · $\pi_{-1}$ (4,3)	+ 0,15 · $\pi^{\text{imp}}$ (3,3)	- 1,61 · $u$ (-3,8)
$R^2 = 0,84, DW = 1,79, SE = 1,90.$				
<b>Tyskland</b>				
$\pi$	= 1,75 (3,9)	+ 0,61 · $\pi_{-1}$ (8,2)	+ 0,10 · $\pi^{\text{imp}}$ (2,8)	- 0,13 · $u$ (-2,7)
$R^2 = 0,79, DW = 1,32, SE = 0,91.$				
<b>Frankrike</b>				
$\pi$	= 1,59 (2,9)	+ 0,71 · $\pi_{-1}$ (18,0)	+ 0,15 · $\pi^{\text{imp}}$ (13,5)	- 0,11 · $u$ (-2,4)
$R^2 = 0,96, DW = 1,33, SE = 0,88.$				
<b>Italia</b>				
$\pi$	= 1,37 (1,8)	+ 0,69 · $\pi_{-1}$ (12,3)	+ 0,21 · $\pi^{\text{imp}}$ (8,6)	- 0,07 · $u$ (-1,1)
$R^2 = 0,94, DW = 2,42, SE = 1,57.$				
<b>Storbritannia</b>				
$\pi$	= 3,29 (3,2)	+ 0,63 · $\pi_{-1}$ (4,4)	+ 0,18 · $\pi^{\text{imp}}$ (4,7)	- 0,26 · $u$ (-2,2)
$R^2 = 0,73, DW = 2,26, SE = 2,92.$				

I parentes under parameterestimaterne er  $t$ -verdier justert for heteroskedastisitet ved hjelp av White (1980)-metoden.

Dummys er kun brukt i den utstrekningen de fører til vesentlig endring av parameterestimater og/eller estimeringens statistiske egenskaper. For eksempel er en «gjenforeningsdummy» for Tyskland i 1992 signifikant, men da innføring av en slik dummy ikke

avgjørende påvirker de estimerte koeffisientene eller relasjonen for øvrig, er denne dummyen blitt utelatt. Bare for Japan og Italia har det vært nødvendig å anvende dummys. De foretrukne Phillips-kurve estimeringene fremgår av tabell 2.

Tabell 2. Foretrukne Phillips-kurver for G7-landene, årsdata 1965-98 (Frankrike 1970-98)

	Konstant	Lagget inflasjon	Importinflasjon	Ledighet
<b>USA</b>				
$\pi$	$0,35$ (1,0)	$+ 0,78 \cdot \pi_{-1}$ (10,6)	$+ 0,16 \cdot \pi^{\text{imp}}$ (8,0)	$- 0,54 \cdot (u - \bar{u})$ (-3,6)
$R^2 = 0,93, DW = 1,89, SE = 0,83.$				
<b>Canada</b>				
$\pi$	$0,37$ (0,8)	$+ 0,79 \cdot \pi_{-1}$ (8,8)	$+ 0,21 \cdot \pi^{\text{imp}}$ (5,1)	$- 0,50 \cdot (u - \bar{u})_{-1}$ (-3,5)
$R^2 = 0,85, DW = 1,97, SE = 1,33.$				
<b>Japan</b>				
$\pi$	$4,11$ (6,9)	$+ 0,39 \cdot (\pi_{-1} + \pi_{-2} + \pi_{-3})/3$ (10,0)	$+ 0,04 \cdot \pi^{\text{imp}}$ (3,1)	$+ 0,06 \cdot \pi_{-1}^{\text{imp}}$ (6,0)
$- 3,21 \cdot \ln(u)$ (-5,7)				
$R^2 = 0,97, DW = 1,63, SE = 0,81.$				
<b>Tyskland</b>				
$\pi$	$1,05$ (6,4)	$+ 0,75 \cdot \pi_{-1}$ (14,2)	$+ 0,08 \cdot \pi^{\text{imp}}$ (2,5)	$- 0,58 \cdot (u - \bar{u})_{-1}$ (-5,7)
$R^2 = 0,87, DW = 2,16, SE = 0,72.$				
<b>Frankrike</b>				
$\pi$	$0,61$ (2,5)	$+ 0,76 \cdot \pi_{-1}$ (20,4)	$+ 0,16 \cdot \pi^{\text{imp}}$ (15,7)	$- 0,29 \cdot (u - \bar{u})_{-1}$ (-2,6)
$R^2 = 0,96, DW = 1,25, SE = 0,89.$				
<b>Italia</b>				
$\pi$	$0,99$ (2,8)	$+ 0,38 \cdot \pi_{-1} + 0,25 \cdot \pi_{-2}$ (2,8) (2,6)	$+ 0,18 \cdot \pi^{\text{imp}}$ (9,8)	$+ 0,08 \cdot \pi_{-1}^{\text{imp}}$ (2,6)
$- 1,11 \cdot (u - u_{-1})$ (-3,1)				
$R^2 = 0,97, DW = 1,97, SE = 1,23.$				
<b>Storbritannia</b>				
$\pi$	$1,28$ (2,1)	$+ 0,55 \cdot \pi_{-1}$ (4,4)	$+ 0,13 \cdot \pi^{\text{imp}}$ (2,7)	$+ 0,23 \cdot \pi_{-1}^{\text{imp}}$ (2,9)
$- 0,63 \cdot (u - \bar{u})$ (-4,8)				
$R^2 = 0,83, DW = 2,03, SE = 2,37.$				

I parentes under parameterestimatene er  $t$ -verdier justert for heteroskedastisitet ved hjelp av White (1980)-metoden. For Japan er anvendt dummy for årene 1973 og 1974, for Italia er anvendt dummy for 1980.

Phillips-kurven for USA i tabell 2 viser at det er relativt stor inflasjonstregghet, ettersom parameteren til den laggede inflasjonen er 0,78. En prosent økning i importinflasjonen fører til 0,16 prosentpoeng økning i årets inflasjon. Den beste beskrivelse av data ble oppnådd ved å anvende forskjellen mellom faktisk og gjennomsnittlig ledighet. Koeffisienten for denne variabelen er estimert til -0,53.

For Canada er parameteren til den laggede inflasjonen stort sett som for USA. Gjennomslaget for importinflasjon er noe større enn i nabolandet, hvilket harmonerer med at den canadiske økonomien er mindre og mer åpen enn USAs. De beste resultater ble nådd ved å anvende forskjellen mellom faktisk og gjennomsnittlig ledighet lagget et år som mål for kapasitetsutnyttelsen.

Japan skiller seg sterkt ut fra de øvrige landene. Det er liten tregghet, en lav koeffisient for importinflasjonen samt en (numerisk) meget stor koeffisient for kapasitetsutnyttelsen. I fri estimering blir parameterestimatene til  $\pi_{-1}$ ,  $\pi_{-2}$  og  $\pi_{-3}$  rundt 0,13, men parameteren til  $\pi_{-1}$  blir ikke signifikant på 5-prosentnivået ( $t$ -verdi på 1,7). En  $F$ -test viser at parametrene ikke er signifikant forskjellige, og det er derfor valgt å binde dem til samme verdi. Gjennomslaget fra importinflasjonen er svakt og kommer med en viss forsinkelse. Det er dummyer for det første oljeprissjokket, men ikke for det annet, hvilket skyldes at den japanske politikken var uvanlig akkommoderende ved det første sjokket, men ikke ved det annet. (Hadde dummyer ikke blitt anvendt, ville koeffisientene til importinflasjonen blitt noe større.) Logaritmen til den faktiske ledigheten er det beste uttrykket for kapasitetsutnyttelsen på arbeidsmarkedet. Parameteren til den logaritmiske ledigheten er (numerisk sett) meget stor. For eksempel vil en økning i ledighetsnivået fra 2 til 3 prosent føre til 1,3 prosentpoeng lavere inflasjon det første året.

Tysklands Phillips-kurve er karakterisert av relativt stor inflasjonstregghet. Også for Tyskland er gjennomslaget fra importinflasjonen overraskende lite (0,08) gitt Tysklands store handel med utlandet. Ledighet ut over gjennomsnittet har en relativt stor effekt på den tyske inflasjonen.

Frankrike har samme grad av tregghet som Tyskland, men høyere følsomhet overfor importprisendringer. Inflasjonen reagerer relativt lite og med et års forsinkelse på forskjellen mellom faktisk og gjennomsnittlig ledighet.

Italia har middels tregghet og relativt stor følsomhet over for importprisendringer. Den foretrukne spesifikasjon for kapasitetsutnyttelsen på arbeidsmarkedet er endringen i ledigheten ( $u - u_{-1}$ ) hvilket indikerer stor hysteresse. Relasjonen er noe ustabil selv om det ikke har vært mulig å identifisere strukturelle brudd i relasjonen.

For Storbritannia er den estimerte treggheten liten, litt over 0,5. Importprisene slår relativt kraftig ut i inflasjonen: en midlertidig økning av importinflasjonen på 1 prosentpoeng fører etter et år til i alt 0,30 prosentpoeng høyere inflasjon. Et avvik på 1 prosentpoeng fra gjennomsnittlig ledighet fører det samme året til 0,63 prosentpoeng lavere inflasjon. Residualenes standardavvik er relativt stor, hvilket skyldes enkelte store avvik mellom forutsagt og faktisk inflasjon i estimeringsperioden. Innføring av dummyer for disse årene endrer ikke relasjonen vesentlig.

Parameterestimatene i tabell 2 er beheftet med usikkerhet, men de estimerte Phillips-kurvene indikerer uansett at det er vesentlige forskjeller mellom inflasjonsprosessene i G7-landene. Mest inflasjonstregghet er det i USA, Canada, Tyskland og Frankrike. Det er noen tregghet i Italia og Storbritannia, mens det er liten tregghet i den japanske inflasjonsprosessen.

Importinflasjonen har størst gjennomslag i Storbritannia, Italia og Canada, men lite gjennomslag i land som Japan og Tyskland. Generelt er alle de estimerte koeffisientene til importinflasjonen lave, og de er i en rekke tilfeller mindre enn andelen av importvarer i forbruket. Resultatet bekreftes av andre studier, for eksempel Turner (1995) og Tootell (1998). Det kan pekes på en rekke forklaringer: Importørers og distributørers «mark-up» tilpasses etter de eksisterende markedsvilkårene slik at importprisendringer ikke nødvendigvis slår fullt igjennom i forbrukerprisene (Tootell (1998)). Importvarer består ofte av innsatsfaktorer til industrien. En stor del av industriproduksjonen går til eksport, og prisendring på disse varene påvirker ikke forbrukerprisene. Videre går det trolig en tid før for eksempel høyere kostnader i industrien når forbrukerne i form av økte priser på industriprodukter. Alternativt kan det tenkes at for eksempel høyere importpriser i noen tilfeller har blitt imøtegått av strammere pengepolitikk som isolert sett reduserer inflasjonen allerede samme år som importinflasjonen øker, vel å merke *uten* å påvirke de øvrige forklarende variabler.

Hvis dette er tilfellet, er de lave parameterestimaterne til importinflasjonen en uheldig følge av utelatte variabler i Phillips-kurveestimeringene. En siste mulighet er at lønsmottakere som observerer høyere importpriser (for eksempel på råvarer og andre innsatsvarer til industrien) forventer høyere ledighet. For å unngå høyere ledighet kan lønsmottakerne velge å redusere lønnskravene, hvilket bidrar til lavere inflasjon.

For Japan fås at en konstant naturlig ledighet gir den beste tilpasningen, hvilket er et tegn på lite hysteresis.<sup>6</sup> Videre var formulering med logaritmisk ledighet bedre enn formuleringen med ledigheten i nivå. For Italia gir hypotesen om ekstrem hysteresis de beste resultater, mens det tilsynelatende er moderat hysteresis på arbeidsmarkedet i de øvrige landene. Det er betydelig forskjell på koeffisientene til ledighetsuttrykket.<sup>7</sup> Forskjellen på parametrene for Tyskland og Frankrike er bemerkelsesverdig og kunne indikere at det tyske arbeidsmarkedet reagerer raskere på endringer i ledigheten enn det franske.

Det er en rekke mulige økonometriske problemer ved estimeringene som er rapportert i tabell 2. Den tidligere omtalte store restleddsvarians på 1970-tallet og tidlig på 1980-tallet kan bety at enkelte observasjoner i denne perioden har uforholdsmessig stor innflytelse på estimeringsresultatene. For å klarlegge dette problemet er det for en rekke land lagt inn dummyer for mange år i perioden og undersøkt om estimeringene endres vesentlig. Generelt er det ikke tilfellet. I tillegg har det vært eksperimentert med vektet OLS slik at perioden med forventet høy varians blir tillagt mindre vekt ved estimeringen. Som oftest har dette hatt lite effekt på de estimerte relasjonene.

Et annet og potensielt alvorlig problem er muligheten for korrelasjon mellom restledd og forklarende høyresidevariabler, hvilket kan føre til at OLS ikke lenger gir forventningsrette estimater. To kilder til en slik korrelasjon kan nevnes. Importprisene inngår mer eller mindre direkte i forbrukerprisene. Derfor er det muligens et «bånd» mellom importinflasjon og forbrukerprisinflasjon og følgelig korrelasjon mellom importinflasjonen og restleddet. Kapasitetsutnyttelsen på arbeidsmarkedet påvirkes trolig av prisendringer, i hvert fall

overraskende prisendringer. Det betyr at det også er et «bånd» mellom kapasitetsutnyttelse og inflasjon og derfor korrelasjon mellom kapasitetsutnyttelsen og restleddet. Vurderingen er at problemene ikke i vesentlig omfang påvirker resultatene og – som det ofte sees i denne litteraturen – ovenstående økonometriske problemer er ikke studert ytterligere.<sup>8</sup>

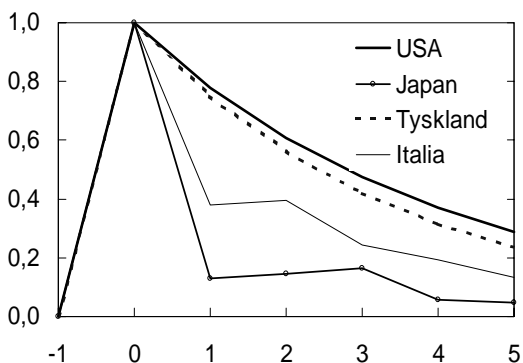
## 5 Inflasjonsdynamikk

De estimerte Phillips-kurvene i avsnitt 4 har ulik dynamisk struktur og parametre av varierende størrelse. Dette betyr naturligvis at sjokk i inflasjonsprosessen vil påvirke inflasjonsutviklingen på forskjellig måte i de ulike landene. I dette avsnittet sees det nærmere på hvordan de estimerte Phillips-kurvene gir anledning til forskjellig inflasjonsutvikling i tilfelle av eksogene sjokk.

Det tas utgangspunkt i relasjonene presentert i tabell 2. Det antas først at økonomien (i periode 0) utsettes for et sjokk som midlertidig øker inflasjonen med ett prosentpoeng (men ikke påvirker høyresidevariablene). Figur 3 viser *endringen* i inflasjonen i USA, Japan, Tyskland og Italia som følge av et slikt sjokk.

Dynamikken etter et slikt sjokk i inflasjonen er noe forskjellig i landene. I USA og Tyskland er det en betydelig treghet, som forårsaker fortsatt høy inflasjon i flere perioder etter sjokket. Det er stort sett ingen treghet i den japanske inflasjonen, mens

**Figur 3.** Endring i inflasjonen ved midlertidig sjokk i inflasjonen (1 prosentpoeng)



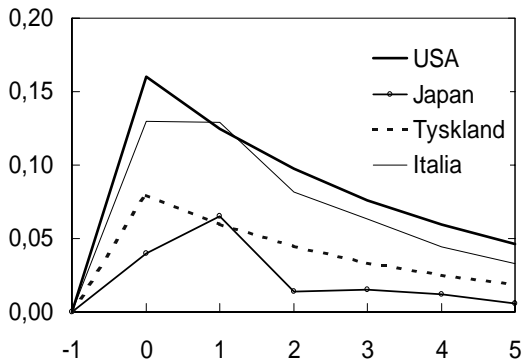
<sup>6</sup> Japan er for øvrig det G7-landet som har hatt den mest stabile ledigheten i perioden.

<sup>7</sup> Numerisk store estimater kan fortolkes slik at ledigheten raskt tilpasser seg den naturlige ledigheten, mens små estimater indikerer en langsom tilpasning.

<sup>8</sup> Forsøk med å instrumentere importprisene ga ikke overbevisende resultater. Som instrumenter for et lands importinflasjon ble importinflasjonen til de øvrige landene brukt. Estimering med instrumentvariabler ga resultater som enten ikke var rimelige eller stort sett identiske med OLS-estimaterne.



**Figur 4.** Endring i inflasjonen ved midlertidig økning av importinflasjonen (1 prosentpoeng)



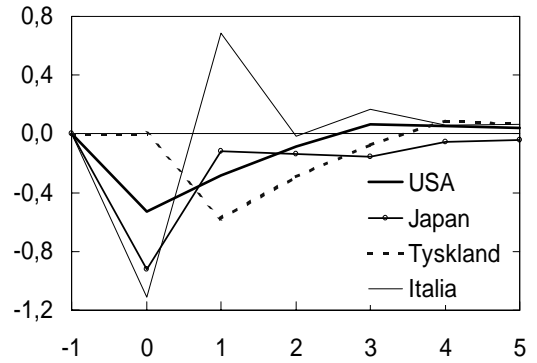
det i Italia er noe treghet de første årene etter sjokket.

Figur 4 illustrerer effekten på inflasjonen av et sjokk i importinflasjonen i periode 0. I Tyskland og særlig i Japan er det lite gjennomslag på den innenlandske inflasjonen av økte importpriser. Allerede to år etter sjokket er effekten på den japanske inflasjonen forsvinnende liten. I USA og Italia reagerer inflasjonen kraftigere på importprissjokket. Gitt de to landenes svært forskjellige Phillips-kurver, er dynamikken overraskende lik i USA og Italia.

Figur 5 viser effekten av en midlertidig økning av ledigheten med 1 prosentpoeng. (For Japan antas det at ledigheten i utgangspunktet var 3 prosent.) De foretrukne Phillips-kurvener anvender ulike uttrykk for kapasitetsutnyttelsen på arbeidsmarkedet. Den dynamiske tilpasningen til et sjokk i ledigheten blir derfor meget forskjellig for de fire betraktete landene.

I Japan faller inflasjonen umiddelbart drastisk, og forblir under utgangsnivået i noen år. Effekten på inflasjonen allerede året etter sjokket er imidlertid svak som følge av den begrensede inflasjonstreggheten i Japan. For USA er fallet i inflasjonen i første periode mindre enn for Japan, men som følge av større treghet i USA er fallet i inflasjonen mer langvarig. Fra periode 2 øker den naturlige ledigheten (gjennomsnittet av ledigheten de fire foregående perioder), og da ledighetsøkningen var midlertidig, blir *GAP* negativ, dvs. arbeidsmarkedet er stramt. Dette gir fra periode 2 isolert sett et inflasjonspress som etter hvert kommer til å dominere effekten av det umiddelbare fallet i inflasjonen. I Tyskland virker kapasitetsutnyttelsen inn på inflasjonen med et tidslag på én periode. Inflasjonen faller derfor først perioden etter sjokket

**Figur 5.** Endring i inflasjonen ved midlertidig økning av ledigheten (1 prosentpoeng)



i ledigheten. For Italia faller inflasjonen betydelig i perioden der ledigheten går opp. Allerede perioden etter blir inflasjonen høyere enn utgangsnivået ettersom den naturlige ledigheten er lik foregående periodes ledighet. I etterfølgende perioder sees kun en liten effekt på inflasjonen, som følge av den lave inflasjonstregghet for Italia.

## 6 Den lave inflasjonen

Industrilandenenes vedvarende lave inflasjonspress kan virke overraskende. Dette gjelder blant annet USA og Storbritannia, der ledigheten har vært fallende gjennom størstedelen av 1990-tallet. I dette avsnittet vises det at 1990-tallets inflasjonsutvikling kan beskrives av Phillips-kurvener i tabell 2. Den lave, og for mange land fallende, inflasjonen kan stort sett forklares ved den samlede utviklingen i inflasjonsforventning (lagget inflasjon), importinflasjon og ledighet. Det har trolig kun i liten grad skjedd et skifte i de underliggende inflasjonsprosessene.

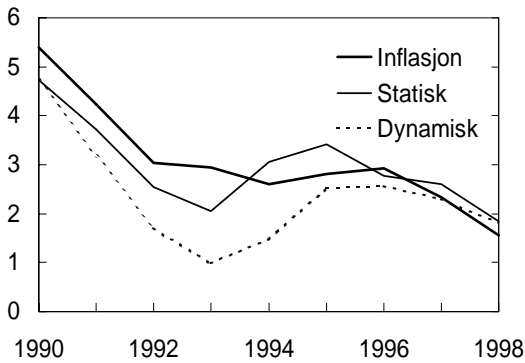
Dette poenget kan illustreres på en intuitiv måte. Phillips-kurvener for USA, Japan og Tyskland i tabell 2 er reestimert for den kortere perioden 1965-89, dvs. 1990-tallets observasjoner inngår ikke lenger i estimeringene. For USA fås:

$$\pi = 0,22 + 0,80 \cdot \pi_{-1} + 0,16 \cdot \pi^{\text{imp}} - 0,53 \cdot (u - \bar{u})$$

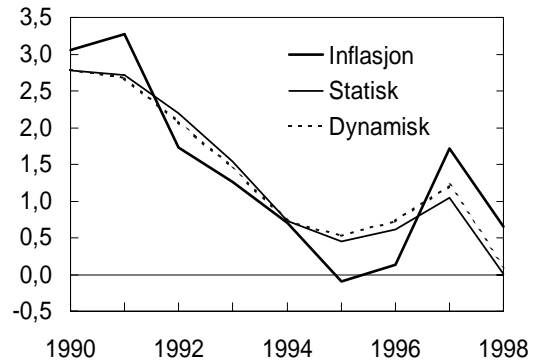
(0,5)    (10,0)            (7,4)            (-3,5)

Parameterestimaten er stort sett uendrede. Figur 6 viser fremskrivninger for perioden 1990-97 der den nye relasjonen er anvendt. Den statistiske fremskrivningen gjør bruk av årets ledighet og importinflasjon samt faktisk lagget inflasjon, mens

**Figur 6.** *Fremskrivning av inflasjonen i USA.*  
Prosent per år



**Figur 7.** *Fremskrivning av inflasjonen i Japan.*  
Prosent per år



den dynamiske fremskrivningen anvender lagget forutsagt inflasjon i stedet for faktisk lagget inflasjon.

Fremskrivningene følger i rimelig grad den faktiske inflasjonsutviklingen i USA på 1990-tallet. Den statiske så vel som den dynamiske fremskrivningen avviker ikke på noe tidspunkt i perioden mer enn 0,7 prosentpoeng fra den faktiske inflasjonen. En Chow-test bekrefter at restleddenes varians i fremskrivningsperioden ikke er større enn i estimeringsperioden 1960-89. Fuhrer (1995), Hogan (1998) og Brinner (1999) viser også at det ikke har vært betydelige strukturelle brudd i den amerikanske inflasjonsprosessen på 1990-tallet.

Også for Japan gjelder det at en avkorting av estimeringsperioden til 1965-89 ikke fører til store endringer av parameterestimaten:

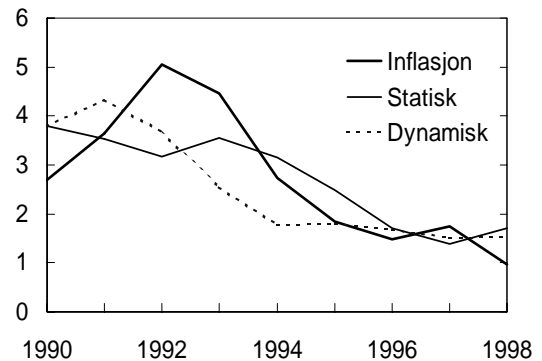
$$\pi = 4,07 + 0,40 \cdot (\pi_{t-1} + \pi_{t-2} + \pi_{t-3})/3 + 0,04 \cdot \pi^{imp} + 0,06 \cdot \pi_{t-1}^{imp} - 3,23 \cdot \ln(u) + \text{dummyer}$$

(6,0)      (9,2)                      (2,5)                      (5,0)                      (-4,5)

Relasjonen er i stand til å spore reduksjonen i den japanske inflasjonen gjennom 1990-tallet (se figur 7), men fanger ikke helt endringene i inflasjonen på slutten av perioden. (Høyere moms førte til økningen i forbrukerprisene i 1997). For 1998 predikerer Phillips-kurven lavere inflasjon enn den faktiske. Dette må trolig tilskrives at ledigheten økte uvanlig raskt fra 1997 til 1998.

Reestimeres Phillips-kurven for Tyskland på intervallet 1965-89 fører dette til minimale endringer i parameterestimerer og relasjonens statistiske egenskaper. Anslagene fra den reesti-

**Figur 8.** *Fremskrivning av inflasjonen i Tyskland.*  
Prosent per år



merte relasjonen undervurderer inflasjonen under gjenforeningsboomen i 1992, men følger deretter den faktiske inflasjonen nært (figur 8).

Tendensen til lav og fallende inflasjon på 1990-tallet er ikke overraskende, i den forstand at inflasjonen i perioden i rimelig grad kan forklares ved hjelp endringer i variablene som inngår i den forventningsjusterte Phillips-kurven, dvs. endringer i forventet inflasjon, importinflasjonen og ledigheten. Dette betyr naturligvis også at hvis inflasjonsforventningen eller imprisprisinflasjonen øker eller hvis ledigheten faller, vil dette bety at inflasjonen igjen vil ta seg opp.

## 7 Avsluttende merknader

Denne artikkelen har vist at det for alle G7-landene er mulig å estimere forventningsjusterte Phillips-kurver som har signifikante parametre med forventede fortegn. Analysen avdekker betydelige

forskjeller mellom inflasjonsprosessene i de store industrilandene.

Inflasjonsprosessen i USA er karakterisert av relativt stor treghet og moderat følsomhet overfor endringer i importpriser og ledighet. Dette kunne indikere at den amerikanske inflasjonen i de kommende årene vil forbli på et lavt nivå. Japans inflasjon viser lite treghet og avhenger i liten grad av importprisene, men i ekstrem utstrekning av ledighetsutviklingen. Den beskjedne treghet indikerer at raske endringer i den japanske inflasjonen er mulig. Hvis den japanske ledigheten forblir høy eller øker, kan konsekvensen bli et betydelig deflatorisk press.

Tyskland, Frankrike og Italia har pr. 1. januar 1999 innført den felles valuta, euro, og har overlatt sin pengepolitikk til Den europeiske sentralbanken i Frankfurt. Resultatene i denne artikkelen indikerer vesentlige forskjeller i inflasjonsdynamikken til de tre landene. Inflasjonen viser stor treghet i Tyskland og Frankrike, men mindre i Italia. Importprisene betyr lite i Tyskland, noe mer i Frankrike, og en del i Italia. Arbeidsmarkedene i Tyskland og Frankrike er karakterisert av noe hysteres, men endringer i ledigheten har størst betydning for den tyske inflasjonen. Arbeidsmarkedet i Italia er karakterisert ved sterk hysteres. De ulike inflasjonsprosessene i de tre euro-landene kan gi anledning til nasjonale inflasjonsforskjeller på tross av felles pengepolitikk.

Det er avslutningsvis grunn til å peke på begrensningene ved analysen i denne artikkelen. Den økonometriske metoden er relativ enkel. Dette gjør det lett å sammenligne resultatene, men betyr også at det som omtalt i avsnitt 4, er visse økonometriske problemer, blant annet en mulig simultanitetsskjevheter. I tillegg bygger estimeringene på data fra de siste 30 år. Selv om det for de fleste landene ikke er mulig å påvise strukturelle brudd, avspeiler parameterestimaten den «gjennomsnittlige inflasjonsprosessen» i perioden. Større endringer i de økonomiske rammebetingelsene kan i fremtiden endre inflasjonsdynamikken.

## Referanser

- Berg, Claes & Peter Lundkvist (1997): «Har inflasjonsprosessen förändrats?», *Penning- och valutapolitik*, Sveriges riksbank, nr. 2.
- Brinner, Roger E. (1999): «Is inflation dead?», *New England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston, januar/februar, s. 37-49.
- Edwards, Sebastian (1993): «Exchange rates as nominal anchors», *Weltwirtschaftliches Archive*, bind 129, nr. 1.
- Edwards, Sebastian (1995): *Crisis and reform in Latin America: from despair to hope*, Oxford University Press.
- Fuhrer, Jeffrey C. (1995): «The Phillips curve is alive and well», *New England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston, mars/april, s. 41-56.
- Hogan, Vincent (1998): «Explaining the recent behavior of inflation and unemployment in the United States», *IMF Working Paper*, nr. WP/98/145 (september).
- Layard, Richard, Stephen Nickell & Richard Jackman (1991): *Unemployment: macroeconomic performance and the labour market*, Oxford University Press.
- Mork, Knut Anton (1993): *Makroøkonomi*, Bedriftsøkonomens Forlag.
- Malinow, Marina & Paul Sommers (1997): «A new line on the Phillips curve», *Social Science Quarterly*, bind 78, nr. 3 (september), s. 740-746.
- Nixon, James (1998): «Has the Bank done enough to contain inflation?», *Economic Outlook*, London Business School, bind 22, nr. 2 (februar), s. 10-15.
- Paldam, Martin (1980): «The international element in the Phillips curve», *Scandinavian Journal of Economics*, bind 82, nr. 2, s. 216-39.
- Phillips, A. W. (1958): «The relationship between unemployment and the rate of change of the money wages in United Kingdom, 1861-1957», *Economica*, bind 25.
- Romer, David (1996): *Advanced macroeconomics*, McGraw-Hill.
- Sachs, Jeffrey & Felipe Larrain (1993): *Macroeconomics in the global economy*, Prentice-Hall.

Tootell, Geoffrey (1998): «Globalization and U.S. inflation», *New England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston, juli/august, s. 21-33.

Turner, Dave (1995): «Speed limit and asymmetric inflation effects from the output gap in the major seven economies», *OECD Economic Studies*, bind 24, nr. 1, s. 57-87.

White, Halbert (1980): «A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity», *Econometrica*, bind 48, nr. 4 (mai), s. 817-38.