

# Sambandet mellan arbetslöshet och inflation i Sverige

*I denna artikel analyseras sambandet mellan arbetslöshet och inflation i Sverige under en period där inflationsmålpolitiken kan ses som etablerad. Resultaten indikerar att sambandet mellan arbetslöshet och inflation – vilket ofta benämns phillipskurvan – inte nödvändigtvis har varit stabilt över tiden. Vi finner dock inget stöd för att inflationen under de senaste åren skulle ha blivit mindre känslig för förändringar i arbetslösheten. Analysen pekar också på vikten av att överväga huruvida makroekonomiska samband samt de störningar som drabbar ekonomin bör modelleras som tidsvarierande, såväl för att kunna besvara akademiska frågeställningar som att ha policymodeller med relevanta empiriska egenskaper.*

Det har under en längre tid förts en diskussion internationellt om huruvida sambandet mellan arbetslöshet och inflation är stabilt över tiden.<sup>1</sup> Denna diskussion har fått extra bränsle av två episoder det senaste decenniet. Den första av dessa är att inflationen föll mindre än vad många förväntade sig i samband den kraftigt stigande arbetslöshet som följde i kölvattnet av finanskrisen 2008; se t ex Internationella valutafonden (2013). Den andra är den utdragna period med låg inflation som följt efter detta trots att ett flertal länder i OECD – däribland Sverige och USA – har haft en realekonomisk utveckling som enligt vissa bedömare motiverat en högre inflation än vad som har blivit fallet; se t ex Jansson (2017) och Yellen (2017).<sup>2</sup> En förklaring som ofta lyfts fram när båda dessa episoder debatteras är att inflationen har blivit mindre känslig för förändringar i arbetslösheten eller – uttryckt på ett annat sätt – att den sk phillipskurvan har blivit flackare. En flackare phillipskurva förklaras i sin tur ofta med teknisk utveckling och globalisering.<sup>3</sup> Det bör dock noteras att det vare sig råder konsensus kring huruvida phillipskurvan har blivit flackare eller om denna eventuella förändring av kurvans utseende har drivits av de ovan föreslagna faktorerna; se t ex Bianchi och Civelli (2015), Blanchard (2016) och Auer m fl (2017).

I denna artikel studeras huruvida den svenska phillipskurvan har varit stabil mellan 1995 och 2018. Syftet med detta är att tillföra empirisk evidens i en fråga med påtaglig relevans för ekonomisk politik. Till exempel

<sup>1</sup> Se t ex Bean (2006), Kuttner och Robinson (2010) och Blanchard m fl (2015).

<sup>2</sup> Jansson (2017, s 10) noterar t ex att ”ett ökat resursutnyttjande gått hand i hand med stigande inflation, men vi har också sett att löneökningarna hittills varit förvånansvärt måttliga givet konjunkturen”.

<sup>3</sup> Detta har också lyfts fram i den svenska debatten; exempel återfinns i Hökmark (2015), Svenska Dagbladet (2017) och Winsth (2017).

## SUNE KARLSSON OCH PÄR ÖSTERHOLM

Sune Karlsson är professor i statistik vid Handelshögskolan vid Örebro universitet. Hans forskning är inriktad på bayesiansk ekonometri och tidsseriesanalys, modellval och prognoser.

sune.karlsson@oru.se

Pär Österholm är professor i nationalekonomi vid Handelshögskolan vid Örebro universitet. Hans forskning är huvudsakligen inriktad på makrofinans, prognoser och penningpolitik. par.osterholm@oru.se

Denna artikel sammanfattar Karlsson och Österholm (2019). Författarna vill uttrycka sin tacksamhet till Mikael Apel, Paola Di Casola, Henry Ohlsson och seminariedeltagare vid Finansdepartementet, den sjätte Nationella konferensen i nationalekonomi i Växjö och 10th Nordic Econometric Meeting i Stockholm för värdefulla kommentarer.

kan det noteras att det under senare år – och framför allt under den period under vilken reporäntan har varit noll eller negativ – har framförts kritik mot att Riksbanken har bedrivit en alltför expansiv politik. Bland annat har både Andersson och Jonung (2016) och Bergqvist och Frisé (2017) argumenterat för en mindre expansiv penningpolitik i inlägg som menar att den svenska inflationen till inte oväsentlig del bestäms av faktorer utanför Riksbankens kontroll, såsom utvecklingen i vår omvärld. Vår förhoppning är att analysen i denna artikel ska bidra till ett förbättrat kunskapsläge på detta område och att såväl relaterad debatt som politik ska få en stadigare grund att stå på.

Den resterande delen av denna artikel är upplagd på följande sätt: Först presenteras kortfattat det metodologiska ramverk som vi använder oss av i vår empiriska analys. Därefter redovisas resultaten från analysen. Vi redogör för hur de dynamiska sambanden mellan arbetslösheten och inflationen ser ut. Dessutom presenteras en skattning av den sk trendmässiga inflationen. Resultaten presenteras först för analys baserad på prisinflation, därefter baserad på löneinflation. Artikeln avslutas med en diskussion rörande resultaten, där vi också relaterar dem till penningpolitiken.

## 1. Metodologiskt ramverk

Generellt sett när ekonomiska samband modelleras antas att sambandet mellan variablerna är konstant över tiden. Den grundläggande anledningen till detta är att det förenklar den statistiska analysen då vi exempelvis ofta kan använda bekanta och enkla metoder som minsta kvadratskattningar (OLS). Vid många tillfällen har vi dock goda anledningar att misstänka att sambanden inte är konstanta utan att det föreligger en tidsvariation mellan de variabler vi önskar studera. I fallet med phillipskurvan har vi för Sveriges bekommande dels en omfattande utländsk litteratur som mycket väl kan tänkas vara giltig även för den svenska ekonomin, dels en debatt som i vissa fall explicit uttrycker att sambandet mellan arbetslöshet och inflation kan vara tidsvarierande. Till exempel har Jansson (2017, s 10) givit uttryck för detta på ett mycket tydligt sätt: ”Däremot kan det variera över tid hur mycket ett givet resursutnyttjande påverkar inflationen, dvs lutningen på phillipskurvan är inte nödvändigtvis alltid densamma. Även tidsdynamiken kan variera, dvs att det kan ta olika lång tid innan resursutnyttjandet slår igenom på inflationen”. Även Bergqvist och Frisé (2017, s 4) uttrycker liknande idéer när de påpekar: ”Det tydliga samband mellan resursutnyttjande och inflation som varit viktigt för att inte politiken ska bli procyklisk och destabiliserande verkar ha försvagats”.

I syfte att undersöka phillipskurvans stabilitet i Sverige använder vi sk vektorautoregressionsmodeller (VAR-modeller). Lite förenklat beskriver dessa det dynamiska sambandet mellan arbetslöshet och inflation via ett bivariat ekvationssystem där tidigare värden på såväl arbetslösheten som inflationen hjälper till att förklara dagens värden på dessa två variabler. Vi

utgår alltså från en modell med två ekvationer, men särskilt fokus ligger på inflationsekvationen då denna i sig kan tolkas som en phillipskurva; se t ex King och Watson (1994). I majoriteten av den analys som utförs beaktas dock systemet som helhet. Vi menar att detta är rimligt eftersom viktiga dynamiska effekter mellan de två variablerna annars kan utelämnas.

Modellerna skattas under fyra olika antaganden – två vardera rörande i) modellens dynamik och ii) variansen hos modellens störningstermer.<sup>4</sup> Modellens dynamik kan antingen vara konstant eller tidsvarierande, där parametrarna i det senare fallet antas variera gradvis över tiden. För variansen hos modellens störningstermer gäller att den antingen är konstant eller att vi har sk stokastisk volatilitet, vilket kan beskrivas som en specifik form av heteroskedasticitet.<sup>5</sup> Att tillåta störningstermer som inte har konstant varians förefaller högst relevant givet den litteratur som vuxit fram under de senaste 15 åren, då den pekar på att de störningar som drabbar makroekonomin tenderar att variera i storlek; se t ex Cogley och Sargent (2005), Stock och Watson (2012) eller Franta m fl (2014). De fyra modellkombinationer som undersöks är alltså:

- 1 Konstanta parametrar och konstant kovariansmatris<sup>6</sup> (nedan benämnd "Konstant")
- 2 Tidsvarierande parametrar och konstant kovariansmatris (nedan benämnd "TVP")
- 3 Konstanta parametrar och stokastisk volatilitet (nedan benämnd "SV")
- 4 Tidsvarierande parametrar och stokastisk volatilitet (nedan benämnd "TVP-SV")

Skattningarna sker med bayesianska metoder och modellerna benämns därmed BVAR-modeller.<sup>7</sup> Vi jämför därefter hur väl de fyra modellspecifikationerna beskriver data med hjälp av formella statistiska metoder för modellval.<sup>8</sup> Två olika mått används: *marginal likelihood* och *deviation information criterion* (hädanefter "DIC").<sup>9</sup> På detta sätt kan vi erhålla ett objek-

<sup>4</sup> Med "störningstermer" avses de termer i modellen som beskriver den del av variationen i data som modellens förklarande variabler inte lyckas förklara. I en väl-specifierad modell ska dessa representera oförutsägbar slumpmässig variation.

<sup>5</sup> *Heteroskedasticitet* innebär här att störningstermernas varians inte är konstant över tiden. Om heteroskedasticitet är närvarande men inte beaktas i den statistiska modelleringen kan det medföra att felaktiga slutsatser dras.

<sup>6</sup> *Kovariansmatris* är ett statistiskt koncept som beskriver såväl störningstermernas individuella variation som deras samvariation med varandra.

<sup>7</sup> Bayesianska metoder innebär, starkt förenklat, att den statistiska analysen kombinerar den information som datamaterialet innehåller med förhandsinformation – sk *priors* – som forskaren har. Se Karlsson och Österholm (2019) för detaljer rörande modellspecifikation och implementering.

<sup>8</sup> Metoderna för skattning och modellval har utvecklats av Chan och Eistenstat (2018).

<sup>9</sup> Den modell som har högst *marginal likelihood* är den bästa enligt detta utvärderingsmått. För DIC gäller att den modell med lägst värde är den bästa. *Marginal likelihood* beskrivs ofta som det lämpligaste måttet för att utvärdera hur väl modellen och *priors* överensstämmer med data. En fördel med DIC är att måttet är mindre känsligt för valet av *priors*.

tivt mått på huruvida sambandet mellan arbetslösheten och inflationen är tidsvarierande eller ej. Detta tillvägagångssätt har varit relativt ovanligt i den relaterade litteraturen eftersom beräkningarna för att kunna göra modellvalen är komplicerade. Ofta har man i stället bara antagit att sambanden är tidsvarierande och därefter skattat modeller med dessa egenskaper; se t ex Cogley och Sargent (2005) eller Knotek och Zaman (2017). Tack vare de nya metoder som vi använder är det dock möjligt att på ett betydligt enklare sätt göra pålitliga beräkningar i detta syfte.

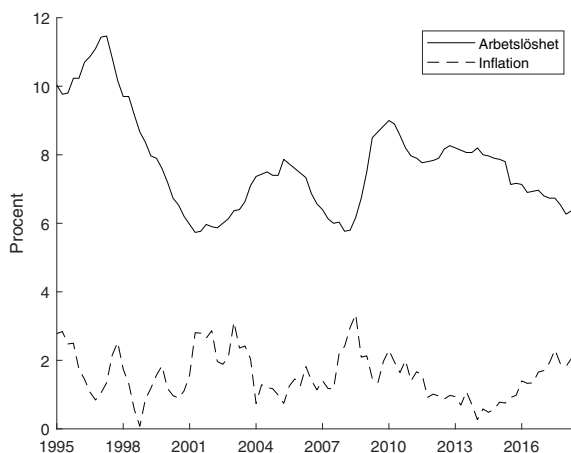
## 2. Har sambandet förändrats över tiden?

### *Data och modellval*

I den empiriska analysen fokuserar vi på den period under vilken Sverige haft inflationsmålpolitik. Det exakta startdatumet som bör väljas kan i viss mån diskuteras eftersom Riksbanken deklarerade målet i januari 1993 men samtidigt tillkännagav att det inte skulle börja gälla förrän 1995; se Sveriges riksbank (1993). Vi väljer att använda första kvartalet 1995 som startdatum. En fördel med detta är att inflationsmålpolitiken då hade hunnit etableras. Inledningsvis fokuserar vi på sambandet mellan arbetslöshet och prisinflation. De data som används i denna del av analysen är arbetslöshetsgrad (kvinnor och män, 16–64 år, säsongrensad) och KPIF-inflation (procentuell förändring i KPIF jämfört med ett år tidigare) från första kvartalet 1995 till tredje kvartalet 2018. Dessa återges i figur 1.

När de fyra VAR-modellerna skattas på dessa data visar det sig att vilken modell som föredras beror på vilket utvärderingskriterium som används – se tabell 1. Om det mer traditionella måttet *marginal likelihood*

Figur 1  
Arbetslöshetsgrad  
och KPIF-inflation



*Ann:* Inflationen ges som den procentuella förändringen i KPIF jämfört med ett år tidigare.

*Källa:* Macrobond.

Modell	Log <i>marginal likelihood</i>	DIC
Konstant	-109,9	111,8
TVP	-104,5	114,3
SV	-107,7	110,1
TVP-SV	-102,3	115,4

Tabell 1  
Modellselektions-  
kriterier för de olika  
BVAR-modellerna

*Anm:* Modellerna är skattade på arbetslöshetsgrad och KPIF-inflation fr o m första kvartalet 1995 t o m tredje kvartalet 2018. I tabellen anges den naturliga logaritmen av *marginal likelihood*.

*Källa:* Karlsson och Österholm (2019).

används bedöms TVP-SV-modellen vara den bästa, dvs såväl dynamik som störningstermernas varians bedöms vara tidsvarierande. Om vi i stället använder DIC som utvärderingsmått visar det sig att SV-modellen föredras, dvs sambandet mellan arbetslöshet och inflation bedöms vara konstant, men störningstermernas varians är ej konstant.

Vilka slutsatser drar vi då av detta? Först kan det konstateras att om man lutar på DIC är slutsatsen att den svenska phillipskurvan har varit konstant under den undersökta perioden. Detta innebär att eventuella förklaringar runt det senaste decenniets inflationsutveckling som tar sin utgångspunkt i att phillipskurvan har blivit flackare inte finner något stöd här. Om man å andra sidan förlitar sig på *marginal likelihood* blir slutsatsen att phillipskurvan inte har varit konstant (samt att störningstermernas varians inte heller har varit konstant). Detta innebär att det blir intressant att undersöka olika aspekter av modellens egenskaper närmare. Den första aspekt vi undersöker är hur lutningen på phillipskurvan har utvecklats.

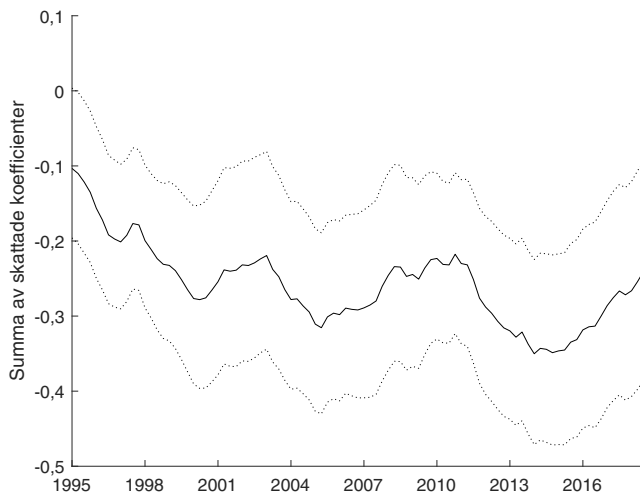
### *Phillipskurvans lutning*

I figur 2 illustreras den skattade lutningen på phillipskurvan, där lutningen definieras som summan av koefficienterna på tidigare värden av arbetslösheten i ekvationen för inflationen.<sup>10</sup> Som framgår av figuren varierar punktskattningen av lutningen på phillipskurvan på ett inte försumbart sätt över tiden, mellan ca -0,1 och -0,3. Samtliga dessa värden får ses som rimliga och är väl i linje med tidigare litteratur som skattat phillipskurvor; det kan dock noteras att lutningen på den svenska phillipskurvan är något brantare än vad Karlsson och Österholm (2018) finner med data för USA.

Viktigt är dock att vi inte ser några belegg för att phillipskurvan skulle ha blivit flackare i slutet av samplet, dvs under den period när inflationen i stor utsträckning har varit lägre än inflationsmålet. Det är snarare så att phillipskurvans lutning varit brantare under slutet av samplet än under dess början. Samtidigt ska inte denna variation övertolkas då det 68-procentiga trovärdiga intervallet är förhållandevis brett. Sammantaget är det dock svårt att finna stöd för hypotesen att phillipskurvan skulle ha blivit flackare.

<sup>10</sup> Detta är en vanligt förekommande definition; se t ex Knotek and Zaman (2017).

Figur 2  
Skattad lutning på  
phillipskurvan från  
TVP-SV-modellen



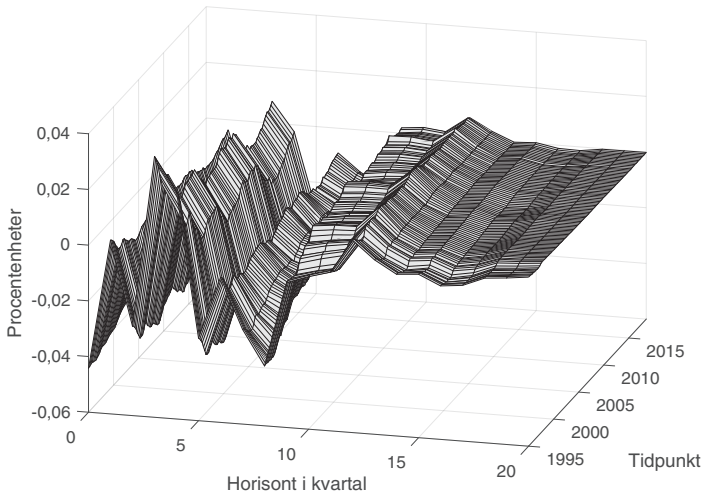
Anm: Prickade linjer är 68-procentiga trovärdiga intervall (bayesianska konfidensintervall). Modellen är skattad på arbetslöshetsgrad och KPIF-inflation från första kvartalet 1995 till tredje kvartalet 2018.

Källa: Karlsson och Österholm (2019).

### *Hur påverkar en störning till arbetslösheten inflationen?*

Den information som presenterades i figur 2 är intressant då inflationsekvationen specifikt tolkas som phillipskurvan i denna (och andra) studier. Som vi påpekade tidigare är det dock relevant att även beakta systemets egenskaper som helhet. En sådan egenskap som vi vill belysa är effekten av en störning till arbetslösheten. I figur 3 visas effekten på inflationen om arbetslösheten skulle ha blivit oväntat hög i en viss tidpunkt, den så kallade impuls-responsfunktionen.<sup>11</sup> På den horisontella axeln som löper från 0 till 20 indikeras hur många kvartal det gått sedan störningen inträffade. Effekten på inflationen av störningen ges på den vertikala axeln. Eftersom modellen har tidsvarierande parametrar, vilka ändras i varje kvartal, ser effekten annorlunda ut i varje tidpunkt; genom att följa den horisontella axeln som är markerad med datum kan man jämföra hur effekten på en given horisont ser ut vid olika tidpunkter. Som vi kan se i figuren tenderar inflationen – i linje med vad som förväntas – att falla under de närmaste kvartalen i ljuset av en oväntat hög arbetslöshet; ett undantag finns på fyra kvartalshorisonten där modellen indikerar en något högre inflation (dvs effekten är större än noll). Effekten av en störning till arbetslösheten har förvisso varierat något mellan de olika tidpunkterna, men den övergripande bilden är ändå att den har varit relativt stabil – en störning har inte en påtagligt annorlunda effekt i dag än vad som var fallet 2005 eller 1995.

<sup>11</sup> Storleken på den störning som systemet antas utsättas för är en (1) standardavvikelse för störningstermen till arbetslöshetsekvationen; denna varierar mellan ca 0,11 och 0,17 procentenheter.



Figur 3  
Effekten av en störning till arbetslösheten på inflationen

*Anm:* Figuren visar en sk impuls-responsfunktion från TVP-SV-modellen. Modellen är skattad på arbetslöshetsgrad och KPIF-inflation från första kvartalet 1995 till tredje kvartalet 2018.

*Källa:* Karlsson och Österholm (2019).

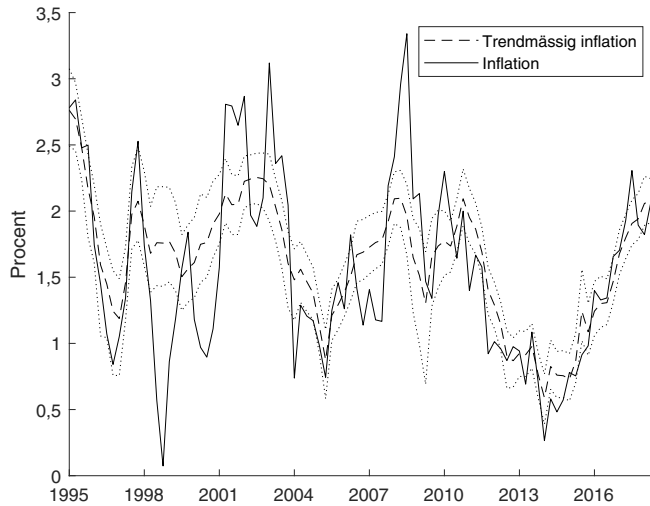
### *Trendmässig inflation*

För en modell med tidsvarierande parametrar (och stokastisk volatilitet) som den som används här kan man – som visats ovan – beräkna mått som phillipskurvans lutning eller impuls-responsfunktioner i varje tidpunkt av det skattade sampel. Detta utgör en stor skillnad jämfört med traditionella VAR-modeller med konstanta parametrar där endast en skattning av respektive mått beräknas per sampel. Vi ska avslutningsvis granska ytterligare ett tidsvarierande mått som modellen med tidsvarierande parametrar kan förse oss med, nämligen den sk *trendmässiga inflationen*. Den trendmässiga inflationen är den nivå till vilken inflationsprognoserna från modellen skulle konvergera.<sup>12</sup>

De två tidsvarierande mått som presenterats ovan är på ett relativt uppenbart sätt intressanta inte bara för den akademiska debatten utan även ur ett policyperspektiv – de framstår som högst relevant information för Riksbanken att beakta i utformningen av penningpolitiken (och de beror dessutom på den förda penningpolitiken). Även den trendmässiga inflationen bör vara av intresse ur samma perspektiv. Om trendinflationen är hög kommer alltså prognoserna från modellen att konvergera till en hög nivå (och vice versa); ett sådant läge kan ses som att det finns ett högt inneboende inflationstryck i ekonomin, exempelvis på grund av höga inflationsförväntningar. Om trendinflationen avviker påtagligt från inflationsmålet är det därför sannolikt så att centralbanken måste jobba hårdare för att få tillbaka inflationen till målet.

<sup>12</sup> Detta mått benämns *core inflation* av Cogely och Sargent (2005). Beräkningarna illustreras i Karlsson och Österholm (2019).

Figur 4  
Trendmässig inflation från TVP-SV-modellen och inflation



Ann: Prickade linjer är 68-procentiga trovärdiga intervall. Modellen är skattad på arbetslöshetsgrad och KPIF-inflation från första kvartalet 1995 till tredje kvartalet 2018.

Källa: Macrobond och Karlsson och Österholm (2019).

I figur 4 visas den trendmässiga inflationen från modellen. Det framgår tydligt hur denna tenderar att samvariera med den faktiska inflationen, men att dess svängningar är påtagligt mindre. Om man vill knyta an till den penningpolitiska debatten de senaste åren är skattningen av trendinflationen intressant. Under perioden 2010 till 2014 menar vi – även om Riksbanken under denna period hävdade att skuldsättningsproblematiken inte nämnvärt påverkade de penningpolitiska besluten – att Riksbanken använde reporäntan för att hålla tillbaka ökningen i bostadspriser och tillhörande skuldsättning hos hushållen.<sup>13</sup> Denna politik – vilken stundom benämns som att ”luta sig mot vinden” – medförde en period av låg inflation, ett minskat förtroende för Riksbankens inflationsmål och en intensiv debatt rörande den förda penningpolitiken; se t ex Andersson och Jonung (2014) och Svensson (2015).

Om trendinflationen granskas ser man att denna föll påtagligt under perioden och under 2014 låg den mellan 0,6 och 1 procent. Det var också under 2014 som Riksbanken ändrade inriktningen på penningpolitiken och bestämde sig för att lägga fokus på att uppnå inflationsmålet. Detta motiverades delvis med en oro över huruvida den låga inflationen skulle sätta påtagliga spår i inflationsförväntningarna.<sup>14</sup> Modellen ger alltså visst stöd för Riksbankens beslut att lägga om politiken då den indikerar att den långa

<sup>13</sup> Denna syn delas även av Svensson (2015). Även Riksbanken har med tiden – och något motvilligt – erkänt att detta var fallet; se t ex Jansson (2017).

<sup>14</sup> I t ex det penningpolitiska protokollet från direktionens möte i juli 2014 står det att läsa i sammanfattningen: ”En lägre ränta och räntebana än i bedömningen i april behövs för att inflationen ska stiga mot målet tillräckligt snabbt för att säkerställa att inflationsförväntningarna förblir förankrade vid 2 procent” (Sveriges riksbank 2014).



perioden med låga inflationsutfall hade blivit problematisk i så måtto att de långsiktiga inflationsprognoserna på ett påtagligt sätt avvek från inflationsmålet. Vi kan slutligen notera att sedan Riksbanken lade om sin politik och fokuserade på att uppfylla inflationsmålet har såväl inflation som trendmässig inflation ökat och närmast sig målnivån.

### 3. Arbetslöshet och löneinflation

Den analys som har presenterats ovan baserades på data över arbetslöshet och prisinflation. Detta är ett rimligt fokus givet att den diskussion som förts runt phillipskurvan i stor utsträckning har skett ur ett penningpolitiskt perspektiv och att Riksbankens inflationsmål numera är uttryckt i termer av KPIF-inflation. Ur det penningpolitiska perspektivet är det dock också rimligt att undersöka hur arbetslösheten förhåller sig till löneinflation eftersom man generellt tänker sig att detta är en viktig kanal för penningpolitiken: En mer expansiv penningpolitik stimulerar realekonomin och arbetslösheten faller. Ett stramare läge på arbetsmarknaden leder i sin tur till högre löneökningstakt, vilket slutligen genererar högre prisinflation. Nedan redovisar vi därför resultat när analysen baserats på arbetslöshet och löneinflation i stället.<sup>15</sup>

I tabell 2 visas modellselektionskriterierna när BVAR-modellerna skattas med arbetslöshet och löneinflation.<sup>16</sup> Som framgår av tabellen blir rangordningen när den baseras på *marginal likelihood* exakt densamma som i tabell 1. Detta innebär alltså att TVP-SV-modellen åter är den bästa. När DIC används för att välja modell ser vi att den inbördes rangordningen mellan modellerna ändras något jämfört med i tabell 1. Huvudresultatet – nämligen att SV-modellen är den som föredras av data – är dock oförändrat. Även med löneinflationsdata erhålls alltså resultatet att de två selektionskriterierna inte är överens. Precis som i analysen där prisinflation användes går vi därför vidare med en analys av TVP-SV-modellen. (Åter gäller att

Modell	Log marginal likelihood	DIC
Konstant	-97,5	84,5
TVP	-89,6	82,7
SV	-91,4	79,8
TVP-SV	-85,9	81,9

Tabell 2  
Modellselektionskriterier för de olika BVAR-modellerna (löneinflation)

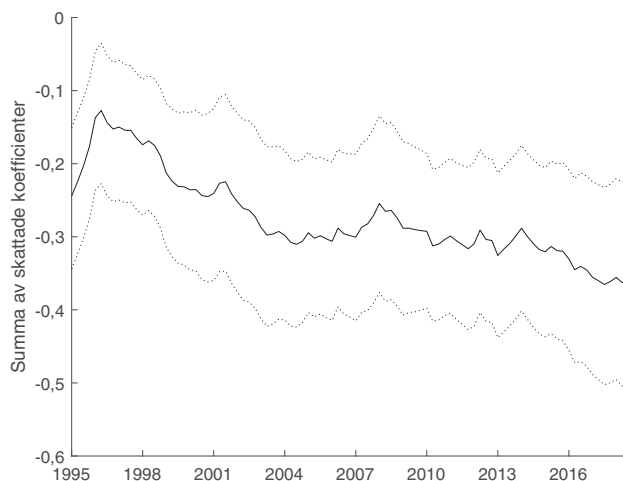
*Ann:* Modellerna är skattade på arbetslöshetsgrad och löneinflation från första kvartalet 1995 till tredje kvartalet 2018. I tabellen anges den naturliga logaritmen av *marginal likelihood*.

*Källa:* Karlsson och Österholm (2019).

<sup>15</sup> Det kan ju dessutom noteras att detta innebär att analysen närmar sig Phillips (1958) ursprungliga studie, som baserades på löneinflation.

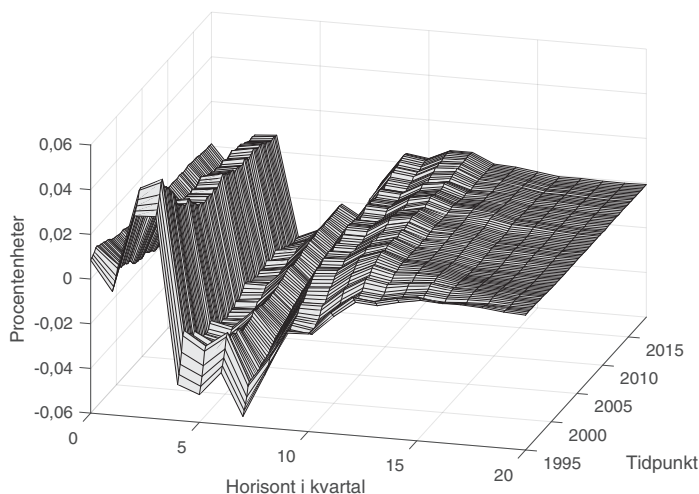
<sup>16</sup> Löneinflationen ges som den procentuella förändringen i timlönen för hela ekonomin jämfört med ett år tidigare enligt Medlingsinstitutets konjunkturlönestatistik.

*Figur 5*  
Skattad lutning på  
phillipskurvan från  
TVP-SV-modellen  
(löneinflation)



*Ann:* Prickade linjer är 68-procentiga trovärdiga intervall. Modellen är skattad på arbetslöshetsgrad och löneinflation fr o m första kvartalet 1995 t o m tredje kvartalet 2018.  
*Källa:* Karlsson och Österholm (2019).

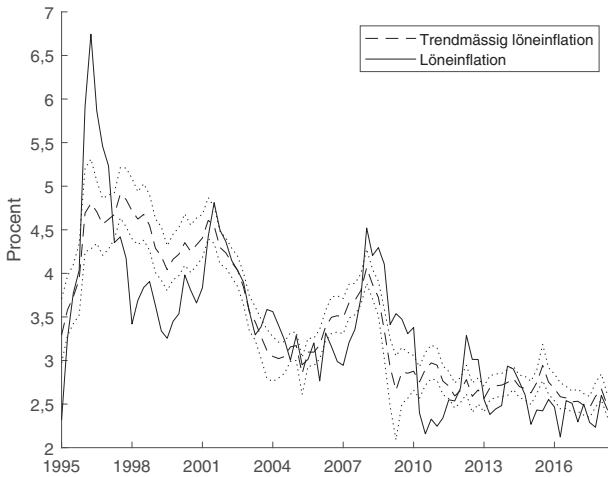
*Figur 6*  
Effekten av en störning  
till arbetslösheten  
på löneinflationen



*Ann:* Figuren visar en sk impuls-responsfunktion från TVP-SV-modellen. Modellen är skattad på arbetslöshetsgrad och löneinflation fr o m första kvartalet 1995 t o m tredje kvartalet 2018.  
*Källa:* Karlsson och Österholm (2019).

SV-modellen implicerar att det dynamiska sambandet mellan arbetslöshet och inflation är konstant. Det är därmed inte intressant att studera den ytterligare.)

Resultaten kan kort sammanfattas enligt följande: Som framgår av figur 5 finns det inte heller här några tecken på att phillipskurvan har blivit flackare under senare år, snarare det motsatta. Figur 6 visar att effekten



Figur 7  
Trendmässig löneinflation från TVP-SV-modellen och löneinflation

*Anm:* Prickade linjer är 68-procentiga trovärdiga intervall. Modellen är skattad på arbetslöshetsgrad och löneinflation från första kvartalet 1995 till tredje kvartalet 2018.

*Källa:* Macrobond och Karlsson och Österholm (2019).

av en störning till arbetslösheten har ungefär den effekt som kan förväntas – inflationen tenderar att falla på några kvartals sikt – och att effekten är tämligen stabil över tiden trots modellens tidsvarierande parametrar.<sup>17</sup> Slutligen ger figur 7 vid handen att den trendmässiga löneinflationen har varierat påtagligt. Mellan 1996 och 2002 var den typiskt sett mellan fyra och fem procent. Efter finanskrisen har den dock varit betydligt lägre och det bör noteras att den inte har överstigit tre procent sedan 2009. Detta är dock inte särskilt överraskande; löneinflationen har även den typiskt sett varit påfallande blygsam under denna period.

#### 4. Avslutande kommentarer

Huruvida sambandet mellan arbetslöshet och inflation har varierat över tiden är en fråga som har fått påtaglig uppmärksamhet de senaste åren. I denna artikel har denna fråga undersökts på svenska data med hjälp av BVAR-modeller. Våra resultat ger inget entydigt svar på huruvida det föreligger tidsvariation i sambandet eller ej. Men även om vi skulle dra slutsatsen att den svenska phillipskurvan uppvisar tidsvariation så finner vi inget stöd för hypotesen att phillipskurvan skulle ha blivit flackare de senaste åren; detta är annars ett relativt vanligt påstående som dyker upp, bl a i den penningpolitiska debatten. Vidare tyder vår analys på att den effekt som en oväntat hög arbetslöshet har på inflationen är ungefär densamma under hela den studerade perioden. Inte heller ur denna aspekt kan vi alltså finna något belägg för att sambandet mellan inflation och arbetslöshet skulle ha förändrats på ett påtagligt sätt.

<sup>17</sup> Storleken på den störning som systemet antas utsättas för är också i figur 6 en (1) standardavvikelse för störningstermen till arbetslöshetsekvationen.

Vad har då skapat den låga inflation som har präglat stora delar av perioden efter finanskrisen? Att phillipskurvan har blivit flackare är svårt att hävda baserat på våra resultat. Om man accepterar att sambandet mellan arbetslöshet och inflation är tidsvarierande – vilket finner visst stöd i vår analys – erbjuds en förklaring i den låga trendinflationen. Denna kan ges en ekonomisk tolkning via de problem som Riksbanken hade med att nå inflationsmålet efter finanskrisen. KPIF-inflationen låg under målet sex år i rad 2011 till 2016, vilket innebar att trovärdigheten för inflationsmålet urholkades. Detta i sin tur manifesterade sig bl a i låga inflationsförväntningar, vilket är konsistent med den låga trendinflation som modellen genererar under denna period. Det finns mycket som tyder på att dessa låga inflationsförväntningar påverkade lönebildningsprocessen. Då vare sig arbetsstagar- eller arbetsgivarorganisationer förväntade sig inflation i nivå med det tvåprocentiga målet slöts avtal med låga nominella löneökningar. Eftersom dessa löper under flera år innebär detta att effekterna av detta blivit tämligen långvariga.

Vi menar således att delar av den låga inflation som vi har sett i Sverige under senare år har orsakats av Riksbanken genom valet att använda reporäntan för att hålla tillbaka ökningen i bostadspriser och skuldsättning hos hushållen. Men även om vi tycker att denna politik var olycklig så har den inte varit den enda orsaken till den låga inflationen. Det faktum att inflationsutvecklingen varit svag i många OECD-länder under denna period tyder på att det finns gemensamma internationella faktorer som också påverkat inflationen. Exakt vilka dessa är kan vi inte uttala oss om baserat på denna analys, men det förefaller inte orimligt att vanligt förekommande förklaringar som globalisering och digitalisering har spelat roll.

Avslutningsvis konstaterar vi att för de data som studerades i denna artikel så fann vi starkt stöd för att överge det traditionella ramverket med konstant varians för VAR-modellens störningstermer. Dessutom fann vi ett visst stöd för att modellens parametrar ska tillåtas vara tidsvarierande. Vi menar att det är troligt att många ekonomiska samband – såväl i Sverige som internationellt – bör modelleras på ett sätt så att liknande tidsvariation kan beaktas. Detta innebär inte att modeller med tidsvarierande samband och/eller varians för störningstermerna är en universallösning på alla problem som vi står inför när det gäller makroekonomiskt modellarbete framgent; det bör också noteras att dessa modellegenskaper innebär komplikationer när det gäller modellarbetet som i vissa fall inte är försumbara. Men mycket tyder på att det är relevant att röra sig i denna riktning, såväl för att kunna besvara akademiska frågeställningar som för att ha policymodeller med relevanta empiriska egenskaper.

- Andersson, F N G och L Jonung (2014), "Riksbanken och inflationen 1995–2012 – missar Svensson målet?", *Ekonomisk Debatt*, årg 42, nr 3, s 36–48.
- Andersson, F N G och L Jonung (2016), "Dags för positiva räntor", *Dagens Industri*, 16 november 2016.
- Auer, R, C Borio och A Filardo (2017), "The Globalization of Inflation: The Growing Importance of Global Value Chains", Working Paper 300, Federal Reserve Bank of Dallas Globalization and Monetary Policy Institute, Dallas.
- Bean, C (2006), "Globalisation and Inflation", *Bank of England Quarterly Bulletin*, vol 46, s 468–475.
- Bergqvist, R och H Frisén (2017), "SEB – Riksbanken ökar risken för ny kris", *Dagens Industri*, 30 augusti 2017.
- Bianchi, F och A Civelli (2015), "Globalization and Inflation: Evidence from a Time Varying VAR", *Review of Economic Dynamics*, vol 18, s 406–433.
- Blanchard, O (2016), "The Phillips Curve: Back to the '60s?", *American Economic Review*, vol 106, s 31–34.
- Blanchard, O, E Cerutti och L Summers (2015), "Inflation and Activity: Two Explorations and their Monetary Policy Implications", NBER Working Paper 21726.
- Chan, J C C och E Eisenstat. (2018), "Bayesian Model Comparison for Time-varying Parameter VARs with Stochastic Volatility", *Journal of Applied Econometrics*, vol 33, s 509–532.
- Cogley, T och T J Sargent (2005), "Drifts and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the Post WWII US", *Review of Economic Dynamics*, vol 8, s 262–302.
- Franta, M, R Horvath och M Rusnak (2014), "Evaluating Changes in the Monetary Transmission Mechanism in the Czech Republic", *Empirical Economics*, vol 46, s 827–842.
- Hökmark, G (2015), "Därför har vi hög arbetslöshet", *Svenska Dagbladet*, 31 juli 2015.
- Internationella valutafonden (2013), *World Economic Outlook*, april 2013.
- Jansson, P (2017), "Den penningpolitiska idédebatten – lärdomar från utvecklingen i Sverige", tal på Fores, Stockholm, 6 december 2017, [www.riksbank.se/globalassets/media/tal/svenska/jansson/2017/tal\\_jansson\\_171206\\_sve.pdf](http://www.riksbank.se/globalassets/media/tal/svenska/jansson/2017/tal_jansson_171206_sve.pdf).
- Karlsson, S och P Österholm (2018), "Is the US Phillips Curve Stable? Evidence from Bayesian VARs", Working Paper 2018:5, Handelshögskolan, Örebro universitet.
- Karlsson, S och P Österholm (2019), "A Note on the Stability of the Swedish Phillips Curve", under utgivning i *Empirical Economics*.
- King, R G och M W Watson (1994), "The Post-War US Phillips Curve: A Revisionist Econometric History", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol 41, s 157–219.
- Knotek, E S och S Zaman (2017), "Have Inflation Dynamics Changed?", *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Commentary*, nr 2017–21.
- Kuttner, K och T Robinson (2010), "Understanding the Flattening Phillips Curve", *North American Journal of Economics and Finance*, vol 21, s 110–125.
- Phillips, A W (1958), "The Relationship between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the United Kingdom 1861–1957", *Economica*, vol 25, s 283–299.
- Stock, J H och M W Watson (2012), "Disentangling the Channels of the 2007–09 Recession", *Brookings Papers on Economic Activity*, vol 44, s 81–156.
- Svenska Dagbladet* (2017), "Expert – Så kan en ny finansiell härdsmälta undvikas", 26 april 2017.
- Svensson, L E O (2015), "De senaste årens penningpolitik – 'leaning against the wind'", *Ekonomisk Debatt*, årg 42, nr 3, s 6–24.
- Sveriges riksbank (1993), "Riksbanken anger målet för penningpolitiken", pressmeddelande nr 5, 15 januari 1992, Stockholm.
- Sveriges riksbank (2014), *Penningpolitiskt protokoll*, juli 2014, Stockholm.
- Winth, A (2017), "Löneavtalen en kalldusch för Ingves", *Affärsvärlden*, 9 maj 2017.
- Yellen, J (2017), "Transcript of Chair Yellen's Press Conference", presskonferens vid Federal Reserve 20 september 2017, Washington, DC, [www.federalreserve.gov/mediacenter/files/FOMCpresconf20170920.pdf](http://www.federalreserve.gov/mediacenter/files/FOMCpresconf20170920.pdf).