

Rapport till Finanspolitiska rådet
2010/1

Hur varaktig är en förändring i arbetslösheten?

U. Michael Bergman
Københavns Universitet,
EPRU, FRU och Finanspolitiska rådet

Preliminär version

De åsikter som uttrycks i denna rapport är författarens egna och speglar inte nödvändigtvis Finanspolitiska rådets uppfattning.

Jag har erhållit värdefulla synpunkter och kommentarer från Martin Flodén och Lars Calmfors

Finanspolitiska rådet är en myndighet som har till uppgift att göra en oberoende granskning av regeringens finanspolitik. Rådets uppgifter fullföljs framför allt genom publiceringen av rapporten **Svensk finanspolitik** som lämnas till regeringen en gång per år. Rapporten ska kunna användas som ett underlag bland annat för riksdagens granskning av regeringens politik. Som ett led i uppdraget anordnar rådet även konferenser och utger skrifter om olika aspekter på finanspolitiken. I serien **Studier i finanspolitik** publiceras fördjupade studier eller rapporter som härrör från externa uppdrag.

Finanspolitiska rådet
Box 3273
SE-103 65 Stockholm
Kungsgatan 12-14
Tel: 08-453 59 90
Fax: 08-453 59 64
info@finanspolitiskaradet.se
www.finanspolitiskaradet.se

ISSN 1654-8000

Sammanfattning

I denna rapport beräknar vi arbetslöshetens varaktighet. När en störning inträffar kommer arbetslösheten först att etableras på en ny nivå för att sedan anpassas tillbaka till sin ursprungliga nivå. Varaktigheten mäts som den tid som åtgår innan arbetslösheten har återanpassats till sin ursprungliga nivå. Om ingen anpassning sker, dvs arbetslösheten stannar kvar på den nya nivån under överskådlig tid säger vi att arbetslösheten uppvisar hystereseffekter. Graden av varaktighet har implikationer såväl för finanspolitiken som för arbetsmarknadspolitiken. Om arbetslösheten är varaktig kommer effekterna av den ekonomiska politiken att bli synliga med en betydande tidsförskjutning vilket också har konsekvenser då arbetsmarknadspolitiken utvärderas.

Vi finner en betydande varaktighet i svensk arbetslöshet. Ett viktigt resultat är att varaktigheten tenderar att vara större då ekonomin och därmed arbetsmarknaden befinner sig i en avmattningsfas eller i en kris jämfört med då ekonomin är i en uppgångsfas. Samtidigt visar vår empiriska undersökning att vi kan förkasta hypotesen om hysteresis. Detta innebär att arbetslösheten kommer att anpassas tillbaka till sin ursprungliga nivå. Denna anpassning sker dock mycket långsamt.

1 Inledning

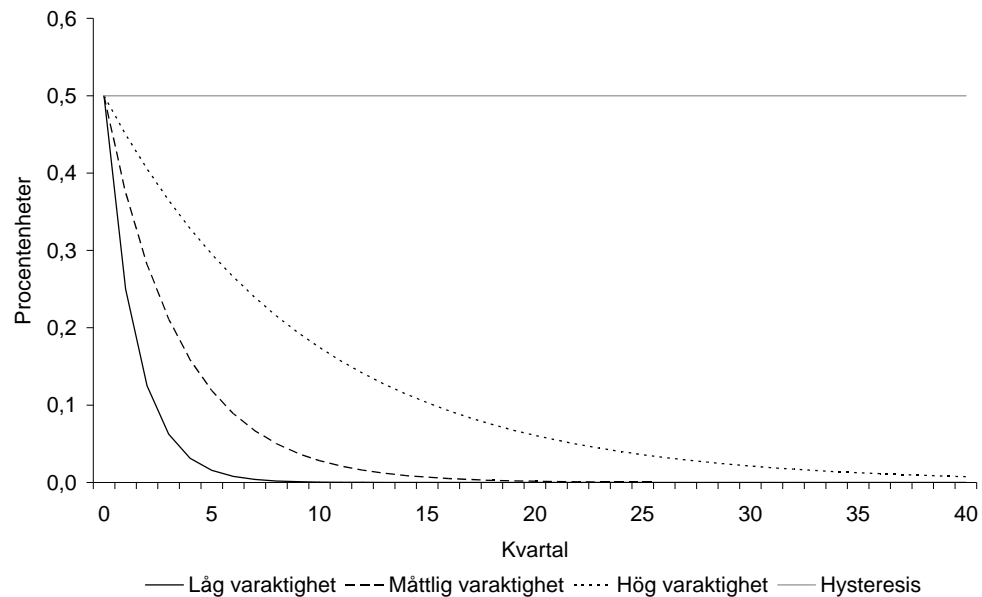
Hur varaktig är en förändring i arbetslösheten? Denna fråga har tilldragit sig stort intresse inom arbetsmarknadsforskningen sedan början av 1980-talet då arbetslösheten steg kraftigt i många europeiska länder. En viktig observation som då gjordes var att arbetslösheten inte längre enbart förklarades av konjunkturen utan också av andra faktorer exempelvis arbetsmarknadens funktionssätt och lönebildningen. Forskningen pekade också på möjligheten att en förändring i arbetslösheten blev permanent, dvs förekomsten av hysteresiseffekter.¹ Detta förklaras av att ökande faktisk arbetslöshet driver upp jämviktsarbetslösheten till en högre nivå då ekonomin utsätts för negativa chocker. Resultatet blir att faktisk arbetslöshet riskerar att långsiktigt etableras på en högre nivå. Även om hysteresis inte existerar är det fullt möjligt att anpassningen av arbetslösheten tillbaka till sin tidigare jämvikt tar mycket lång tid. Dessutom kan graden av varaktighet variera både över tid och bero på storleken av de chocker som påverkar ekonomin.

Denna diskussion är också relevant idag när många länder har drabbats av hög arbetslöshet som resultat av finanskrisen. Den stora frågan är om arbetslösheten kommer att etableras på den nya högre nivån eller om den automatiskt kommer att anpassas tillbaka till sin tidigare nivå. Frågor finns också kring de aktiva åtgärder som genomförs för att motverka den höga arbetslösheten. Om det finns en hög grad av varaktighet kommer politiken att verka med en betydande tidsförskjutning. Därför blir det också allt mer viktigt att åtgärderna sätts in vid rätt tidpunkt så att politiken inte riskerar att bli procyklisk. En hög grad av varaktighet har också konsekvenser för utvärderingar av arbetsmarknadspolitiken eftersom det tar lång tid innan effekterna av åtgärderna blir synliga.

För att illustrera vad som avses med att arbetslösheten har en tendens att återgå till sitt medelvärde och vad begreppet hysteresis innebär visar vi i Figur 1 hur arbetslösheten skulle kunna utvecklas efter att en störning inträffat. Vi antar att storleken på störningen motsvarar en ökad arbetslöshet med 0,5 procentenheter. Den horisontella axeln i diagrammet visar antalet kvartal efter att störningen inträffat medan den vertikala axeln visar hur arbetslösheten förändrats mätt i procentenheter för varje kvartal. Vi väljer att studera tre olika grader av varaktighet, låg, måttlig och hög varaktighet. Dessutom visar vi effekten av en störning då arbetslösheten uppvisar hysteresiseffekter.

¹Det finns en omfattande litteratur kring arbetslöshetens varaktighet och förekomsten av hysteresis. Begreppet lanserades först av Blanchard och Summers (1986) och innebär i korthet att stora negativa chocker som påverkar ekonomin kan leda till ökad jämviktsarbetslöshet vilket i sin tur leder till långsiktigt ökad faktisk arbetslöshet. Teoretiska modeller som exempelvis insider-outsider teorin (Lindbeck och Snower (2002) ger en icke-teknisk introduktion till teorin och sammanfattar de viktigaste teoretiska modellerna) är exempel på arbetsmarknadsmodeller som visar att arbetslösheten kan bli varaktig och varför hysteresis kan existera. Roed (1997) sammanfattar både teoretisk och empirisk forskning kring hysteresis.

Figur 1 Arbetslöshetens utveckling efter en störning, kvartalsvisa observationer



Källa: Egna beräkningar

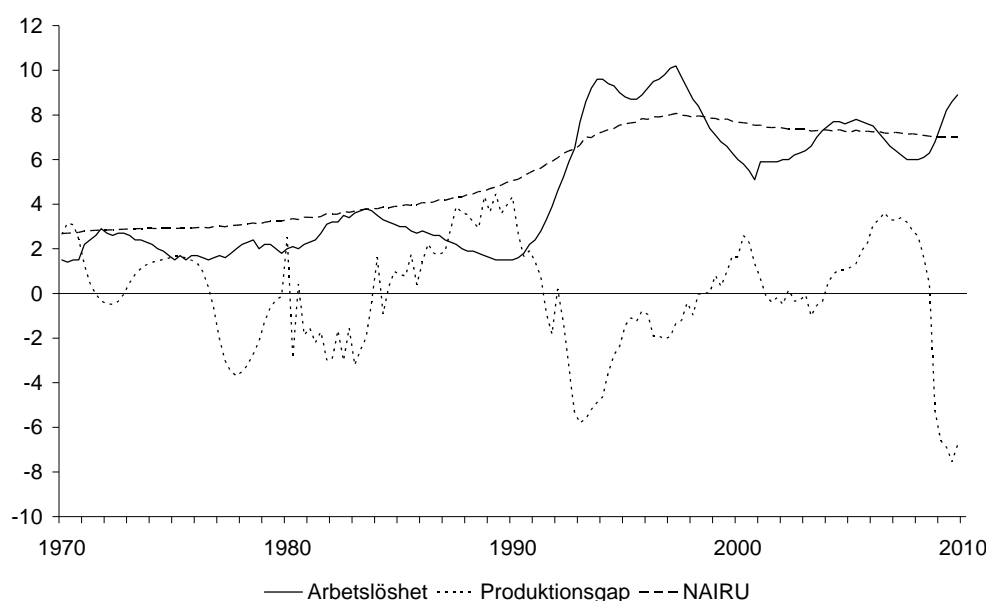
I samtliga experiment antas att arbetslösheten har ett konstant medelvärde vilket innebär att vi kan bortse från andra effekter än de som orsakas av den störning som inträffar i det första kvartalet. Eftersom störningens storlek är 0,5 procentenheter kommer arbetslösheten i det första kvartalet när störningen inträffar att öka med lika mycket. Därefter kommer arbetslösheten att anpassas tillbaka till sitt ursprungliga läge men med olika hastigheter beroende på graden av varaktighet. Om arbetslösheten uppvisar hysteresiseffekter kommer ingen anpassning att ske. Arbetslösheten blir permanent 0,5 procentenheter större än tidigare, vilket illustreras i figuren med en horisontell streckad linje. Hysteresis innebär alltså att en störning har en permanent eller bestående effekt. Om arbetslösheten inte har hysteresiseffekter sker en gradvis anpassning tillbaka till den ursprungliga nivån. Som kan ses i figuren tar det endast några få kvartal innan arbetslösheten har återgått till sin ursprungliga nivå. Om varaktigheten är låg tar det 10 kvartal innan arbetslösheten fullständigt har återanpassats till sitt medelvärde vilket kan jämföras med fallet då arbetslösheten har en hög grad av varaktighet där det fortfarande finns betydande effekter kvar efter 20 kvartal. Ett vanligt sätt att mäta hur snabbt som återanpassningen sker är att använda sig av så kallade halveringstiden, dvs den tid som åtgår innan hälften av den ursprungliga effekten av en störning försvunnit. I figuren kan vi avläsa att det tar ett kvartal innan arbetslösheten har fallit tillbaka med 0,25 procentenheter om varaktigheten är låg. Då arbetslöshetens varaktighet ökas får vi en mer långsam återgång. För fallet då varaktigheten hög åtgår det mellan 7 och 8 kvartal innan arbetslösheten fallit tillbaka med 0,25 procentenheter, en betydande skillnad mot fallet med låg varaktighet.

Syftet med denna rapport är att kvantifiera graden av varaktighet och förekomsten av hysteresis i svensk arbetslöshet. I vår empiriska undersökning

kommer vi att kvantifiera varaktigheten med hjälp av halveringstiden precis på samma sätt som visats i vår illustration ovan. Eftersom det är möjligt att jämviktsarbetslösheten varierar över tiden kommer vi att dela upp skattningsperioden i tre olika konjunkturfaser. I den empiriska analysen kommer vi att särskilja och jämföra arbetslöshetens nivå, volatilitet, och varaktighet under konjunkturuppgångar, under en avmattningsfas och under kriser. Denna uppdelning kommer att ske på basis av en statistisk modell, dvs vi kommer inte att använda en etablerad konjunkturkronologi. Anledningen är att arbetslösheten inte samvarierar med konjunkturen på ett systematiskt vis. Vår empiriska ansats ger oss möjligheten att studera om och i så fall hur graden av varaktighet förändras över tiden och om dessa förändringar förklaras av exempelvis storleken på de störningar som påverkar ekonomin eller om de beror på den konjunkturfas som ekonomin befinner sig i. Vi kan också beräkna sannolikheten för att arbetslösheten rör sig mellan de tre olika konjunkturfaserna vilket utnyttjas för att undersöka hur arbetslösheten påverkas när, exempelvis, en avmattningsfas övergår till en kris.

Det finns några tidigare studier som har använt samma statistiska modell för att studera arbetslöshet i ett antal olika länder. Bianchi och Zoega (1998) undersökte om stora chocker påverkar arbetslöshetens varaktighet. De analyserade data för 15 OECD-länder inklusive Sverige. De fann för svenskt vidkommande ett skift i arbetslöshetens medelvärde som daterades till det första kvartalet 1991. Deras tolkning var att den svenska finanskrisen orsakade detta skift. Resultaten för andra länder var konsistenta med denna tolkning. León-Ledesma och McAdam (2003) studerade tolv central- och öst-europeiska länder och beräknade graden av varaktighet för dessa länder samt genomförde en jämförelse med EU-15. De fann att arbetslösheten i de tolv central- och öst-europeiska länderna generellt sett hade en lägre grad av varaktighet än den varaktighet som den aggregerade arbetslösheten i EU-15 hade. Deschamps (2008) analyserade amerikansk arbetslöshet och jämförde prognosförmågan hos olika empiriska modeller men fokuserade inte explicit på graden av varaktighet.

Rapporten är disponerad på följande sätt. I nästa avsnitt analyseras svensk arbetslöshet sedan början av 1970-talet med fokus på graden av varaktighet. Vi skattar en modell där arbetslösheten tillåts vara i tre olika tillstånd, i en uppgångsfas (eller expansionsfas), under en avmattning eller i en kris. Den ekonometriska modellen och de grundläggande skattningsresultaten som analyseras i detta avsnitt diskuteras utförligt i Appendix A. Det viktigaste resultatet är att arbetslöshetens varaktighet varierar över tid och mellan olika konjunkturfaser. Vi finner att varaktigheten är störst under avmattningsfasen och under kriser dvs under perioder då arbetslösheten ökar. Rapporten avslutas med en kort sammanfattning av de viktigaste empiriska fynden.

Figur 2 Arbetslöshet, NAIRU och konjunkturcykel i Sverige 1970-2009

Källa: OECD

2 Empirisk analys

2.1 Data

Vår empiriska analys fokuseras på kvartalsvisa observationer av standardiserad arbetslöshet i procent av arbetskraften som har hämtats från OECD. Observationsområdet sträcker sig från 1970 fram till 2009. Figur 2 visar standardiserad arbetslöshet, NAIRU och produktionsgap sedan 1970.² Figuren visar att faktisk arbetslöshet varierar betydligt mer än NAIRU samt att den är svagt motcyklisk, dvs arbetslösheten tenderar att falla under högkonjunkturer. Samtidigt ser vi att de konjunktursvängningar som uppträdde fram till mitten av 1980-talet endast gav små utslag på arbetslösheten medan 1990-tals krisen tydligt framträder med en kraftigt ökad arbetslöshet. Den naturliga arbetslösheten uppvisar en svagt stigande trend fram till slutet av 1990-talet för att därefter minska. Gemensamt för både den faktiska arbetslösheten och NAIRU är att de uppvisar tydliga tecken på varaktighet, dvs att arbetslösheten etableras på en permanent högre nivå efter en tillfällig ökning. En ökad faktisk arbetslöshet driver upp jämviktsarbetslösheten som etableras på en högre nivå än tidigare under en längre period. Med andra ord, svensk arbetslöshet uppvisar tecken på hysteresis.

Den statistiska modell vi använder oss av för att analysera svenska arbetslöshet förklaras i detalj i Appendix där vi också presenterar resultatet av våra skattningar. De test som genomförs i detta appendix leder oss fram till en modell där arbetslösheten tillåts befinna sig i tre olika tillstånd.

²NAIRU och produktionsgap har också hämtats från OECD.

Tabell 1 Medelvärde och varians för svensk arbetslöshet i en modell med tre tillstånd.

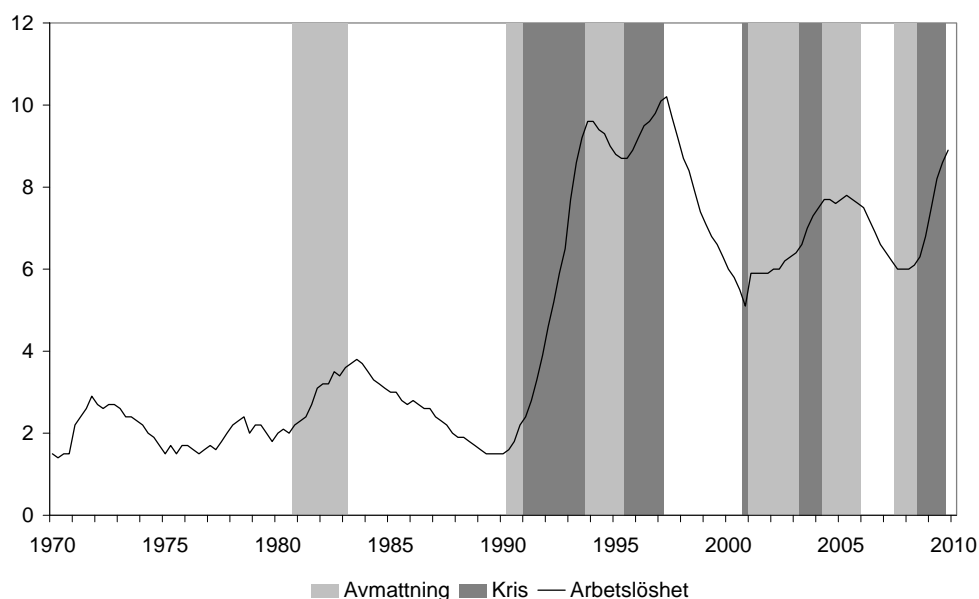
Tillstånd i ekonomin	Betingat på tillstånd	
	medelvärde	varians
Uppgång	4,5	5,9
Avmattning	7,1	8,3
Kris	9,1	9,0
	Obetingat på tillstånd	
	medelvärde	varians
	6,2	10,7

Anm: Medelvärde och varians har beräknats i den skattade modellen, se Appendix.

Dessa tre tillstånd kan ges en ekonomisk tolkning. Ekonomin befinner sig antingen i en uppgångsfas där arbetslösheten faller eller är oförändrad, en avmattningsfas där arbetslösheten är svagt stigande eller i en kris där arbetslösheten stiger kraftigt. Vi kallar i den följande analysen dessa tre faser för uppgång, avmattning eller kris. I Tabell 1 visas skattade medelvärden och varianser i de tre olika tillstånden. Dessa beräknas med utgångspunkt i de skattade parametrar vi finner för vår valda modell (se Appendix för detaljer kring hur vi diskriminerar mellan olika modeller). Vi ser här att arbetslösheten är dubbelt så hög i genomsnitt under kriser jämfört med under en konjunkturuppgång. Variansen är också betydligt större. Skillnaden mellan genomsnittlig arbetslöshet under en avmattningsfas och under en kris är betydande (2 procentenheter högre) medan skillnaden i varians är mindre. Som jämförelse presenteras också det medelvärdet som impliceras av den skattade modellen och som är oberoende av i vilket tillstånd arbetslösheten befinner sig i.

I Figur 3 visas de tillstånd som arbetslösheten befinner sig i vid varje tidpunkt. Vi ser här att det första tillståndet som visas i de vita fälten sammanfaller med relativt låg och fallande arbetslöshet, dvs i en konjunkturuppgång. Det andra tillståndet, som vi kallar för avmattningsfas, illustreras av ljusgrå fält där arbetslösheten i genomsnitt är något högre (7,1 procent jämfört med 4,5 procent, se Tabell 1). Det tredje tillståndet, kriser, som visas i mörkt gråa fält i figuren sammanfaller med kraftigt stigande arbetslöshet. I figuren ser vi också att arbetslösheten tenderar att befinna sig i en expansionsfas under längre perioder än under avmattningar och under kriser.

Vi ser i Figur 3 att ekonomin och därmed också arbetsmarknaden befann sig i det vi benämner som en krisperiod (mörkgråa fält) endast under fyra perioder, under 1990-talskrisen och under den senaste finanskrisen som väntat men också under några år precis efter den svenska budgetsaneringen och under en kort period under första halvan av 2000-talet. Under budgetsaneringen 1994-1997 och under början av 2000-talet avtog ökningstakten något och arbetsmarknaden övergick i en avmattningsfas (ljusgråa fält). Det är också värt att notera att arbetsmarknaden också befann sig i en avmattning i början av 1980-talet. Vi identifierar också några perioder med fallande arbetslöshet där varaktigheten är signifikant lägre (vita fält). Under andra halvan av 1980-talet fram till 1990-talskrisens utbrott föll arbetslösheten från knappt 5 procent till strax under 2 procent. Därefter steg arbetslösheten kraftigt och visade tydliga tecken på hysteresiseffekter. Under andra halvan av 1990-talet föll den emellertid tillbaka, men inte fullt ut till den tidigare nivån.

Figur 3 Skattade tillstånd för arbetslösheten 1970-2009

Anm: Vita fält visar kvartal då arbetsmarknaden befinner sig i en expansionsfas.

I Tabell 2 visas några nyckeltal för de olika tillstånden. De första tre kolumnerna presenterar de så kallade övergångssannolikheterna. Dessa beskriver sannolikheten att arbetslösheten skiftar från ett tillstånd till ett annat, exempelvis när en avmattning övergår i en kris (det översta talet i den andra kolumnen) eller sannolikheten för att arbetslösheten stannar i en konjunkturuppgång om den redan befinner sig i denna fas (det översta talet i den första kolumnen). Vi ser i tabellen att det är relativt stor sannolikhet att arbetslösheten stannar kvar i en uppgångsfas givet att den redan befinner sig i detta tillstånd (sannolikheten är 0,95). Det är således en mycket hög sannolikhet att det inte sker en övergång från uppgång till avmattning (eller kris) om arbetsmarknaden redan befinner sig i expansionsfasen. Detta illustreras också av det mått på varaktighet som rapporteras i den sista kolumnen. I den tredje kolumnen visas antalet kvartal då arbetsmarknaden befinner sig i respektive tillstånd medan den sista kolumnen visar hur många kvartal som arbetsmarknaden stannar kvar i samma tillstånd, dvs varaktigheten av respektive tillstånd.³ Av de totalt 158 kvartal som vi studerar är arbetslösheten relativt låg i knappt 92 kvartal (arbetsmarknaden befinner sig i en uppgångsfas), medelhög under 39 kvartal (under avmattningsfaser) och mycket hög under de resterande 28 kvartalen (under kriser). En expansion varar i genomsnitt i 19 kvartal medan avmattningsfasen och kriser endast varar i runt 6 kvartal.

Tabell 2 Tillståndsprocessens egenskaper

	Övergångssannoliketer			Observationer	Varaktighet
Uppgång	0,948	0,039	0,012	91,5	19,2
Avmattning	0,072	0,825	0,103	39,1	5,7
Kris	0,036	0,117	0,847	28,4	6,5

Anm: Egna beräkningar.

³Denna varaktighet skall inte blandas samman med arbetslöshetens varaktighet som beskriver hur snabbt eller långsamt som arbetslösheten återgår till sitt medelvärde efter en störning.

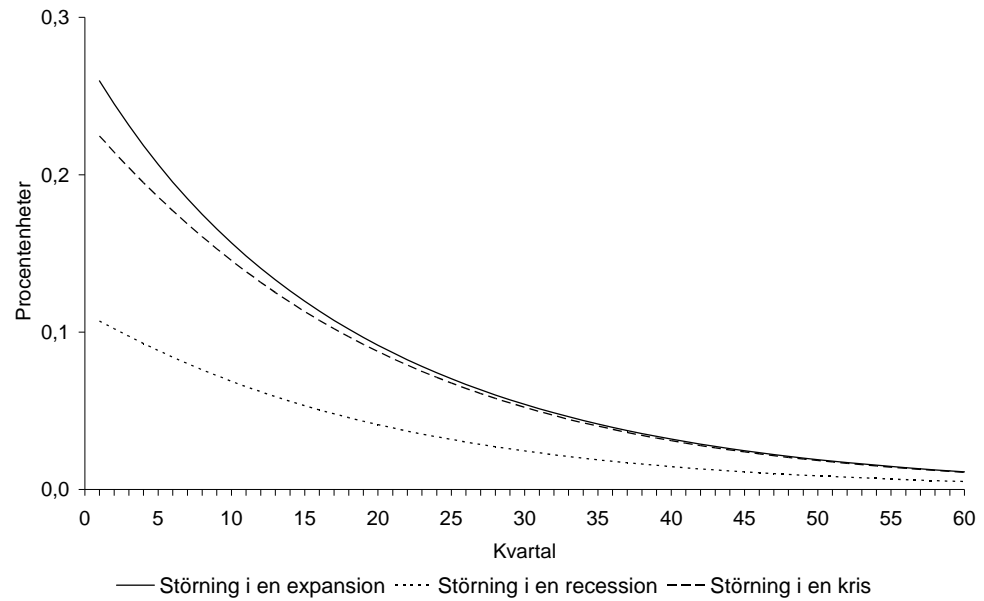
För att illustrera om det finns skillnader i varaktighet i de tre faserna beräknar vi nu impulsresponser för vår modell. Eftersom vi har tre tillstånd kan vi beräkna tre olika impulsresponser beroende på i vilket tillstånd som arbetsmarknaden antas befinna sig i då en störning inträffar. Dessa impulsresponser visas i Figur 4. Vi ser här att det blir stor skillnad i hur arbetslösheten reagerar. Gemensamt för alla tre impulsresponser är att en ändring i arbetslösheten blir varaktig, det tar mycket lång tid innan den initiala effekten har avklingat helt och arbetslösheten har återgått till sin ursprungliga nivå. Vi finner också att hastigheten med vilken effekten av en störning försvinner varierar. Från impulsresponserna kan vi beräkna halveringstiden, dvs den tid som åtgår innan hälften av den initiala effekten har försvunnit. Halveringstiden då en chock inträffar under en expansion är strax över än 13 kvartal medan den beräknas till runt 15 kvartal då störningen inträffar under en avmattning eller under en kris. Dessa halveringstider visar tydligt hur varaktig effekterna av en plötslig ändring i arbetslösheten blir och att varaktigheten är något större under avmattningsfasen och under kriser.⁴ Tolkningen är att sannolikheten att arbetslösheten etableras på en högre nivå och stannar kvar på denna nivå under lång tid är större under avmattningar och kriser än under en expansionsfas. Som exempel ser vi i Figur 2 att det tog det 9 år för arbetslösheten att återvända till den nivå den hade 1992. Det finns också tillfällen där arbetslösheten aldrig återvänder till sin ursprungliga nivå. Den lägst uppmätta arbetslösheten sedan 1990-talskrisen var under andra kvartalet 2001. Efter en tillfällig uppgång föll arbetslösheten igen fram till första kvartalet 2008 men den återkom aldrig till den tidigare nivån. Dessa egenskaper gäller inte endast för svenskt vidkommande utan för andra OECD länder också.⁵

Ett annat sätt att illustrera arbetslöshetens beteende i den skattade modellen är att beräkna sannolikheten för att en kris uppstår. Resultatet av dessa beräkningar visas i Figur 5. För varje kvartal beräknas sannolikheten att arbetslösheten övergår till en krisfas beroende på i vilken fas som den befinner sig i vid utgångsläget. Antag att arbetslösheten befinner sig i en expansionsfas, vad är sannolikheten att det sker ett skift till en kris? Denna sannolikhet visas med heldragen linje i figuren. För varje kvartal ökar sannolikheten för att så småningom etableras kring 20 procent. På samma sätt visar figuren att sannolikheten att arbetslösheten i nästa kvartal är i en krisfas minskar. Om ekonomin befinner sig i en krisperiod har sannolikheten att ekonomin fortfarande befinner sig i en kris fallit till 50 procent efter 6 kvartal. Sannolikheten att en avmattning övergår i en kris ökar kraftigt för varje kvartal och är som högst efter 9 kvartal för att därefter avta något.

⁴I Appendix A visas att hypotesen att varaktigheten är samma under samtliga tillstånd kan förkastas på sedvanliga signifikansnivåer. De impulsresponser som visas i figuren baseras på både parameterskattningar och de övergångssannolikheter som presenteras i Tabell 2 vilket medför att skillnaden i halveringstid endast blir 2 kvartal. Denna skillnad växer om vi beräknar exempelvis hur lång tid det tar innan en fjärdedel av den initiala effekten återstår. Om vi beräknar halveringstider under antagandet att arbetslösheten stannar kvar i samma tillstånd i alla perioder finner vi något större skillnader. Halveringstiden under en uppgångsfas är 11,6 kvartal medan den är 15,0 kvartal under avmattningar/kriser. Anledningen varför vi finner dessa skillnader är att de tidigare beräkningarna också tar hänsyn till att arbetslösheten skiftar mellan de tre olika tillstånden.

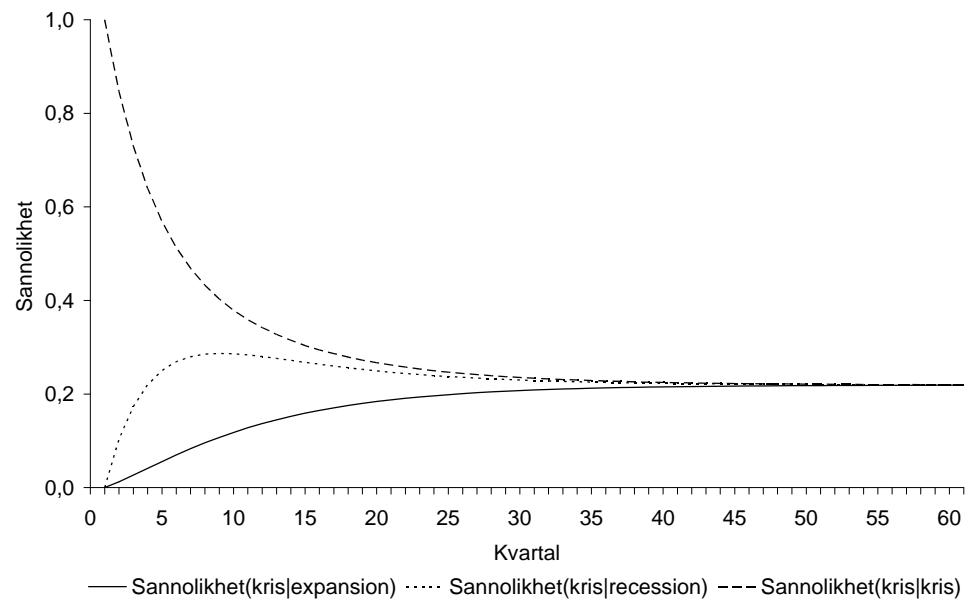
⁵Se OECD Employment Outlook (2009).

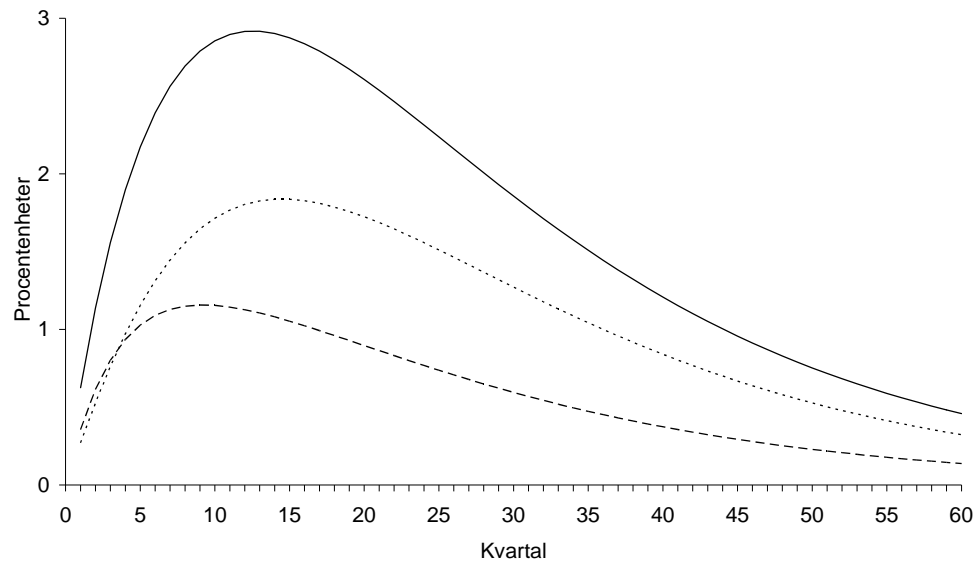
Figur 4 Impulsresponser för de tre olika tillstånden



Anm: Egna beräkningar. Vi antar att en störning med storleken 1 standardavvikelse inträffar i respektive tillstånd.

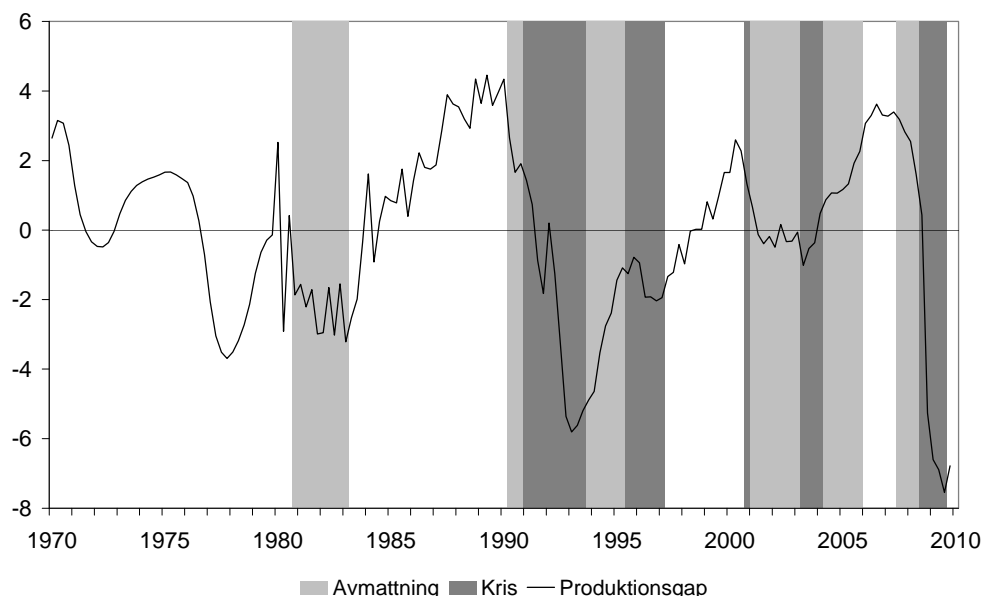
Figur 5 Sannolikheten att arbetslösheten går in i en krisfas



Figur 6 Impulsresponser då arbetsmarknaden skiftar mellan olika tillstånd.

Hur påverkas arbetslösheten då det sker ett skift från en avmattning till en kris? Från skattningsresultaten (se Tabell 1) vet vi att arbetslösheten ökar med i genomsnitt 2 procentenheter. Därefter varierar arbetslösheten kring detta nya medelvärde. Samtidigt finns det en viss sannolikhet för att en kris övergår till en avmattning som i sin tur kan övergå i en expansion. Detta innebär att vi inte kan förvänta oss att faktisk arbetslöshet förblir opåverkad av dessa sannolikheter. Detta illustreras i Figur 6. Om arbetsmarknaden befinner sig i en uppgångsfas och det plötsligt inträffar ett skift från denna fas till en avmattning kommer arbetslösheten att ha ökat med ungefär en procentenhet efter ett års tid (prickad linje). Efter fyra år börjar arbetslösheten avta. Motsvarande förändringar inträffar då det sker skift från en expansion direkt till en kris (heldragen linje) eller då en avmattning byts till en kris (streckad linje). Den initiala effekten blir som väntat större då arbetslösheten rör sig från en uppgångsfas till en kris jämfört med om det sker ett skift från en uppgångsfas till en avmattning. Vi ser också i figuren att arbetslösheten avtar tillbaka mot den ursprungliga nivån. Detta beror på att övergångssannolikheterna (se Tabell 2) jämnar ut skillnaderna mellan de olika modellerna för arbetslösheten inom respektive tillstånd.

I Figur 7 undersöker vi om det finns något samband mellan arbetslöshetens faser och den svenska konjunkturcykeln. Vi ser här tydligt att när konjunkturen vänder nedåt och ekonomin går in i en avmattning så stiger arbetslösheten kraftigt. De perioder vi identifierar som krisperioder visar tydligt denna samvariation. En kraftig konjunkturedgång sammanfaller med en snabbt ökande arbetslöshet. Vi ser också att när konjunkturen vänder från avmattning till expansion går arbetslösheten ofta in i en fas med fallande arbetslöshet (de vita fälten). Detta är mycket tydligt när konjunkturen vände 1983. Vid andra tillfällen när detta händer finns det en tidsförskjutning. Arbetslösheten faller börjar falla mycket sent i konjunkturförloppet exempelvis 1997 eller 2006.

Figur 7 Skattade tillstånd för arbetslösheten och konjunkturcykeln

Anm: Vita fält visar kvartal då arbetsmarknaden befinner sig i en expansionsfas, ljusgrå fält är kvartal med avmattning medan mörkt grå fält är kvartal med kriser.

Våra skattningar visar också att det inte fanns något starkt samband mellan konjunkturer och arbetslösheten under 1970-talet. Mellan 1970 och slutet av 1980 minskar arbetslösheten samtidigt som konjunkturvariationen är betydande. Detta mönster ändras något under de senaste 20 åren då samvariation blir mer tydlig. En episod som illustrerar detta är exempelvis utvecklingen efter att ekonomin nådde sin konjunkturtopp år 2000. Arbetslösheten började öka övergick från en expansionsfas till en avmattning som, när konjunkturer ytterligare försämrades gick över till en kris. När konjunkturer började vända i början av 1984 minskade ökningstakten i arbetslösheten och det skedde en övergång till en avmattningsfas som efter det korta konjunkturfallet under 1996 övergick till en expansionsfas med fallande arbetslöshet när konjunkturer vände uppåt igen 1997. Det är möjligt att de reformer som genomförts i arbetsmarknadspolitiken såväl som de ändringar som genomförts i det finanspolitiska ramverket har bidragit till att arbetslösheten samvarierar mer med konjunkturer under senare år.

Sammantaget visar våra empiriska resultat att arbetslösheten verkar följa ett mönster med flera olika jämvikter eller tillstånd. Arbetslösheten skiftar mellan dessa jämvikter och dessa skift verkar sammanfalla med tidpunkter då stora chocker eller andra stora händelser inträffar. Vi finner också statistiskt signifikanta skillnader mellan dessa olika tillstånd, arbetslöshetens varaktighet och varians är som störst då arbetslösheten stiger kraftigt.

3 Sammanfattning

I denna rapport har vi skattat en statistisk modell för svensk arbetslöshet där vi tillåter arbetsmarknaden att befinna sig i olika tillstånd (eller jämvikter). Vi har

genomfört test av hysteresis i arbetslösheten inom ramen för denna modell och finner att denna hypotes kan förkastas. Detta betyder att arbetslöshetens varaktighet är begränsad på så sätt att arbetslösheten tenderar att återvända till sin ursprungliga nivå efter en oväntad ändring. Den hastighet med vilken arbetslösheten anpassas skiljer sig signifikant åt mellan de olika tillstånden. Under en uppgångsfas (eller expansionsfas) när arbetslösheten är fallande, sker anpassningen relativt fort medan den sker betydligt mer gradvis och mer långsamt under perioden då den är kraftigt stigande, dvs under avmattning och kriser.

Våra resultat har konsekvenser för såväl arbetsmarknadspolitiken som för finanspolitiken i stort. Eftersom anpassningen av arbetslösheten är långsam tar det lång tid innan effekterna av genomförda reformer blir synliga. Det finns därför en risk att arbetsmarknadspolitiken upplevs som misslyckad i det korta perspektivet. Resultatet kan bli att både arbetsmarknadspolitiken och finanspolitiken blir mer expansiv än vad den annars skulle blivit vilket i sin tur kan leda till att politiken blir medcyklisk.

Arbetslöshetens varaktighet har också konsekvenser för såväl produktionsgap som budgetbalans. Genom Okuns lag kommer graden av varaktighet att ge effekter på konjunkturen vilka sedan i sin tur sprids vidare och ger effekter på budgetbalansen. En ökad grad av varaktighet under perioder med stigande arbetslöshet leder till en högre grad av varaktighet i konjunktur och budgetbalans. Detta betyder att en avmattningsfas tenderar att bli mer långvarig än annars vilket i sin tur leder till att de offentliga finanserna påverkas negativt under en längre period. Dessa implikationer är bekymmersamma och ger ökat stöd för väl genomtänkta arbetsmarknadspolitiska åtgärder men dessa bör genomföras vid lämpliga tidpunkter så att risken för att effekterna förstärker konjunkturen minimeras.

Referenser

- Bianchi, M. och G. Zoega, (1998), "Unemployment Persistence: Does the Size of the Shock Matter?," *Journal of Applied Econometrics*, 13, 283–304.
- Blanchard, O. J. och L. H. Summers, (1986), "Hysteresis and the European Unemployment Problem," i, Fischer, S., (red.), *NBER Macroeconomic Annual*, MIT och NBER, Cambridge.
- Cheung, Y.-W. och U. Erlandsson, (2005), "Exchange Rates and Markov Switching Dynamics," *Journal of Business & Economic Statistics*, 23, 314–320.
- Deschamps, P. J., (2008), "Comparing Smooth Transition and Markov Switching Autoregressive Models of US Unemployment," *Journal of Applied Econometrics*, 23, 435–462.
- Ehrmann, M., M. Ellison och N. Valla, (2003), "Regime-Dependent Impulse Response Functions in a Markov-Switching Vector Autoregression Model," *Economics Letters*, 78, 295–299.
- Hamilton, J. D., (1990), "Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime," *Journal of Econometrics*, 45, 39–70.
- Hamilton, J. D., (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton.
- Hansen, B. E., (1992), "The Likelihood Ratio Test under Non-Standard Conditions: Testing the Markov Switching Model of GNP," *Journal of Applied Econometrics*, 7, S61–S82.
- Karamé, F., (2010), "Impulse-Response Functions in Markov-Switching Structural Vector Autoregressions: A Step Further," *Economics Letters*, 106, 162–165.
- Karlsen, H., (1990), *A Class of Non-Linear Time Series Models*, Ph.D. thesis, Department of Mathematics, University of Bergen, Norway.
- Koop, G., M. H. Pesaran och S. M. Potter, (1996), "Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models," *Journal of Econometrics*, 74, 119–147.
- Léon-Ledesma, M. och P. McAdam, (2003), "Unemployment, Hysteresis and Transition," *ECB Working Paper No. 234*.
- Lindbeck, A. och D. Snower, (2002), "The Insider-Outsider Theory: A Survey," *IZA Discussion Paper No. 534*.
- OECD, (2009), "OECD Employment Outlook," Paris.
- Røed, K., (1997), "Hysteresis in Unemployment," *Journal of Economic Surveys*, 2, 27–59.

Appendix

En autoregressiv Markov-modell

I detta appendix introduceras den univariata autoregressiva modell (AR-modell) som vi kommer att använda för att undersöka hur varaktig en ändring i arbetslösheten är och om denna varaktighet varierar över tiden. Vi antar för detta ändamål att parametrarna i modellen är tillstånds-beroende. Det antas att arbetslösheten är svagt stationär och att den process som beskriver tillstånden är ergodisk (dvs att det är möjligt att skifta från vilket tillstånd som helst till något annat men inte nödvändigtvis direkt). Låt s_t benämna arbetslösheten vid tidpunkten t och anta att följande Markov-modell kan beskriva dess beteende över tid:

$$u_t = \mu_{s_t} + \varphi_{s_t} u_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

där $\varepsilon_t | s_t \sim N(0, \sigma_{s_t}^2)$ och startvärden u_0 är givna. Den icke-observerbara slumpmässiga tillståndsvariabeln s_t är oberoende av tidigare värden på u_t men betingad på sitt tidigare värde s_{t-1} och antas följa en Markovprocess med n tillstånd, dvs,

$$\Pr\{s_t = j | s_{t-1} = i\} = p_{ij} \text{ för } i \text{ och } j = 1, 2, \dots, n. \quad (2)$$

Övergångssannolikheterna antas uppfylla villkoret att $\sum_{j=1}^n p_{ij} = 1$ för $i = 1, 2, \dots, n$, dvs att övergångssannolikheterna för varje tillstånd summerar till 1. Vi antar också att sannolikheten för en övergång från ett tillstånd till ett annat endast är beroende av det senaste tillståndet, det så kallade Markovantagandet. Låt övergångsmatrisen P innehålla dessa övergångssannolikheter och anta att det inte existerar absorberande tillstånd

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & \cdots & p_{n1} \\ p_{12} & p_{22} & \cdots & p_{n2} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ p_{1n} & p_{2n} & \cdots & p_{nn} \end{bmatrix}. \quad (3)$$

Ett tillräckligt villkor för att u_t skall vara svagt stationär är att alla egenvärden av $n \times n$ matrisen PD^2 , där P är definierad ovan medan $D = \text{diag}\{\varphi_i, i = 1, 2, \dots, n\}$, ligger innanför enhetscirkeln (se Karlson 1990). För fallet med två tillstånd innebär detta villkor att samtliga egenvärden till matrisen

$$\begin{bmatrix} \varphi_1^2 p_{11} & \varphi_1^2 p_{21} \\ \varphi_2^2 p_{12} & \varphi_2^2 p_{22} \end{bmatrix}$$

skall ligga innanför enhetscirkeln. Notera att detta villkor för stationaritet implicerar att det är kombinationen av de autoregressiva parametrarna och övergångssannolikheterna som avgör om variabeln är stationär eller inte. Det kan hända att absolutvärdet av φ_2 är större än 1 men så länge som sannolikheten att variabeln stannar i det andra tillståndet inte är allt för stor kommer modellen att vara svagt stationär. Intuitionen är att så länge som sannolikheten att det sker ett skift från det explosiva tillståndet till det stationära tillståndet är tillräckligt stor, kommer modellen som helhet att vara stationär.

Markovkedjan kan representeras av en vektorautoregressiv process genom att vi låter ξ_t beteckna en slumpmässig $n \times 1$ vektor definierad som

$$\xi_t = \begin{cases} \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \cdots & 0 \end{bmatrix}' & \text{då } s_t = 1 \\ \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & \cdots & 0 \end{bmatrix}' & \text{då } s_t = 2 \\ \vdots & \vdots \\ \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & \cdots & 1 \end{bmatrix}' & \text{då } s_t = n \end{cases} \quad (4)$$

Om vi befinner oss i tillstånd i , dvs $s_t = i$, då kommer det j :te elementet i ξ_{t+1} att vara en slumpvariabel som antar värdet 1 med sannolikheten p_{ij} eller är lika med noll i alla andra fall. Den betingade förväntningen av ξ_{t+1} givet att $s_t = i$ är därför given av den i :te kolumnen i övergångsmatrisen P

$$E[\xi_{t+1} | s_t = i] = \begin{bmatrix} p_{i1} \\ p_{i2} \\ \vdots \\ p_{in} \end{bmatrix}. \quad (5)$$

Från (4) och (5) samt genom att använda egenskaperna i (2) så följer att

$$E[\xi_{t+1} | \xi_t, \xi_{t-1}, \xi_{t-2}, \dots] = P\xi_t, \quad (6)$$

som i sin tur medför att det är möjligt att representera Markovkedjan som en första ordningens vektorautoregressiv modell

$$\xi_{t+1} = P\xi_t + v_{t+1}, \quad (7)$$

där $v_{t+1} \equiv \xi_{t+1} - E[\xi_{t+1} | \xi_t, \xi_{t-1}, \dots]$.

För att mäta graden av varaktighet kan vi använda skattningarna av φ_{s_t} . Under förutsättning att den autoregressiva parametern är strikt mindre än 1 kan vi exempelvis beräkna halveringstiden, dvs den tid som åtgår för arbetslösheten att halvvägs återgå till sin ursprungliga nivå efter en chock. Skattningarna av dessa parametrar tillåter oss också att genomföra empiriska test av asymmetrier, dvs om halveringstiden är konstant över samtliga tillstånd. Dessa test kan genomföras oberoende av om den autoregressiva parametern är mindre än 1 eller inte. Ett tredje alternativ är att beräkna sk impulsresponser för arbetslösheten.

Det finns flera olika sätt att beräkna impulsresponser för arbetslösheten givet att en chock påverkar modellen. Antingen kan tillståndsoberoende impulsresponser användas. Dessa beräknas under antagandet att när arbetslösheten utsätts för en störning så kommer den att vara kvar i samma tillstånd i oändlig tid, se Ehrmann, Ellison, och Valla (2003). Detta har nackdelen att tillståndsberoendet inte används för att utvärdera egenskaperna hos den variabel som analyseras. Ett alternativ som inspirerats av Koop, Pesaran och Potter (1996) har nyligen föreslagits av Karamé (2010). I princip går denna ansats ut på att vi i period t låter en chock påverka modellen under antagandet att vi vet i vilket tillstånd modellen befinner sig, exempelvis tillstånd s_t . Därefter använder vi vår modell i ekvation (1) för att beräkna en prognos för valfri horisont som inbegriper en prognos för vilket tillstånd som arbetslösheten kommer att kunna befinna sig i vid respektive tidpunkt. En prognos av arbetslösheten i period 2 kommer då att beräknas som ett viktat medelvärde av alla möjliga utfall där vikterna ges av deras egna prognostiserade sannolikheter. Impulsresponserna kan därefter beräknas som skillnaden mellan dessa prognoser och en prognos som beräknas på samma vis men där ingen chock ansätts i period 1.

För att exemplifiera antar vi att arbetslösheten endast kan befinna sig i två alternativa tillstånd, dvs $s_t = 1, 2$. Övergångsmatrisen är

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & 1 - p_{22} \\ 1 - p_{11} & p_{22} \end{bmatrix}. \quad (8)$$

Anta nu att vi ansätter en chock i period 1 ($\varepsilon_1 = 1$) och att vi befinner oss i tillstånd 1. Från vår modell i ekvation (1) har vi att

$$u_1 = \mu_1 + \varphi_1 u_0 + D_1 \varepsilon_1$$

där u_0 är initialvillkor och $D_1 \varepsilon_1 = \varepsilon_1$ med sannolikhet 1. För att beräkna en prognos för arbetslösheten i nästa period använder vi återigen vår modell i (1) så att

$$E[u_2 | s_2 = j, Y_1; \theta] = \mu_j + \varphi_j u_1, \quad (9)$$

där $Y_1 = [u_0, u_1]'$ är den information som är känd vid tidpunkten 1 och

$$\theta = [\mu_1 \quad \mu_2 \quad \varphi_1 \quad \varphi_2 \quad \sigma_1^2 \quad \sigma_2^2 \quad p_{11} \quad p_{22}]'$$

innehåller samtliga skattade och därmed kända parametrar i Markovmodellen. För att nu kunna beräkna en prognos för u_2 är det nödvändigt att först prognostisera vilket tillstånd som arbetslösheten kan befinna sig i vid denna tidpunkt. Från ekvation (7) har vi att tillståndsvariabeln bestäms av

$$\xi_{t+m} = v_{t+m} + P v_{t+m-1} + P^2 v_{t+m-2} + \dots + P^{m-1} v_{t+1} + P^m \xi_t, \quad (10)$$

vilket implicerar att en optimal prognos för nästa period, ξ_2 kan beräknas som

$$E[\xi_2 | Y_1; \theta; \varepsilon_1] = PE[\xi_1 | Y_1; \theta]. \quad (11)$$

Observera att även om vi använder all tillgänglig information när vi gör en prognos vid tidpunkten 1 så kommer prognosen att bestämmas av det förväntade tillståndet eftersom s_2 inte är observerbar. Detta medför att det förväntade värdet av tillståndet i period 2 kan tolkas som den betingade sannolikheten att arbetslösheten antingen kommer att befinna sig i tillstånd 1 eller 2, dvs

$$E[\xi_2 | Y_1; \theta] = \begin{bmatrix} \Pr\{s_2 = 1 | Y_1; \theta\} \\ \Pr\{s_2 = 2 | Y_1; \theta\} \end{bmatrix}. \quad (12)$$

För att slutligen beräkna en prognos för u_2 viktas därför de två prognoser som erhålls från ekvation (9), dvs prognoser givet att arbetslösheten befinner sig i tillstånd 1 och 2, med en prognos av i vilket tillstånd som arbetslösheten kommer att befinna sig i i period 2 som ges av ekvation (11), dvs

$$\begin{aligned} E[u_2 | Y_1; \theta; \varepsilon_1] &= \sum_{j=1}^2 E[u_2 | s_2 = j, Y_1; \theta \varepsilon_1] \Pr\{s_2 = j | Y_1; \theta\} \\ &= h_2 E[\xi_2 | Y_1; \theta \varepsilon_1] = h_2 PE[\xi_1 | Y_1; \theta; \varepsilon_1], \end{aligned}$$

där h_2 är en 1×2 vektor som innehåller de tillståndsspecifika betingade prognoserna som ges av ekvation (9). Dessa samband kan därefter användas för att beräkna prognoser för flera perioder framåt i tiden. Samma samband kan också användas för att beräkna prognoser utan att en chock ansätts till systemet i period 1 och vi kan dessutom genomföra experiment där en chock tillåts påverka arbetslösheten i antingen tillstånd 1 eller i tillstånd 2.

För att slutligen beräkna en impulsrespons tar vi skillnaden mellan de prognoser som baseras på en chock i period 1 och prognoser som beräknas

utan någon chock, dvs, impulsresponsen kan beräknas med hjälp av följande uttryck:

$$IRF_b = E[u_b | Y_1; \theta; \varepsilon_1; s_1] - [u_b | Y_1; \theta; 0; s_1].$$

Observera att samma ansats också kan användas för att undersöka hur arbetslösheten påverkas av skift mellan de olika tillstånden. Exempelvis kan impulsresponsen efter ett skift från tillstånd 1 till tillstånd 2 beräknas på följande vis:

$$IRF_b = E[u_b | Y_1; \theta; s_2] - [u_b | Y_1; \theta; s_1].$$

Med andra ord, denna impulsrespons är lika med skillnaden mellan prognosen av arbetslösheten då den i den första perioden befinner sig i tillstånd 2 och prognoser baserat på antagandet att arbetslösheten i första perioden befinner sig i tillstånd 1.

Vi har nu alla verktyg som krävs för att analysera svenska arbetslöshet inom ramen för en Markovmodell där fokus är att undersöka om dess varaktighet är tillståndsberoende.

Skattning av en Markovmodell för svensk arbetslöshet

Det första steget i vår empiriska analys är att specificera en Markovmodell för svensk arbetslöshet. Vi behöver bestämma lag längd, antalet tillstånd och avgöra vilka parametrar i modellen som varierar mellan de olika tillstånd som arbetslösheten kan befinna sig i. Vi genomför denna analys i flera steg. Först kommer vi att diskutera antalet tillstånd, därefter lag längd och sist kommer vi att genomföra ekonometriska test som syftar till att bestämma vilka parametrar i modellen som är tillståndsberoende.

Tabell 3 visar maximumlikelihood skattningar av Markovmodeller med två eller tre tillstånd och för två alternativa ”lag-längder”, en lag respektive två laggar. Vi presenterar också tre diagnostiska test. Test för normalitet, ARCH och autokorrelation i residualerna. Gemensamt för samtliga fyra modeller är att de särskiljer olika uppgångs- och nedgångsfaser där ett tillstånd är en uppgångsfas medan det/de andra sammanfaller med fallande arbetslöshet. I de modeller där vi tillåter tre tillstånd kommer dessa som tidigare att vara perioder med fallande respektive stigande arbetslöshet där de senare är uppdelade i två skilda tillstånd. Eftersom en fas sammanfaller med fallande eller konstant arbetslöshet kallar vi denna fas för uppgångsfas eller expansionsfas, dvs en period då konjunkturutvecklingen är positiv. De perioder då arbetslösheten stiger kallas i den följande analysen för avmattningsfas eller för en krisperiod beroende på hur snabbt som arbetslösheten stiger. Samtliga modeller uppfyller det globala stationaritetskriteriet men vi noterar också att tillstånd kan vara explosiva (den autoregressiva parametern eller summan av de autoregressiva parametrarna är större än 1). Eftersom samtliga modeller uppfyller kravet om stationaritet förkastas förekomsten av hysteresis i svensk arbetslöshet. Detta utesluter inte

att den process som driver svensk arbetslöshet uppvisar en hög grad av varaktighet. Eftersom våra beräknade egenvärden är nära ett kommer arbetslösheten att uppvisa en hög grad av varaktighet.

De diagnostiska testen visar att en AR(1)-modell med två tillstånd inte passerar något av de tre testen, de p-värden som visas i tabellen visar att vi kan förkasta nollhypoteserna på i varje fall 5-procentnivån. Då vi behåller laglängden men tillåter tre tillstånd kan vi bara förkasta nollhypotesen att det inte finns autokorrelation i residualerna. En AR(1) modell med tre tillstånd är därmed något bättre specificerad än en modell med två tillstånd. Skattningarna av AR(2) modellerna visar att dessa modeller passerar två av tre diagnostiska test vardera. För en modell med två tillstånd förkastas normalitet medan autokorrelation förkastas för modellen med tre tillstånd. Sammantaget visar dessa skattningsresultat att ingen modell av de fyra vi skattar är att föredra framför någon annan med undantag för modellen med en lag och två tillstånd som inte passerar något diagnostiskt test. För att välja mellan de övriga tre modellerna genomförs en grafisk analys av de tillstånd som identifieras i varje enskilt fall och de skattade övergångssannolikheterna. Vi noterar att den skattade övergångsmatrisen för den sista modellen, en AR(2)-modell med tre tillstånd, indikerar att sannolikheten att arbetslösheten stannar kvar i det första tillståndet givet att den redan befinner sig i detta tillstånd är lika med noll. Detta betyder att arbetslösheten endast stannar i detta tillstånd under ett kvartal. Då vi jämför med de tillstånd som identifieras i AR(1)-modellen med tre tillstånd finner vi stora likheter men arbetslösheten stannar kvar i den andra och i den tredje tillståndet under mycket korta perioder då vi ökar laglängden. Detta beror på att modellen på ett mer flexibelt sätt fångar upp beteendet hos arbetslösheten då vi ökar lag längden. Samtidigt finns det en stor överensstämmelse mellan de tillstånd som identifieras i de två modellerna. Efter dessa överväganden väljer vi att fokusera på en AR(1)-modell med tre tillstånd i den följande analysen. De slutsatser som dras vad gäller arbetslöshetens varaktighet under uppgångar och nedgångar påverkas inte av vårt val av modell. Endast egenskaperna hos den skattade processen för tillstånden påverkas.

Nästa steg i den empiriska analysen är att undersöka om skattade parametrar i den valda AR(1)-modellen varierar mellan olika tillstånd. I Tabell 4 visas Waldtest av nollhypoteser att parametrarna är lika i de tre olika tillstånden. Testen baseras på robusta standardfel och endast p-värden presenteras i tabellen. Vi ser här att vi inte kan förkasta nollhypotesen att konstanttermerna är lika i de tre tillstånden på sedvanliga signifikansnivåer. Däremot förkastas alltid nollhypoteserna att de autoregressiva parametrarna och att variansen i residual termen är lika över de olika tillstånden. Vi har också genomfört test där parameterskattningarna i avmattningar jämförs med de vi erhåller under kriser. Om vi samtidigt testar hypoteserna att konstanten och den autoregressiva parametern är lika i dessa båda tillstånd finner vi starkt stöd för att tillstånd två och tre bör betraktas som två separata tillstånd (se den näst sista kolumnen i Tabell 4). Slutligen, i den sista kolumnen testar vi om den autoregressiva parametern i tillstånd två skiljer sig åt från den som skattas i

tillstånd tre. Vi finner här att denna hypotes förkastas. Sammantaget leder dessa test och skattningar fram till slutsatsen att arbetslösheten bäst kan beskrivas av en modell med tre tillstånd men där anpassningen tillbaka till medelvärdet, dvs återgången till medelvärdet är lika i tillstånd två och tre, dvs lika under avmattningar och under kriser. Vi kommer därför att skatta en modell under denna restriktion. Resultaten visas i den sista kolumnen i Tabell 3. Observera att vi inte rapporterar diagnostiska test eftersom vi skattar AR(1)-modellen, som redovisas i den tredje kolumnen i tabellen under en linjär restriktion.

Med utgångspunkt i den skattade modellen kan vi nu beräkna sannolikheten för att arbetslösheten befinner sig i tillstånd j vid varje tidpunkt betingat på hela observationsområdet och sedan använda kriteriet att arbetslösheten befinner sig i tillstånd j om $P(s_t = j | u_T) = \max_k P(s_t = k | u_T)$. Dessa implicerade tillstånd visas i huvudtexten i Figur 3.

Tabell 3: Skattning av Markovmodeller för svensk arbetslöshet 1970:1-2009:4.

Parameter	AR(1)	AR(2)	AR(1)	AR(2)	AR(1)
	2 regimer	2 regimer	3 regimer	3 regimer	3 regimer
					$\varphi_{1,2} = \varphi_{1,3}$
μ_1	0,040 (0,030)	0,031 (0,027)	0,036 (0,026)	0,016 (0,040)	0,109 (0,027)
μ_2	0,168 (0,073)	0,128 (0,122)	0,062 (0,048)	0,044 (0,026)	0,311 (0,034)
μ_3			0,355 (0,207)	0,023 (0,198)	0,775 (0,058)
$\varphi_{1,1}$	0,949 (0,005)	1,815 (0,053)	0,950 (0,005)	1,354 (0,044)	0,942 (0,005)
$\varphi_{1,2}$	1,002 (0,011)	1,202 (0,046)	1,001 (0,009)	1,817 (0,052)	0,955 (0,005)
$\varphi_{1,3}$			1,042 (0,046)	1,116 (0,598)	
$\varphi_{2,1}$		-0,821 (0,052)		-0,409 (0,042)	
$\varphi_{2,2}$		-0,205 (0,408)		-0,824 (0,050)	
$\varphi_{2,3}$				-0,068 (0,624)	
σ_1	0,084 (0,019)	0,130 (0,010)	0,079 (0,008)	0,024 (0,010)	0,275 (0,087)
σ_2	0,278 (0,027)	0,361 (0,078)	0,169 (0,016)	0,133 (0,017)	0,112 (0,047)
σ_3			0,228 (0,042)	0,366 (0,105)	0,235 (0,136)
\hat{p}_{11}	0,909	0,896	0,915	0,000	0,948
\hat{p}_{22}	0,946	0,530	0,920	0,927	0,825
\hat{p}_{33}			0,817	0,313	0,847
$\max eig(\hat{P}D^2) $	0,978	0,956	0,996	0,959	0,902
Autocorr.	[0,000]	[0,122]	[0,019]	[0,028]	
ARCH	[0,000]	[0,284]	[0,754]	[0,692]	
Normality	[0,014]	[0,049]	[0,692]	[0,234]	

Anm. Robusta standardfel visas inom parentes under respektive punktskattning medan p-värden visas inom raka parenteser.

Tabell 4 Waldtest i en AR(1) modell med tre tillstånd.

$\mu_1 = \mu_2$	$\mu_1 = \mu_3$	$\varphi_1 = \varphi_2$	$\varphi_2 = \varphi_3$	$\sigma_1^2 = \sigma_2^2$	$\sigma_1^2 = \sigma_3^2$	$\varphi_1 = \varphi_3$	$\mu_2 = \mu_3$ & $\varphi_2 = \varphi_3$
0,663	0,127	0,000	0,329	0,000	0,000	0,000	0,046

Anm. Waldtesten baseras på robusta standardfel. Enbart p-värden presenteras i tabellen.