



Nationalekonomiska Institutionen
Ekonomihögskolan
Lunds Universitet

Kandidatuppsats
April 2007

Löneutvecklingens bestämningsfaktorer i Sverige

Anna Lidberg

Handledare
Klas Fregert, Lunds Universitet
Göran Hjelm och Åsa Olli-Segendorf, Konjunkturinstitutet

INNEHÅLLSFÖRTECKNING

SAMMANFATTNING

ABSTRACT

1. INLEDNING	6
Syfte och problemställning	6
Avgränsning	7
Disposition	8
2. LÖNEUTVECKLING OCH MAKROEKONOMI – EN ÖVERSIKT	10
Lönebildning i Sverige	11
Internationell lönebildning	20
Skiljer sig löneutvecklingen åt i Sverige och internationellt?	24
3. TEORI	26
En makroekonomisk modell av lönebildning	27
Varianter av löneekvationen	39
3.3. Test med barometerdata	41
3. RESULTAT OCH ANALYS	45
4.1. Skattning av löneekvationen	46
4.2. Utökad modell med barometerdata	54
4. DISKUSSION	62
5. REFERENSER	67

Appendix A1	70
Appendix A2	71
Appendix B	72
Appendix C	73
Bilaga 1.	79

TABELLFÖRTECKNING

Tabell 4.1. <i>Skattning av löneekvationen. Grundmodell samt modell med sysselsättning</i>	46
Tabell 4.2. <i>Skattning av löneekvationen med barometerdata</i>	56
Tabell C.1. <i>Test för stationäritet i felkorrigerings termen</i>	75
Tabell C.2. <i>Test för stationäritet i produktionsvolym, orderstock och förväntade priser</i>	76
Tabell C.3. <i>Test för kointegration</i>	76
Tabell C.4. <i>Chow-test för parameterstabilitet</i>	77
Tabell C.5. <i>Dummy-test för parameterstabilitet</i>	78

DIAGRAM

Diagram 1. <i>Reallöneutveckling i Sverige 1980-2008</i>	13
Diagram 2. <i>Inflation i Sverige 1980-2008</i>	15
Diagram 3. <i>Arbetslöshet i Sverige 1980-2008</i>	16
Diagram 4. <i>Sysselsättning i Sverige 1980-2008</i>	17
Diagram 5. <i>Arbetsproduktivitet i Sverige 1980-2008</i>	18
Diagram 6. <i>Illustration över kointegration mellan arbetsproduktivitet och reallön 1980-2008</i>	50
Diagram 7. <i>Barometerdatautveckling 1980-2006</i>	60

SAMMANFATTNING

Denna studie syftar till att finna faktorer som förklarar samt kan användas som underlag för prognosticering av löneökningstakten i svenskt näringsliv. De faktorer som antas spela roll för lönebildningen i Sverige baseras på tidigare empiriska och teoretiska studier, svenska såväl som internationella. Därtill prövas om barometerdata, vilken har sitt ursprung i de undersökningar Konjunkturinstitutet varje månad utför med ändamål att ge en bild av hushållen och företagens syn på ekonomin, har någon signifikant inverkan på den svenska lönebildningen. Tester vilka inkluderar barometerdata är ännu sällsynta, varför denna uppsats blir något av en pionjär inom området.

För skattning av vilka faktorer som empiriskt påverkar lönebildningen i Sverige har tre löneekvationer estimerats, och prövats med hjälp av regressionsmetodik. Analys av stationaritet i tidsserierna, vilka sträcker sig från 1980 och fram till dags datum, har gjorts med hjälp av Dickey-Fullertest. Ett par variabler har därtill prövats för kointegration. För parameterstabilitet har testats via Chow-test samt test med dummyvariabler. Den löneekvation som har utökats med barometerdatavariabler har utvecklats med hjälp av general-to-specificmetoden.

De tre modellerna utvärderas och analyseras utifrån testernas utfall. Slutsatsen är att de faktorer som bäst kan prognosticera löneutvecklingen i privat sektor i Sverige är förändring i arbetslöshet, arbetsproduktivitet samt en felkorrigeringsterm, vilken beror på skillnaden i reallön i föregående period och arbetsproduktivitet. Därtill förefaller ett par barometerdataserier, såsom nulägesomdöme kring produktionsvolym, orderstock samt förväntningar om framtida priser, spela roll för den svenska löneutvecklingen.

Nyckelord: *Löneekvation, barometerdata, sysselsättning, arbetslöshet, arbetsproduktivitet, error correction term*

ABSTRACT

The purpose of this essay is to acquire variables that explain and may be used as a base for wage estimation in the private sector in Sweden. The factors that are assumed to have an impact on wage estimation are based on earlier Swedish and international studies. Business survey data, which is based upon monthly questions to firms in various sectors of the Swedish economy posed by the Swedish National Institute of Economic Research, will be analyzed to find out whether they have an impact on Swedish wage settings or not. Tests including business survey data are yet rarely frequent, why this essay will be some kind of a pioneer within the area.

To estimate significant factors that influence wage setting in Sweden, three different wage equations have been modeled and tested with a regression model. Analysis of stationarity in the time series, stretching from 1980 to 2008 (2007 and 2008 based on predictions made by the National Institute of Economic Research), has been measured by using a Dickey-Fuller test. Concerned variables have been tested for kointegration. To prove parameter stability a Chow test and a test with dummy variables have been used. The wage equation including business survey data has been developed through the general-to-specific method.

The three equations have been evaluated and analyzed on basis of the results given. The conclusion is made that the factors best suited to estimate wage formation in the Swedish private sector are unemployment, labour productivity and an error correction term which depends on the difference between previous real wages and labour productivity. Also a couple of business survey data series appear to have an impact on the Swedish wage setting, for example coincident view upon production volume, order intake and forward-looking views regarding future prices.

Key words: Wage equation, business survey data, employment, unemployment, labour productivity, error correction term.

1.

Inledning

I slutet av 1950-talet formulerades ekonomiskt samband av den nyzeeländske ekonomen Phillips, kallat Phillipskurvan. Detta samband baserades på en studie över Storbritannien där en negativ relation mellan löneökningar och arbetslöshet kunde påvisas mellan 1861 – 1957, och innebär även att ett negativt samband existerar mellan arbetslöshet och inflation, givet prissättning som procentuellt påslag på lönekostnaderna.

Prognostisering av lönebildning hade således varit relativt enkelt om sambandet vore stabilt, emellertid har den utveckling som skett sedan början av 1970-talet visat att så inte är fallet. Löneökningstakten förefaller bero på såväl arbetsmarknadsläget samt den förväntade pris- och löneökningstakten. Denna studie söker utröna i vilken utsträckning lönebildningen i den privata sektorn i Sverige beror på ovan nämnda faktorer, samt om det existerar andra, oprövade variabler vilka också påverkar lönestegringstakten i Sverige.

Syfte och problemställning

På uppdrag av Konjunkturinstitutet syftar denna studie till att analysera faktorer som förklarar och prognosticerar löneökningstakten i den svenska ekonomin. Exempel på sådana variabler antas vara arbetslöshetsnivå och tillväxttakt i arbetsproduktivitet. Därtill skall mått på kapacitetsutnyttjande såsom förväntningar på och nulägesomdöme rörande produktionsvolym, orderstock, priser och bristtal för arbetskraft vilka har sitt ursprung i de undersökningar Konjunkturinstitutet varje månad utför med ändamål att ge en bild av hushållen och företagens syn på ekonomin, prövas här. Konjunkturinstitutets undersökningar sammanställs i skriften *Företagsbarometern*, och ger en bild av rådande konjunkturläge i Sverige. De siffror vilka framtages med dessa undersökningar som

grund benämns barometerdata. Tester vilka inkluderar barometerdata är ännu sällsynta, varför denna uppsats blir något av en pionjär inom området. Testerna genomföres ekonometriskt med hjälp av en regressionsmodell.

Därtill ämnar studien att undersöka hur väl gängse lönebildningsteorier och modeller som beskrivs i internationella läroböcker och brukas av bland annat OECD, fungerar på svenska data, och vilka de bakomliggande orsakerna till skillnader och likheter kan tänkas vara oavsett vilka utfall testen ger. Studiens hypoteser antar dels att ingen divergens existerar mellan svensk och internationell lönebildning om inget annat anges i modellens grundantaganden, dels att barometerdataserierna har signifikant påverkan på löneutvecklingen i Sverige.

Den löneekvation som studien utgår ifrån har i sin grundform reallön ($w - p$) som beroende variabel; arbetslöshet (u), arbetsproduktivitet (a) och en felkorrigeringsterm ($w_{t-1} - p_{t-1} - a_{t-1}$) som oberoende. Här skall även prövas om utfallet blir annorlunda om sysselsättning (s), mätt i nivå och förändring används istället för arbetslöshet som förklarande variabel, och om ett utökande av barometerdataserier i modellen kan leda till en högre förklaringsgrad i densamma.

Uppsatsen eftersträvar att ge en grundläggande teoretisk och empirisk bild över hur lönebildning behandlats i litteraturen, svensk såväl som internationell.

Avgränsning

Då det har gjorts ett otal studier kring lönebildning, har det varit nödvändigt att begränsa uppsatsens ram. Främst är detta en studie som rör löneutveckling och lönebildning i Sverige, varför tester endast genomförts på svenska data. Dessa data rör i sin tur privat sektor. Empiri från internationella studier förekommer i den utsträckning den kan användas komparativt med svenska resultat, samt då den fungerat som grundsten i

uppbyggnad av berörda teorier och modeller. Tyngdpunkten ligger på studiens ekonometriska tester och det är utifrån dessa en slutsats kommer att dras.

Antalet variabler att pröva för orsakssamband med förändring i nominell- och reallön är också i det närmaste outtömliga, varför det här endast kommer att fokuseras på ett fåtal. Dessa variabler har valts ut dels på önskemål av Konjunkturinstitutet, dels i egenskap av vanligt förekommande i aktuell litteratur. Ytterligare fokus har lagts vid att ringa in de variabler som har en signifikant påverkan på löneutvecklingen i Sverige; i vissa fall har endast delvis signifikanta variabler ändå beretts utrymme då de teoretiskt skall spela roll för lönebildningen och har så gjort vid tidigare undersökningar.

Även tidsperioden för uppsatsen är begränsad och sträcker sig från 1980 fram till 2008 (2006 för barometerdata) där data för 2007 och 2008 baseras på trend och prognoser av Konjunkturinstitutet. Denna avgränsning har huvudsakligen gjorts beroende på att det saknas relevant data för tidigare år, eller att uträkning av densamma gjorts på annorlunda sätt före 1980. Därtill är det värt att notera att denna avgränsning kan ge en mer samtida bild av löneutvecklingen, då samhällsutvecklingen de senaste decennierna inte sker på samma sätt som vid förra seklets början. Att då inkludera en utveckling av exempelvis arbetsproduktivitet från en mindre kapital- och maskinintensiv tid skulle dessutom ge siffror som över tiden är inte är kompatibla och på så vis kan ge missvisande resultat.

Disposition

I avsnitt två kommer uppsatsen inledningsvis att redogöra för relevant forskning kring lönebildning, arbetslöshet och inflation. Denna ser till svensk såväl som internationell utveckling och avsnittet avslutas med en diskussion kring varför eventuella kausala skillnader mellan svensk och internationell löneutveckling föreligger. I avsnitt tre redogörs för teori kring och härledning av löneekvationens utformande, vilka variabler och förväntade koefficienter som vanligtvis ingår i denna samt hur dessa har beräknats i just denna studie. Olika varianter av löneekvationen kommer att presenteras tillsammans

med en beskrivning av sysselsättning och barometerdata, samt vilka variabler denna bidrar med i undersökningen. Avsnitt tre behandlar även begrepp som NAIRU (*the Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment*), hysteresis och real- såväl som nominallönestelhet.

Avsnitt fyra redogör för resultaten från löneekvationen, tillsammans med analys och utvärdering av utfallens signifikans eller brist på sådan. I Appendix A, B, C och bilaga 1 redovisas uträknade tabeller och diagram, samt utveckling av de ekonometriska metoder som använts i studien. Dessa metoder är test för stationäritet, kointegration, samt Chow- och dummytest för parameterstabilitet.

2.

Löneutveckling och makroekonomi - en översikt

Detta avsnitt avser att åskådliggöra vilka faktorer som har påverkat lönebildningen i Sverige och internationellt de senaste 25 – 30 åren. Tyngdpunkten kommer att ligga på arbetslöshet och inflation, men även arbetsproduktivitet, sysselsättning och lönestelhet kommer att behandlas. En komparativ diskussion avslutar avsnittet för att fånga upp skillnader och likheter mellan svensk och internationell lönebildning i syfte att ge läsaren en bakgrund till den teori som följer i avsnitt tre.

Löner sätts i realiteten genom förhandlingar på central, lokal eller individuell nivå. Modellerna i studien söker fånga upp de komponenter som empiriskt påverkar lönebildning och göra det möjligt att se vilka faktorer som har konsekvenser för, och ger effekter på, löneutvecklingen empiriskt och teoretiskt. Nominell och real löneutveckling sker med anledning av samhällsekonomiska förändringar såsom inflation, arbetslöshet och förväntningar på dessa. Det är därför av väsentlighet att utöver dessa direkta faktorer studera de underliggande element som även direkt eller indirekt påverkar löneförhandlingarna.

Detta avsnitt kommer att belysa vad som empiriskt påverkar, och till synes har påverkat, lönebildningen de senaste 25-30 åren, huvudsakligen i Sverige, avsnitt 2.1, men även internationellt i avsnitt 2.2. Tyngdpunkten kommer att ligga på arbetslöshet och inflation, men även arbetsproduktivitet, sysselsättning och lönestelhet kommer att behandlas. I avsnitt 2.3. kommer slutligen en komparativ diskussion att hållas rörande eventuella skillnader och likheter mellan svenska och internationella löner. Uppsatsen kretsar förvisso i huvudsak kring lönebildning i privata sektorn i Sverige där löner i större utsträckning än i offentlig sektor sätts på individuell basis, men här kommer den centralt avtalade lönebildningen att få ett väsentligt utrymme då den rör ett större antal människor och delvis ligger som grund även vid individuella förhandlingar.

2.1. Lönebildning i Sverige

Tidigare forskning kring löneutveckling i Sverige har både ekonometriska och teoretiska grunder. Konjunkturinstitutet har publicerat ett flertal specialstudier kring lönebildning, arbetslöshet och inflation, tillsammans med den årligen utkommande Lönebildningsrapporten. Därtill kan även nämnas diverse studier av bland annat Calmfors (se t.ex. 1990, 1991), Forslund (t.ex. 1997, 2000), Holmlund (t.ex. 1990), Johansson, Lundborg och Zetterberg (t.ex. 1999). OECD genomför årligen studier av samtliga OECD-länder, där delar också berör svensk löneutveckling.

En stor del av den forskning som genomförts i Sverige är empirisk och redogör för den svenska löneutvecklingen såväl som för utveckling av arbetslöshet, produktivitetstillväxt och inflationstakt. Vissa forskare, t.ex. Forslund och Kolm (2001) och Borg (2005), understöder sina resultat med hjälp av ekonometriska tester och använder makroekonomiska modeller som tyngd för sina argument. Ytterligare somliga syftar till att konkret rapportera om hur utvecklingen ter sig i dagsläget, se exempelvis Lönebildningsrapporten (2006). Forslund, Gottfries och Westermark (2005) framställer en regressionsmodell¹ som inte är helt olik den löneekvation OECD (1997) grundar sina studier på, dock med ett flertal egna tillagda komponenter. Återkommande faktorer, vilka enligt ovan studier påverkar den svenska lönebildningen, är arbetslöshet, inflation, sysselsättning, arbetslöshetsersättningar, reservationslön, fackföreningsanslutning, arbetsproduktivitet och ibland även grad av centralisering vid löneförhandlingar. Centraliseringsfaktorn och fackföreningsanslutning skall inte behandlas närmare i denna studie, men värt att påpeka i Sveriges fall är att fackföreningar i kölvattnet av 90-talskrisen i större utsträckning löneförhandlar med ökade inslag av samförstånd, vilket främst symboliseras av Industriavtalet från 1997. Resultatet har blivit en hittills mer ansvarsfull lönesättning, vilken kan ha varit en bidragande orsak till nedväxlingen i inflationstakt under 90-talet. Nedan följer en redogörelse för hur löneutvecklingen i Sverige sett ut sedan 1980 och fram till dags datum.

¹ För utförlig beskrivning av denna ekvation hänvisas till Forslund et al (2005)

Det konjunkturella utgångsläget och bedömningen av den fortsatta ekonomiska utvecklingen spelar en viktig roll för arbetsmarknadens parter vid avtalsrörelser. Som liten, öppen ekonomi är tillväxten i Sverige tätt sammanlänkad till utvecklingen i omvärlden.² Efter rekorddecennierna under 1900-talets mitt, med en BNP-tillväxt på 4,5 procent i snitt, steg Sveriges BNP under 1970- och 1980-talen långsammare än genomsnittet för OECD och EU. Den dåliga tillväxten nådde sin kulmen i början på 1990-talet och hade då legat på cirka 2,5 procent per år de senaste tjugo åren, för att under 1990-talets lågkonjunktur uppvisa fallande siffror. Efter 1993 har tillväxttakten dock ökat på nytt och legat i linje med utvecklingen i övriga OECD. Mellan åren 1998 och 2000 har den dessutom legat högre här än i omvärlden, med drygt fyra procents tillväxt per år. Denna period av ekonomisk tillväxt följdes av en lågkonjunktur 2001-2003, för att därefter åter öka till följd av en kraftigt utökad världshandel och därmed stigande exporttillväxt för Sveriges del.³ Fortfarande är den svenska ekonomin i stark konjunkturuppgång. Kapacitetsutnyttjandet⁴ i exportindustrin har stigit kraftigt och den starka utvecklingen i denna sektor har tillsammans med en expansiv penningpolitik drivit på investeringsutvecklingen. Arbetsmarknaden har stärkts successivt av rådande konjunkturläge och hushållen konsumerar allt mer vilket bidrar till ökat BNP.⁵

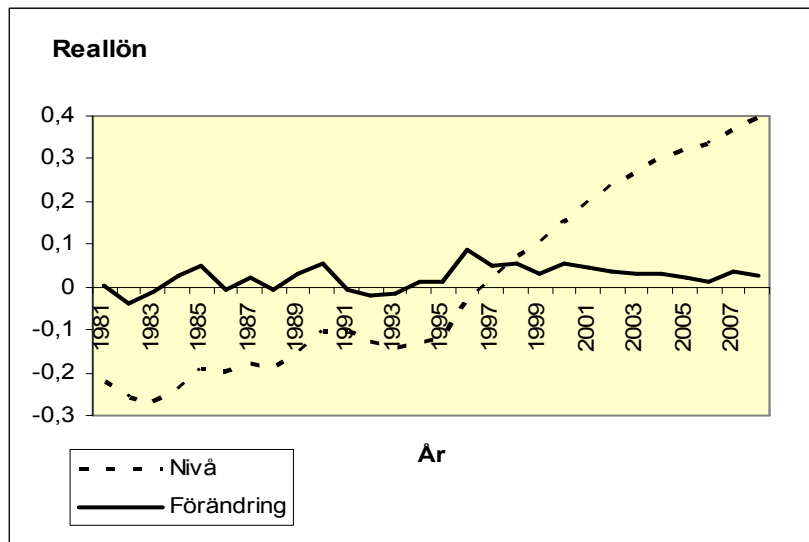
² Lönebildningsrapporten (2006) s. 27 f.

³ www.ekonomifakta.se, 2007-03-21

⁴ Med kapacitetsutnyttjande avses hur mycket av den faktiska kapaciteten som nyttjas

⁵ Lönebildningsrapporten (2006) s. 28

Diagram 1. Utveckling i reallön, Sverige 1980-2008⁶



Källa: Konjunkturinstitutet

Under perioden 1970 till 1994/95 var de nominella löneökningarna i Sverige höga men reallöneökningarna i det närmaste obefintliga. Perioden präglades av återkommande kostnadskriser i näringslivet, vilka i sin tur frambringade devalveringar, hög inflation samt osäkerhet kring framtida inflation. Efter 1995 har reallönerna kunnat påvisa en stigande trend, delvis beroende på den nya växelkursregimen vilken i större utsträckning tillåter fluktuationer men även på den låga och stabila inflation⁷ som råder sedan inflationsmålet på två procent infördes. Växelkursregimen i landet spelar roll då en fast växelkurs i en liten, öppen ekonomi innebär att utländska konkurrenters priser är exogena, vilket leder till ett samband mellan växelkurs, priser och löner. Vid löneförhandling under fast växelkurs "förankras" lönen i växelkursen tillsammans med utländska konkurrenters priser, löner samt produktivitet. En devalvering är mer trolig vid en hög arbetslöshet, på grund av de ökade politiska kostnader detta medför vid upprätthållande av den fasta växelkursen.⁸

I takt med att reallönerna ökade mattades den nominella löneökningstakten i Sverige av markant. 1980-talet visade på löner som steg med i genomsnitt ca 8 procent per år, medan dessa under följande decennium hade sjunkit till mellan motsvarande 4 och 5 procent per

⁶ Observera att utfall för 2007 och 2008 grundar sig på Konjunkturinstitutets prognoser

⁷ www.ekonomifakta.se, 2007-03-21

⁸ Forslund et al (2005) s. 11

år.⁹ Därtill har lönebildningen på senare år decentraliserats, dels genom att avskaffa de centraliserade förhandlingarna och dels genom att företagen ges större utrymme att själva bestämma löneökningstakten genom förbundsavtal.¹⁰ Kollektivavtalen sträcker sig ofta över en treårsperiod vilket bidrar till att upprätthålla ekonomisk stabilitet. Löneavtal vilka sträcker sig över längre perioder kan inte omedelbart anpassa sig efter tillfälliga ekonomiska störningar, vilka avtar snabbare om inte fler komponenter i ekonomin har förvärrat störningen. Stabila löner implicerar normalt inte prishöjningar och därmed inte heller inflationen. Konjunkturinstitutet bedömer i Lönebildningsrapporten (2006) att avvikelser från lönesättningen i kommande avtalsrörelse, 2007-2009, kommer att bero på efterfråge- eller utbudsförändringar som följd av exempelvis teknisk utveckling, demografiska förändringar samt den pågående globaliseringen.¹¹

Inflationen spelar en viktig roll i lönebildningssammanhang och styrs av förväntningar och analogt tidigare löner. En tumregel som bland annat Riksbanken och Europeiska Centralbanken brukar tillämpa innebär att de nominella lönerna inte bör öka mer än produktiviteten plus inflationen. Måttliga löneökningar är en nödvändig grund för att undvika en löne-pris-spiral, som leder till att inflationen äter upp stora nominella löneökningar och bidrar till en kostnadskris.¹² Efter de problemfyllda åren under slutet på 1970-talet och början på 1980-talet med dålig BNP-tillväxt, sjunkande produktivitet och återkommande devalveringar som åtgärd för att förbättra läget låg inflationen på 15 procent. Inflationen i Sverige har sedan Riksbankens inflationsmål infördes 1993 legat runt 2 procent, vilket åskådliggörs i diagram 2. Inflationsmålet är ett nominellt riktmärke för konsumentprisutvecklingen och har därmed en avgörande betydelse för i vilken takt arbetskostnader och löner stiger strukturellt.¹³

⁹ Carling et al (1998)

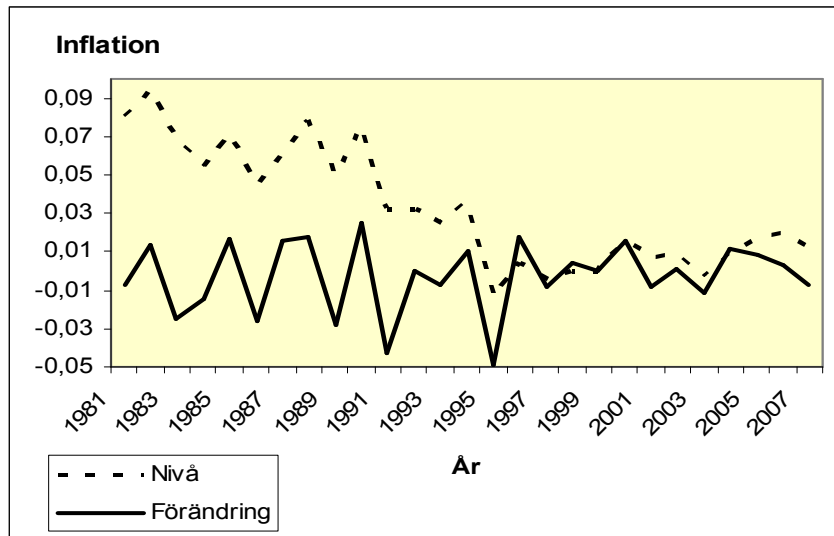
¹⁰ www.ekonomifakta.se, 2007-03-21

¹¹ Lönebildningsrapporten (2006), s 55 f.

¹² Affärsvärlden 2007:8

¹³ Lönebildningsrapporten (2006) s. 64 f.

Diagram 2. Inflation i Sverige, 1980-2008¹⁴



Källa: Konjunkturinstitutet

I princip samtliga studier om lönebildning behandlar arbetslöshetens signifikanta påverkan på denna. I de enklaste nationalekonomiska modellerna kan arbetslöshet ses som en konsekvens av en felaktig lönesättning, där för höga löner förhandlats fram. Phillipskurvan under perioden 1861 - 1957¹⁵ visade på empiriska samband i Storbritannien mellan nominell lön och arbetslöshet, där en ökad arbetslöshet ledde till lägre löner. På en arbetsmarknad med färre arbetslösa är individer i arbete i en position att erhålla en högre lön i större utsträckning än då arbetslösheten är hög, av den orsak att konkurrens om arbetstagare intensifieras med låg arbetslöshet.¹⁶ Arbetslösheten i Sverige låg under många år på en med dagens mått mätt låg nivå, strax under två procent vilket belyses i diagram 3. I samband med recessionen på 1990-talet steg arbetslösheten till över 9 procent och låg till följd därav i nivå med många övriga EU-länder. När den svenska tjänstesektorn kraftigt expanderade under slutet av 1990-talet sjönk arbetslösheten till en nivå runt fyra procent, för att på mitten av 2000-talet åter stiga ett par procentenheter till följd av den avmattning som då skedde i svensk ekonomi.¹⁷ Generellt verkar arbetslösheten i Sverige variera mycket beroende på konjunkturcykeln,

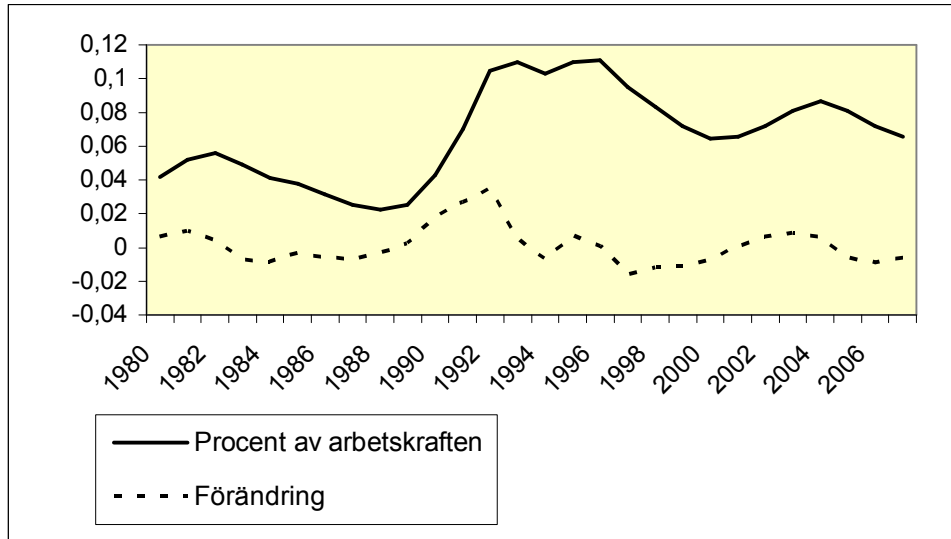
¹⁴ Observera att utfall för 2007 och 2008 bygger på prognoser av Konjunkturinstitutet

¹⁵ Fregert och Jonung (2003) s. 114

¹⁶ Se Cahuc och Zylberberg (2004)

¹⁷ www.ekonomifakta.se, 2007-03-23

Diagram 3. Arbetslöshet i Sverige, 1980-2008¹⁸



Källa: Konjunkturinstitutet

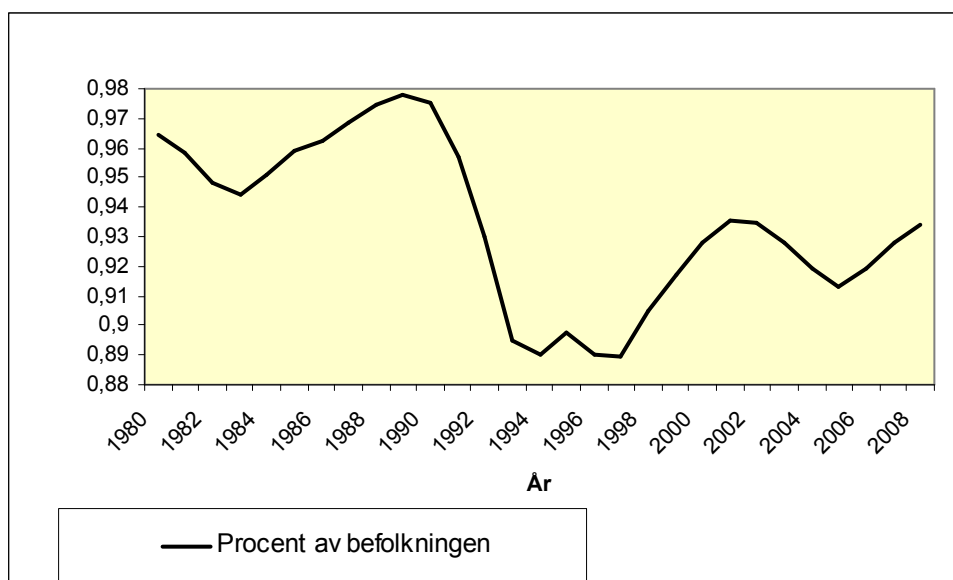
jämfört med övriga EU och USA. Detta kan delvis förklaras av att EU-regionen och USA är betydligt större ekonomier än Sverige där olika utveckling i olika länder och regioner tenderar att ta ut varandra. Arbetsmarknaden i USA består till stor del av låglönejobb och högre lönespridning. Därtill kommer att ungdomsarbetslösheten är relativt volatil i Sverige, vilket delvis kan förklaras av den betydande anställningstryggheten som missgynnar grupper som är mindre etablerade på arbetsmarknaden.¹⁹ Även matchningen mellan lediga jobb och arbetslösa, vilken illustreras av den s.k. Beveridgekurvan, tyder på att ha försämrats under 90-talet vilket initialt har lett till ett skift utåt av kurvan. Detta skulle i sin tur betyda att jämviktsarbetslösheten, NAIRU, har stigit sedan 80-talet vilket i så fall kan förklara dess ihållande höga nivå. NAIRU är beteckningen på den arbetslöshet som är förenlig med stabil inflation. Enligt en bedömning av Konjunkturinstitutet (2002) steg NAIRU från ca 2 procent under 1980-talet till ca 5 procent i mitten av 1990-talet. Huruvida skiftet är permanent eller ej är dock för tidigt att säga, då flera indikatorer tyder på att NAIRU sedan mitten av 1990-talet på nytt har sjunkit.²⁰

¹⁸ Observera att utfall för 2007 och 2008 bygger på prognoser av Konjunkturinstitutet

¹⁹ Lönebildningsrapporten (2006) s. 94

²⁰ Lundborg et al (2007) s. 25

Diagram 4. Sysselsättning i Sverige, 1980-2008²¹



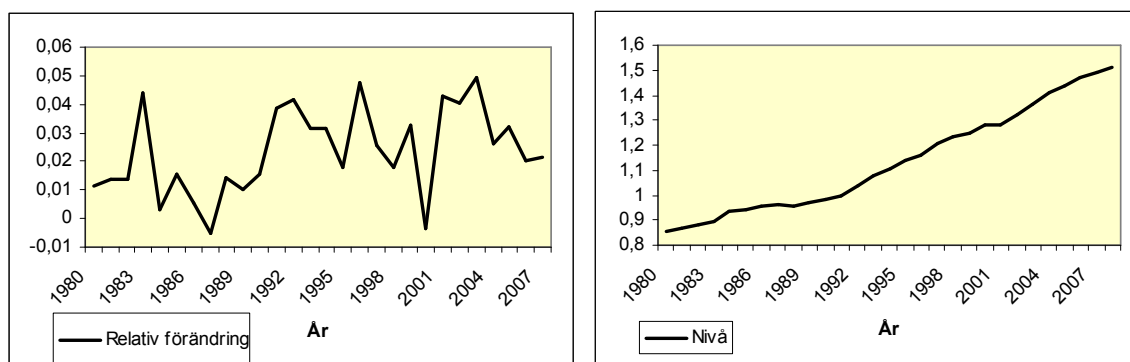
Källa: Konjunkturinstitutet

Sysselsättningen, på lång sikt definierad som arbetsutbudet minus jämviktsarbetslösheten, steg kraftigt i Sverige under perioden 1963 till 1990. Hela ökningen skedde i offentlig sektor, medan sysselsättningen i privat sektor minskade. Krisen på 1990-talet bidrog till en markant minskning i sysselsättning med rationaliseringar, effektiviseringar, strukturförändringar och konkurser inom privat näringsliv. Även i offentlig sektor förekom neddragningar, om än i betydligt mindre utsträckning. Efter 1997 vände konjunkturen och sysselsättningen kunde öka, både inom offentlig och privat sektor. En hög sysselsättning leder till fler arbetade timmar, vilket har en positiv inverkan på BNP, med ökad privat och offentlig konsumtion som följd. En flexibel lönebildning som kännetecknas av hög rörlighet i förhållande till löneförändringar mellan olika branscher, regioner och yrken kan bidra till att sysselsättningen ökar,²² även om det historiska mönstret visar att det är den privata sektorn som är mest rörlig.

²¹ Observera att utfall för 2007 och 2008 bygger på prognoser av Konjunkturinstitutet

²² Lönebildningsrapporten (2006) s. 100 ff.

Diagram 5. Arbetsproduktiviteten i Sverige, 1980-2008²³



Källa: Konjunkturinstitutet

Teoretiskt skall även arbetsproduktiviteten påverka löneutvecklingen, vilket har sin grund i att snabb produktivitetsoökning ger utrymme för en motsvarande snabbare ökning av löner, under förutsättning att priset på förädlingsvärdet²⁴ i näringslivet och arbetskostnadens del av denna inte påverkas. På kort sikt följer arbetsproduktiviteten ett konjunktorellt mönster, där arbetskostnadsandelen²⁵ är ett endogent resultat av arbetsproduktivitets- och reallöneutveckling. Strukturell utveckling av arbetsproduktiviteten beror på exempelvis utveckling av humankapitalet i ett land, teknologisk utveckling, kapitalbildning samt branschutveckling i näringslivet över tiden. Förändringar i dessa variabler kan medföra en ökning eller minskning för arbetskostnadsandelen. Skulle denna andel minska över tiden utvecklas reallönen långsammare än arbetsproduktiviteten.²⁶ I en undersökning gjord av forskningsinstitutet European Trade Union Institute (ETUI) har den svenska produktiviteten ökat med hela 14,6 procent under åren 2003 – 2006. Även reallöneökningarna i landet har uppvisat en hög tillväxt under samma tidsintervall på i genomsnitt 8,7 procent. Den svenska ökningen i arbetsproduktiviteten beror bland annat på investeringar i IT, internationellt ökad konkurrens, samt den ekonomiska stabiliseringspolitiken. De svenska löntagarnas förhandlare har dock haft svårt att få ut den förbättrade produktiviteten i lön, jämfört med många andra länder i Europa. Lönespridningen i Sverige är emellertid mindre jämfört med andra länder i Europa, delvis

²³ Observera att utfall för 2007 och 2008 bygger på prognoser av Konjunkturinstitutet

²⁴ Med förädlingsvärdepris avses genomsnittspriset för förbrukade insatsprodukter subtraherat från genomsnittspriset för de producerade produkterna.

²⁵ Arbetskostnadsandel är den totala arbetskostnaden (egentliga löner) för produktionen inom en bransch, som andel av förädlingsvärdet i branschen i löpande pris (Lönebildningsrapporten (2006) s. 121)

²⁶ Lönebildningsrapporten (2006) s. 20 f.

som följd av de centraliserade löneförhandlingarna. De förhållandevis måttliga löneökningarna indikerar att de svenska företagens konkurrenskraft genom höga vinster och fler sysselsatta har förbättrats internationellt. Konkurrenskraften stärks på grund av vad som benämns intern devalvering. Då ett land inte längre kan devalvera sin valuta för att sänka sitt kostnadsläge är en relativ sänkning av lönerna en lösning på problemet.²⁷

Sverige upplevde under perioden 1970-1990 en nedgång i produktivitetstökning till följd av bland annat störningar från oljeprisstegringar. På grund av att Sverige var starkt oljeberoende blev produktivitetdämpningen speciellt stor i landet. För att anpassa ekonomin till rådande situation borde reallönerna ha dragits ned kraftigare än i andra länder, vilket dock inte skedde. Detta ger en indikation till att reallönestelheten i Sverige är hög. Stela reallöner definieras i makroekonomisk teori som löneökningstaktens känslighet för ökande arbetslöshet. Dickens et al. (2006) finner att Sverige har den högsta reallönestelheten av de tretton länder studien baseras på. En orsak till den relativt höga reallönestelheten är den starka korrelationen mellan hög fackföreningsanslutning och hög täckningsgrad av kollektivavtal i Sverige. I länder med hög facklig anslutningsgrad finns en tendens att de fackliga förbunden fokuserar mer på att hålla reallönen uppe, snarare än att få in fler personer i arbete och därmed öka sysselsättning. Därtill visar länder med hög fackföreningsanslutning ansatser till att ha hög arbetslöshet, vilket dock kan hänga samman med lönespridningen. En låg sådan innebär hög arbetslöshet för lågutbildad arbetskraft och personer med ringa eller för tillfället sporadisk erfarenhet av arbetslivet, såsom ungdomar och långtidsarbetslösa. Även nominallönestelheten i Sverige är hög till följd av den negativa produktionsstörningen vilken ledde till ett flertal devalveringar i början på 80-talet. Nominallönestelhet fångar upp den takt i vilken de nominella lönerna anpassar sig till förändringar i priser, och att det är svårt att justera redan ingångna löneavtal. Stelheten är oftast mest markant nedåt. Att arbetslösheten steg kraftigt under 1990-talet och därefter inte har sjunkit tillbaka till sin ursprungliga nivå kan vara en konsekvens av rådande nominallönestelhet i Sverige.²⁸

²⁷ Affärsvärlden 2007:8

²⁸ Lundberg et al (2007) s. 27 f.

2.2. Internationell lönebildning

Enligt internationell forskning påverkas löneutvecklingen internationellt av i princip samma variabler som den svenska, dock i varierande utsträckning beroende på egenskaperna hos det aktuella landets arbetsmarknad och samhällsekonomi som helhet. Lönenivån beror också på om löneförhandlingar sker på central eller individuell nivå. I detta stycke skall empiriska utfall i Europa samt i ett par utomeuropeiska länder behandlas utifrån studier gjorda av bland annat OECD (1997), Cahuc och Zylberberg (2004) och Blanchard och Katz (1996) rörande de senaste decennierna. Dessa studier bygger även på ekonometriska tester utifrån den löneekvation som utvecklas i avsnitt tre.

Den ekonomiska tillväxten tog efter en ganska jämn utveckling från 1960-talet och framåt, under senare delen av 1990-talet fart i OECD-området med ökningarna i real BNP som följd. Tillväxten berodde till stor del på den produktivitetsoökning som också ägde rum på de flesta håll. Arbetslösheten har legat på en relativt jämn, om än hög, nivå med endast ett fåtal avvikelser. Även inflationen ligger lågt i de flesta europeiska länder till följd av Europeiska Centralbankens inflationsmål på knappt 2 procent, trots att löneinflationen stigit en smula. I många länder har inkomstökningarna kompenseras av tillväxt i arbetsproduktivitet. Helhetsbilden för de senaste decennierna har dock uppvisat en allt långsammare tillväxttakt i reala löner för de flesta OECD-länder,²⁹ vilket bland annat har berott på den låga inflationen tillsammans med en allt mer koordinerad avtalsrörelse vid lönesättning. Lagstadgade minimilöner förekommer i vissa länder, om än det vanligaste må vara kollektivt avtalade överenskommelser.³⁰

Blanchard och Katz (1996) skriver att Kontinentaleuropa länge har brottats med en konstant hög arbetslöshet, jämfört med exempelvis USA. Eftersom inflationen hållits på en låg nivå antar författarna att vad som inträffat är en spridd ökning av arbetslöshetens naturliga nivå (*the natural rate of unemployment*). I slutet av 1970-talet kunde en stor del av ökningen i arbetslöshet förklaras av acceleration i energipriser och nedgång i total

²⁹ OECD (1997) s. 1 ff.

³⁰ OECD (1997) s. 11

faktorproduktiviteten, men ökningen kan inte med samma enkelhet appliceras på följande decennier. Under 1990-talet återgick exempelvis oljepriset till en lägre nivå, och produktiviteten har på många håll ökat. Istället kom arbetslösheten under 1980-talet sägas bero på höga skatter, vilket förvisso stämmer vad gäller skillnader mellan USA och Europa, men inte kan få empiriskt stöd sett till ett Sverige med internationellt sett höga skatter men mycket låg arbetslöshet under den aktuella tidsperioden. Sedan 1990-talets början har fokus istället kommit att riktas mot stelheter på arbetsmarknaden, teknologisk utveckling med krav på högutbildad arbetskraft och persistens i arbetslöshet som tänkbara förklaringar till den ihållande arbetslösheten.³¹ Dessa teorier får empiriskt stöd i vissa länder såsom Spanien, medan de i andra, exempelvis Portugal, förkastas vilket i sig tyder på en stor orsaksvariation. Jämfört med USA har Europa dock relativt högre minimilöner och högre socialförsäkringar för arbetslösa, samtidigt som utbildad arbetskraft i högre utsträckning är arbetslösa här än på andra sidan Atlanten.³² Lönespridningen är också i allmänhet högre i USA än i Europa.

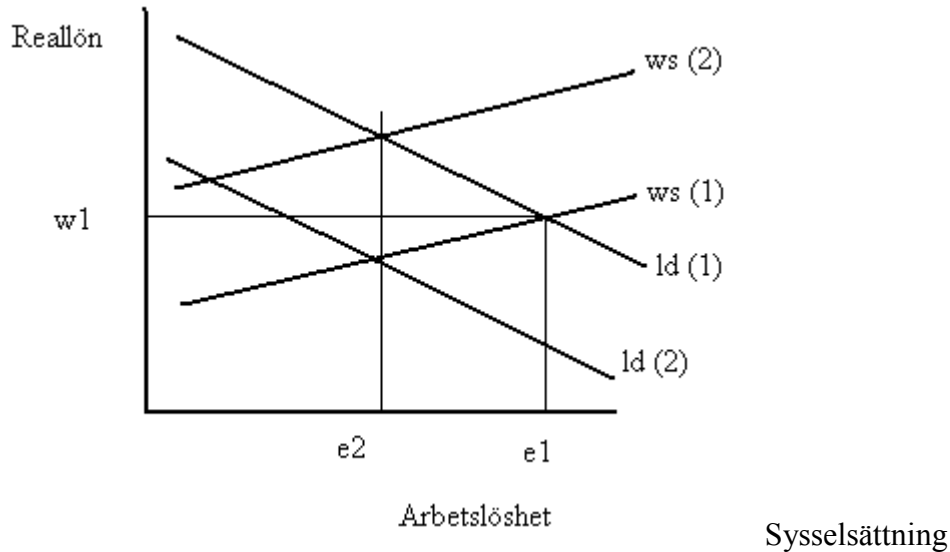


Fig.1. Efterfrågan på arbetskraft och lönesättning

Källa: Elmeskov och MacFarlan (1993)

³¹ Blanchard och Katz (1996) s. 24

³² Blanchard och Katz (1996) s. 25

I många OECD-länder har arbetslösheten legat på en konstant hög nivå de senaste decennierna utan att gå ned vid konjunkturell uppgång. Ett vanligt sätt att betrakta problemet är att det är arbetslöshetens naturliga nivå som har ökat. Den naturliga nivån kan på lång sikt definieras som det jämviktsläge som bestäms av arbetsmarknadens underliggande strukturella karakteristik. Arbetslöshetens konstant höga nivå kan ses som ett resultat av strukturella förändringar som påverkat både efterfråge- och utbudssidorna på marknaden, dock främst ett vänsterskift av lönesättningskurvan, se figur 1. Skulle detta vara fallet kan det inte tas för givet att arbetslösheten fullt ut skulle gå ned av sig själv. Ett dylikt vänsterskift i lönekurvan orsakas av exempelvis förändringar vid löneförhandlingar eller en företeelse som föranleder arbetstagare att eftersträva en högre lönemarginal vid varje nivå av arbetslöshet. Bakomliggande motiv till skift kan vara strukturella, såsom demografiska ombildningar där grupper som vanligtvis har en högre andel arbetslösa ökar. Vänsterskift i efterfrågekurvan kan i sin tur bero på försämrad konkurrens och därmed högre priser, eller på ökad osäkerhet vad gäller efterfrågan. Båda fallen medför en nedgång i jämviktssysselsättning, och arbetslösheten ökar med den.³³

Fluktuationer i reallöner och sysselsättning uppför sig på liknande vis i alla OECD-länder. Positiv korrelation mellan arbetsproduktivitet och sysselsättning kan observeras och hänger samman på så vis att en ökning i arbetsproduktivitet leder till fler anställningar och ökad aggregerad produktion. Även reallöner påverkas positivt av en ökad arbetsproduktivitet och är positivt korrelerade med BNP-utvecklingen.³⁴

Sett till ökad reallönetillväxt ligger de nordiska länderna, Storbritannien och Irland tillsammans med de östeuropeiska ekonomierna i topp i en undersökning gjord av ETUI (2006) rörande den senaste fyraårsperioden. Norge och Finland har i likhet med Sverige kunnat uppvisa en högre produktionsökning, även om de finska löneförhandlarna har vunnit mer mark när det kommer till att ta ut den ökade produktiviteten i lön. Att nominella löner inte skall öka med mer än produktivitet plus inflation är en riktlinje som Europafacket antog 2000 i syfte att huvuddelen av produktivetsökningen också skall gå till reallöneökningar. Målsättningen har dock inte visat på någon effektiv utgång, och de

³³ Elmeskov och MacFarlan (1993) s. 68

³⁴ Se Cahuc och Zylberberg (2004)

flesta europeiska länder har hamnat en bra bit därifrån. Utvecklingen i Tyskland har till och med pekat på sjunkande reallöner, vilket har stärkt landets internationella konkurrenskraft. Italien och Spanien visar på motsatta tendenser, där kostnadskriser är på väg att uppstå på grund av svag produktivitet.

En orsak till att reallöneökningarna på senare år har varit förhållandevis låga i Europa är att arbetsgivarna har en möjlighet att utlokalisera företag till låglöneländer. Globalisering och EU: s utvidgning spelar en betydande roll, då det i många fall skulle vara billigare att förlägga hela eller delar av verksamheten i exempelvis Östeuropa. I bland annat Tyskland, Österrike och Frankrike har hot om utflyttning under de senaste åren varit ett starkt argument vid löneförhandlingar, medan dessa är mindre vanligt förekommande i Sverige, Danmark och Finland. Danmark har med hjälp av måttliga löneökningar lyckats skapa en jämförelsevis hög sysselsättning som följd av ett samförstånd avtalsparterna emellan. Arbetslösheten är därtill låg i Danmark, till skillnad från i Tyskland där inga nya jobb skapats. Däremot har man i Tyskland arbetat hårt för att få till stånd sänkta arbetskraftskostnader och därmed återta förlorad konkurrenskraft, vilket också skett med hjälp av de låga löneökningarna och den ökade produktiviteten. En dylik intern devalvering har varit en lösning för landet att sänka kostnadsläget.³⁵

Slutsatsen dragen från empirisk evidens är att lönebildning även internationellt i skiftande grad påverkas av arbetsproduktivitet, arbetslöshet, inflation och diverse landsspecifika variabler såsom grad av centralisering, fackföreningsanslutning och arbetslöshetsersättningar. OECD: s (1997) studie visar tydligt på likheter mellan länder men också på skillnader i styrka hos de förklarande variablerna i löneekvationen, där de bakomliggande orsakerna varierar från land till land. En väl samordnad nationell avtalsrörelse kan göra löneutvecklingen mindre känslig för samhällsekonomiska effekter såsom en tillfällig upp- eller nedgång i inflationstakten, samtidigt som det är fullt möjligt att som i Tyskland förbättra konkurrenskraften genom måttliga löneökningar. Med dessa aspekter i åtanke faller det sig tämligen naturligt att de teoretiska parametrarna får olika förklaringsgrad i löneekvationen. Dessa studeras mer ingående i avsnitt tre.

³⁵ Affärsvärlden 2007:8

2.3. Skiljer sig löneutvecklingen åt i Sverige och internationellt?

Olikheter i utvecklingen som belysts ovan tyder på att skillnader eller förändringar i institutionella förhållanden påverkar arbetslösheten och därmed även lönebildningen. Som exempel på sådana institutionella förhållanden statueras löneavtal, fackföreningsanslutning, arbetslöshetsförsäkring, anställningstrygghet och arbetsmarknadspolitik. Att arbetslösheten skiljer sig åt mellan USA och Europa samt mellan länder inom Europa kan vara en konsekvens av växelverkan mellan konjunkturella störningar och institutionella drag. Väl fungerande institutioner har visat sig kunna klara av negativa makroekonomiska störningar på ett tillfredsställande sätt, medan det på andra håll har tagit arbetsmarknaden längre tid att återhämta sig från dylika chocker. I Tyskland, Frankrike, Spanien och Italien har arbetslösheten förblivit relativt hög medan den har minskat i Storbritannien, Irland, Nederländerna, Österrike, Danmark och Sverige.

Andra faktorer som påverkar lönebildningen är ökad globalisering men även en intensifierad konkurrens på varumarknaden, privatisering, lägre handelshinder och outsourcing, vilka samtliga kan bidra till både jobbförstörelse och jobbskapande. Dessutom kan även förändringar i demografi påverka jämviktsarbetslösheten om vissa grupper bestående över tiden diskrimineras på arbetsmarknaden, vilket i Sverige i synnerhet gäller för ungdomar.³⁶ I de flesta fall är det således en inverkan av ekonomisk-politiska effekter som ligger bakom lönebildningens natur, och dessa skiljer sig åt från land till land varför signifikansen hos oberoende variabler varierar i samma utsträckning.

Empiri, som presenterad av Cahuc och Zylberberg (2004), visar att löneutvecklingen i länder som Tyskland, Japan och Storbritannien i större utsträckning än USA, Frankrike och Italien påverkas av förändring i inflation. Att det tar tid för löner att anpassa sig efter inflationsväxlingar innebär att det råder nominell tröghet i lönerörligheten. I USA är det troligt att längden hos denna anpassningstid generellt sett beror på att de kollektiva

³⁶ Lönebildningsrapporten (2006) s. 91 f.

löneavtalen sträcker sig över en treårsperiod, under vilken det är svårt att få tillstånd en ändring av lönerna både uppåt och nedåt.

De studier på vilka detta avsnitt grundas implicerar att löneutvecklingen i det stora hela har samma bestämningsfaktorer i Sverige och utomlands, om än något modifierade beroende på rådande arbetsmarknad, regelverk och flexibilitet hos desamma. Marknadsanpassade löner kommer alltid att påverkas av samhällsekonomiska störningar och den stora utmaningen ligger i att finna ett jämviktsläge där samtliga individer som önskar arbeta skall kunna göra så, samtidigt som inflationen bibehålles på en konstant låg nivå. Viss friktionsarbetslöshet är oundviklig men samtidigt en indikator på hur flexibel arbetsmarknaden är sett till tiden som går innan berörd individ finner ett nytt arbete. Att starka fackföreningar har en negativ inverkan på sysselsättningen i ett land kan knappast ses som en kontroversiell slutsats enligt rådande makroekonomisk teori som beskriven i flertalet läroböcker.³⁷

³⁷ Se till exempel Fregert och Jonung (2003)

3. Teori

Detta avsnitt syftar till att presentera en grundläggande modell för lönebildning samt en härledning av densamma. För att belysa att denna modell inte är absolut redogörs för undantagsfall tillsammans med ett par andra ekvationer vilka utvecklats i tidigare studier. Avsnittets avslutande stycke introducerar barometerdata och teori kring dessa. Barometerdata kommer att prövas för signifikans i löneekvationen i avsnitt fyra.

Inledningsvis kommer detta avsnitt att presentera en modell för löneutveckling på vilken många empiriska studier baseras, exempelvis OECD (1997), Cahuc och Zylberberg (2004) och Elmeskov och MacFarlan (1993). Ekvationen följs av en teoretisk härledning i syfte att överskådligt klarlägga hur regressionsmodellen på vilken studien bygger har utvecklats. Därefter presenteras ett undantagsfall där löneutvecklingen fördelaktigast modelleras med en utökad Phillipskurva. Därtill kan ekvationen även testa för förekomst av hysteresis, vilket kommer att utvecklas i slutet av avsnitt 3.1. Dessa framställningar har gjorts för att åskådliggöra de komponenter som teoretiskt är av betydelse för löneutvecklingen i Sverige såväl som internationellt. Löneekvationen kan alltså utvecklas och förfinas för att ta hänsyn till löneutveckling och arbetsmarknad i olika länder, vilket tydliggörs i den utökade Phillipskurvan och Cahuc och Zylberbergs (2004) modell genom tillägg av variabler, eller att visa koefficienter antar värdet noll.

Teori kring lönebildning och arbetslöshet behandlas löpande i avsnittet där aspekter som NAIRU, arbetslöshetens persistens, hysteresis³⁸ och lönestelhet vägs in i bilden. Den modell för svensk löneutveckling som testas i avsnitt fyra grundar sig på de resonemang som redogörs för nedan. Ett par löneekvationer som använts i andra studier kommer att presenteras i avsnitt 3.2. för att visa på några av de andra modeller som kan utvecklas för att skatta lönebildningens bestämningsfaktorer. Avsnitt 3.3. redogör för de

³⁸ När arbetslösheten endast långsamt återgår till sin ursprungliga nivå brukar man tala om att den är trögriktig eller *persistent*. Om arbetslösheten överhuvud taget inte visar någon tendens att återgå till sin ursprungsnivå brukar man säga att den uppvisar *hysteresis*.

barometerdataserier vilka i avsnitt fyra kommer att testas tillsammans med den ursprungliga löneekvationen i syfte att pröva om medräknande av barometerdata i modellen leder till en högre förklaringsgrad i densamma. Hur de variabler som ingår i den ursprungliga löne modellen som presenteras nedan har beräknats framgår i appendix 1A.

3.1. En makroekonomisk modell av lönebildning

Den löne modell vilken Cahuc och Zylberberg (2004) baserar sina empiriska tester på har utvecklats ur en utökad Phillipsekvation vilken uttrycker förhållandet mellan arbetslöshetsnivån och tillväxttakten i löner. Den modell för vilken författarna testat i sin studie, och vilken används som utgångsmodell även i denna uppsats, uttrycks som följer:

$$\Delta w_t - \Delta p_t = \lambda_0 - \lambda_1(\Delta p_t - \Delta p_{t-1}) - \lambda_2 u_t + \Delta a_t - \lambda_3 (w_{t-1} - p_{t-1} - a_t) \quad (3.1)$$

Samtliga variabler är logaritmerade och uttryckta i nivå med undantaget för u_t vilken mäter relativ arbetslöshet. Nominallönesumman w är således ett uttryck för $\ln(w)$, och $\Delta(\ln(w))$ står för nominell löneinflation. Likaledes betecknar prisnivån p $\ln(p)$ och $\Delta(\ln(p))$ uttrycker prisinflation. Följaktligen är $(\Delta \ln(w_t)) - (\Delta \ln(p_t))$ relativ förändring i reallön, och uttrycket $(\Delta \ln(p_t)) - (\Delta \ln(p_{t-1}))$ förändring i inflationen. a representerar arbetsproduktiviteten och $(w_{t-1} - p_{t-1} - a_t)$ är en felkorrigeringsterm vilken kommer att förklaras närmare i slutet av avsnittet.³⁹ Koefficienterna antas vara positiva, varför en effektskillnad uppstår om annat tecken uppkommer.

Ekvation (3.1) har utvecklats ur en förenklad löneekvation, se härledning nedan. För de flesta länder, främst i Europa, är ekvation (3.1) gångbar, men undantagsfall förekommer där en utökad Phillipskurva fördelaktigast klargör för löneutvecklingen. Detta gäller huvudsakligen för USA, Japan och Kanada. Medelst utveckling av befintliga variabler, eller genom att vissa koefficienter antar värdet noll, tar den ursprungliga löneekvationen

³⁹ Absolut förändring av $\ln(x)$ = relativ förändring av x

även hänsyn till ett annat specialfall då antagande om exempelvis hysteresis föreligger. Detta avsnitt kommer att behandla samtliga 3 modeller; inledningsvis (1) redogörs för härledning av löneekvationen som beskriven i Cahuc och Zylberberg (2004). Denna följs av (2) en utveckling av Phillipskurvan i syfte att förklara varför detta undantagsfall är gängse under vissa omständigheter. I slutet av avsnitt 3.1. klargörs för specialfallet (3) med hysteresis inkluderad i ekvationen, samt en sammanställning av vad förändring i de olika variablerna i de ekvationer som har redovisats teoretiskt implicerar. Syftet är att ge läsaren en överskådlig bild över hur fall (1), (2) och (3) hänger samman, men att dessa gäller under olika förhållanden, vilket kommer att sammanfattas avslutningsvis i avsnittet.

Härledning av ekvation (3.1)

Cahuc och Zylberberg (2004) beskriver grundmodellen, fall (1), för löneekvationen som följer:

$$w_t - p_t = \lambda_0 + b_t \quad (3.2)$$

Där w är nominell lön, p prisnivån, λ intercept och b representerar reallönen. Det framgår att den logaritmerade reallönen från löneförhandlingsprocessen ($w_t - p_t$) återfinnes genom att tillföra en markup (λ_0) till b_t , vilken är logaritmen av reservationslönens reala värde. Reservationslönen är den lägsta lön för vilken en individ är beredd att utföra ett visst arbete och reflekterar primärt arbetslöshetsersättningar. Dessa är i sin tur i allmänhet kopplade till laggad reallön och nuvarande produktivitet. Dessutom beror den förväntade reservationslönen på risken att bli arbetslös. b_t kan därför beskrivas enligt:

$$b_t = \lambda_3 a_t + (1 - \lambda_3)(w_{t-1} - p_{t-1}) - \lambda_2 u_t \quad (3.3)$$

Ekvationen implicerar att arbetslöshetsersättningen beror på arbetsproduktiviteten a_t , arbetslösheten u_t , samt den lönenivå som blev resultatet av föregående års processer, ($w_{t-1} - p_{t-1}$).

Genom att substituera in b_t i (3.2) får ekvationen följande utseende:

$$w_t - p_t = \lambda_0 + \lambda_3 a_t + (1 - \lambda_3)(w_{t-1} - p_{t-1}) - \lambda_2 u_t \quad (3.4)$$

Via överflyttning av $(w_{t-1} - p_{t-1})$ till högerledet, blir ekvationens utseende:

$$w_t - w_{t-1} - p_t + p_{t-1} = \lambda_0 + \lambda_3 a_t - \lambda_3 (w_{t-1} - p_{t-1}) - \lambda_2 u_t$$

Då $(w_t - w_{t-1}) = \Delta w_t$, $(p_t - p_{t-1}) = \Delta p_t$ och $a_t = \Delta a_t - a_{t-1}$ gäller, uppkommer en löneekvation utan nominella rigiditeter:

$$\Delta w_t - \Delta p_t = \lambda_0 - \lambda_2 u_t + \lambda_3 \Delta a_t - \lambda_3 (w_{t-1} - p_{t-1} - a_{t-1}) \quad (3.5)$$

Nominella stelheter kan inkluderas i modellen genom att sammanväva denna med den utökade Phillipsekvation (3.11) vilken kommer att presenteras nedan. Detta leder till den modell (3.1.) som presenterades i avsnittets inledning och skall testas på data för svenskt näringsliv i avsnitt fyra. Felkorrigerings termen antas ingå i modellen istället för Δa_t enligt teori och tidigare utförd empiri (se exempelvis OECD (1997)).

Phillipskurvan som modell för lönebildning

Nedan kommer en härledning av den utökade Phillipskurvan, fall (2), att presenteras för att ge en bild om hur denna har utvecklats. Denna är ett specialfall då felkorrigerings termen exkluderats, men då det är ur denna modell Cahuc och Zylberbergs (2004) lönebildningsekvation har utvecklats är det nödvändigt att känna till dess komponenter för att förstå härkomsten av den senare. Olika teorier kring lönebildning har vävts samman med utvecklandet av ekvationen för att påvisa att det är möjligt att tolka denna på flera sätt, och att den slutliga ekvationen inte nödvändigtvis är den enda rätta. Notera följaktligen att Phillipskurvan implicerar att ett långsiktigt förhållande mellan produktivitet och reallön *inte* existerar.

Den keynesianska teorin kring nominella löner är att dessa på kort sikt är stela, och att jämvikt mellan arbetskraftsutbud och arbetskraftsefterfrågan inte nödvändigtvis behöver föreligga vid varje tidpunkt. Tidigt sågs lönebildningen som en negativ korrelation mellan tillväxt i nominella löner och grad av arbetslöshet, ett samband som illustreras i vad som benämnes den kortsiktiga Phillipskurvan. Ett skift i efterfrågan gör att priserna stiger snabbare än de nominella lönerna, och arbetslösheten sjunker på kort sikt. På lång sikt håller inte Phillipssambandet, då ingen korrelation mellan arbetslöshet och inflation förekommer när löner och priser antas öka i samma takt.⁴⁰ Den kortsiktiga Phillipskurvan har följande utseende:

$$\Delta p_t = (\mu + z) - \alpha u_t \quad (3.6)$$

Där Δp_t står för inflationen, u är beteckning för arbetslöshet, μ representerar prispåslag och z är en variabel vilken vid ökning leder till högre inflation. Det enklaste grundläggande antagandet bakom Phillipssambandet innebär att arbetslöshet tvingar den nominella löneökningstakten nedåt. Då färre individer är arbetslösa är personer i arbete i en position att förhandla fram högre löner än vad som är fallet vid hög arbetslöshet. I många länder har även inflationen visat sig ha stor inverkan på lönebildningen, varför denna variabel är inkluderad i vad som kallas för ”den utökade Phillipskurvan”:

$$\Delta w_t = \lambda_0 + (1 - \lambda_1)\Delta p_t + \lambda_1\Delta p_{t-1} - \lambda_2 u_t + \lambda_3 \Delta a_t \quad (3.7)$$

w är nominell lön, p prishöjning, arbetsproduktiviteten betecknas a_t och arbetslösheten u_t . Denna utökade Phillipskurva mäter nominallönernas adaptationer efter prishöjningar och inflationstaktens volatilitet, och innebär att det är svårt att justera redan ingångna löneavtal.

För att beakta real rigiditet flyttas inflationen Δp_t över till vänsterledet och ekvation (3.7) kan skrivas om enligt nedan:

⁴⁰ Fregert och Jonung (2003) s. 334 ff.

$$\Delta w_t - \Delta p_t = \lambda_0 - \lambda_1 (\Delta p_t - \Delta p_{t-1}) - \lambda_2 u_t + \lambda_3 \Delta a_t \quad (3.8)$$

Ett teoretiskt antagande är arbetslöshet uppstår på grund av för höga reallöner. Layard, Nickell och Jackman (1994) beskriver ett extremfall, ”normal-cost-pricing” på lång sikt. För en given trendproduktivitetsnivå där marginalpriset är konstant, skulle en plötslig ökning i lönetryck inte ha någon effekt på reallönen. Däremot skulle arbetslösheten stiga. Problemet är således inte att reallönen är satt för högt, men att för höga reallöner efterfrågas vid en given arbetslöshetsnivå. Om ekonomisk tillväxt däremot leder till en ökning i marginalpris, kommer extra lönetryck att rendera högre reallöner såväl som arbetslöshet.

Reallön

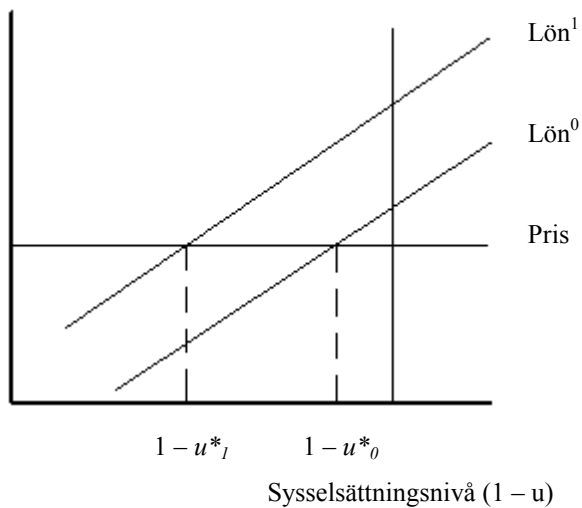


Fig. 2. En högre lön leder till att arbetslösheten ökar, priset konstant

Källa: Layard, Nickell och Jackman (1994)

På kort sikt beskriver Layard, Nickell och Jackman (1994) utfallet något annorlunda. Effekten av en efterfrågechock som reducerar arbetslösheten beror på strukturen hos pris- och lönebildningsekvationerna (3.9) respektive (3.10):

$$p_t - w_t = \beta_0 - \beta_1 u - (w_t - w_{t-1}) \quad (3.9)$$

$$w_t - p_t = \gamma_0 - \gamma\mu - (p_t - p_{t-1}) \quad (3.10)$$

p_t och w_t betecknar nuvarande pris- och lönenivå, p_{t-1} och w_{t-1} motsvarar pris- och lönenivå i föregående period. Därtill finns i både pris- och löneekvationen ett mått på arbetslöshet, u_t . $(p_t - p_{t-1})$ betecknar prisinflationen och $(w_t - w_{t-1})$ löneinflationen. Om prisinflationen ökar mer än reallönen hamnar reallönen på en nivå under den som lönesättarna avsåg, men över prissättarnas optimala läge, se figur 2 ovan. Huruvida reallönen har rört sig upp eller ner jämfört med sitt ursprungliga jämviktsvärde, beror på om reallönekurvan är brantare än priskurvan vilket syns i värdet på parametrarna i ekvationerna ovan (om ömsesidig tröghet enligt $p_t - p_{t-1} = w_t - w_{t-1}$ håller). I praktiken föreligger förvisso oftast skillnader i hur rörliga priser och löner är både uppåt och nedåt, varför p_t oftare tenderar att vara närmare p_{t-1} än vad w_t är w_{t-1} . Detta innebär att om priser är mer trögrörliga än vad löner är, svarar löner snabbare på en efterfrågeökning än vad priser gör, och en reallöneökning är ett faktum. Empiriskt är priser dock mindre stela än löner, i synnerhet i Sverige, då löneavtal vilka sträcker sig över flera år har mindre möjlighet än priser att anpassa sig efter rådande konjunkturläge. Layard, Nickell och Jackmans (1994) modell skiljer sig dock från neoklassiska antaganden där reallönen sägs falla med efterfrågechocker. Prisekvationen motsvarar i neoklassisk teori efterfrågekurvan för arbete och påverkas inte av exempelvis nominell stelhet. Vad gäller löneekvationen är dess neoklassiska motsvarighet arbetsutbudskurvan, som vid chocker leder till att arbetare underskattar priser och tror att reallönen har stigit även då så inte är fallet. Detta frambringar en ökning i utbudet av arbetskraft, men ger enligt författarna inget tillfredsställande bevis för stöd i synen att cykliska ändringar i sysselsättning skulle motsvara ett skifte i hur mycket arbete individer är villiga att utbjuda till den nya, högre lönen.⁴¹ I den neoklassiska modellen finns heller inget utrymme för tolkning av ofrivillig arbetslöshet, utan bara individer utanför arbetsmarknaden vilka väljer att inte arbeta till en viss given lön. Produktivitetsschocker ändrar reallöner signifikant, men påverkan på sysselsättning är marginell vilket inte överensstämmer med empiriska studier där sysselsättning är nära korrelerat med arbetsproduktivitet.⁴²

⁴¹ Layard et al (1994) s. 27 ff.

⁴² Cahuc och Zylberberg (2004) s. 462

Att både neoklassiska och Layard, Nickell och Jackmans (1994) teorier kring lönebildning presenteras här syftar till att belysa det faktum att det inte finns något entydigt sätt att se på förhållanden och samband. Gemensam nämnare är dock förhållandet mellan ändringar i pris och output; där den neoklassiska modellen implicerar att en prisförändring är orsak till förändring i output, menar Layard, Nickell och Jackman (1994) att skillnader i output är grunden till prisombildningen. En annan teori rör real konjunkturrell jämvikt, vilken baseras på antagandet om att fluktuationer inte enbart uppstår av efterfrågechocker utan på grund av exogena utbudschocker beroende på rådande produktivitetsnivå. I denna modell är det mer facilt att förutse reallöneökningar i samband med ökning i output, men även att detta skulle medföra ett fall i inflationstakt vilket inte kan stödjas empiriskt.⁴³

Individens förväntningar, såväl rationella som adaptiva eller både och, var även något som Lucas (1972) och Friedman (1968) eftersträvade att inkorporera i Phillipskurvan, då agenter på arbetsmarknaden observerade priser imperfekt. Löntagare är oförmögna att korrekt bedöma sin reallön, och det kan även förekomma tidsförskjutningar i hur snabbt nominella löner anpassar sig vid prisförändringar. Friedman (1968) betonade att reallönen på lång sikt torde vara perfekt indexerad till den generella prisnivån. På så vis skulle uppskattningar av ineffektiv makroekonomisk policy kunna göras. Lucas (1972) utvecklade detta genom att hävda att rationella förväntningar innebar att förväntade förändringar inte ens på kort sikt hade någon real inverkan. Endast oväntade händelser på efterfrågesidan kunde på kort sikt ha reala effekter.⁴⁴ Det är följaktligen inget nytt att söka visa att efterfrågesidan beror på individernas förväntningar angående inflation och priser.

⁴³ Layard et al (1994) s. 30

⁴⁴ Cahuc och Zylberberg (2004), s 471 f.

Sammanställning av löneekvationens komponenter

I fall (3) kan ekvation (3.1) enligt teori presenterad i detta avsnitt utökas till att även inkludera en variabel vilken mäter huruvida hysteresis förekommer i landet eller ej. Detta genom att inkludera en variabel för Δu_t . Löneekvationen (3.1.) kommer här att knytas samman med parametern för hysteresis som presenteras i avsnittet och ge en stegvis förklaring till vad varje inkluderad variabel teoretiskt implicerar:

$$\Delta w_t - \Delta p_t = \lambda_0 - \lambda_1 (\Delta p_t - \Delta p_{t-1}) - \lambda_2 u_t - \lambda_2' \Delta u_t + \lambda_3 (w_{t-1} - p_{t-1} - a_t) \quad (3.11)$$

(i) (ii) (iii) (iv)

w_t betecknar även här nominallönesumman, p_t prisnivån, $(\Delta p_t - \Delta p_{t-1})$ inflationen, u_t står för arbetslöshet och a_t representerar arbetsproduktiviteten. Notera att $a_t = \Delta a_t + a_{t-1}$. Samtliga variabler är logaritmerade och uttryckta i nivå med undantaget för Δu och u_t vilken mäter relativ arbetslöshet, i det förra fallet formulerad i förändring. λ_2 förekommer på två ställen i ekvationen, uttryckt som λ_2 och λ_2' . Det sistnämnda för att markera sammanhörigheten mellan mått på arbetslöshet, men även för att påvisa att skattningen av ekvationen blir annorledes om dessa parametrar visar på olika värden, se utveckling (iii) i detta avsnitt.

(i) Om **nominella trögheter** föreligger på arbetsmarknaden visas detta i löneekvationen (3.1) med signifikans hos koefficienten λ_1 , vilken föregår $(\Delta p_t - \Delta p_{t-1})$ i regressionen. Nominell stelhet innebär att det tar en viss tid för reallönen att anpassa sig till ändringar i inflation, därav det i ekvationen laggade värdet på p_{t-1} . Vid hög nominallönestelhet är en sänkning av den nominella lönen i princip omöjlig att få igenom. Stelheten kommer därtill även av att lönesättarnas uppfattning om kommande inflation släpar efter den verkliga inflationstakten, samtidigt som alla arbetsmarknader till viss del kännetecknas av nominell lönestelhet då de flesta löneavtal sträcker sig över en viss tidsperiod och inte är direkt knutna till exempelvis prisbasbeloppet. Lönerna kan därför inte anpassas omedelbart efter en störning. Vid hög inflation kan nominell lönestelhet leda till högre reallöneflexibilitet, eftersom inflation och devalveringar vid fast växelkurs kan förbättra näringslivets lönsamhet. Är inflationen däremot låg kan nominell stelhet inverka negativt

på sysselsättningen i den mån nominell stelhet står i vägen för nominella lönesänkningar som hade varit på sin plats för att vidmakthålla sysselsättningen.⁴⁵

Arbetslöshetens nivå när inflationen är konstant kan härledas ur ekvationen genom att sätta förändringen i inflation ($\Delta p_t - \Delta p_{t-1} = 0$). NAIRU refereras ofta till som den naturliga arbetslöshetsnivån, då den skildrar jämviktsarbetslösheten på lång sikt, och ökar i takt med nivån på real rigiditet samtidigt som den är beroende av tillväxttakten i produktivitet. Bedömning av NAIRU är av vikt vid fastställning av hur stor andel av arbetslösheten som är av strukturell eller konjunkturell orsak. En indikation på att arbetsmarknaden inte fungerar tillfredsställande är därför ett högt NAIRU tecken på, men då NAIRU även influeras av produktivitetstillväxt samt demografiska och integrationspolitiska element kan hela utvecklingen inte tillskrivas arbetsmarknadens natur.

(ii) Visar u_t , **arbetslöshetsgraden**, på signifikans är detta ett tecken på **real stelhet**. Reala trögheter visar hur tillväxttakt i reallön anpassar sig efter arbetslöshetens nivå. Arbetslöshetens påverkan på förändring i reallön ökar med parametern λ_2 i ekvation (3.11) ovan.⁴⁶ Flexibilitet nämns ofta i samband med en välfungerande arbetsmarknad vilken anpassar reallöner och priser efter konjunktursvängningar. Reallönestelhet och reallöneflexibilitet är mått på hur känsliga reallönerna är för förändring i arbetslöshet. Stela reallöner kräver att arbetslösheten ökar kraftigt innan reallönetillväxten effektivt börjar bromsas. Rigida reallöner leder till att jämviktsarbetslösheten, NAIRU, blir hög och att arbetsmarknadens anpassning till jämvikt efter en konjunkturell störning tar längre tid än nödvändigt.

(iii) En **hysteresiseffekt** kan tänkas föreligga om parametern Δu_t är signifikant i ekvation (3.1). Visar både u_t och Δu_t på signifikans är det ett tecken på att NAIRU på kort sikt inte är densamma som NAIRU på lång sikt. Detta betyder att variationer i rådande NAIRU beror på förändringar i långsiktig NAIRU. I empiriska studier brukar det sägas att hysteresis råder om koefficienten λ_2' är skild från noll, oavsett värdet på λ_2 . I teorin rör

⁴⁵ Lundberg et al (2007) s. 27 f.

⁴⁶ Se Cahuc och Zylberberg (2004)

det sig emellertid endast om hysteresis då koefficienten $\lambda_2 = 0$. I verkligheten visar λ_2 ofta på signifikans tillsammans med ett mindre värde på λ_2 , vilket är ett tecken på att anpassningen tillbaka till jämviktsläget går mycket långsamt. Denna långsamma anpassning betecknas persistens.⁴⁷

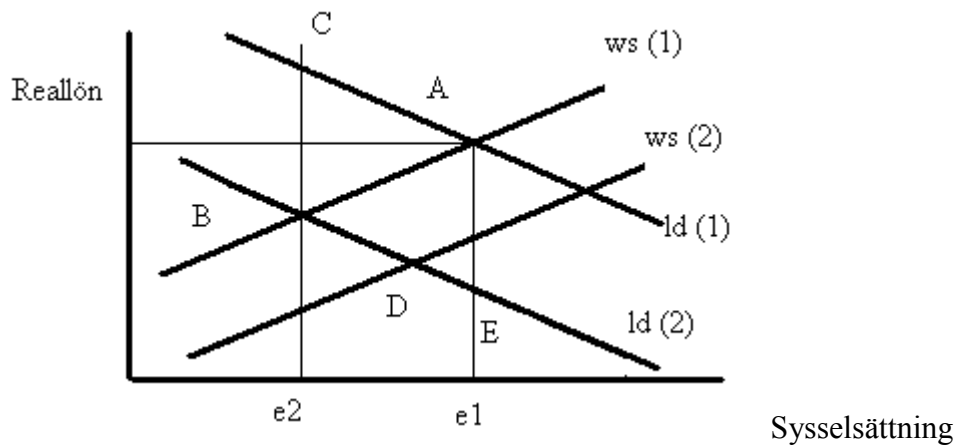


Fig. 3. *Persistens och hysteresis*

Källa: Elmeskov och MacFarlan (1993)

Att arbetslösheten inte går ned till ursprungsläge då ekonomin hämtat sig efter en negativ efterfrågechock kan följa av persistens, där löneförhandlingarna inte tar hänsyn till den nya högre arbetslöshetsnivån. Figur 3 visar hur en efterfrågechock som skiftar $ld(1)$ till $ld(2)$, drar löneökningstakten nedåt som gensvar på den högre arbetslösheten i punkt B. Då lönenivån snarare rör sig gradvis än omedelbart, och oftast endast delvis, kan det hända att $ws(2)$ blir dess slutliga läge och jämvikten återfinnes då i punkt D. Skulle NAIRU vara stabilt, hamnar den slutliga jämvikten i E, alternativt mellan A och E beroende på huruvida efterfrågan på arbetskraft ökar eller inte.⁴⁸ Som ytterligare orsaker till att arbetslösheten inte går tillbaka tillskriver Cahuc, Zylberberg (2004) även den förhandlingsmakt de *insiders* som redan befinner sig på arbetsmarknaden innehar, tillsammans med den depreciering av humankapital de individer som länge gått arbetslösa upplever.

⁴⁷ Se Cahuc och Zylberberg (2004)

⁴⁸ Elmeskov och MacFarlan (1993) s. 71

Layard, Nickell och Jackman (1994) menar att om arbetslösheten en gång gått upp, kan den inte på en gång återgå till NAIRU på lång sikt utan att det sker en permanent ökning i inflationstakt. Teorin om hysteresis kan vara en bidragande orsak till varför inflationen inte sjönk under 1980-talets slut⁴⁹, men har svårare att förklara dagens höga arbetslöshet med rekordlåg inflation i bland annat Sverige. Ökad arbetslöshet påverkar dessutom lönerna mindre då arbetslösheten redan är hög, men får en större betydelse på en väl fungerande arbetsmarknad som kännetecknas av hög konkurrens. Den höga stegringen i arbetslöshet på 1980-talet hade för övrigt en relativt liten inverkan på inflationen, medan efterfrågeöverskottet i början på 1970-talet forcerade upp inflationen markant.⁵⁰

(iv) **Produktivitetstillväxt** kan medföra tydliga temporära effekter på löneutvecklingen. Om löntagarnas lönekrav grundas på tidigare års löneförhandlingar på grund av att man har vant sig vid en viss reallöneutveckling och produktionstillväxten därefter avtar, tar det normalt ett tag för denna nedgång att avspeglas i lönerna förrän en eller ett par tidsperioder senare, beroende på lönernas stelhet. Vid stel löneanpassning blir löneökningarna under en tid för höga för att motsvara den lägre produktivitetstillväxten. Detta leder till en, temporär eller permanent, ökning av NAIRU. NAIRU:s anpassning till dess ursprungliga nivå kommer att ske i den takt det tar för löntagarna att anpassa sina lönekrav, alternativt att en produktivitetstillväxt får till stånd en tillfällig sänkning av NAIRU.⁵¹

Det specialfall vilket påtalades i avsnittets inledning, då en **felkorrigeringsterm**, en *error correction term (ECT)* ($w_{t-1} - p_{t-1} - a_t$) inkluderas i ekvation (3.1), uppstår då den koefficient λ_3 vilken föregår Δa_t innehar värdet noll. Om $\lambda_3 \neq 0$ finns ett långsiktigt negativt samband mellan reallönens nivå och grad av arbetslöshet, vilket illustreras av en lönekurva⁵² baserad på studier av Blanchflower och Oswald (1995).⁵³

⁴⁹ Layard et al (1994) s. 26

⁵⁰ Layard et al (1994) s. 26

⁵¹ Lundberg et al (2007) s. 18

⁵² Se Cahuc och Zylberberg (2004)

⁵³ Se Blanchflower och Oswald (1995) för utveckling av lönekurvan och empiriska skattningar av densamma

Felkorrigerings termen representerar skillnaden mellan reallön och arbetsproduktivitet i föregående period ($w_{t-1} - p_{t-1} - a_{t-1}$), och innebär att avvikelser dem emellan över tiden gör att variablerna närmar sig varandra genom den negativa koefficienten vilken föregår ECT. Felkorrigerings termen uppstår teoretiskt om landets löner beror på arbetsproduktivitet och om arbetslöshetsförmåner i liten utsträckning beror på tidigare lön. Om löneutvecklingen nationellt beror på arbetsproduktivitet, och arbetslöshetsersättning i mindre grad baseras på lön i föregående period besitter arbetstagarna en stark förhandlingsmakt gällande löner och förmåner. Empiriska studier kan således visa på att felkorrigerings termen för de flesta europeiska länder är signifikant. I Europa skyddar arbetslagar och välfärdssystem arbetstagare i högre utsträckning än i exempelvis USA och Japan, där ingen signifikans kan påvisas för en ECT.⁵⁴ Inkluderas felkorrigerings termen i ekvationen (3.1), visar ofta Δa_t på insignifikans då arbetsproduktiviteten redan är inkorporerad i ECT ($a_t = \Delta a_t + a_{t-1}$). Detta för att Phillipskurvan implicerar att det inte råder något långsiktigt förhållande mellan arbetsproduktivitet och reallön, och antar därför att långsiktig kointegration inte existerar mellan de två variablerna. Då arbetsproduktivitet och reallön empiriskt samvarierar på många håll i Europa har det varit nödvändigt att skatta en annan löneekvation än den utökade Phillipskurvan, för att påvisa hur tillväxttakten i real- och nominell lön faktiskt beror på felkorrigerings termens abbrevierande egenskaper rörande avvikelser mellan arbetsproduktivitet och reallön.

Sammanfattningsvis visar ekvation (3.1) och den utökade Phillipsekvationen (3.11) på ett identiskt samband mellan tillväxt i löner och arbetslöshet då $\lambda_3 = 0$ råder. Gäller detta beror inte reservationslönen bara på föregående lön och inte på arbetsproduktivitet, om så inte är fallet ($\lambda_3 \neq 0$) influeras nominell löneökningstakt inte bara av förväntad inflationstakt ($p_t - p_{t-1}$) utan även av felkorrigerings termen ($w_{t-1} - p_{t-1} - a_{t-1}$). Löneutvecklingen i de länder där en felkorrigerings term inte visar på signifikans, såsom i USA, Kanada och Japan, förklaras således väl av en utökad Phillipsmodell som ekvation (3.11). För länder i Europa, där felkorrigerings termen i de flesta fall är signifikant, brukas

⁵⁴ Se Cahuc och Zylberberg (2004)

ekvation (3.1.). Visar även Δu_t på signifikans är detta ett tecken på att arbetslösheten har permanentat sig på en ny, högre nivå och skall följaktligen också inkluderas i modellen.

3.2. Varianter av löneekvationen

Studien kommer enligt tidigare utsago att fokusera på ekvation (3.1) vilken är hämtad ur Cahuc, Zylberbergs (2004) lärobok "Labor Economics", samt en utvecklad modell enligt avsnitt 4. Ekvationen har även i andra studier kommit att kompletteras med, eller ersättas av, andra variabler än de som redogjorts för ovan. I många fall har samma variabler använts men testats i med en annan tidsdimension. För att ge läsaren en bild av hur andra undersökningar behandlat modellen kommer detta stycke innehålla en kortfattad redogörelse för hur bland annat OECD har genomfört studier av lönebildning.

I OECD Employment Outlooks (1997) studie "Recent labour market developments and prospects", har tester för 21 olika länder utförts⁵⁵. Den löneekvation författarna har använt sig av för skattning av landsspecifika modeller påminner om ekvation (3.11) Författarna har dock tagit bort vissa insignifikanta variabler för vissa länder, ändrat tidsförskjutning eller nivå respektive förändring för andra, med avsikt att skapa ekvationer unika för varje land i studien i syfte att fånga upp skillnader och likheter mellan länder. I likhet med ekvation (3.11) testas prisnivån (p), produktivitet (a) och en felkorrigeringsterm ($w_{t-1} - p_{t-1} - a_{t-1}$) mot förändring i reallön, men modellen innefattar även ett mått på förändring i BNP-deflator. BNP-deflatoren beräknas genom att dividera nominell BNP med real BNP. Här har OECD (1997) använt sig av en term ($\Delta p_t - \Delta p_{t-1}$) som mått på relativprisförändring, vilken inte har någon exakt motsvarighet i Cahuc och Zylberbergs (2004) studie. Uträkning av produktivitet är också något annorlunda än den metod som brukats i denna studie, se appendix B. Här har forskarna dividerat BNP per land i fasta priser med totalt antal sysselsatta, och utjämnat trenden med Hodrick-Prescottmetoden.⁵⁶ Därtill testas arbetslöshet för både förändring och nivå, i syfte att

⁵⁵ Exempel på länder i studien är Australien, USA, Japan, Tyskland, Frankrike, Korea och Sverige.

⁵⁶ Matematisk metod med hjälp av vilken man åstadkommer en mer utjämnad version av den ursprungliga tidsserien. Se ex. Kaiser (2001)

utröna huruvida hysteresis eller persistens är orsak till den höga bestående arbetslösheten i vissa av länderna i studien. Detta gäller främst europeiska länder som Frankrike, Italien, Tyskland och Spanien, där arbetslösheten är högre än i exempelvis USA och Japan. Variabler och lagningar skiljer sig alltså något från ekvation (3.11).⁵⁷

Blanchard och Katz (1996) använder sig i "What we know and do not know about the natural rate of unemployment" av en modell vilken Cahuc och Zylberberg (2004) har baserat sin löneekvation (3.11) på. Blanchard och Katz (1996) testar dock för förändring i nominell lön, varför inflationen placerats i ekvationens högerled istället för i dess vänsterled. Arbetslösheten är uttryckt i nivå, felkorrigeringstermen har samma utseende som i ekvation (3.11) och beror följaktligen på skillnad i reallön och arbetsproduktivitet. En skillnad mot Cahuc och Zylberbergs (2004) modell är att en unik term för förändring i arbetsproduktivitet inte ingår i Blanchard och Katz (1995) dito. Arbetsproduktiviteten representeras alltså enbart i felkorrigeringstermen. Om denna, som i USA:s fall, visar på insignifikans antas inte förändring i nominell lön alls influeras av arbetsproduktivitet.⁵⁸

Modellernas olika utförande visar att det på flera sätt går att laborera med löneekvationens utseende. Vid komparativa studier mellan exempelvis länder eller regioner är det givetvis angeläget att använda sig av samma form för att få fram jämförbara resultat, vilket OECD:s undersökning är ett bra exempel på även om man även här har använt sig av varierande mått för samma variabel för att få fram landsspecifika utfall. En annan aspekt är självfallet att tolka ekvationens koefficienter korrekt, varför det är av vikt att vara uppmärksam på om variablerna är uttryckta i exempelvis nivå, förändring eller huruvida de är laggade en eller flera tidsperioder. Avsnitt fyra kommer att utveckla en modell för barometerdata där dessa aspekter speciellt uppmärksammas.

⁵⁷ Se OECD (1997)

⁵⁸ Se Blanchard och Katz (1995)

3.3. Test med barometerdata

Konjunkturinstitutet genomför varje månad intervjuer med 3000 - 7000 företag i näringslivet. Företagsurvalet hämtas från SCB: s företagsdatabas och förnyas varje år. Vissa företag byts då ut samtidigt som alla företag får nya vikter, dock finns alla företag med över 100 anställda alltid representerade. Tendensstatistiken pekar på hur företag i olika branscher upplever nuläget och vilka deras förväntningar är rörande den närmaste framtiden. Uppgifterna uttrycks i så kallade nettotal, vilka åskådliggör skillnaden mellan andelen företag som uppgett en ökning respektive minskning av den aktuella variabeln.⁵⁹ När dessa ökning respektive minskningar summeras skapas ett nettotal som anger skillnaden mellan plus- och minussidan. En positiv summa indikerar således att branschen som helhet har brist på arbetskraft. Ju högre nettotal, desto fler företag upplever brist på arbetskraft. Är nettotalet för förväntad orderstock högt, innebär detta att orderstocken tros förbättras i framtiden. Konfidensindikatorerna antas vara normalfördelade och motsvaras av flera frågor och sammanfattar läget i en bransch, eller som här, i svenskt näringsliv som helhet. Säsongsvariationer beaktas och de siffror som används är säsongsrensade. Viss problematik skulle kunna föreligga i och med att viktuppsättningen mellan de branscher som ingår i studien skiljer sig mellan 1992 och 2004. Aggregering för branscherna sker via nettotalen, varför det med sannolikt finns vissa länkningsproblem. Länkningsproblematik kan uppstå då en ny bransch inträder i beräkningarna och om dess nettotal skiljer sig från övriga kan detta innebära ett nivåskift i posten, vilket kan vara en indikator på en förändring som inte är helt korrekt. Slutresultatet påverkas dock inte märkbart av dylika nivåskift, varför metoden att använda sig av enkel aggregering bedöms vara gångbar.

Barometerdata ger alltså för resursutnyttjande viktiga indikatorer för hur hushåll och, i det här fallet, företag, upplever och bedömer bland annat produktionsvolym, produktionskapacitet, orderstock och antal anställda. Hansson, Jansson och Löf (2003) finner i "Business Survey Data: Do They Help in Forecasting the Macro Economy?" att barometerdata kan användas för att förbättra makroekonomiska prognoser. Eftersom data

⁵⁹ <http://www.konj.se/statistik/konjunkturbarometern.4.4b231cd511170eec10e80002736.html>, 2007-02-28

från dylika undersökningar är direkt applicerbar föreligger inte problem med tidsförskjutningar. Därtill förekommer endast få eller inga mätfel. Dock är det få barometerdatavariabler som är användbara för makroekonomiska prognoser, framförallt den data som rör förväntade värden, enligt författarna till studien.⁶⁰

Då hushålls- och företagsbarometern utgör en stor del av Konjunkturinstitutets datamaterial och många prognoser grundar sig på dessa undersökningar, kommer barometerdata att testas särskilt i denna studie. Barometerdata såsom förväntningar kring produktionsvolym, produktionskapacitet, orderingång, brist på yrkesarbetare och försäljningspriser, samt nulägesomdöme om produktionsvolym, produktionskapacitet, orderstock, antal anställda och försäljningspriser, kommer att prövas för signifikans tillsammans med övriga variabler i löneekvationen i en utökad modell.

Barometerdatavariabler

De barometerdataserier som testas (se bilaga 1) i löneekvationen är nulägesomdöme kring produktionsvolym (v), produktionskapacitet (k), orderstock (o) och brist på yrkesarbetare (b), samt förväntningar kring produktionsvolym (fv), produktionskapacitet (fk), antal anställda (fa), orderingång (fo) och försäljningspriser (fp). Serierna för både nulägesomdöme och förväntningar stäcker sig över tidsperioden 1980 – 2006. I produktionsvolym inkorporeras bedömning kring hur denna ser ut i dagsläget och bedömning kring dess storlek framöver. Den står i nära relation till produktionskapaciteten, vilken dock kan tolkas på två sätt. Dels kan förväntningar och nulägesomdöme rörande en ökad produktionskapacitet innebära att kapaciteten kommer att öka på grund av förbättrad teknologi eller inköp av fler maskiner. En annan aspekt är att företaget har anställt fler arbetare vilka kan producera mer under samma tidsintervall. Dock medför inte en ökad produktionskapacitet självklart att försäljningen och därmed produktionsvolymen gör detsamma. Detta styrs av efterfrågan på marknaden och en ökad produktionskapacitet kan alltså vara kostsam om den står outnyttjad. I modellen förutsätts dock att både produktionsvolym och produktionskapacitet föregås av positiva koefficienter, med andra ord att företagen säljer vad som produceras och att en ökad

⁶⁰ Hansson et al (2003), s 5 f.

produktion och kapacitet medför ett större behov av arbetskraft vilket driver upp lönerna. Om många företag upplever att produktionskapaciteten har ökat, eller förväntas öka, kan det vara en indikator på att det finns gott om lediga resurser i företaget, exempelvis vid långkonjunktur, vilket skulle kunna producera mer om dessa resurser utnyttjades fullt ut. Ytterligare en annan tolkning kan vara att företagen i en högkonjunktur har hög produktionskapacitet på grund av ett högt antal anställda och mycket kapital. Tolkningen av koefficienten får därmed ses i förhållande till det konjunkturläge som råder.

Orderstock och orderingång följer samma mönster som ovan och koefficienterna förutsätts därför vara positiva. Skillnaden är dock att en ökad orderingång leder till ökad produktion om inte kapacitetstaket är nått. Både produktionsvolym och produktionskapacitet kan således ses som delvis inkorporerade i dessa variabler.

Variablerna brist på arbetskraft och antal anställda är också tätt sammanlänkade. Det kan vara rimligt att anta att om ett företag upplever arbetskraftsbrist i period ett, kommer förväntningarna på antal anställda i period två öka. Brist på arbetskraft kan vara en indikator på att företagen vill anställa fler individer, vilket har en positiv inverkan på löneutvecklingen. Koefficienten får därför analyseras i relation till vilka andra variabler som påverkar reallönen.

Den slutliga, utvecklade löneekvation som använts för barometerdata ser ut som följer:

$$\Delta w_t - \Delta p_t = \lambda_0 - \lambda_2 u_t + \lambda_3 \Delta a_t - \lambda_3 (w_{t-1} - p_{t-1} - a_{t-1}) + \lambda_4 v_{t-1} + \lambda_5 o_{t-1} + \lambda_6 f p_{t-1} \quad (3.12)$$

I avsnitt fyra förklaras utförligt hur denna modell har utvecklats. Laggning av parametrar har gjorts då det antas föreligga trögheter i hur snabbt reallönen anpassar sig efter nya förväntningar och nulägesomdömen.

Sammanfattningsvis har detta avsnitt presenterat en löneekvation vilken ligger till grund för test i avsnitt fyra. Det har uppmärksammats att modellen kan utvecklas på ett flertal

sätt beroende på resultatet av skattningarna vilket stöder de test som följer i nästa avsnitt. Därtill antas i studien att även barometerdata skall påverka lönebildningen i Sverige.

4.

Resultat och analys

I detta avsnitt kommer skattningar av de löneekvationer som redogjorts för i tidigare avsnitt att presenteras. Avsnittet avser att löpande ge en grundlig analys av resultatet. En sammanfattande diskussion följer i avsnitt fem.

I de flesta grundläggande statistiska sammanhang antas variablerna vara stationära och därmed normalfördelade med $X \sim N(\mu, \sigma^2)$. Stationär data kännetecknas av att den alltid återgår till sitt medelvärde vid en impuls utifrån som försvagas efter hand. Många av de variabler som studeras inom finans och makroekonomi är dock icke-stationära, vilket vid regressionsanalys kan leda till felaktiga slutsatser vad gäller bland annat R^2 -, DW- och t -statistikor. Linjära samband kan antas föreligga trots att det egentligen inte existerar något samband, så kallad nonsensregression. Dickey-Fullertest har använts för att testa variablerna reallön och arbetsproduktivitet i löneekvationen för icke-stationäritet. Ett kointegrationstest för residualerna har utförts i syfte att undersöka om kointegration föreligger mellan dessa. Även Chow-test, samt ett behov av dummyvariabler har testats för att uppmärksamma skiftet i penningpolitisk regim 1992/1993 för samtliga inkluderade variabler i löneekvationen och den utökade modellen. Resultat för dessa tester presenteras löpande. Samtliga metoder presenteras utförligt i appendix C.

I avsnitt 4.1 redogörs inledningsvis för den ursprungliga löneekvationen samt en ekvation där arbetslöshet har bytts ut mot sysselsättning. Avsnitt 4.2. presenterar skattningar för den utvecklade modellen (3.12) med barometerdata. Studien med barometerdata baseras både på den ursprungliga löneekvationen utvecklad enligt Hendry (1983) general-to-specificmetod för vilken redogörs i det inledande avsnitt 4.2. innan skattningarna för ekvation (3.12) presenteras. Alla regressioner har utförts i SPSS. Koefficienter för logaritmerade variabler skall tolkas som elasticiteter. För att skatta modellen används regressionsmetodiken i alla skattningar.⁶¹

⁶¹ Se exempelvis Körner och Wahlgren (2000)

De data som använts för tester i studien kommer, om inget annat uppges, genomgående från Konjunkturinstitutet och SCB. De studier av bland annat OECD som presenterats baseras om på data från OECD:s databas, varför utfallen ibland skiljer sig från dem som redovisas här. Detta beror på olika de olika tillvägagångssätt olika institutioner befattar sig med vid beräkning av data och detta är givetvis viktigt att ha i åtanke då resultat presenteras och jämförs.

All ursprungsdata är beräknad på årsbasis, förutom barometerdatan vilken från början var uttryckt i kvartalsdata. Den aggregerade summan för varje år har dividerats med antal kvartal för att göras jämförbar med övrig data.

4.1. Skattning av löneekvationen

Tabell 4.1. Skattning av löneekvationen. Grundmodell samt modell med sysselsättning

$\Delta w_t, \Delta p_t$	Modell (3.1)	Modell (3.11)	Modell med sysselsättning
Konstant	0,075 ** (3,440)	0,010 (0,983)	0,015 (1,569)
$\Delta p_t - \Delta p_{t-1}$	0,000 (0,002)		
u_t	0,017 (2,608)		
Δu_t		- 1,463*** (-2,58)	
Δa_t	- 0,172 (-0,792)	0,634* (1,711)	0,381 (1,107)
Δs_t			1,051** (2,595)
$(w_{t-1} - p_{t-1} - a_t)$	0,797 *** (9,068)	- 0,128 (-0,647)	0,096 (0,570)
Adjusted R ²	0,799	0,219	0,182
DW	1,634	1,715	1,919

* Anger signifikans med 90 % konfidens

** Anger signifikans med 95 % konfidens

t-värden inom parentes

Skattning av löneekvationen

Skattningen har först gjorts utifrån ekvation (3.1), vilken antogs gälla inledningsvis. Som utläses ur tabell 4.1. ovan är inte alla variabler i grundmodellen signifikant skilda från noll, varför en skattning av modell (3.11), där även hysteresis ingår, testades. Insignifikanta variabler exkluderades. Dock har förändring i arbetsproduktivitet inkluderats vilket motsäger ekvation (3.11). Bedömningen har gjorts att denna variabel skall ingå i en modell som den svenska, enligt den teori och tidigare empiri som presenterats i studien. Mycket riktigt visar parametern på signifikans i tabell 4.1. Alla parametrar får därtill samma förväntade positiva eller negativa tecken som modellen indikerar. Att felkorrigeringstermen inte får någon signifikant betydelse kan te sig förbryllande utefter den empiri och teori som presenterats i uppsatsens inledning, men vid test utan densamma uppnår modellen en lägre total signifikansgrad varför bedömningen görs att relevans för dess betydelse föreligger.

Då empiriska och teoretiska modeller implicerar att arbetslösheten skall påverka löneutvecklingen testades därför förändring i procentuell arbetslöshet (Δu) mot förändring i reallön. Som tabellen visar influerar detta mått på arbetslöshet reallönen på 90-procentig signifikansnivå. En dylik utveckling av modellen får stöd i OECD:s (1997) studie.⁶² Även Cahuc och Zylberbergs (2004) studie av ett flertal länder implicerar att modellen måste utvecklas för att passa respektive land.⁶³ Även arbetslöshet i nivå, samt laggad arbetslöshet i nivå har testats i modell (3.11) i syfte att utröna om det föreligger trögheter i löneanpassning till arbetslöshetsnivå. Utfallen i tabellen visar inte på signifikans. Cahuc och Zylberberg (2004) skriver att signifikans för arbetslöshet uttryckt i förändring är ett tecken på att det finns en hysteresiseffekt i landet. Som påpekades i avsnitt 3.1. förekommer hysteresis endast då koefficienten λ_2 , vilken föregår u_t , är noll. Empiriskt antar denna koefficient ofta ett lågt värde i kombination med ett högre värde på koefficienten λ_2' , vilken föregår Δu_t . Denna sammankoppling implicerar att det inte är frågan om hysteresis i egentlig mening, utan att Sverige uppvisar tecken på persistens; en mycket trögörlig anpassning av arbetslösheten nedåt. Detta resonemang stöds grafiskt i

⁶² OECD Employment Outlook (1997) s. 22

⁶³ Se Cahuc och Zylberberg (2004)

diagram c, där en snabb ökning av arbetslöshetsgraden runt 1992 åskådliggörs. Här blir det också tydligt att arbetslösheten emellertid har sjunkit, om än inte till de låga siffror som på 1980-talet.

Nominell rigiditet, vilket mäts i löneekvationen av förändring i inflation, $(\Delta p_t - \Delta p_{t-1})$, visar i vissa fall på signifikans hos modellen för de länder som testats i OECD:s (1997) rapport och i Cahuc och Zylberbergs (2004) lärobok, men inte i Sveriges fall. Detta kan vara nära sammankopplat med den låga inflation som snarast har varit norm i landet de senaste femton åren.

Förändring i arbetslöshet spelar som väntat roll för reallönens utveckling i Sverige, likaså förändring i arbetsproduktivitet. Löneekvationen antar också i sin grundform att parametern λ_3 , vilken föregår arbetsproduktiviteten och felkorrigerings termen, skall anta samma värde. Att detta inte är fallet innebär också att det finns relevans för att inkludera felkorrigerings termen i modellen för Sverige, dock med en relativt låg anpassningshastighet. Förändringar här har alltså en långsiktig påverkan på arbetslösheten. Teoretiskt implicerar detta att ökning i förändring i arbetsproduktivitet även leder till ökade reallöner. I Sverige har både produktivets- och reallöneökningar skett de senaste åren, vilket ger empiriskt stöd till modellens utfall. Prognoser för utvecklingen de kommande åren ger dock högre reallöneökningar till en lägre arbetsproduktivitet vilket kan leda till ett ökat kostnadstryck framöver, även om resursutnyttjandet ännu inte är ansträngt. Det är alltså inte otroligt att koefficientens värde kan komma att anta ett lägre värde om ett par år, om betydelsen av arbetsproduktivitet framöver kommer ges mindre utrymme vid centrala löneavtal i Sverige. Huruvida en dylik impuls kvarstår eller dämpas tillbaka till dagens trendnivå återstår att se. Tidigare tester i denna studie har tydligt visat på kointegration mellan reallöneutveckling och arbetsproduktivitet de senaste decennierna, varför det inte är oskäligt att anta att denna samvarians kommer att fortleva även i framtiden.

Teori implicerar att förändring i arbetsproduktivitet och felkorrigerings termen ej skall ingå i modellen samtidigt, då $(a_t = \Delta a_t + a_{t-1})$. Båda fallen har tydligtvis testats i tabell

4.1., där stöd för felkorrigeringstermens varande i ekvationen får lägst signifikans. Detta skulle, enligt teori och tidigare empiri, innebära att arbetsmarknaden i Sverige mer liknar de amerikanska och japanska arbetsmarknaderna än de europeiska. Tillväxt i arbetsproduktivitet skulle således influera tillväxttakt i reallöner då lönebildning modelleras enligt en Phillipsekvation (3.11) även i Sverige för ett mer rättvisande resultat. Då tidigare empiriska studier, t.ex. OECD (1997), ger stöd åt att en felkorrigeringsterm i Sveriges fall har båda resultaten presenteras. Noteras bör att felkorrigeringstermen är nära att uppvisa ett signifikant resultat på 90-procentsnivån, varför det är svårt att endast genom detta test avgöra vilken tolkning som faktiskt dominerar.

Test för kointegration för arbetsproduktivitet och reallön har genomförts genom att först testa grad av integration för de två variabler som berörs: reallön respektive arbetsproduktion. Kointegration kräver att variablerna har samma integrationsgrad. Är variablerna stationära kan de vanliga analysverktygen användas. Detta är fallet för parametrarna arbetslöshet och sysselsättning, vilka har differentierats en gång för att uppnå stationaritet. Grad av integration har testats i SPSS med hjälp av Dickey-Fullermetoden, se appendix C, och resultatet blir att $H_0: \gamma = 0$ ⁶⁴ inte förkastas ens på 90-procentsnivån, varför det inte kan förkastas att tidsserierna för reallön respektive arbetsproduktivitet innehåller en enhetsrot och därmed ej är stationära. Noteras bör dock att enhetsrot för reallön är nära att förkastas på 90-procentsnivån. Det är fullt möjligt att olika test för enhetsrötter kan ge varierande utfall, varför bedömningen görs att detta inte stör den följande kointegrationsanalysen.

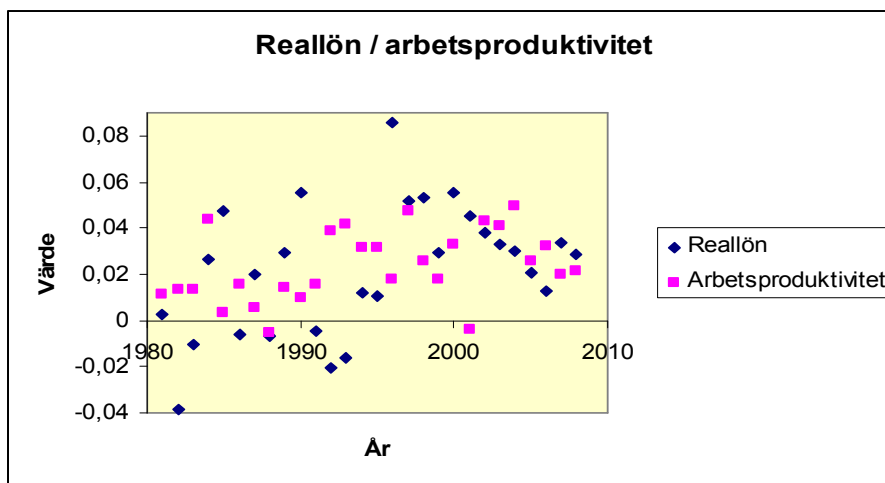
Vid test för kointegration, se appendix C för beskrivning av metoden, kan nollhypotesen med stark signifikans förkastas.⁶⁵ Reallön och arbetsproduktivitet kan alltså sägas vara kointegrerade av grad (1,1) och kan således inkluderas i felkorrigeringstermen. En konstant i felkorrigeringstermen är inte nödvändig då denna ingår implicit i koefficienten för hela regressionen. Kännetecknen för kointegrerade variabler är att deras banor över

⁶⁴ $H_0: \gamma = 0$ $H_1: \gamma < 0$

⁶⁵ $H_0: \gamma = 0$ $H_1: \gamma < 0$

tiden influeras av avvikelser från långsiktig jämvikt. Om avsikten är att återgå till jämvikt på lång sikt måste åtminstone någon av variablerna svara på den impuls som förde bort den från jämviktsläget. Ekonomisk teori implicerar gärna att det skall råda någon form av samband mellan exempelvis ränta på lång och kort sikt. Kortsiktiga fluktuationer måste på ett eller annat sätt influeras av förhållandet på lång sikt. Genom att utöka modellen med en felkorrigeringsterm kan problemet kringgås, då felkorrigeringstermen inkluderar kortsiktiga avvikelser från jämvikt. *Grangers teorem* illustrerar att för alla kombinationer av $I(1)$ -variabler är felkorrigeringstermen och kointegration ekvivalenta exempel.⁶⁶ Detta stödjer både teoretiskt och ekonometriskt tanken att en felkorrigeringsterm är korrekt att inkludera i lönebildningsmodellen. Att detta även är empiriskt betingat framgår av skattningen av löneekvationen i tabell 4.1.

Diagram 6. Illustration av kointegration mellan arbetsproduktivet och reallön, 1980-2008⁶⁷



Källa: Konjunkturinstitutet

Trots starka bevis för kointegration visar inte felkorrigeringstermen på stark signifikans i löneekvationen för Sverige. Koefficienten visar dock på ”rätt” negativt tecken och inkluderas i ekvationen i enlighet med empiri och teori utifrån tidigare studier, se till exempel avsnitt 3. Felkorrigeringstermen antar att reallöner över tiden anpassar sig till en

⁶⁶ Enders (1995), s 365 ff.

⁶⁷ Observera att utfallen för 2007 och 2008 bygger på prognoser av Konjunkturinstitutet

nivå vilken bestäms av arbetsproduktivitet och arbetslöshet.⁶⁸ Som tidigare nämnts ges stöd för en ECT i modellen om löner beror på arbetsproduktivitet och om arbetslöshetsförsäkringar huvudsakligen inte grundas på individens tidigare lön, vilket bland annat hänger ihop med en generös välfärdsstat. I Sverige kan utläsas ur ekvationen att reallönens utveckling delvis hänger ihop med arbetsproduktivitetens dito, och att socialförsäkringssystemet i landet är stabilt tillsammans med lagstadgade anställningsvillkor för anställda råder det i dagsläget inga tvivel om. Felkorrigeringstermen bör således uppvisa signifikans i modellen. Att så inte är fallet kan bero på att den information termen bidrar med till löneekvationen redan är inkorporerad i övriga förklarande variabler, och därför kan te sig överflödig. Dessutom har arbetslösheten stigit markant i Sverige sedan den ekonomiska krisen 1992, och det är möjligt att den nivåanpassning över tiden vilken felkorrigeringstermen implicerar att reallönen skall anta fortfarande inte ägt rum, beroende på den alltjämt höga arbetslösheten. Med dagens vändande konjunktur och ökade arbetstillfällena är det därför fullt möjligt att återanpassningen kommer att ske snabbare framöver och på så vis ge felkorrigeringstermen en ökad signifikans. Det är också tänkbart att den relativt korta tidsperiod på vilken studien är baserad inte ger tillräcklig grund att stå på vad gäller tolkningen av felkorrigeringstermen. För att komma tillrätta med detta är det möjligt att ECT i Sveriges fall skulle behöva laggas fler perioder än en.

Tidsserierna har differentierats en gång för att göras stationära. Felkorrigeringstermen visar på kointegration mellan variablerna varför slutsatsen att risken för nonsensregression är låg, kan dras. Med hjälp av ett Durbin-Watsonstest kan prövas huruvida autokorrelation mellan variablernas residualer föreligger. En låg DW-statistika, under 1, eller en hög, större än 3, skulle också antyda att autokorrelation i modellen finns. Om ingen autokorrelation i residualerna finns kommer DW-statistikan att ligga nära 2.⁶⁹ Det gör den i detta fall; DW-statistikan vars värde ligger på 1,715, varför misstanke om autokorrelation kan uteslutas. En hög R^2 -statistika som närmar sig 1 kan också vara ett tecken på att variablerna är starkt lineärt relaterade trots att de i själva verket är helt

⁶⁸ OECD (1997) s. 14

⁶⁹ Matematiska Institutionen, Linköpings Universitet (2006), 2007-03-17

oberoende.⁷⁰ Med det relativt låga värdet på R^2 som uppvisas här kan så eventuell misstanke om nonsensregression uteslutas även med detta mått mätt.

Sammanfattningsvis får som väntat förändring arbetslöshet en signifikant inverkan på förändring i reallön; lönetillväxten sker snabbare då förändringstakten i arbetslösheten ändras. Även koefficienten för arbetsproduktivitet får ett väntat signifikant positivt tecken.

Ekvationen med sysselsättning

Den modell i tabell 4.1., i vilken arbetslöshet har bytts ut mot sysselsättning, har testats både med och utan en felkorrigeringsterm. Detta för att koefficienten för felkorrigerings termen får ”fel” tecken, vilket i sin tur tyder på insignifikans. I båda fallen visar dock förändring i sysselsättning ha en statistiskt säkerställd inverkan på tillväxttakten i reallön. Modellens totala signifikans blev heller inte märkbart högre av att ta bort termen helt ur ekvationen, varför det är denna version som redovisas i tabell 4.1. Signifikansen hos förändring i arbetsproduktivitet visar också på en lägre slutsiffra då förändring i sysselsättningsgrad ersätter arbetslöshet som förklarande variabel. Att samtidigt inkludera både arbetslöshet och sysselsättning i modellen är inte möjligt då de uppvisar starka bevis på kollinearitet.

Förändring i arbetsproduktivitet mister delar av dess signifikans då sysselsättning inkluderas i modellen istället för arbetslöshet, vilket förmodligen är en indikator på att variablerna är relativt sammanlänkade sinsemellan då hög sysselsättning i allmänhet leder till högre produktivitet. Detsamma gäller för inberäkning av en felkorrigerings term i modellen. Den justerade determinationskoefficienten R^2 uppvisar ett marginellt mindre värde då felkorrigerings termen exkluderas ur ekvationen, varför det sannolikt inte är meningsfullt att utöka modellen med denna variabel. Utifrån ekvationens resultat torde det vara av mindre betydelse att byta ut arbetslöshet mot sysselsättning som oberoende variabel, då den ursprungliga löneekvationen (3.1) ger högre förklaringsgrad, signifikans för fler variabler samt ett rättvänt tecken för felkorrigerings termens koefficient. Ekvation

⁷⁰ Westerlund (2005), s 205

(3.12) ger alltså ekonometriskt inga utfall att grunda vidare prognoser på, med undantag av den signifikanta inverkan sysselsättningen ensam har på utvecklingen av reallön i Sverige. En högre sysselsättningsgrad kan alltså bistå med förklaring till reallöneökningar, vilket också får empiriskt och teoretiskt stöd enligt studiens avsnitt 2 och 3.

Sysselsättningsgraden i sig har dock en signifikant inverkan på reallönens tillväxttakt i ekvationerna både med och utan felkorrigeringsterm. De höga värdena från DW-testen (1,919) tyder på att autokorrelation i residualerna inte existerar. R^2 -värdet (0,276) är relativt låga vilket också indikerar att autokorrelation i residualerna inte existerar. Serierna har gjorts stationära genom att differentieras en gång och behöver inte testas för enhetsrot.

I samband med den ekonomiska krisen i Sverige under senhösten 1992 skedde ett skifte av rådande växelkursregim, där den fasta växelkursen övergick till att bli rörlig. Det är inte orimligt att anta att denna kan ha påverkat de samhällsekonomiska variablerna som framhålls som oberoende i denna studie, i strukturell bemärkelse. Två tester har därför genomförts för att avgöra om det finns skillnader i de olika parametrarnas inverkan på löneökningstakten under perioden med fast växelkurs; 1980-1992, jämfört med perioden därefter med rörlig växelkurs; 1993-2008 (2006 i fallet med barometerdata. Notera att data för 2007 och 2008 är prognoser, baserade på data från Konjunkturinstitutet). De tester som utförts har varit ett Chow-test, samt ett test med dummy-variabler för att ytterligare stärka testresultaten. Testernas tillvägagångssätt redogörs för kortfattat nedan, tillsammans med respektive utfall. Testerna har begränsats till att innefatta de variabler som inkluderats i de slutliga modellerna (test för strukturell stabilitet har således inte utförts på samtliga barometerdataserier, se avsnitt 4.2.). Chow-testet, se appendix C, för de aktuella parametrarna visar på strukturell stabilitet i samtliga. Nollhypotesen⁷¹ kan således accepteras. Även testet med dummy-variabler, se appendix C, styrker de resultat⁷² Chow-testet frambringade. Det finns inget statistiskt stöd för att signifikanta strukturella

⁷¹ H_0 : Strukturell stabilitet H_1 : Ej strukturell stabilitet

⁷² H_0 : Strukturell stabilitet H_1 : Ej strukturell stabilitet

brytningar skulle existera i dessa variabler som följd av skiftet i penningpolitisk regim. Denna skall alltså ej ha någon effekt på löneökningstaktens nivå, varför hänsyn till dummy-variabler ej behöver tas fortsättningsvis. Signifikanta strukturella nivåskiften kan inte sägas ha ägt rum enligt Chow-testet samt dummytestet ovan.

4.2. Utveckling av modell med barometerdata

Inledningsvis i avsnittet presenteras den general-to-specificmetod vilken använts för att utveckla modell (3.12) med barometerdata. Därefter följer skattning av modellen tillsammans med löpande analys. Slutligen presenteras resultat från test för stationäritet samt test för strukturella skift med hjälp av Chow- och dummymetoderna.

General-to-specificmetoden

Teori har sällan något att säga kring de ekonomiska sambanden rent funktionellt, varför dubier kring vilka variabler som skall inkluderas, eller inte inkluderas, i modellen ofta uppstår. Konsekvenserna av att utlämna en signifikant förklarande variabel i modellen kan vara förödande för resultatet. Irrelevanta variabler hör heller inte hemma i en förklarande modell, men kan vara lättare att upptäcka då deras koefficienter oftast visar på insignifikans vid regressionsanalys. Här har Hendry (1983) *general-to-specificmetod* som beskriven i Thomas (1997) använts för att stegvis utvärdera vilka av barometerdataserierna som lämpar sig för att ingå som förklarande variabler i löneekvationen. Denna är bland annat mycket användbar i situationer där det kanske inte råder någon direkt osäkerhet kring vilka variabler som skall inkluderas i modellen, men hur och om dessa i så fall skall vara laggade eller differentierade.⁷³

Länge var en *simple-to-generalmetod* vanlig då det gällde att välja ut en lämplig modell. Som namnet indikerar utgick man från en enkel modell för att därefter lägga till ytterligare variabler och testa för samband. I general-to-specificmetoden är dock en generell och ofta lite mer komplicerad modell grund för testen, från vilken man därefter

⁷³ Thomas (1997) s. 354

drar bort variabler som tyder på insignifikans. Enligt Hendry (1983) bör en väl fungerande modell kunna förklara lämplig data, inkludera regressorer som är exogena samt ha konstanta parametrar vilka kan prognosticera väl även utanför de värden som använts för att skatta grundmodellen. Därtill, och kanske viktigast, är att modellen är konsistent med aktuell ekonomisk teori på området och är så förenklad som möjligt. Thomas (1997) citerar Milton Friedman (1953) som påpekar att ”en hypotes är viktig om den förklarar mycket med lite”. Det är dock viktigt att inte direkt förkasta en modell som inte uppfyller alla dessa krav, då den ändå kan bidra med nyttiga aspekter på det aktuella området. Med en komplex verklighet måste modellerna kunna anpassa sig därefter, och att utveckla och förändra en redan existerande modell är nödvändigt för att kunna förbättra resultaten.⁷⁴

General-to-specificmetoden har använts vid utveckling av den existerande löneekvationen för prövning av en eventuell inkludering av barometerdataserier i modellen. Syftet har varit att finna en utvidgad modell av löneekvation (3.11), och pröva om någon av barometerdataserierna fungerar som förklaringsvariabel tillsammans med felkorrigeringstermen, förändring i arbetsproduktivitet och förändring i arbetslöshet. Denna utvidgade modell (3.12) har tagits fram genom att alla dataserier, uttryckta i nivå, förändring och en laggad tidsperiod inledningsvis har testats mot förändring i reallön, varpå insignifikanta variabler stegvis har tagits bort. Att dataserien är uttryckt i nivå innebär här att serien har testats i sin ursprungsform. Förändring innebär att barometerdataserien har differentierats en gång. Det general-to-specific stegvisa urvalet av variabler redovisas för i bilaga 1, förklaring till samtliga variabler i appendix B. Dock redovisas överhuvudtaget inte resultat för dataserier utan tidsförskjuten nivå då dessa inte kunde visa på några som helst signifikanta utfall, utan snarare kollinearitet med andra variabler. Bedömningen gjordes därmed att barometerdataserier uttryckta i förändring och en laggad tidsperiod innehöll tillräcklig information för att kunna göra relevanta tester.

Den utökade modell vilken först testats i SPSS har följande utseende:

⁷⁴ Thomas (1997) s. 361

$$\Delta w_t - \Delta p_t = \lambda_0 - \lambda_2 u_t + \lambda_3 \Delta a_t - \lambda_3 (w_{t-1} - p_{t-1} - a_{t-1}) + \lambda_4 v_t + \Delta \lambda_5 v_t + \lambda_6 v_{t-1} + \lambda_7 k_t + \Delta \lambda_8 k_t + \lambda_9 k_{t-1} + \lambda_{10} o_t + \Delta \lambda_{11} o_t + \lambda_{12} o_{t-1} + \lambda_{13} b_t + \lambda_{14} f v_t + \Delta \lambda_{15} f v_t + \lambda_{16} f v_{t-1} + \lambda_{17} f k_t + \Delta \lambda_{18} f k_t + \lambda_{19} f k_{t-1} + \lambda_{20} f a_t + \Delta \lambda_{21} f a_t + \lambda_{22} f a_{t-1} + \lambda_{23} f o_t + \Delta \lambda_{24} f o_t + \lambda_{25} f o_{t-1} + \lambda_{26} f p_t + \Delta \lambda_{27} f p_t + \lambda_{28} f p_{t-1} \quad (4.5)$$

Därefter har variabel för variabel stegvis exkluderats beroende på mått av insignifikans. Ekvation (3.12) visar modellens slutliga form, och bilaga 1 redovisar genom utskrifter från SPSS hur urvalet gått till. I tabell 4.2. visas resultat från skattning av ekvation (3.12) Variabler i löneekvationen är nulägesomdöme kring produktionsvolym (v), produktionskapacitet (k), orderstock (o) och brist på yrkesarbetare (b), samt förväntningar kring produktionsvolym (fv), produktionskapacitet (fk), antal anställda (fa), ordergång (fo) och försäljningspriser (fp), samt arbetsproduktivitet (Δa_t), arbetslöshet u_t och en felkorrigeringsterm ($w_{t-1} - p_{t-1} - a_{t-1}$).

Tabell 4.2. Skattning av löneekvationen utökad med barometerdata

$\Delta w_t - \Delta p_t$	Modell med barometerdata (3.12)
Konstant	0,086*** (4,187)
Δu_t	1,147** (3,218)
Δa_t	0,446 (1,584)
$(w_{t-1} - p_{t-1} - a_t)$	- 0,300 (-1,850)
v_{t-1}	- 0,002** (- 3, 040)
o_{t-1}	0,001* (2, 218)
fp_{t-1}	- 0,002*** (- 4,463)
Adjusted R^2	0, 577
DW	1, 591

* Anger signifikans med 90 procents konfidens

** Anger signifikans med 95 procents konfidens

*** Anger signifikans med 99 procents konfidens

t-värden inom parentes

Ur tabell 4.2. kan utläsas att nulägesomdöme om produktionsvolym, orderingång samt förväntningar på framtida priser tillsammans med förändring i arbetslöshet och arbetsproduktivitet, samt felkorrigeringstermen påverkar reallöneutvecklingen. Alla variabler utom förändring i arbetslöshet och felkorrigeringstermen uppvisar signifikanta resultat. Den sistnämnda får dock ”rätt” tecken i modellen. Förändring i arbetslöshet visar på signifikans, dock med en positiv koefficient. Modellen har även testats utan arbetslöshet, vilket inte bidrog till högre förklaringsgrad varför parametern kvarstår i ekvationen. Barometerdatavariablerna produktionsvolym, orderingång och prisförväntningar har alla testats för nivå, förändring samt nivå laggad en tidsperiod. Endast nivå från föregående period visar på signifikans, varför det kan antas att det tar viss tid för reallönen att anpassa sig efter nya förväntningar och omdömen i dessa variabler.

Tabell 4.2. tyder på att nulägesomdöme för produktionsvolym och orderstock, samt förväntningar på priser, samtliga förskjutna en tidsperiod, tillsammans med förändring i arbetslöshet och arbetsproduktivitet påverkar reallöneutvecklingen. Ett positivt värde på nulägesomdöme för produktionsvolym indikerar att denna förväntas stiga. Detta kan vara ett tecken på företagen i en högkonjunktur producerar mer, eftersom de har många anställda och mycket kapital. Koefficienten antogs vara positiv då en ökad produktionsvolym kan medföra att företaget vill anställa fler individer för att klara den ökade volymen. Utfallet i modellen visar istället på en negativ koefficient, vilket får tolkas som att det finns utrymme för produktionen att öka, men att resurserna inte räcker till. Därtill innebär inte en ökad produktionsvolym att efterfrågan motsvarar utbudet. Ett stort lager med osålda varor leder inte till ett behov hos företagen att nyanställa, snarare är förhållandet det omvända och koefficientens negativa värde blir med denna tolkning inte överraskande.

En stor orderstock kräver att produktionen ökar vilket i sig medför ökad efterfrågan på arbetskraft, något makroekonomisk teori indikerar som en löneupptrivande faktor. Orderstockens storlek verkar ha betydelse för löneutvecklingen, men att det tar viss tid för marknaden (lönesättarna) att anpassa lönerna efter förväntningarna. En stor orderstock

kräver att produktionen ökar vilket i sig medför ökad efterfrågan på arbetskraft, något makroekonomisk teori indikerar som en löneupptrivande faktor. Den positiva koefficienten hos orderstocken som är laggad en tidsperiod är därför väntad.

Företagens förväntningar på försäljningspriser visar också på signifikans i modell (3.12). Koefficienten förväntas vara positiv, då höga försäljningspriser kan tolkas som att företagen räknar med att kunna sälja sina varor till ett högre pris. Efterfrågan torde således vara större än det aktuella utbudet. Hög efterfrågan på företagets varor bör sannolikt innebära att företaget vill producera mer och därmed anställa fler. En annan tolkning kan, i likhet med den för nulägesomdöme om produktionsvolym, vara att företaget vill, men inte kan, anställa fler för att komma upp i den produktion som krävs för att motsvara den höga efterfrågan. Detta skulle kunna förklara variabelns negativa inverkan på förändring i reallön. En annan tänkbar möjlighet är att denna variabel är ett exempel på just nonsensregression, och att dess starka negativa signifikans för löneutveckling inte skall ses som annat än en tillfällighet.

Arbetsproduktiviteten får i modell (3.12) "rätt" koefficient, vilken dock ej är skild från noll. Förändring i arbetslöshet har en stark signifikans inverkan på reallönens utveckling, men i denna modell med en positiv koefficient istället för den förväntade negativa. Detta kan te sig smått besynnerligt då ökad arbetslöshet implicerar en lägre lön. Sett i relation till övriga förklarande variabler är det dock möjligt att den positiva effekten en ökad orderstock medför tillsammans med de negativa effekter produktionsvolymen och försäljningspriserna innebär, tar ut arbetslösheten. De förklarande variablerna skall ses som förklarande tillsammans, och inte var för sig, varför det är möjligt att modellen kan användas i prognosyfte även med det omvända tecknet för arbetslöshet.

Eftersom tester med barometerdata är sällsynta och några utländska studier med samma bas inte är kända, går det inte att avgöra hur signifikanta resultat den utökade modellen skulle ge vid studier utanför Sverige. Det är möjligt att en ny modell är överflödigt och att det väsentliga är att endast se till utfallen, men bedömningen har gjorts att utvecklingen till en modell har underlättat studiens överskådlighet.

Konjunkturinstitutet antar att konfidensindikatorerna är normalfördelade, trots detta har test för enhetsrot i den utvecklade modellen utförts, för vilket redogörs i tabell C.7 i appendix C. Enhetsrotstesten har gjorts enligt Dickey-Fullermetoden, se appendix C för att utröna om variablerna faktiskt är stationära eller ej. Nollhypotesen⁷⁵ $\gamma = 0$ kan inte förkastas i något av fallen, varför normalfördelningsantagandet inte kan ses som fullt konsistent. Detta innebär att om samtliga variabler samtidigt inkluderas i den utökade löneekvationen kan det inte uteslutas att regressionen är av nonsenskaraktär, och att påvisade samband i själva verket kanske inte alls föreligger. Grafiskt följer dock dessa tre variabler utvecklingen i reallön, varför ett samband dem emellan de senaste 25 åren ändå förefaller att existera. Ett flertal av dataseriernas ursprungsvärden är negativa, varför en logaritmering av talen heller inte är möjlig.

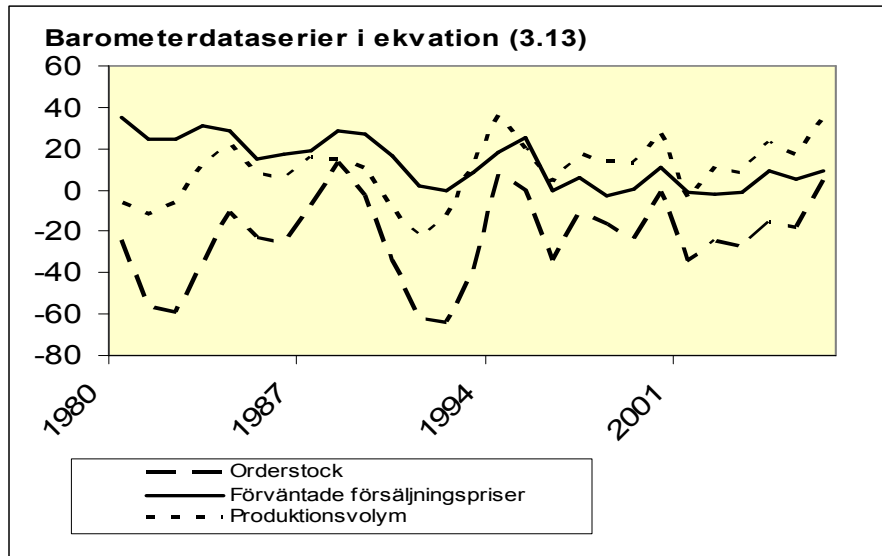
Den utökade modellen (3.12) med barometerdataserier är något mer besvärlig att analysera än de ovanstående av den anledning att ett flertal förmodat icke-stationära variabler inkluderats i ekvationen. Resultaten skall därför tas med en nypa salt. Inledningsvis bör dock påpekas att DW-statistikan inte tyder på autokorrelation i något av fallen, ej heller är R^2 -värdena av anmärkningsvärd karaktär. Låga DW-värden, en R^2 -statistika nära 1 och högt signifikanta variabler kan annars tillsammans vara indikatorer på att nonsensregression föreligger. Eftersom Dickey-Fullertestet visade på enhetsrot i variablerna kan hypotesen om icke-stationäritet inte förkastas, trots det antagande Konjunkturinstitutet gör rörande normalfördelning av variablerna. Testet har genomförts trots detta antagande, då många variabler i ekonomisk teori inte är normalfördelade.

Bedömningen görs dock att angreppssättet här skall vara av mer pragmatisk karaktär. Då test med barometerdata är en relativt ny metod ligger vikten av testresultaten på att kunna påvisa samband. Någon allmängiltig metod för bearbetning av dataserierna finns ännu inte, varför det är mycket upp till respektive forskare att se till vilka serier som ger mer eller mindre signifikanta utfall i befintliga eller utvecklade modeller. Därför skall avvikelser från vissa av Hendrys (1983) kriterier för vad som är en adekvat modell göras

⁷⁵ $H_0: \gamma = 0$ $H_1: \gamma < 0$

för vidare analys av utfallen i utvecklade löneekvationer som beskrivna nedan. Förbehåll för modellernas prognosförmåga skall dock framhållas.

Diagram 7. Barometerdatautveckling 1980-2006



Källa: Konjunkturinstitutet

Test för strukturella skift i variablerna har genomförts med hjälp av ett Chow-test, samt ett dummytest för att ge testen extra styrka, se appendix C. Chow-testet för de aktuella parametrarna visar även här på strukturell stabilitet. Nollhypotesen⁷⁶ kan således accepteras. Även testet med dummy-variabler styrker de resultat⁷⁷ Chow-testet frambringade. Det finns inget statistiskt stöd för att signifikanta strukturella brytningar skulle existera i dessa variabler som följd av skiftet i penningpolitisk regim. Denna skall alltså ej heller i modellen med barometerdata ha någon effekt på löneökningstaktens nivå, varför hänsyn till dummy-variabler ej behöver tas fortsättningsvis. Signifikanta strukturella nivåskiften kan inte sägas ha ägt rum enligt Chow-testet samt dummytestet ovan.

⁷⁶ H_0 : Strukturell stabilitet H_1 : Ej strukturell stabilitet

⁷⁷ H_0 : Strukturell stabilitet H_1 : Ej strukturell stabilitet

Sammanfattningsvis har i princip samma variabler som antogs påverka lönebildningen i Sverige enligt avsnitt 1.1. även gjort så. Ett par barometerdatavariabler visar på signifikans. En utförligare sammanfattande diskussion kring resultat och orsaker till skillnader och likheter följer i avsnitt fem.

5.

Sammanfattande diskussion

Detta avslutande avsnitt syftar till att binda samman teori, empiri samt tidigare forskning som presenterats löpande i studien. Inledningsvis förs en diskussion kring eventuella brister hos löneekvationen och den metodik vilka har verkat som underlag för tester i studien. Därefter följer en sammanfattande analys kring resultatet av dessa innan avsnittet avslutas med förslag till vidare forskning.

Vad som är viktigt att ha i åtanke vid analys av löneekvationen och av den utvecklade modellen, i likhet med andra makroekonomiska modeller, är att antalet variabler och parametrar är betydligt färre än vad som krävs för att korrekt kunna beskriva verkligheten. I de flesta fall söker varje enskild komponent att fånga upp flera fenomen i ekonomin. Ett dylikt exempel i denna studie är arbetsproduktiviteten, vilken representerar både direkta och indirekta komponenter. En variabel, eller modell, kan således inte tolkas helt entydigt och att dess matematiska värde inte alltid överensstämmer med empiriska utfall kan alltså ha många olika orsaker.

Då statistiska metoder brukas föreligger alltid risk för feltolkningar och felspecificationer av modeller. Dessutom finns risken att inte ha tillgång till all information som behövs för att korrekt kunna analysera utfallen. Den grundmodell för lönebildning som löneekvationen utgör har förvisso testats på flera olika sätt och dess urval av påverkande faktorer är underbyggda av teoretisk och empirisk analys, men risken att en relevant variabel utelämnats kan inte uteslutas. Att som i denna studie då söka utöka modellen med sysselsättning och barometerdataserier är ett sätt att finna andra, förklarande variabler till löneökningstakten. Även om modellen brister i exakthet är de inkluderade variablerna mycket relevanta att tolka, varför intressanta slutsatser och samband ändå kan dras på ett tillfredsställande sätt och uppmuntra till vidare forskning.

Studien har begränsats till att röra svenska data under en specifik tidsperiod, med fokus på reallöner samt ett i sammanhanget fåtal och fastställda variabler. Såsom studien har

fortlöpht har dessa avgränsningar varit av relevans för att ge en övergriplig, konsekvent och överskådlig bild av vad som har varit uppsatsens fokus; lönebildningens bestämmningsfaktorer i Sverige. Givetvis kan fler faktorer prövas för signifikans, men detta hade resulterat i en studie vars omfång hade blivit betydligt större än denna. Variabler såsom förändringar i BNP, växelkurs och terms of trade har utelämnats, men spelar förmodligen roll för löneutvecklingen i en liten, öppen ekonomi som Sverige. Det är också möjligt att löneökningstakten skiljer sig åt mellan olika branscher, vilket inte heller prövats här. En variabel vilken mätte humankapitalets nivå hade förmodligen också varit på sin plats, främst för individuella löneavtal, men en sådan nivå är synnerligen svår att mätas och utgör enskilt ett helt arbetsområde. Avgränsningarna har således varit nödvändiga och hade förmodligen kunnat vara fler utan att störa studiens resultat märkbart.

Regressionsmetodiken vilken har utgjort angreppssättet för studien har inte alltid kunnat påvisa signifikanta utfall och har visat sig besitta brister vad gäller behandling av variabler vilka inte kan göras stationära. Förvisso kan icke-linjära kurvor anpassas och omvandlas till exempelvis polynom, vilket dock här hade inneburit ett avsteg från den strävan och önskan att se eventuell samvariation mellan variabler på vilken uppsatsen bygger. Regressionsanalys är ingen perfekt metod för analys av ekonomiska tidsserier men den för tillfället bäst förekommande.

Utefter de variabler och modeller som testats ovan förefaller den ursprungliga ekvationen (3.1) som beskriven i Cahuc, Zylberberg (2004) ge den bästa förklaringen till reallöneutvecklingen i Sverige. Att byta ut arbetslöshet som mått på resursutnyttjande mot sysselsättning ger förvisso signifikans till denna enskilda variabels betydelse, men i relation till övriga förklarande variabler gör den sig mindre bra. Den utvidgade modell som använts för att analysera barometerdataserierna ger stöd åt befintliga variabelers inverkan på lönebildningen, även om utfallet på vissa håll har förefallit mer eller mindre oväntat. Detta rör huvudsakligen tecknen på koefficienterna för produktionsvolym och förväntade försäljningspris. Variablernas påvisade icke-stationaritet medför också svårigheter i att tilldela ekvationens utfall alltför stor betydelse vid exempelvis

prognostisering. Det är möjligt att resultatet hade blivit annorlunda om andra metoder för bearbetning av barometerdata funnes.

Betydelsen av den ökade samordningen vad gäller lönesättning kan också inverka på testernas resultat. Det är möjligt att löneutvecklingen inte följer ekonomiska svängningar på samma sätt idag då ökad hänsyn skall tas i alla sektorer, jämfört med hur lönesättningen såg ut innan tiden för bland annat Industriavtalet. Centrala avtal har förvisso existerat länge i syfte att undvika lönespiraler, men har på tjänstemannasidan kommit att ersättas av, eller kompletteras med, individuella avtal varför det kanske snarare är så att löneflexibiliteten ökat på senare år. Om så är fallet är det den ökade flexibiliteten som ännu inte kommit att avspegla sig i lönernas utveckling. Lönesamordning i linje med Industriavtalet och funktionen hos Medlingsinstitutet med huvudsakligt mål att stabilisera lönebildningen och uppnå ett samhällsekonomiskt gynnsamt löneutfall, leder till en lönebildning som resulterar i en högre sysselsättning. Mycket tyder på att löneutvecklingen har åtstramats sedan inrättningen av dessa, men för kort tid har förmodligen löpt sedan dess för att ekonometriska studier skall kunna ge relevanta utfall.⁷⁸ Det utesluter dock inte att resultaten i denna studie kan ha påverkats av nämnda faktorer.

Huruvida NAIRU har ökat eller minskat under periodens tidsram är utifrån löneekvationens utfall svårt att besvara. Arbetslösheten är förvisso ett par procentenheter högre idag än 1980 och har så varit under det senaste decenniet, och mycket tyder på att de stelheter som råder på arbetsmarknaden i Sverige idag snarare försvårar möjligheterna för den att sjunka. Även Beveridgekurvan antydde att ett skifte av kurvan hade ägt rum i början av 2000-talet, vilket skulle vara en indikator på att matchningseffektiviteten hade försämrats. Utvecklingen efter 2003 tyder dock på att kurvan åter rört sig inåt mot bättre matchning.⁷⁹ Följer arbetslösheten samma mönster är det tänkbart att en eventuell ökning av NAIRU är mindre än vad som tidigare förmodats, och således ingen permanent ökning av jämviktsarbetslösheten utan snarare en långvarig effekt av krisen på 1990-talet. Detta

⁷⁸ Lundberg et al (2007) s. 30

⁷⁹ Lundberg et al (2007) s. 31

är en tänkbar förklaring då krisens chockeffekt spred sig till ekonomins alla områden och inte bara påverkade arbetslösheten och lönerna. Beroende på vad som anses vara en hög nivå på arbetslöshet, kan teorin om hysteresis också förkastas i Sveriges fall. Visar det sig att arbetslöshetsnivån är på väg nedåt är det ett tecken på att den höga nivån inte har permanentat sig själv, vilket är definitionen av hysteresis, men att den tröga anpassningshastigheten beror på persistens. Dock kvarstår det faktum att arbetslösheten är högre idag än vad den var 1980, men nivån skiftar från år till år och det är inte otroligt att den nya regeringens arbetsmarknadspolitik⁸⁰ kan leda till en mer rörlig arbetsmarknad och på så vis bidra till en ökad sysselsättning. Troligtvis är det bristen på arbetskraft som kommer att bli problemet i Sveriges fall. Antalet lediga vakanser ökar men de blir allt svårare att tillsätta, vilket kommer att påverka såväl inflation som ökad löneglidning och begränsad tillväxt på grund av ofrivillig personalbrist framöver.⁸¹ Det faktum att kollektivavtalen sträcker sig över en treårsperiod påverkar lönestelheten, och detta kan förmodligen vara samhällsekonomiskt positivt om bristen på arbetskraft kvarstår. Löneglidningarna kan förvisso bli stora men avtalens riktlinjer kvarstår.

Hypotesen som presenterades i avsnitt 1.1. antog att löneekvationen (3.1) skulle ge signifikanta utfall även i Sverige. Detta stämmer vad gäller arbetslöshet och arbetsproduktivitet men inte felkorrigeringstermen. Det antagande som ligger bakom Phillipskurvan är således förenligt med utvecklingen här; då arbetslösheten sjunker stiger de nominella lönerna. Studiens resultat ger med andra ord stöd till teori såväl som till tidigare empiri.

Studiens andra hypotes antog att barometerdataserier skulle påverka lönebildningen i Sverige. Detta har visat sig vara korrekt i ett fåtal fall men lång ifrån samtliga. Teori och metod för bearbetning av barometerdata har, som poängterats, varit sällsynt förekommande. Den studie av Hansson, Jansson och Löf (2003) vilken utreder huruvida barometerdata med fördel kan användas vid prognosticering eller ej, fastställer att metoden i sin nuvarande form sällan ger signifikanta utfall, något som stöds av resultaten

⁸⁰ Se www.regeringen.se, under Arbetsmarknadsdepartementet för ytterligare information kring dess politik

⁸¹ Affärsvärlden 2007:12

i denna studie. Som redan påpekats skulle förmodligen en alternativ bearbetning leda till andra utfall om problemet med påvisad icke-stationäritet kunde lösas. Slutsatsen är att de faktorer som bestämmer löneökningstakten i Sverige är arbetslöshet, arbetsproduktivitet, nulägesomdöme kring produktionsvolym och orderstock, förväntningar på priser samt en felkorrigeringsterm. Att studera dessa variablers upp- eller nedgång över tiden kan alltså vara till hjälp vid prognosticering av kommande löner. Dock med förbehållet att förhandlingsparter vid kollektivavtal i dagens Sverige tycks eftersträva minskade löneklyftor snarare än att se till samhällsekonomin utveckling och förväntningar på denna, vilket kan få konsekvenser i form av högre inflation och minskad sysselsättning på grund av för högt satta reallöner.

Uppsatsens resultat tillsammans med utfall i tidigare studier, såsom OECD (1997) och Cahuc och Zylberberg (2004), har visat på att löneutvecklingens bestämningsfaktorer inte har ändrats avsevärt under årens lopp varför det inte är orealistiskt att förvänta sig att framtida lönebildning kommer att följa samma mönster. För framtida forskning hade det varit av intresse att studera vilken effekt på löneutvecklingen, och samhällsekonomin, som de treåriga kollektivavtalen har inneburit efter 1997 då Industriavtalet tecknades. Hur lagstadgade minimilöner påverkar lönebildningen i länder som tillämpar denna princip, till exempel USA och Frankrike, är också av vikt för vidare forskning, samt om detta är något som vore möjligt eller ens önskvärt att införa även i Sverige. Som påpekades i avsnitt 1.2. har ett otal studier redan gjorts om lönebildning, ett lika stort antal kommer sannolikt att följa, vilket påtalar ämnets relevans i samhällsdebatten samt det faktum att lönebildning är något som rör alla arbetsföra medborgare i ett land. Det är således med intresse som undertecknad kommer att följa framtida forskning kring, och utfall av, löneavtal i Sverige och internationellt!

6. Referenser

Arbetsmarknadsdepartementet: <http://www.regeringen.se/sb/d/8270>, 2007-03-27

Blanchard O, L Katz (1996): *What we know and do not know about the natural rate of unemployment*, NBER Working Paper 5822

Borg A (2005): *Sänkta ersättningar, löner och sysselsättning*, Ekonomisk Debatt 2005:6, s 34 - 43

Brooks C (2002): *Introductory Econometrics for Finance*, Cambridge: Cambridge University Press

Carling A, O Djerf, E Kazamaki Ottersten, H Ohlsson (1998): *Lönekostnadsutvecklingens effekter på sysselsättningen*, Ekonomisk Debatt 1998:7, s 505 - 513

Cahuc P, A Zylberberg (2001): *Labor Economics*, Massachusetts: MIT Press

European Trade Union Institute, Annual Report 2006: *The Coordination of Collective Bargaining in Europe*, www.etui-rehs.org, 2007-03-08

Elmeskov J, M MacFarlan (1993): *Unemployment persistence*, Paris: OECD Economic Studies no 21, s 57 - 88

Enders W (1995): *Applied Econometric Time Series*, New York: Wiley & Sons, Inc.

Ericsson, N och J MacKinnon (2002): *Distributions of error correction tests for cointegration*, *Econometrics Journal* vol 5 2002, www.econ.queensu.ca/faculty/mackinnon/papers/ecm-final.pdf, 2007-03-13

Forslund A, N Gottfries, A Westermark (2005): *Real and nominal wage adjustments in open economies*, IFAU Working Paper 2005:23

Fregert K, L Jonung (2003): *Makroekonomi – Teori, politik och institutioner*, Lund: Studentlitteratur

Hansson J, P Jansson, M Löf (2003): *Business Data Survey: Do they help in forecasting the Macro Economy?* Konjunkturinstitutet, Working Paper nr 84

Konjunkturinstitutet (2006): *Lönebildningsrapporten*, Stockholm

Kungliga Vetenskapsakademien (2003): *Statistiska metoder för ekonomiska tidsserier*
www.kva.se, 2007-03-13

Kääntä P (2007): *Brist på arbetskraft hot mot tillväxten*, Affärsvärlden 2007:12

Körner S, L Wahlgren (2000): *Statistisk dataanalys*, Lund: Studentlitteratur

Layard R, S Nickel, R Jackman (1994): *The Unemployment Crisis*, Oxford: Oxford University Press

Ljung, B (2007): *Facket laddar sitt lönevapen*, Affärsvärlden 2007:8

Lundborg P, J Vartiainen, G Zettergren (2007): *Den svenska jämviktsarbetslösheten: En översikt av kunskapsläget*, Konjunkturinstitutet Specialstudier nr 11

Matematiska Institutionen, Linköpings Universitet (2006), föreläsning i statistik:
www.mai.liu.se/~lohal/kurser/HSTA06-B/forelasning7.ppt, 2007-03-17

OECD (1997): *Employment Outlook*, Paris: OECD

Stany L, A Söderberg (2006): *Millenniebubblan*, Magisteruppsats vid Linköpings Universitet

Thomas R.L (1997): *Modern Econometrics. An Introduction*, Harlow: Addison- Wesley

Westerlund J (2005): *Introduktion till ekonometri*, Lund: Studentlitteratur

Elektroniska källor

Definitioner och information kring ekonomisk utveckling har hämtats på www.ekonomifakta.se , 2007-03-21

Data över arbetslöshet, sysselsättning, arbetsproduktivitet, reala och nominella löner samt barometerdata har hämtats på www.konj.se , 2007-02-28

Data över arbetslöshet, sysselsättning, arbetsproduktivitet samt reala och nominella löner har hämtats på www.scb.se, 2007-02-27

Lästips

Blanchflower D, L Summers (1986): *The Wage Curve*, Cambridge: MIT Press

Blanchflower D, A Oswald (1992): *International Wage Curves*, FIEF Working Paper 105

Farm A (2003): *Den nya vakansstatistiken*, Ekonomisk Debatt 2003:6

Forslund A, A-S Kolm (2001): *Lönebildning, arbetslöshet och sysselsättning*, Ekonomisk Debatt 2001:4, s 303 - 310

Hjelm G (2006): *Kan arbetsmarknadens parter minska jämviktsarbetslösheten? Teori och modellsimuleringar*, Konjunkturinstitutet Working Paper no 99

Kaiser R (2001): *Measuring Business Cycles in Economic Time Series*. Berlin: Springer-Verlag

Perron P (1989): *The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis*, Econometrica vol. 57:6

Vartiainen J (2003): *Samordning av lönebildning och Sveriges EMU-beslut*, Ekonomisk Debatt 2003:4

Appendix A1.

Uträkning av aktuella variabler utifrån data från Konjunkturinstitutet, www.konj.se.

Variabelförteckning		Beräkning
Nominell lön	w_t	Naturlig logaritm av nominell lönesumma i miljoner kronor dividerad med arbetade timmar i 10 000-tal för beräkning av genomsnittlig timlön.
Prisnivå	p_t	Produktion i löpande priser dividerad med produktion i fast pris.
Arbetslöshet	u_t	$(U/(U+L))$ där U = antal arbetslösa, L = antal i arbete. Här inkluderas även latent arbetssökande.
Arbetsproduktivitet	a_t	Produktion i miljoner kronor i fasta priser dividerade med arbetade timmar i 10 000-tal.
Sysselsättning	s_t	$(S/(\text{arbetskraften } 16-64 \text{ år}))$.

Appendix A2.

Lista över faktorer som i denna studie förväntas påverka lönebildningen i Sverige

Variabel	Förväntat/faktiskt tecken
Arbetslöshet	(-/-)
Arbetsproduktivitet	(+/-)
ECT	(-/-)
Sysselsättning	(+/-)
Produktionsvolym, nuläge	(+/-)
Produktionskapacitet, nuläge	(+/*)
Orderstock, nuläge	(+/-)
Brist på arbetskraft, nuläge	(+/*)
Produktionsvolym, förväntning	(+/*)
Produktionskapacitet, förväntning	(+/*)
Antal anställda, förväntning	(+/*)
Orderingång, förväntning	(+/*)
Pris, förväntning	(+/-)

* På grund av påvisad insignifikans ingår inte variabeln i någon av modellerna som slutligen testas i studien

Appendix B

Tabell över barometerdataserier

<i>Beteckning i Bilaga 1</i>	<i>Barometerdataserie</i>		
VAR00001	Produktionsvolym_{t-1}	(v)	Nulägesomdöme
VAR00002	Δ Produktionsvolym	(Δv)	Nulägesomdöme
VAR00003	Produktionskapacitet _{t-1}	(k)	Nulägesomdöme
VAR00004	Δ Produktionskapacitet	(Δk)	Nulägesomdöme
VAR00005	Orderstock_{t-1}	(o)	Nulägesomdöme
VAR00006	Δ Orderstock	(Δo)	Nulägesomdöme
VAR00007	Brist på yrkesarbetare _{t-1}	(b)	Nulägesomdöme
VAR00008	Produktionsvolym _{t-1}	(fv)	Förväntning
VAR00009	Δ Produktionsvolym	(Δfv)	Förväntning
VAR00010	Produktionskapacitet _{t-1}	(fk)	Förväntning
VAR00011	Δ Produktionskapacitet	(Δfk)	Förväntning
VAR00012	Antal anställda _{t-1}	(fa)	Förväntning
VAR00013	Δ Antal anställda	(Δfa)	Förväntning
VAR00014	Orderingång _{t-1}	(fo)	Förväntning
VAR00015	Δ Orderingång	(Δfo)	Förväntning
VAR00016	Priser_{t-1}	(fp)	Förväntning
VAR00017	Δ Priser	(Δfp)	Förväntning

Variabler markerade med fetstil är variabler vilka ingår i ekvation (3.12)

Appendix C

I detta appendix redogörs för de verktyg som använts vid analys av aktuella tidsserier i studien, samt för två metoder för beaktande av eventuella strukturella skift i parametrarna: Chow-test och dummytest. Avslutningsvis presenteras de matematiska utfallen för respektive test.

C.1. Analys av tidsserier

Om flera icke-stationära variabler skulle inkluderas i en regressionsmodell kan detta medföra en missvisande inferens, vilket beror på att genom att inkludera två av varandra oberoende icke-stationära variabler kan leda till missvisande stora värden på R^2 -och t -statistikorna och visa på lineärt samband, oberoendet till trots.⁸² För att pröva om en tidsserie är icke-stationär kan tester för enhetsrot genomföras på ett flertal sätt. De vanligaste metoderna är Dickey-Fuller- och Phillips-Perrontest. Här har genomgående DF-test genomförts på berörda variabler för att testa dess integrationsgrad. Ursprungligen använde Dickey och Fuller tre olika regressionsmodeller för test av enhetsrot, varav den som använts i denna studie innehåller variabler för både intercept och trend:

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t \quad (\text{C.1})$$

Parametern som testas är γ om $\gamma = 0$, innehåller serien $[y_t]$ en enhetsrot. Testet genomförs genom att använda OLS-metoden⁸³ för att få fram det skattade värdet på γ och dess standardavvikelse. Genom att jämföra med t -statistika speciellt framtagen av Dickey och Fuller för dylika tester kan $H_0: \gamma = 0$ accepteras eller förkastas. Skulle nollhypotesen accepteras innebär detta att vi inte kan förkasta att $[y_t]$ har en enhetsrot, och därmed inte heller förkasta att den är icke-stationär.⁸⁴

⁸² Westerlund (2005), s 205

⁸³ Ordinary Least Squares (OLS), eller minsta kvadrat(MK)-metoden på svenska

⁸⁴ Enders (1995) s. 221 f.

Ett sätt att göra om en icke-stationär process till en stationär dito sker via differentiering av dataserien. Detta innebär att tidsserien uttrycks som förändring från föregående tidsperiod istället för som absoluta värden:

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} \quad (\text{C.2})$$

En variabel som behöver differentieras en gång för att bli stationär betecknas $I(1)$, medan en i grunden stationär variabel benämns $I(0)$. När den nya, stationära, variabeln Δy_t uppskattats kan ytterligare beräkningar ta vid.⁸⁵ Längre var differentiering den enda metod som var känd vid bearbetning med icke-stationär data, och kan förvisso uppfånga dynamiken i förändringar på kort sikt men har svårare att förklara samvariation över en längre tid. Detta kan vara missvisande då ekonomisk teori ofta uttrycks i termer av nivå snarare än differenser. En analysmetod för förening av kort- och långsiktiga perspektiv utvecklades så på 1980-talet av Clive Granger och Robert Engle, där en speciell kombination av två eller flera icke-stationära serier kan vara stationär, vilket kallas *kointegration*. Relationer mellan kointegrerade variabler kan uttryckas i en felkorrigeringsmodell, vilken som bekant ingår i modellen för lönebildning, se avsnitt 3.1. Modellen är inte bara statistiskt korrekt utan bidrar även med en naturlig ekonomisk tolkning vilken ger att dynamiken i lönebildningsutvecklingen drivs av två krafter; dels en tendens att utjämna avvikelser från jämvikt, men också en kortsiktig dynamik runt den trend kring vilken den långsiktiga jämvikten kretsar.⁸⁶

Nästa steg i kointegrationsanalysen är att uppskatta en samvariation på lång sikt mellan reallön och arbetsproduktivitet, vilken har formen:

$$w_t - p_t = \lambda_0 + \lambda_3 a_t + e_t \quad (\text{C.3})$$

Är variablerna kointegrerade av graden (1,1) kan detta även ses grafiskt genom att se att dess trendutveckling tenderar att dra åt samma håll. I annat fall testas residualekvansen

⁸⁵ Brooks (2002) s. 367 ff.

⁸⁶ Kungliga Vetenskapsakademien (2003)

från ekvation (C.3) genom att skatta $[\hat{\epsilon}_t]$ och därefter göra ett Dickey-Fullertest på residualerna.⁸⁷

$$\Delta \hat{\epsilon}_t = \beta_0 + \gamma \hat{\epsilon}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (C.4)$$

$\Delta \hat{\epsilon}_t$ är första differensen av $\hat{\epsilon}$ medan ε representerar slump termen. Hypotesen om kointegration kan i likhet med i DF-testet uttryckas som en restriktion på parametern γ : $H_0: \gamma = 0$ och $H_1: \gamma < 0$. Under nollhypotesen existerar en enhetsrot i ϵ_t , vilket innebär att y_t och x_t inte är kointegrerade. Mot hypotesen inkluderar ingen enhetsrot och under dessa förhållanden är y_t och x_t kointegrerade. Fördelningen hos de kritiska värdena skiljer sig också dels från den vanliga t -fördelningen, men även från Dickey-Fuller-fördelningen, då kointegrationstestet utförs på skattade residualer istället för direkt på data. Istället används kritiska värden beräknade av ekonometrikerna Russel Davidson och James MacKinnon.⁸⁸

Tabell C.1. Stationaritet i felkorrigeringstermerna.

Dickey-Fuller (DF) unit root test

		DF	Acceptera H_0
	Reallön (w)	- 2,97046	Ja
	Arbetsproduktivitet (a)	- 0,9397	Ja
DF kritiska värden	10 %	- 3,24	
	5 %	- 3,60	
	1 %	- 4,38	

$H_0: \gamma = 0$ $H_1: \gamma < 0$

Nollhypotesen förkastas alltså om koefficienten är mindre än noll. Detta innebär att tidsserien inte innehåller en enhetsrot, och ses därmed som stationär. Här har nollhypotesen accepteras; tidsserien innehåller en enhetsrot och är inte stationär.

Tabell C.2. Stationaritet i produktionsvolym, orderstock och förväntade priser

⁸⁷ Enders (1995) s. 374 f.

⁸⁸ Westerlund (2005) s. 212

För ytterligare information kring beräkningar av kritiska värden för kointegration och felkorrigeringsmodeller hänvisas till MacKinnon och Ericsson (2000)

_Dickey-Fuller (DF) unit root test

		DF	Acceptera H_0
	Produktionsvolym (v)	- 0,22	Ja
	Orderstock (o)	- 0,1998	Ja
	Priser (fp)	- 0,1578	Ja
DF kritiska värden	10 %	- 3,24	
	5 %	- 3,60	
	1 %	- 4,38	

$$H_0: \gamma = 0 \quad H_1: \gamma < 0$$

Nollhypotesen förkastas alltså om koefficienten är mindre än noll. Detta innebär att tidsserien inte innehåller en enhetsrot, och ses därmed som stationär. Här har nollhypotesen accepteras; tidsserien innehåller en enhetsrot och är inte stationär.

Tabell C.3. Test för kointegration

Engle – Grangermetoden

		DF	Sign.
	γ	- 9,83051	***
Kritiska värden	10 %	- 4,8480	
	5 %	- 5,1836	
	1 %	- 5,8068	

*** Indikerar signifikans med 99 % konfidens

$$H_0: \gamma = 0 \quad H_1: \gamma < 0$$

Nollhypotesen indikerar att tidsserierna inte är kointegrerade, och därmed inte heller beter sig som en stationär variabel. Koefficienten skall vara mindre än värdet på γ för att nollhypotesen skall förkastas. Här förkastas nollhypotesen vilket innebär att mothypotesen accepteras; tidsserierna är kointegrerade.

C.2. Test för strukturell stabilitet

Nollhypotesen i *Chow-testet* för parameterstabilitet utgår från att strukturell stabilitet föreligger. Det innebär att koefficienterna i regressioner för två olika perioder är likvärdiga, och inga strukturella skillnader mellan perioderna föreligger. Inledningsvis

skattas en regressionsmodell för hela perioden. I nästa steg skattas separata ekvationer för de aktuella perioderna, i studien gäller (a) 1980-1993, (b) 1993-2006 (2008). De kvadrerade residualerna, SSE i ANOVA-tablån, sparas från alla tre ekvationer. Summan för (a) och (b) adderas och bildar SSE_{ab} , medan desamma för perioden totalt betecknas SSE_r . Ett F-test utförs på summan:

$$F = \frac{(SSE_r - SSE_{ab}) / k}{SSE_{ab} / (n_1 + n_2 - 2k)} \quad (C.6)$$

k representerar antalet parametrar i ekvationen, n_1 och n_2 betecknar antal observationer i respektive period. Om F-värdet är större än det kritiska F-värde som kan utläsas ur tabell, förkastas nollhypotesen om existens av strukturell stabilitet.⁸⁹

Ett alternativ till Chow-testet är att med hjälp av *dummy-variabler* testa för parameterstabilitet. Där Chow-testet endast utröner huruvida skillnader mellan perioder existerar eller ej, bistår dummy-variablerna med hjälp till att fastställa var skillnaden finns. Även här skattas först en grundekvation enligt följande:

$$Y_t = a_1 + a_2 D_t + \beta_1 X_t + \beta_2 (D_t X_t) + u_t \quad (C.7)$$

Nya variabler i ekvationen är β_2 , som mäter skillnad i lutning mellan de två perioderna, a_2 vilken är ett differentialintercept och anger skillnad i intercept mellan perioderna, samt D_t som representerar dummy-variabeln. Denna nivådummy antar värdet 1 under perioden 1980-1992, och 0 för 1993-2006 (2008). Variabeln $D_t X_t$ är således endast av relevans under period 1. Viktigt vid tolkning av dummy-variabler är att tolka dess regressionskoefficient i relation till den referenspunkt klassificeringen 0 innebär för dataserien.

Även här skall ett F-värde beräknas med hjälp av de kvadrerade residualerna för respektive period. m mäter antal restriktioner i ekvationen, n totalt antal observationer och k antal variabler i modellen utan restriktioner:

⁸⁹ Stany och Söderberg (2005) s. 58 f.

$$F = \frac{(SSE_r - SSE_{ab}) / m}{SSE_{ab} / (n - k)} \quad (C.8)$$

Det kritiska F-värdet utläses ur tabell, och om detta överstiger F-värdet ur ekvationen ovan kan nollhypotesen accepteras. Nollhypotesen innebär även här att strukturell stabilitet föreligger, medan det för mothypotesen gäller att strukturell stabilitet ej förekommer över perioden.⁹⁰

Tabell C.4. Choutest för parameterstabilitet

F-test⁹¹

Ekvation	F	F _{kritiskt}	Acceptera H ₀	SSE _{ab}	SSE _r
Grundmodell	1,667	2,72	Ja	0,012	0,015
Modell med sysselsättning	1,667	2,72	Ja	0,012	0,015
Modell med barometerdata	1	2,72	Ja	0,004	0,006

Tabell C.5. Dummy-test för parameterstabilitet

F-test⁹²

Ekvation	F	F _{kritiskt}	Acceptera H ₀	SSE _{ab}	SSE _r
Grundmodell	0,1538	2,72	Ja	0,013	0,015
Modell med sysselsättning	0,1538	2,72	Ja	0,013	0,015
Modell med barometerdata	1,5	2,72	Ja	0,006	0,004

Vidare kommentarer kring resultaten ovan finnes i avsnitt fyra.

Bilaga 1.

Stegvis urval av variabler till ekvation (3.12). Utskrifter från tester utförda i SPSS.

⁹⁰ Stany och Söderberg (2005) s. 60

⁹¹ H₀: Strukturell stabilitet H₁: Ej strukturell stabilitet

⁹² H₀: Strukturell stabilitet H₁: Ej strukturell stabilitet

1) Ekvation (3.12) utökad med barometerdatavariabler uttryckta i nivå och förändring

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,976 ^a	,953	,640	,0178722896	2,679

a. Predictors: (Constant), Arbetslöshet, VAR00005, VAR00016, Arbetsprod, ECT, VAR00015, VAR00004, VAR00010, VAR00007, VAR00011, VAR00017, VAR00013, VAR00001, VAR00002, VAR00012, VAR00006, VAR00014, VAR00009, VAR00003, VAR00008

b. Dependent Variable: reallön

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,019	20	,001	3,045	,195 ^a
	Residual	,001	3	,000		
	Total	,020	23			

a. Predictors: (Constant), Arbetslöshet, VAR00005, VAR00016, Arbetsprod, ECT, VAR00015, VAR00004, VAR00010, VAR00007, VAR00011, VAR00017, VAR00013, VAR00001, VAR00002, VAR00012, VAR00006, VAR00014, VAR00009, VAR00003, VAR00008

b. Dependent Variable: reallön

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		t	Sig.
		B	Std. Error		
1	(Constant)	,123	,068	1,804	,169
	VAR00001	-,005	,002	-2,636	,078
	VAR00002	-,002	,003	-,719	,524
	VAR00003	-,004	,007	-,611	,584
	VAR00004	,001	,005	,264	,809
	VAR00005	,002	,002	1,063	,366
	VAR00006	-,001	,001	-,752	,507
	VAR00007	,002	,002	,974	,402
	VAR00008	-,009	,007	-1,193	,319
	VAR00009	-,009	,006	-1,622	,203
	VAR00010	-,002	,006	-,339	,757
	VAR00011	,004	,003	1,113	,347
	VAR00012	,003	,003	1,047	,372
	VAR00013	,004	,003	1,317	,279
	VAR00014	,016	,009	1,748	,179
	VAR00015	,010	,007	1,451	,243
	VAR00016	-,003	,002	-1,381	,261
	VAR00017	-,002	,002	-1,090	,356
	Arbetsprod	,972	,935	1,040	,375
	ECT	-,105	,264	-,399	,717
	Arbetslöshet	-,801	1,501	-,534	,630

a. Dependent Variable: reallön

2) Exkluderat ett par variabler som visat på insignifikans

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,019	16	,001	5,748	,013 ^a
	Residual	,001	7	,000		
	Total	,020	23			

a. Predictors: (Constant), Arbetslöshet, VAR00005, VAR00016, Arbetsprod, ECT, VAR00015, VAR00002, VAR00007, VAR00011, VAR00010, VAR00013, VAR00001, VAR00012, VAR00009, VAR00014, VAR00008

b. Dependent Variable: reallön

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		t	Sig.
		B	Std. Error		
1	(Constant)	,086	,036	2,415	,046
	VAR00001	-,006	,001	-4,252	,004
	VAR00002	-,004	,001	-4,011	,005
	VAR00005	,002	,001	2,365	,050
	VAR00008	-,008	,005	-1,788	,117
	VAR00009	-,009	,003	-2,701	,031
	VAR00013	,002	,001	2,267	,058
	VAR00014	,014	,006	2,576	,037
	VAR00015	,008	,003	2,468	,043
	VAR00016	-,001	,001	-1,414	,200
	Arbetsprod	1,705	,529	3,220	,015
	ECT	-,047	,184	-,254	,807
	VAR00007	,001	,001	1,138	,293
	VAR00010	-,004	,002	-1,649	,143
	VAR00011	,003	,002	1,507	,176
	VAR00012	,001	,001	,955	,371
	Arbetslöshet	-,105	,831	-,126	,903

a. Dependent Variable: reallön

3) Ytterligare exkludering av insignifikanta variabler

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,016	8	,002	6,228	,001 ^a
	Residual	,005	15	,000		
	Total	,020	23			

a. Predictors: (Constant), Arbetslöshet, VAR00005, VAR00016, Arbetsprod, ECT, VAR00002, VAR00013, VAR00001

b. Dependent Variable: reallön

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		t	Sig.
		B	Std. Error		
1	(Constant)	,080	,019	4,183	,001
	VAR00001	-,003	,001	-3,604	,003
	VAR00002	-,001	,000	-2,285	,037
	VAR00005	,001	,000	2,958	,010
	VAR00013	,001	,001	1,047	,312
	VAR00016	-,002	,000	-3,326	,005
	Arbetsprod	1,157	,410	2,823	,013
	ECT	-,290	,149	-1,943	,071
	Arbetslöshet	1,169	,427	2,735	,015

a. Dependent Variable: reallön

4) Vidare exkludering av insignifikanta variabler

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,867 ^a	,752	,643	,0177972681	1,851

a. Predictors: (Constant), Arbetslöshet, VAR00005, VAR00016, Arbetsprod, ECT, VAR00002, VAR00001

b. Dependent Variable: reallön

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,015	7	,002	6,920	,001 ^a
	Residual	,005	16	,000		
	Total	,020	23			

a. Predictors: (Constant), Arbetslöshet, VAR00005, VAR00016, Arbetsprod, ECT, VAR00002, VAR00001

b. Dependent Variable: reallön

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		t	Sig.
		B	Std. Error		
1	(Constant)	,082	,019	4,272	,001
	VAR00001	-,002	,001	-3,598	,002
	VAR00002	-,001	,000	-2,032	,059
	VAR00005	,001	,000	3,029	,008
	VAR00016	-,002	,000	-3,688	,002
	Arbetsprod	,942	,356	2,648	,018
	ECT	-,278	,149	-1,866	,080
	Arbetslöshet	,908	,348	2,607	,019

a. Dependent Variable: reallön

5) Sammanställning av de variabler vilka slutligen inkluderats i ekvation (3.12)

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,014	6	,002	6,237	,001 ^a
	Residual	,006	17	,000		
	Total	,020	23			

a. Predictors: (Constant), VAR00016, VAR00005, Arbetslöshet, Arbetsprod, ECT, VAR00001

b. Dependent Variable: reallön

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		t	Sig.
		B	Std. Error		
1	(Constant)	,086	,021	4,187	,001
	VAR00001	-,002	,001	-3,040	,007
	VAR00005	,001	,000	2,218	,040
	Arbetsprod	,446	,282	1,584	,132
	ECT	-,300	,162	-1,850	,082
	Arbetslöshet	1,147	,357	3,218	,005
	VAR00016	-,002	,000	-4,463	,000

a. Dependent Variable: reallön