



**EKONOMIHÖGSKOLAN**  
Lunds universitet

**Statistiska institutionen**

**Svensk arbetslöshetsdata:  
Hjälper barometerdata att prognostisera  
Sveriges arbetslöshet**

**Uppsats i Statistik**

**15 högskolepoäng**

**Nivå 60-90 högskolepoäng**

**Oktober 2007**

**Av: Kristofer Månsson**

**Handledare: Mats Hagnell**

# Abstract

The purpose of this essay is to investigate whether data from the Business Tendency Survey (BTS) is useful for forecasting the Swedish unemployment rate. The BTS is made by the National Institute of Economic Research (NIER) who makes a large business survey each quarter based on questions to approximately 7000 thousand Swedish firms. As explanatory variables in this essay the numbers of workers employed in the manufacturing and construction industries are used. The unemployment rate is also a survey based measure made by Statistics Sweden. In the survey they ask a random sample of the working population (16-64 years) whether they are currently working or if they are unemployed. All data used in the essay is collected from Ecwin for the time period 1980:1 through 2007:1. The data is split into two different parts. The first is the in-sample period (1980:1-2001:4) which is used to estimate ARIMA- and TFM-models with the Box-Jenkins methodology. To evaluate the estimated models the z-test is used to see if the parameters are significant and the Ljung-Box-test is used to see if the residuals are white-noise. When the adequate models are found forecasts for the horizons  $t+1$ ,  $t+4$  and  $t+8$  are made for the post sample period (2002:1-2007:1). The forecasts are then evaluated by Mean Error (ME) and Mean Squared Error (MSE) which are measurements of the size of the forecasting errors. Then the results from the different models are compared to see if the TFM-models are better than the ARIMA-model and the Random Walk model.

The empirical analysis leads to the conclusion that the TFM-models perform best for all forecasting horizons. It is especially the models with the explanatory variable numbers of workers employed in the construction industry that yields lower forecasting errors than the benchmark models.

# 1. Inledningen

I denna kandidatuppsats behandlas huruvida barometerdata är användbart för att göra arbetslöshetsprognoser. I Sverige är låg arbetslöshet en av de viktigaste politiska frågorna. Därför är det av stor vikt för de politiska beslutsfattarna och för myndigheter som exempelvis Arbetsförmedlingen att få så exakta arbetslöshetsprognoser som möjligt så att de kan vidta rätt arbetsmarknadspolitiska åtgärder. Även för andra institutioner som exempelvis Konjunkturinstitutet och Riksbanken är arbetslöshetsprognoser intressanta eftersom utvecklingen på arbetsmarknaden fungerar som en indikator över den konjunkturrella utvecklingen samt för andra ekonomiska variabelers utveckling som exempelvis inflationen.

Tidigare har det gjorts många studier där barometerdata använts för att göra prognoser för makroekonomiska variabler. Internationellt har exempelvis Ang et al. (2007) undersökt om barometerdata kan förbättra inflationsprognoser genom att jämföra prognosmodeller som innehåller enbart makroekonomisk och finansiell data med modeller som även innehåller barometerdata. Slutsatsen i deras arbete är att modeller med barometerdata är att föredra. I Sverige har flera studier genomförts främst vid Konjunkturinstitutet och Riksbanken. Bland annat Hansson et al. (2003) genomförde en undersökning där en Dynamisk Faktor Modell (DFM) användes för att sammankoppla barometerdata med flera makroekonomiska variabler som exempelvis BNP, arbetslöshet och inflation. Slutsatsen från deras arbete är att barometerdata främst förbättrar kortsiktsprognoser över BNP.

Även vid Lunds Universitet har en studie genomförts av Kalderstam (2006) med hjälp av Lars-Erik Öller där data från Hushållens inköpsplaner (HIP) och detaljhandeln (DH) användes för att göra kortsiktsprognoser för den privata konsumtionen i Sverige. I uppsatsen jämfördes ARIMA-modeller med TFM-modeller. Resultaten från hennes uppsats är att flera variabler från HIP och DH förbättrar prognoserna över den privata konsumtionen.

Syftet med denna kandidatuppsats är att undersöka om barometerdata ger bättre arbetslöshetsprognoser. Anledning till att detta undersöks är att flera tidigare studier däribland Ang et al. (2007) och Kalderstam (2006) visar att barometerdata kan förbättra prognoser över flera olika makroekonomiska variabler. Däremot har ingen undersökning gjorts där TFM-modeller använts för att sammankoppla barometerdata med svensk arbetslöshetsdata vilket motiverar uppsatsens syfte.

För att genomföra undersökningen används kvartalsvis arbetslöshets- och barometerdata som hämtas från Ecowins statistikdatabas. Datamaterialet är på kvartalsbasis och täcker tidsperioden 1980:1-2007:1. Ecowins källa för arbetslöshetsdata är SCB som regelbundet genomför Arbetskraftsundersökningar (AKU) där antalet arbetslösa i den arbetsföra populationen (16-64 år) skattas. Barometervariablerna hämtas från Ecowin från Konjunkturbarometern som är en undersökning som genomförs av Konjunkturinstitutet vars syfte är att undersöka vad företag tror om den kortsiktiga ekonomiska utvecklingen. I uppsatsen ingår nulägesbedömningen samt förväntningen om antalet anställda för företag inom tillverknings- och byggindustrin. Dessa två näringsgrenar väljs ut eftersom de är de enda två där det finns tillgänglig statistik för hela tidsperioden.

Uppsatsens datamaterial delas först upp i två delar. Den första sträcker sig från 1980:1-2001:4 och är in-sample perioden. För denna tidsperiod används Box-Jenkins metodologin för att välja ut optimala ARIMA och TFM-modeller. Dessa modellers lämplighet undersöks genom

olika kriterier som exempelvis z-test för att undersöka om parametrarna är signifikanta och Ljung-Box-test för att undersöka om residualerna är vitt brus. Den andra delen är postsamplet som täcker tidsperioden 2002:1-2007:1. För postsamplet görs prognoser med de utvalda modellerna samt med en slumpvandringmodell för horisonerna  $t+1$ ,  $t+4$  och  $t+8$ . Prognoshorisonerna är vanligen använda i prognosuppsatser däribland Hansson et al. (2003). Prognoserna utvärderas med de vanligen använda kriterierna Mean Error (ME) och Mean Squared Error (MSE). Det förstnämnda kriteriet används för att se om prognosmodellerna konsekvent över- eller undskattar arbetslösheten och MSE används för att mäta prognosfelens magnitud. Avslutningsvis jämförs resultatet från prognosutvärderingen för att se om TFM-modellerna är bättre än ARIMA-modellen och slumpvandringmodellen. En avgränsning som görs i uppsatsen är att enbart en förklaringsvariabel ingår i TFM-modellerna.

Resultatet från undersökningen visar att TFM-modellerna förbättrar arbetslöshetsprognoserna vid alla prognoshorisoner. Det är särskilt barometervariablerna från byggindustrin som ger bra prognoser. Vid  $t+1$  och  $t+4$  är det nulägesbedömningen och vid  $t+8$  är det förväntningen om antalet anställda inom byggindustrin som ger lägst prognosfel.

Uppsatsen är disponerad på följande sätt: I avsnitt två beskrivs metoden som används för modellvalet samt hur prognoserna görs och utvärderas. Därefter i avsnitt tre beskrivs det insamlade datamaterialet. I avsnitt fyra beskrivs resultaten och en diskussion kring dem förs. Slutligen återfinns en sammanfattning i avsnitt fem och i det avsnittet beskrivs de slutsatser man kan dra av uppsatsens resultat. I resultatavsnittet finns hänvisningar till tabeller och figurer som återfinns i appendixet.

## 2. Metod

I detta avsnitt presenteras begreppet stationaritet, Box-Jenkins metod för optimalt modellval, den itererande prognosmetoden samt hur prognosmodellerna utvärderas. Dessa metoder och begrepp står beskrivna i de flesta läroböcker om tidsserieanalys, däribland Bowerman et al. (2005) och Enders (2004).

### 2.1 Stationaritet

Denna uppsats syfte är att prognostisera arbetslöshet. Ett vanligt första steg när man ska prognostisera ekonomiska tidsserier som exempelvis arbetslöshet är att undersöka om tidsserierna är stationära. I uppsatsen används den vanligen använda definitionen kovariansstationaritet. Enligt den definitionen måste följande villkor vara uppfyllda för att en tidsserie ska anses vara stationär:

$$E(y_t) = \mu \quad (2.1)$$

$$Var(y_t) = E(y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (2.2)$$

$$\gamma_k = E[(y_t - \mu)(y_{t-k} - \mu)] = g(k) \quad (2.3)$$

För att de två första kraven ska vara uppfyllda måste tidsseriens medelvärde och varians vara konstant över tiden. Det sista kravet innebär att kovariansen mellan två observationer i tidsserien inte ska bero på vilka observationer man jämför utan enbart på tiden som passerat mellan dem. Om tidsserien uppfyller dessa krav testas vanligtvis genom ett utökat Dickey-Fuller test. I detta test ingår både ett intercept och en trendvariabel. Om dessa ska ingå i

modellen undersöks genom t-test. Om dessa parametrar inte är signifikanta ingår de inte i modellen som undersöker om  $y_t$  är stationär.

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

I ovanstående ekvation är den viktiga parametern  $\gamma$ . Om den är statistiskt signifikant så är tidsserien stationär. Den andra termen,  $\sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1}$ , visar att man ska lagga de differentierade värdena av  $y_t$  så många gånger att ingen autokorrelation föreligger när man skattar modellen. Den optimala lagglängden vid det utökade Dickey-Fuller testet bestäms i denna uppsats genom det vanligen använda informationskriteriet AIC. En viktig sak som man bör notera när man undersöker om  $y_{t-1}$  är statistiskt signifikant är att t-testet inte följer den vanliga t-distributionen utan en speciell variant av den som är utvecklad av MacKinnon. Om nollhypotesen förkastas är tidsserien stationär.

Om man konstaterar att tidsserien är icke-stationär finns tre vanligen använda transformationer för att få den stationär. Ekvation 2.5 visar förstadifferensen, ekvation 2.6 visar säsongsdifferensen och ekvation 2.7 visar den kombinerade differensen. I de olika ekvationerna står B för den bakåtskiftande operatorm vilken är ett för förstadifferensen och fyra vid säsongsdifferensen.

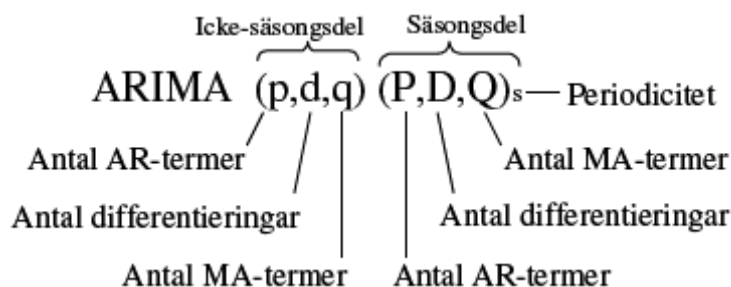
$$z_t = (1 - B^1)y_t \quad (2.5)$$

$$z_t = (1 - B^4)y_t \quad (2.6)$$

$$z_t = (1 - B)(1 - B^4)y_t \quad (2.7)$$

### 2.3 ARIMA-modeller

När den ovanstående undersökningen är gjord så ska den optimala prognosmodellen bestämmas genom Box-Jenkins-metodologin. De univariata ARIMA-modellerna väljs ut genom att man ser på tidsseriens ACF och PACF. ACF avgör hur många MA(q)-parametrar som ska ingå och PACF avgör hur många AR(p)-parametrar som ska ingå. En ARIMA-modell beskrivs genom nedanstående bild, hämtad från Kalderstam (2006):



**Figur 2.1: ARIMA-modellens struktur**

För att välja optimal modell börjar man med att se på ACF och PACF för icke-säsongsnivån. Lagglängden bestäms av hur många laggar som är signifikanta för antingen ACF och PACF innan en klar brytning äger rum. Därefter ser man på säsongsdelen och gör om samma procedur. Om man ska välja en MA-modell eller AR-modell bestäms efter var brytningen

mellan signifikanta och insignifikanta laggar är störst. Om brytning för ACF är störst väljs en MA-modell och om brytningen för PACF är störst väljs en AR-modell. Avslutningsvis ser man om ett intercept behövs genom formel 2.8. Man delar tidsseriens medelvärde med standardavvikelsen som i sin tur delas med roten ur antalet observationer.

$$\frac{\bar{z}}{(s_z/\sqrt{n})} \quad (2.8)$$

När de potentiella modellerna är valda utvärderar man dem för att få fram en optimal modell. Först ser man om modellen är lämplig genom att undersöka om parameterskattningarna är signifikanta genom z-test. Sedan undersöker man om modellernas feltermar är vitt-brus genom Ljung-Box test:

$$Q_{LB} = n'(n' + 2) \sum_{l=1}^k \frac{r_l^2(\hat{a})}{n' - l} \quad (2.9)$$

I ovanstående ekvation är  $n'$  lika med antalet observationer som återstår efter det att tidsserien blivit differentierad  $d$  gånger. Vidare står  $r_l$  för autokorrelationen vid lag  $l$ . Om alla parameterskattningar är signifikanta och feltermerna inte är autokorrelerade så är ARIMA-modellen identifierad.

## 2.4 Transferfunktionsmodeller

I uppsatsen jämförs univariata ARIMA-modeller med transferfunktionsmodeller som innehåller en förklaringsvariabel. Formeln för den generella transferfunktionsmodellen är följande:

$$z_t = \mu + \frac{Cw(B)}{\delta(B)} B^b z_t^x + \varepsilon_t \quad (2.10)$$

I ovanstående formel används  $z_t$  och  $z_t^x$  som står för den beroende och den oberoende variabeln. Konstanttermen  $\mu$  ingår bara utifall den är signifikant, vilket innebär att dess absoluta z-värde är större än två.  $C$  står för en skalparameter som skattas och  $b$  är antalet perioder innan  $x_t$  börjar påverka  $y_t$ .

Första steget för att identifiera en transferfunktionsmodell är att identifiera en ARIMA-modell som beskriver förklaringsvariabeln. Parameterskattningarna i den modellen används sedan för att räkna ut de blekta värdena för variablerna enligt nedanstående formler:

$$a_t = \frac{(1 - \phi_p^{(x)} B)}{(1 - \theta_q^{(x)} B)} \quad (2.11)$$

$$\beta_t = \frac{(1 - \phi_p B)}{(1 - \theta_q B)} \quad (2.12)$$

I ovanstående formler används  $\alpha_t$  för den oberoende variabeln och  $\beta_t$  för den beroende variabeln. Med dessa tidsserier skattas korskorrelationsfunktionen (CCF) mellan variablerna enligt ekvation 2.13:

$$r_k(\alpha_t, \beta_t) = \frac{\sum_{t=b}^{n-k} (\alpha_t - \bar{\alpha})(\beta_{t+k} - \bar{\beta})}{\left[ \sum_{t=b}^n (\alpha_t - \bar{\alpha})^2 \right]^{1/2} \left[ \sum_{t=b}^n (\beta_t - \bar{\beta})^2 \right]^{1/2}} \quad (2.13)$$

För att identifiera transferfunktionsmodellen ser man på CCF. Först ser man på  $b$  som står för antalet perioder det tar innan  $x_t$  börjar påverka  $y_t$ . Därefter bestäms  $r$  som visar hur  $y_t$  påverkas av gamla  $y_t$ -värden. Detta identifieras genom att man ser om CCF avtar enligt något mönster. Om CCF avtar som en dämpad exponentialkurva är  $r$  lika med ett och om CCF avtar som en sinusvåg är  $r$  lika med två. Till sist ser man på  $s$  som visar hur förklaringsvariabeln påverkar  $y_t$  genom att man ser på antalet signifikanta korskorrelationskoefficienter.

Modellutvärderingen för TFM-modellerna följer samma princip som för ARIMA-modellerna. Det finns dock en skillnad om feltermerna är autokorrelerade. För TFM-modellerna ska man då identifiera en ARIMA-modell för feltermerna och inkludera den i TFM-modellen så att autokorrelationen försvinner.

## 2.5 Den itererade prognosmetoden

När modellerna är valda används den itererande prognosmetoden för att empiriskt analysera om barometerdata förbättrar arbetslöshetsprognoserna. För att förklara denna prognosmetod används en AR-modell med lagglängd ett. I det första steget skattas man prognosmodellens parametrar. Sedan vid prognoshorisont  $t+1$  uppdateras prognosmodellen enligt ekvation 2.14:

$$E_t z_{t+1} = a_0 + a_1 z_t \quad (2.14)$$

Därefter itererar man framåt i tiden och för en  $t+2$  prognos används ekvation 2.14:

$$E_t z_{t+2} = a_0 + a_1(a_0 + a_1 z_t) \quad (2.15)$$

Prognoserna görs med ett expanderande informationsfönster. Man börjar alltså med att välja modell för in-sample perioden som täcker tidsperioden 1980:1 till 2001:4. Sedan uppdateras parameterskattningarna för hela postsample perioden som sträcker sig från 2002:1 till 2007:1. För att göra en  $t+1$  prognos för 2002:1 använder man därmed det observerade värdet för 2001:4 och för  $t+2$  prognosen för 2002:2 använder man det prognostiserade värdet för 2000:1.

## 2.6 Prognosutvärdering

Avslutningsvis utvärderas prognoserna för att se TFM-modellerna är bättre än de övriga modellerna. Utvärderingsmått som används är ME som mäter prognosmodellernas medelfel och MSE som mäter modellernas kvadratmedelfel.

$$ME = \frac{\sum_{t=1}^n y_t - \hat{y}_t}{n} \quad (2.16)$$

$$MSE = \frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2}{n} \quad (2.17)$$

ME visar om prognosmodellerna generellt över- eller underskattar arbetslösheten och MSE räknas ut som en vanlig statistisk varians och mäter prognosfelens magnitud.

## 3. Data

### 3.1 Arbetslöshet

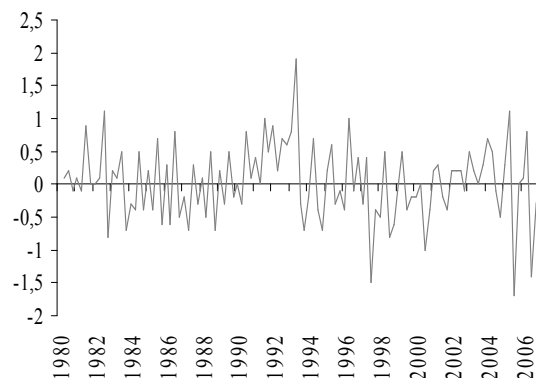
Arbetslöshetsdata hämtas från Ecwin, vars källa är SCB. Enligt Konjunkturläget (2007) skattas arbetslösheten i Sverige genom Arbetskraftsundersökningar (AKU) som därefter redovisas av SCB. AKU bygger på enkätsvar från ett slumpmässigt urval av befolkningen som befinner sig i arbetsför ålder (16-64 år). När SCB samlat in datamaterialet delar de in populationen i arbetslösa, sysselsatta och olika kategorier utanför arbetsmarknaden. I Sverige skiljer sig arbetslöshetsmättet från FN-organet ILO:s rekommendationer genom att heltidsstuderande som sökt jobb räknas som studerande. Detta håller dock på att ändras men i uppsatsen används fortfarande det gamla måttet.

Det insamlade datamaterialet utgörs av kvartalsdata som sträcker sig från 1980:1 till 2007:1. I figur 3.1 finns diagram över arbetslösheten i Sverige uttryckt i nivå, förstadiifferensen, säsongdifferensen och den kombinerade differensen. Man kan se att arbetslösheten var låg under 1980-talet. Därefter steg den kraftigt under 1990-tals krisen och därefter vid tiden för IT-bubblan i slutet av 1990-talet sjönk den igen och stabiliserade till mer normala värden.

Panel A: Arbetslöshet (nivå)

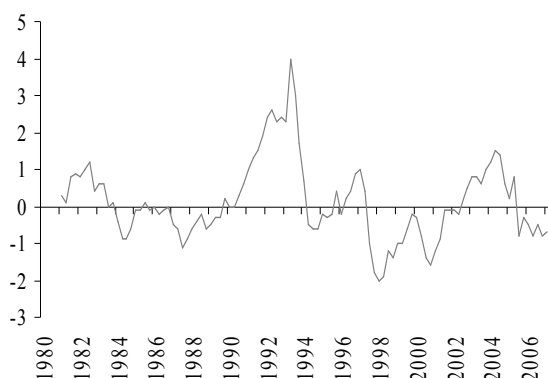


Panel B: Arbetslöshet (förstadiifferensen)

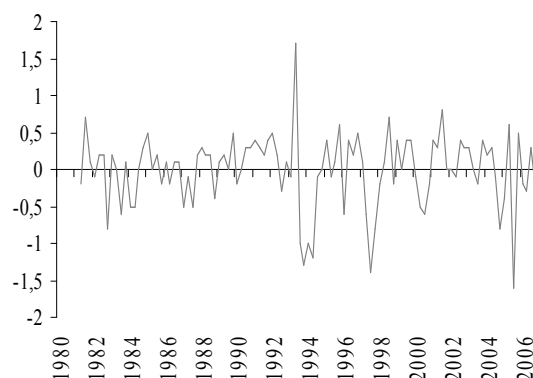




Panel C: Arbetslöshet (säsongsdifferensen)



Panel D: Arbetslöshet (kombinerad differens)



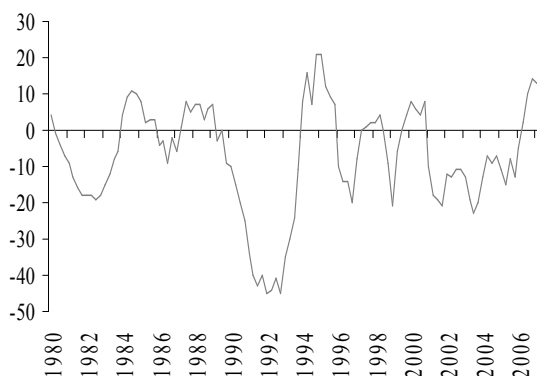
Figur 3.1 Diagram över arbetslöshet

### 3.2 Barometerdata

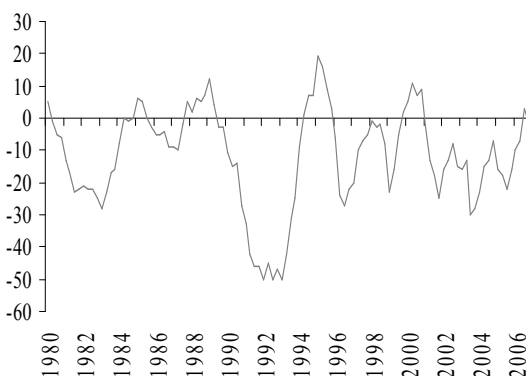
Förutom de makroekonomiska variablerna så används också data hämtad från Konjunkturbarometern. Exempelvis Hansson et al. (2003) beskriver Konjunkturbarometern och hur undersökningen genomförs. Först skickar Konjunkturinstitutet ut en enkät till ett representativt urval av svenska företag. De olika frågorna i enkäten besvaras av företagen genom att de kryssar i något av alternativen uppåt, nedåt eller oförändrat. Frågorna som ställs handlar om företagens nulägesbedömning samt om deras förväntningar. När all data är insamlad sammanställer Konjunkturinstitutet nettotalet för alla frågor. Nettotalet är lika med differensen mellan antalet uppåtsvar och nedåtsvar uttryckt i procent. Nettotalen för de olika variablerna publiceras därefter kvartalsvis i Konjunkturbarometern.

Diagram över barometervariablerna finns i figur 3.2. Barometervariablerna fångar upp de stora förändringarna inom svensk ekonomi som exempelvis nedgången i början av 1980-talet som följdes av en devalvering 1982 och därefter en högkonjunktur inom svensk ekonomi. Även de stora nedgångarna som 90-tals krisen och IT-kraschen fångar barometervariablerna upp med stora negativa värden.

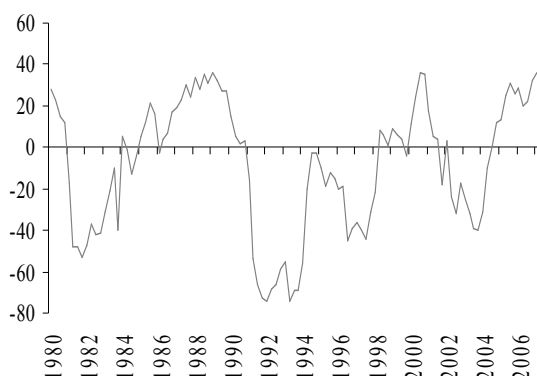
Panel A: Anställda i tillverkningsindustrin (nulägesbedömning)



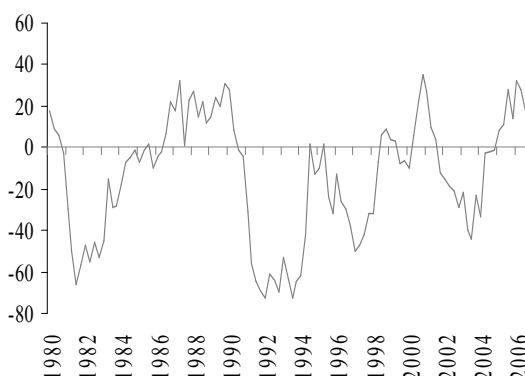
Panel B: Anställda i tillverkningsindustrin (förväntningar)



Panel C: Anställda i byggindustrin  
(nulägesbedömning)



Panel D: Anställda i byggindustrin  
(förväntningar)



Figur 3.2: Diagram över barometervariabler

## 4. Resultat

### 4.1 Modellval

Första steget i modellvalet är att undersöka om variablerna är stationära. Detta undersöks i Eviews genom ett utökat Dickey-Fuller-test och resultatet återfinns i tabell 4.1. Om trendvariabel och intercept ingår i stationaritetstestet undersöks genom t-test och modellernas lagglängd väljs baserat på informationskriterier AIC. P-värdena som ges i Eviews är uträknade efter t-fördelningen skapad av McKinnon. Resultatet visar att alla barometervariabler är stationära medan data över arbetslösheten är icke-stationär. Tidsserien över arbetslösheten blir dock stationär vid förstadifferensen och säsongdifferensen. Den senare differensen väljs eftersom p-värdet och medelvärdet är lägre.

Tabell 4.1: Stationaritetstest

Variabel	Lagglängd	t-värde	P-värde	Medel-värde	Standard-avvikelse
Arbetslöshet (nivå)	5	-0,7254	0,2134	4,3375	2,4064
Arbetslöshet (förstadifferensen)	4	-2,5904	0,0101	0,0207	0,5553
Arbetslöshet (säsongdifferensen)	15	-5,6088	0,0000	0,0083	2,8395
Anställda i tillverkningsindustrin (sammanfallande)	3	-3,7078	0,0045	-7,4091	15,6599
Anställda i tillverkningsindustrin (framåtblickande)	3	-3,9970	0,0024	-11,25	16,6480
Anställda i byggindustrin (sammanfallande)	1	-2,8987	0,0295	-10,8182	32,0007
Anställda i byggindustrin (framåtblickande)	4	-2,0487	0,0395	-15,8295	30,4775

Därefter väljs ARIMA-modellerna genom Box-Jenkins metodologin. Först undersöks det om konstanter behövs i ARIMA-modellerna baserat på resultatet från formel 2.8. Resultatet är att

för alla ARIMA-modeller med barometervariabler skall ett intercept ingå, men i modellen för arbetslösheten skall ej ett intercept ingå. Sedan väljs lämplig modell ut genom att man ser på ACF och PACF som återfinns i appendix A. För alla variabler avtar ACF som en sinusvåg och därmed är brytningen för PACF större än för ACF vilket leder till att enbart AR-modeller väljs ut. Modellerna skattas först med parametrar för alla signifikanta laggar i PACF samt med intercept i modellerna för barometervariablerna. Därefter exkluderas parametrar och intercept som är insignifikanta och om man då har en modell där feltermerna är vitt-brus så är den optimala modellen funnen. SAS-utskrifter över de modeller som skattas finns i appendix B och de valda modellerna visas även nedanför. Först presenteras ARIMA-modellen för arbetslösheten. Därefter visas modellerna för variablerna sammanfallande (4.2) och framåtblickande (4.3) antal anställda i tillverkningsindustrin. I ekvation 4.4 och 4.5 visas slutligen ARIMA-modellerna för antal anställda i byggindustrin (sammanfallande och framåtblickande).

$$(1 - \phi_1 B^1 - \phi_2 B^2)(1 - B^4)y_t = a_t \quad (4.1)$$

$$(1 - \phi_1 B^1 - \phi_2 B^4)x_t + \mu = a_t \quad (4.2)$$

$$(1 - \phi_1 B^1 - \phi_2 B^4)x_t + \mu = a_t \quad (4.3)$$

$$(1 - \phi_1 B^1)x_t = a_t \quad (4.4)$$

$$(1 - \phi_1 B^1 - \phi_2 B^4)x_t + \mu = a_t \quad (4.5)$$

Genom de skattade ARIMA-modellerna för förklaringsvariablerna får man fram förblekta värden som används för att skatta CCF som återfinns i appendix C. TFM-modellerna väljs ut efter de principer som beskrevs i metodavsnittet och SAS-utskrifter över de slutgiltiga modellerna finns i appendix D. I modellerna ingår ej konstanter eftersom ingen är signifikant när modellerna skattas. För alla modeller krävs det dock att en ARIMA-modell skattas för feltermerna enligt Box-Jenkins metodologin. I ekvation 4.6 finns TFM<sub>1</sub> med antalet anställda i tillverkningsindustrin (sammanfallande). Inget mönster existerar i CCF och den första signifikanta laggen är vid 0. Därefter är även lagg nummer 2 och 6 signifikanta. När modellen skattas är det dock bara parametern för lagg 2 som är signifikant. En ARIMA(0,0,0) (3,0,0) skattas för feltermerna. I ekvation 4.7 finns TFM<sub>2</sub> där antalet anställda i tillverkningsindustrin (framåtblickande) ingår som förklaringsvariabel. Första signifikanta laggen är nummer två och därefter avtar CCF som en sinusvåg vilket ger s=2. Det finns även signifikanta laggar vid fyra, sju och elva, men när modellen skattas är parametrarna insignifikanta. För feltermerna skattas en ARIMA(1,0,0) (0,0,0). Därefter i ekvation 4.8 finns TFM<sub>3</sub> som innehåller antalet anställda i byggindustrin (sammanfallande). Den första signifikanta laggen är vid 0 och sedan avtar CCF som en dämpad exponentialkurva samt finns det även signifikanta laggar vid 10 och 11. Vid t-testet för de olika parametrarna är enbart parametern för lagg 11 signifikant och därför är det enbart den som ingår. För feltermerna skattas en ARIMA(0,0,0) (3,0,0). Avslutningsvis i ekvation 4.9 finns TFM<sub>4</sub> som innehåller antalet anställda i byggindustrin (framåtblickande). CCF visar att bara lagg 10 är signifikant. Därför ingår bara skalparametern i modellen. För feltermerna skattas en ARIMA(1,0,0) (0,0,0).

$$(1 - B^4)y_t = C(1 - w_2 B^2)x_t + (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \theta_3 B^3)a_t \quad (4.6)$$

$$(1 - B^4)y_t = \frac{C}{1 - \delta B - \delta B^2}x_{t-2} + \frac{1}{1 - \phi_1 B}a_t \quad (4.7)$$

$$(1 - B^4)y_t = C(1 - w_2 B^{11})x_t + (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \theta_3 B^3)a_t \quad (4.8)$$

$$(1 - B^4)y_t = Cx_{t-10} + \frac{1}{1 - \phi_1 B} a_t \quad (4.9)$$

## 4.2 Prognosutvärdering

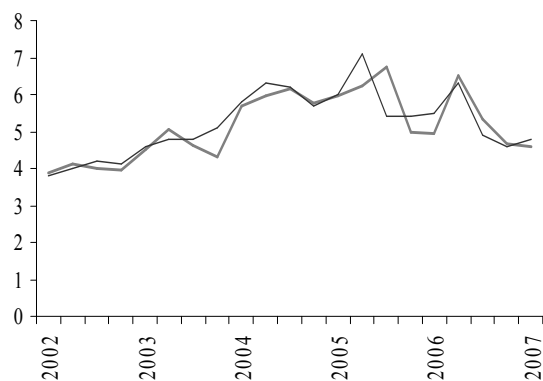
I detta avsnitt presenteras prognoserna för de modeller som valdes i föregående del. I tabell 4.1 visas prognosutvärderingen. När man jämför modellernas MSE-värden kan man se att transferfunktionsmodellerna prognostiserar bäst vid varje prognoshorisont. Vid  $t+1$  och  $t+4$  är det TFM<sub>3</sub> och vid  $t+8$  är det TFM<sub>4</sub>. Man kan också notera att ME är negativt för alla modeller och alla prognoshorisonter förutom för TFM<sub>2</sub> och TFM<sub>4</sub> vid horisonten  $t+1$ . Alltså underskattar i princip alla prognosmodeller arbetslöshetens utveckling.

**Tabell 4.2: Prognosutvärdering**

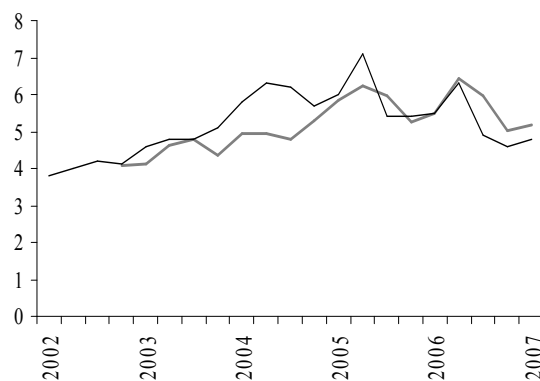
Modell	$t+1$		$t+4$		$t+8$	
	ME	RMSE	ME	RMSE	ME	RMSE
Slumpvandring	-0,0571	0,4019	-0,2778	0,6989	-0,7214	2,1593
ARIMA	-0,0106	0,2797	-0,0697	0,5938	-0,2836	2,1182
TFM <sub>1</sub>	-0,0013	0,2292	-0,1301	0,5978	-0,7474	2,3671
TFM <sub>2</sub>	0,0201	0,2536	-0,2632	0,6902	-0,4322	2,3456
TFM <sub>3</sub>	-0,0665	0,2031	-0,2691	0,5179	-0,6014	2,1708
TFM <sub>4</sub>	0,0321	0,2987	-0,1562	0,5890	-0,5475	1,9844

I figur 4.1 finns diagram med den bästa prognosmodellen för varje kvartal. Vid  $t+1$  följer prognoserna de faktiska värdena väldigt väl. Vid de längre prognoshorisonterna blir felet större. För  $t+4$  underskattar prognoserna nästan konsekvent de faktiska värdena, vilket visar sig i modellens ME-värde som är näst högst. Vid  $t+8$  underskattar också modellen de faktiska värdena fram tills i mitten av 2005 när prognoserna skjuter i höjden och prognosmodellen börjar överskatta de faktiska värdena

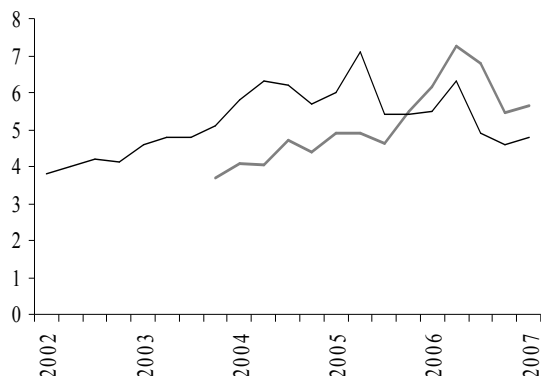
Panel A:  $t+1$  prognoser



Panel B:  $t+4$  prognoser



Panel C:  $t+8$  prognoser



Figur 4.1: Prognoser med de bästa modellerna

## 5. Sammanfattning

Syftet med denna uppsats är att undersöka om barometerdata ger bättre arbetslöshetsprognoser. I undersökningen görs prognoser för horisonterna  $t+1$ ,  $t+4$  och  $t+8$  med den enkla slumpvandningsmodellen samt ARIMA- och TFM-modeller som väljs ut genom Box-Jenkins metodologin. Därefter utvärderas prognoserna genom ME och MSE som mäter prognosernas medelfel och kvadratmedelfel.

Den tidigare forskningen däribland Ang et al. (2007) och Kalderstam (2006) visar att barometerdata förbättrar prognoser för flera olika makroekonomiska nyckelvariabler. Resultatet från denna uppsats är konsistent med deras undersökningar eftersom prognosutvärderingen visar att TFM-modellerna som innehåller barometerdata förbättrar arbetslöshetsprognoserna för alla prognoshorisonter. De främsta modellerna är  $TFM_3$  vid  $t+1$  och  $t+4$  och  $TFM_4$  vid  $t+8$ . De variabler som är bäst för att prognostisera arbetslösheten är nulägesbedömningen samt förväntningarna för antalet anställda inom byggindustrin.

I uppsatsen har flera avgränsningar gjorts och därför kan man tänka sig flera utvecklingar av uppsatsen. Exempelvis finns det ett stort urval av barometervariabler och man kan tänka sig att även andra variabler som exempelvis orderingången och produktionen kan användas för att prognostisera arbetslösheten. Det finns fortfarande flera olika aspekter att belysa och det ska bli intressant att följa den framtida forskningen kring om barometerdata är användbart för att göra makroekonomiska prognoser.

## Referenser

Ang, A., Bekaert, G. och Wei M. (2007). Do macro variables, asset markets, or surveys forecast inflation better? *Journal of Monetary Economics*, Volym 54, Nummer 4, Maj 2007, pp. 1163-1212

Bowerman, L. B., Koehler, B. A. och O'Connell T. R. (2005). *Forecasting, Time Series and Regression*. Thomson Brooks/Cole, Belmont.

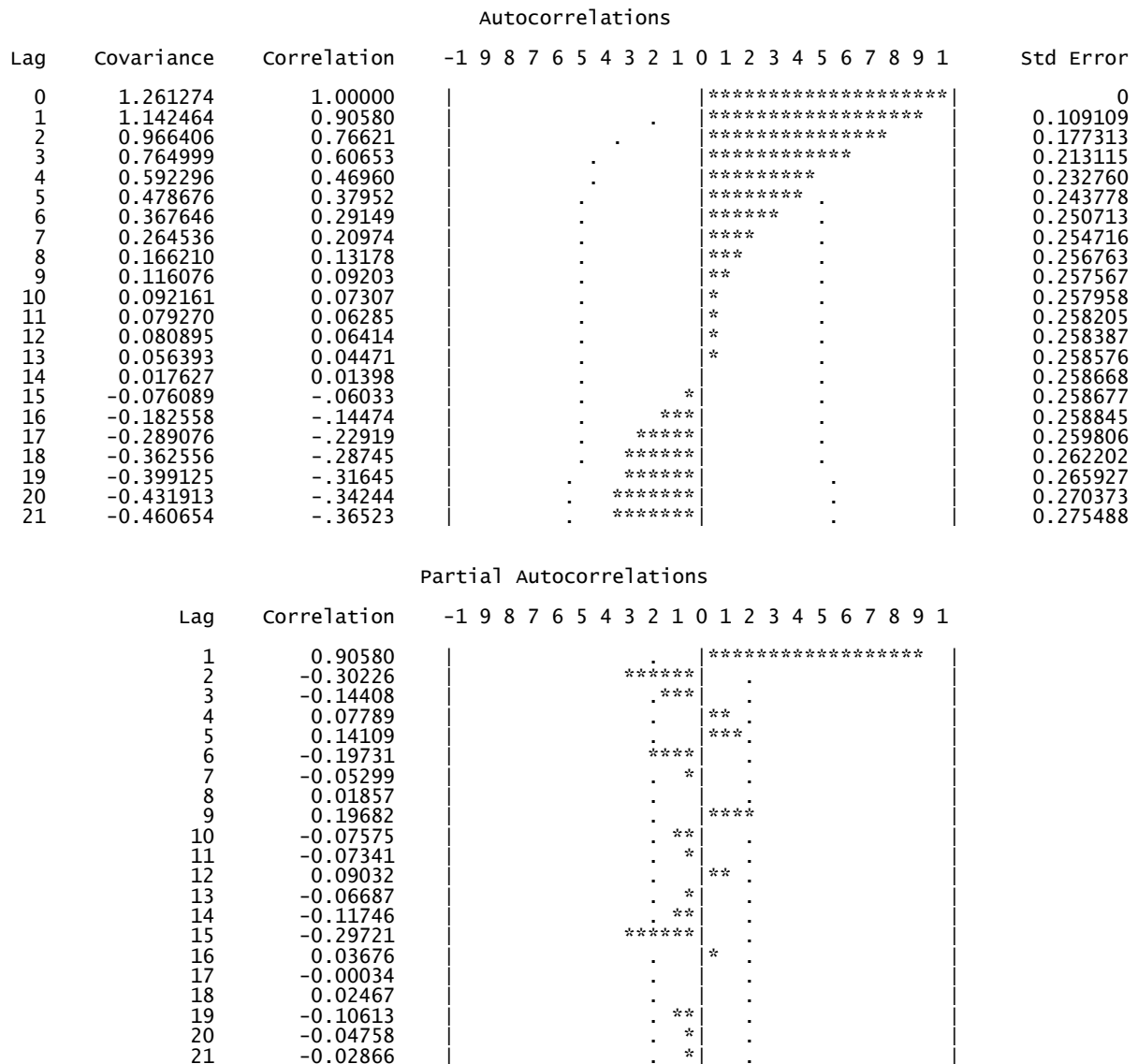
Enders, W. (2004). *Applied Econometrics Time Series*. John Wiley & Sons, New York.

Hansson, J., Jansson, P. och Löf, M. (2003). *Business Survey Data: Do They Help in Forecasting the Macro Economy?* Workingpaper No. 84, Konjunkturinstitutet, Stockholm.

Kalderstam, Åsa. (2006). *En flashestimator för den privata konsumtionen i Sverige med hjälpvariablerna HIP och detaljhandeln – En tidsserieanalys med hjälp av statistikprogrammet TRAMO*. Manuskript. Statistiska Institutionen. Lund.

Konjunkturläget, Augusti 2007. Konjunkturinstitutet, Stockholm

# Appendix A



Figur A.1: Diagram över ACF och PACF för arbetslöshet

Autocorrelations																									
Lag	Covariance	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	Std Error	
0	251.746	1.00000																						0	
1	229.177	0.91035										.													0.109109
2	197.862	0.78596										.	.												0.177867
3	160.218	0.63643										.	.	.											0.215278
4	112.931	0.44859										.	.	.	.										0.236619
5	69.941799	0.27783										.	.	.	.	.									0.246535
6	32.126984	0.12762										.	.	.	.	.	.								0.250235
7	-1.671958	-.00664										.	.	.	.	.	.	.							0.251009
8	-25.244709	-.10028										.	.	.	.	.	.	.	.						0.251011
9	-38.380952	-.15246										.	.	.	.	.	.	.	.	.					0.251487
10	-53.235450	-.21146										.	.	.	.	.	.	.	.	.	.				0.252585
11	-64.276455	-.25532										.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			0.254684
12	-73.773810	-.29305										.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.		0.257713
13	-78.183862	-.31057										.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0.261650
14	-79.466931	-.31566										.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0.266002
15	-79.000000	-.31381										.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0.270425
16	-73.259259	-.29100										.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0.274726
17	-62.526455	-.24837										.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0.278371
18	-50.416667	-.20027										.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0.280997
19	-41.164021	-.16351										.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0.282691
20	-31.026455	-.12325										.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0.283815
21	-26.119048	-.10375										.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0.284451

Partial Autocorrelations																								
Lag	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1		
1	0.91035																							
2	-0.24978										.													
3	-0.18932									.	.													
4	-0.29730									.	.	.												
5	0.04919									.	.	.	*											
6	0.00609									.	.	.	.											
7	-0.04055									.	.	.	*											
8	0.03637									.	.	.	.	*										
9	0.06538									.	.	.	.	*										
10	-0.24454									.	.	.	.	.										
11	-0.08133									.	.	.	.	.	.									
12	-0.10106									.	.	.	.	.	.	.								
13	0.16105									.	.	.	.	.	.	.	*	*	*					
14	-0.04745									.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	
15	-0.04299									.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	
16	0.02694									.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	
17	0.06382									.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	
18	-0.09325									.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	
19	-0.14928									.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	
20	0.04084									.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	
21	-0.03756									.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	

**Figur A.2: ACF och PACF för antal anställda i tillverkningsindustrin (sammanfallande)**



			Autocorrelations																																
Lag	Covariance	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	Std Error											
0	274.006	1.00000												*****											0										
1	251.511	0.91790										.	*****												0.106600										
2	214.570	0.78308										.	.	*****											0.174678										
3	168.160	0.61371										.	.	.	*****											0.210830									
4	115.006	0.41972										.	.	.	.	*****											0.230237								
5	67.124290	0.24497										.	.	.	.	.	*****											0.238774							
6	24.350852	0.08887										.	.	.	.	.	.	**											0.241613						
7	-10.075994	-.03677										.	.	.	.	.	.	.	*											0.241984					
8	-36.284091	-.13242										.	.	.	.	.	.	.	.	***											0.242048				
9	-53.213778	-.19421										.	.	.	.	.	.	.	.	.	***											0.242870			
10	-65.893466	-.24048										.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	***											0.244628		
11	-76.041903	-.27752										.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	***											0.247300	
12	-87.786932	-.32038										.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	***											0.250814
13	-91.929688	-.33550										.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	***											0.255422
14	-90.319602	-.32963										.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	***											0.260382
15	-86.280540	-.31489										.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	***											0.265081
16	-74.693182	-.27260										.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	***											0.269298
17	-58.492188	-.21347										.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	***											0.272416
18	-40.785511	-.14885										.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	**											0.274310
19	-24.169744	-.08821										.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	**											0.275227
20	-10.767045	-.03929										.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	*											0.275548
21	-3.284801	-.01199										.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.											0.275611
22	-5.683239	-.02074										.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.											0.275617

		Partial Autocorrelations																															
Lag	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1											
1	0.91790													*****																			
2	-0.37764													.	*****																		
3	-0.22145													.	.	***																	
4	-0.19716													.	.	.	***																
5	0.09259													.	.	.	.	.	**														
6	-0.05291													.	.	.	.	.	*														
7	0.00600													.	.	.	.	.	.	.													
8	-0.06368													.	.	.	.	.	.	.	*												
9	0.03425													.	.	.	.	.	.	.	.	*											
10	-0.13512													.	.	.	.	.	.	.	.	.	***										
11	-0.08460													.	.	.	.	.	.	.	.	.	**										
12	-0.19417													.	.	.	.	.	.	.	.	.	***										
13	0.21270													.	.	.	.	.	.	.	.	.	***										
14	0.00205													.	.	.	.	.	.	.	.	.	.										
15	-0.04980													.	.	.	.	.	.	.	.	.	*										
16	0.01011													.	.	.	.	.	.	.	.	.	.										
17	0.07935													.	.	.	.	.	.	.	.	.	**										
18	-0.06483													.	.	.	.	.	.	.	.	.	*										
19	-0.07946													.	.	.	.	.	.	.	.	.	**										
20	-0.07226													.	.	.	.	.	.	.	.	.	*										
21	-0.00191													.	.	.	.	.	.	.	.	.	.										
22	-0.19497													.	.	.	.	.	.	.	.	.	***										

**Figur A.3: ACF och PACF för antal anställda i tillverkningsindustrin (framåtblickande)**

			Autocorrelations																						
Lag	Covariance	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	Std Error	
0	1012.831	1.00000												*****											0
1	918.817	0.90718										.	*****											0.106600	
2	804.304	0.79412										.	.	*****										0.173400	
3	679.027	0.67042										.	.	.	*****									0.210712	
4	545.827	0.53891										.	.	.	.	*****								0.233698	
5	440.637	0.43505										.	.	.	.	.	*****							0.247418	
6	345.634	0.34126										.	.	.	.	.	.	*****						0.255963	
7	250.402	0.24723										.	.	.	.	.	.	.	*****					0.261082	
8	162.633	0.16057										.	.	.	.	.	.	.	.	***				0.263729	
9	68.425338	0.06756										.	.	.	.	.	.	.	.	.	*			0.264838	
10	-27.256856	-0.02691										.	*	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0.265034		
11	-113.650	-0.11221										.	**	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0.265065		
12	-177.489	-0.17524										.	****	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0.265604		
13	-192.870	-0.19043										.	****	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0.266915		
14	-211.355	-0.20868										.	****	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0.268454		
15	-227.087	-0.22421										.	****	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0.270291		
16	-219.886	-0.21710										.	****	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0.272396		
17	-239.940	-0.23690										.	*****	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0.274355		
18	-239.727	-0.23669										.	*****	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0.276670		
19	-233.678	-0.23072										.	*****	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0.278962		
20	-234.374	-0.23141										.	*****	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0.281122		
21	-243.024	-0.23995										.	*****	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0.283278		
22	-269.763	-0.26635										.	*****	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0.285578		

		Partial Autocorrelations																					
Lag	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	
1	0.90718												.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	*****
2	-0.16300											.	***	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
3	-0.11336											.	**	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
4	-0.11009											.	**	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
5	0.08765											.	.	**	.	.	.	.	.	.	.	.	.
6	-0.03973											.	.	*	.	.	.	.	.	.	.	.	.
7	-0.09598											.	.	**	.	.	.	.	.	.	.	.	.
8	-0.05114											.	.	*	.	.	.	.	.	.	.	.	.
9	-0.10217											.	.	**	.	.	.	.	.	.	.	.	.
10	-0.08195											.	.	**	.	.	.	.	.	.	.	.	.
11	-0.04484											.	.	*	.	.	.	.	.	.	.	.	.
12	0.04086											.	.	.	*	.	.	.	.	.	.	.	.
13	0.17307											.	.	***	.	.	.	.	.	.	.	.	.
14	-0.14839											.	.	***	.	.	.	.	.	.	.	.	.
15	-0.06850											.	.	*	.	.	.	.	.	.	.	.	.
16	0.09702											.	.	**	.	.	.	.	.	.	.	.	.
17	-0.15743											.	.	***	.	.	.	.	.	.	.	.	.
18	0.07819											.	.	**	.	.	.	.	.	.	.	.	.
19	-0.04360											.	.	*	.	.	.	.	.	.	.	.	.
20	-0.04635											.	.	*	.	.	.	.	.	.	.	.	.
21	-0.16521											.	.	***	.	.	.	.	.	.	.	.	.
22	-0.15919											.	.	***	.	.	.	.	.	.	.	.	.

Figur A.4: ACF och PACF för antal anställda för byggindustrin (sammanfallande)

Autocorrelations			
Lag	Covariance	Correlation	Std Error
0	918.323	1.00000	0
1	823.942	0.89722	0.106600
2	717.677	0.78151	0.172219
3	604.269	0.65801	0.208663
4	457.014	0.49766	0.231042
5	358.574	0.39047	0.242919
6	274.945	0.29940	0.249949
7	188.470	0.20523	0.253992
8	126.254	0.13748	0.255869
9	63.894627	0.06958	0.256707
10	-12.518023	-.01363	0.256921
11	-84.528296	-.09205	0.256930
12	-133.607	-.14549	0.257304
13	-180.308	-.19635	0.258237
14	-211.071	-.22984	0.259928
15	-212.306	-.23119	0.262228
16	-221.565	-.24127	0.264534
17	-229.419	-.24982	0.267023
18	-221.520	-.24122	0.269665
19	-236.105	-.25710	0.272106
20	-255.608	-.27834	0.274853
21	-244.201	-.26592	0.278038
22	-264.779	-.28833	0.280913

Partial Autocorrelations			
Lag	Correlation		
1	0.89722	.	*****
2	-0.12054	. **	.
3	-0.10171	. **	.
4	-0.26439	*****	.
5	0.20539	.	****
6	-0.01578	.	.
7	-0.08279	. **	.
8	-0.04524	. *	.
9	-0.03289	. *	.
10	-0.12914	. ****	.
11	-0.09249	. **	.
12	0.09930	.	**
13	-0.04334	. *	.
14	-0.03896	. *	.
15	0.04596	.	*
16	-0.05528	. *	.
17	-0.07682	. **	.
18	0.01918	.	.
19	-0.08314	. **	.
20	-0.09417	. **	.
21	0.10175	.	**
22	-0.19054	****	.

**Figur A.5: ACF och PACF för antal anställda i byggindustrin (framåtblickande)**

# Appendix B

Conditional Least Squares Estimation

Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr >  t	Lag
AR1,1	1.17903	0.10532	11.19	<.0001	1
AR1,2	-0.30075	0.10532	-2.86	0.0054	2

Variance Estimate	0.211155
Std Error Estimate	0.459516
AIC	109.7238
SBC	114.5855
Number of Residuals	84

Autocorrelation Check of Residuals

To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	6.10	4	0.1920	-0.040	0.133	-0.022	-0.180	0.125	0.005
12	11.70	10	0.3059	0.090	-0.163	-0.026	0.019	-0.081	0.125
18	19.59	16	0.2393	-0.042	0.206	-0.027	0.017	-0.111	-0.132
24	26.08	22	0.2481	0.016	-0.065	0.075	-0.186	-0.104	-0.016

**Figur B.1: Modellutvärdering för vald ARIMA-modellen skattad för arbetslösheten**

Conditional Least Squares Estimation

Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr >  t	Lag
MU	-7.71538	3.28119	-2.35	0.0211	0
AR1,1	1.06802	0.05315	20.09	<.0001	1
AR1,2	-0.23416	0.05346	-4.38	<.0001	4

Constant Estimate	-1.28187
Variance Estimate	34.66267
Std Error Estimate	5.887501
AIC	539.1625

Autocorrelation Check of Residuals

To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	1.77	4	0.7778	-0.031	-0.072	0.105	0.024	-0.040	0.021
12	9.64	10	0.4725	-0.104	-0.144	0.221	0.012	-0.027	-0.032
18	15.08	16	0.5187	0.054	0.044	-0.154	-0.135	-0.048	0.049
24	18.40	22	0.6822	-0.156	-0.032	0.051	-0.038	0.011	-0.017

**Figur B.2: Modellutvärdering för vald ARIMA-modellen skattade för antal anställda i tillverkningsindustrin (sammanfallande)**

Conditional Least Squares Estimation									
Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr >  t	Lag				
MU	-12.93550	3.17303	-4.08	0.0001	0				
AR1,1	1.07932	0.04689	23.02	<.0001	1				
AR1,2	-0.24165	0.04702	-5.14	<.0001	4				
Constant Estimate			-2.09989						
Variance Estimate			31.26269						
Std Error Estimate			5.591305						
AIC			530.4905						
SBC			537.783						
Number of Residuals			84						
* AIC and SBC do not include log determinant.									
Autocorrelation Check of Residuals									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	2.83	4	0.5861	0.142	-0.029	-0.010	-0.104	0.015	-0.008
12	11.69	10	0.3063	-0.042	-0.139	0.047	0.112	0.229	-0.048
18	17.43	16	0.3581	-0.058	-0.004	-0.140	-0.145	-0.101	-0.019
24	21.17	22	0.5099	-0.039	-0.044	0.131	0.010	-0.037	-0.100

**Figur B.3: Modellutvärdering för vald ARIMA-modell skattad för antal anställda i tillverkningsindustrin (framåtblickande)**

Conditional Least Squares Estimation									
Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr >  t	Lag				
AR1,1	0.92808	0.04136	22.44	<.0001	1				
Variance Estimate			166.675						
Std Error Estimate			12.91027						
AIC			669.1235						
SBC			671.5544						
Number of Residuals			84						
* AIC and SBC do not include log determinant.									
Autocorrelation Check of Residuals									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	3.42	5	0.6358	0.143	0.092	0.056	-0.068	0.045	0.010
12	13.50	11	0.2621	-0.017	0.035	0.003	-0.021	-0.147	-0.278
18	15.37	17	0.5686	-0.016	-0.044	-0.056	0.039	-0.102	0.014
24	16.61	23	0.8277	0.021	0.011	0.086	0.031	0.032	0.027

**Figur B.4: Modellutvärdering för vald ARIMA-modell skattad för antal anställda i byggindustrin (sammanfallande)**

Conditional Least Squares Estimation

Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr >  t	Lag
MU	-34.41865	10.28369	-3.35	0.0012	0
AR1,1	1.03699	0.06525	15.89	<.0001	1
AR1,2	-0.13565	0.06552	-2.07	0.0416	4

Constant Estimate      -3.39563  
 Variance Estimate      163.9369  
 Std Error Estimate      12.80378  
 AIC                        669.6832  
 SBC                        676.9757  
 Number of Residuals      84  
 \* AIC and SBC do not include log determinant.

Autocorrelation Check of Residuals

To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	7.86	4	0.0970	-0.043	-0.071	0.162	-0.191	0.024	0.130
12	14.80	10	0.1397	-0.126	0.036	0.218	0.000	-0.071	0.052
18	20.77	16	0.1874	-0.099	-0.075	0.102	-0.011	-0.098	0.144
24	33.47	22	0.0556	-0.005	-0.201	0.171	-0.062	-0.047	0.184

**Figur B.5: Modellutvärdering för vald ARIMA-modell skattad för antal anställda i byggindustrin (framåtblickande)**

# Appendix C

Crosscorrelations

Lag	Covariance	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	
-12	-0.045409	-.01664	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
-11	-0.233634	-.08564	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
-10	0.465117	0.17049	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
-9	0.131943	0.04836	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
-8	-0.142207	-.05213	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
-7	-0.056097	-.02056	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
-6	0.167135	0.06126	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
-5	-0.350223	-.12837	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
-4	0.139794	0.05124	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
-3	0.641584	0.23517	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
-2	-0.287966	-.10555	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
-1	-0.203585	-.07462	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
0	-0.612751	-.22461	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
1	-0.326081	-.11953	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
2	-0.752015	-.27565	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
3	-0.262158	-.09609	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
4	-0.065984	-.02419	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
5	-0.445759	-.16339	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
6	0.612772	0.22461	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
7	0.081767	0.02997	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
8	-0.191350	-.07014	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
9	-0.252559	-.09258	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
10	-0.249944	-.09162	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
11	0.166342	0.06097	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
12	-0.061398	-.02251	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.

**Figur C.1: Korskorrelation mellan arbetslöshet och antalet anställda i tillverkningsindustrin (sammanfallande)**

Crosscorrelations

Lag	Covariance	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	
-12	-0.342715	-.13166	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
-11	-0.311147	-.11953	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
-10	0.0082803	0.00318	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
-9	0.244148	0.09380	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
-8	-0.020665	-.00794	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
-7	-0.202539	-.07781	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
-6	0.202308	0.07772	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
-5	-0.318798	-.12247	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
-4	0.013306	0.00511	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
-3	0.237509	0.09125	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
-2	-0.054401	-.02090	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
-1	-0.257608	-.09897	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
0	-0.149098	-.05728	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
1	-0.248852	-.09560	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
2	-0.752000	-.28890	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
3	-0.415030	-.15944	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
4	-0.510069	-.19596	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
5	-0.314862	-.12096	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
6	0.293745	0.11285	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
7	0.504852	0.19395	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
8	0.376176	0.14452	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
9	-0.439608	-.16889	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
10	-0.248850	-.09560	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
11	-0.566544	-.21765	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
12	0.299482	0.11505	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.

**Figur C.2 Korskorrelation mellan arbetslöshet och antal anställda i tillverkningsindustrin (framåtblickande)**

			Crosscorrelation																								
Lag	Covariance	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1				
-12	0.134592	0.02230	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
-11	-0.681041	-.11283	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
-10	0.956683	0.15850	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
-9	0.175857	0.02914	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
-8	-0.122328	-.02027	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
-7	0.296953	0.04920	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
-6	0.119352	0.01977	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
-5	0.0048573	0.00080	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
-4	0.784160	0.12992	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
-3	-1.119462	-.18547	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
-2	-1.626117	-.26941	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
-1	-1.733068	-.28713	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
0	-1.947876	-.32271	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
1	-0.986447	-.16343	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
2	-0.637749	-.10566	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
3	-0.0020777	-.00034	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
4	0.580168	0.09612	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
5	0.105316	0.01745	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
6	0.588129	0.09744	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
7	-0.540749	-.08959	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
8	-0.906525	-.15019	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
9	0.454532	0.07530	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
10	1.178856	0.19531	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
11	1.539670	0.25508	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
12	0.384617	0.06372	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			

**Figur C.3: Korskorrelation mellan arbetslöshet och antal anställda i byggindustrin (sammanfallande)**

			Crosscorrelations																								
Lag	Covariance	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1				
-12	-0.027040	-.00453	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
-11	-0.330992	-.05542	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
-10	0.156092	0.02613	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
-9	-0.148791	-.02491	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
-8	-0.496347	-.08310	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
-7	-0.034853	-.00584	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
-6	0.586625	0.09822	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
-5	-0.182218	-.03051	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
-4	1.224479	0.20501	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
-3	0.099117	0.01659	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
-2	-0.856647	-.14342	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
-1	-1.328757	-.22247	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
0	-1.488805	-.24926	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
1	-0.689606	-.11546	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
2	-0.716183	-.11991	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
3	0.636794	0.10661	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
4	0.227556	0.03810	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
5	-0.300316	-.05028	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
6	0.973086	0.16292	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
7	-0.573507	-.09602	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
8	-0.155838	-.02609	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
9	-0.248408	-.04159	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
10	-0.355842	-.05958	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
11	1.183458	0.19814	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			
12	0.670947	0.11233	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.			

**Figur C.4 Korskorrelation mellan arbetslöshet och antal anställda i byggindustrin (framåtblickande)**



# Appendix D

## Conditional Least Squares Estimation

Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr >  t	Lag	Variable	Shift
MA1,1	-0.97720	0.09906	-9.86	<.0001	1	un	0
MA1,2	-0.91415	0.11504	-7.95	<.0001	2	un	0
MA1,3	-0.56605	0.09705	-5.83	<.0001	3	un	0
SCALE1	-0.01377	0.0068328	-2.01	0.0476	0	xt	0
NUM1,1	-2.35658	1.1221875	-2.10	0.0387	2	xt	0

Variance Estimate 0.167641  
 Std Error Estimate 0.40944  
 AIC 87.93851  
 SBC 99.78575  
 Number of Residuals 79  
 \* AIC and SBC do not include log determinant.

### Autocorrelation Check of Residuals

To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	7.66	3	0.0536	0.055	0.073	0.086	0.180	0.142	0.145
12	11.51	9	0.2423	0.109	-0.043	0.054	0.095	0.067	0.108
18	16.11	15	0.3747	-0.023	0.171	0.051	0.033	-0.071	-0.086
24	23.24	21	0.3311	-0.076	-0.057	-0.069	-0.130	-0.130	-0.125

**Figur D.1** Tabell över vald TFM-modell skattad med antal anställda i tillverkningsindustrin (sammanfallande) som förklaringsvariabel

## Conditional Least Squares Estimation

Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr >  t	Lag	Variable	Shift
AR1,1	0.89364	0.05510	16.22	<.0001	1	un	0
SCALE1	-0.01994	0.0035882	-5.56	<.0001	0	xt	2
DEN1,1	1.12781	0.03717	30.35	<.0001	1	xt	2
DEN1,2	-0.88567	0.04133	-21.43	<.0001	2	xt	2

Variance Estimate 0.158594  
 Std Error Estimate 0.398239  
 AIC 80.62067  
 SBC 89.99589  
 Number of Residuals 77  
 \* AIC and SBC do not include log determinant.

### Autocorrelation Check of Residuals

To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	5.88	5	0.3183	0.064	0.066	-0.090	-0.120	0.185	-0.072
12	13.65	11	0.2527	-0.056	-0.211	-0.000	0.184	0.028	0.067
18	21.23	17	0.2161	-0.109	0.133	0.094	0.170	0.008	-0.097
24	35.92	23	0.0551	0.005	-0.096	0.014	-0.266	-0.212	-0.084

**Figur D.2** Tabell över optimal TFM-modell skattad med antal anställda i tillverkningsindustrin (framåtblickande) som förklaringsvariabel

Conditional Least Squares Estimation

Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr >  t	Lag	Variable	Shift
MA1,1	-0.99131	0.09624	-10.30	<.0001	1	un	0
MA1,2	-0.95018	0.09970	-9.53	<.0001	2	un	0
MA1,3	-0.66606	0.09903	-6.73	<.0001	3	un	0
SCALE1	-0.01706	0.0040672	-4.20	<.0001	0	xt	0
NUM1,1	0.56502	0.21512	2.63	0.0107	11	xt	0

Variance Estimate 0.185726  
 Std Error Estimate 0.430959  
 AIC 85.61993  
 SBC 96.86241  
 Number of Residuals 70

\* AIC and SBC do not include log determinant.

Autocorrelation Check of Residuals

To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	3.51	3	0.3194	0.053	0.018	0.026	0.189	0.080	-0.000
12	8.47	9	0.4877	0.039	-0.160	0.009	0.174	-0.001	0.046
18	16.40	15	0.3563	0.014	0.237	0.044	-0.029	-0.035	-0.160
24	25.99	21	0.2069	-0.068	-0.056	-0.080	-0.277	-0.023	-0.025

**Figur D.3 Tabell över optimal TFM-modell skattad med antal anställda i byggindustrin (sammanfallande) som förklaringsvariabel)**

Conditional Least Squares Estimation

Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr >  t	Lag	Variable	Shift
AR1,1	0.85377	0.06015	14.19	<.0001	1	un	0
SCALE1	-0.01518	0.0036672	-4.14	<.0001	0	xt	0

Variance Estimate 0.200808  
 Std Error Estimate 0.448116  
 AIC 101.8049  
 SBC 106.5938  
 Number of Residuals 81

\* AIC and SBC do not include log determinant.

Autocorrelation Check of Residuals

To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	5.22	5	0.3892	0.120	0.020	-0.044	-0.174	0.037	0.107
12	13.30	11	0.2743	-0.027	-0.202	-0.098	-0.037	0.019	0.181
18	25.85	17	0.0773	0.032	0.236	0.161	-0.014	-0.133	-0.149
24	35.98	23	0.0536	-0.093	-0.053	0.076	-0.208	-0.125	-0.113

**Figur D.4: Tabell över optimal TFM-modell skattad med antal anställda i byggindustrin (framåtblickande) som förklaringsvariabel)**