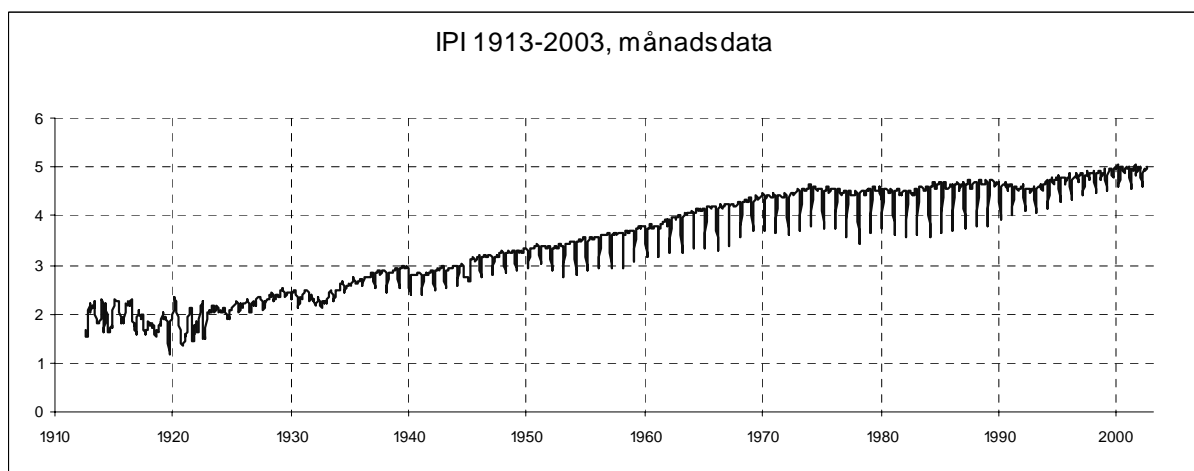


# **Background Facts on Economic Statistics**

**2003:7**

**Sveriges industriproduktionsindex 1913–2002  
– Tidsserieanalys**

**The Swedish Industrial Production Index 1913–2002  
– Time Series Analysis**



The series Background facts presents background material for statistics produced by the Department of Economic Statistics at Statistics Sweden. Product descriptions, methodology reports and various statistics compilations are examples of background material that give an overview and facilitate the use of statistics.

## **Publications in the series Background facts on Economic Statistics**

- 2001:1 Offentlig och privat verksamhet – statistik om anordnare av välfärdstjänster 1995, 1997 och 1999
- 2002:1 Forskar kvinnor mer än män? Resultat från en arbetstidsundersökning riktad till forskande och undervisande personal vid universitet och högskolor år 2000
- 2002:2 Forskning och utveckling (FoU) i företag med färre än 50 anställda år 2000
- 2002:3 Företagsenheten i den ekonomiska statistiken
- 2002:4 Statistik om privatiseringen av välfärdstjänster 1995–2001. En sammanställning från SCB:s statistikkällor
- 2003:1 Effekter av minskad detaljeringsgrad i varunomenklaturen i Intrastat – från KN8 till KN6
- 2003:2 Consequences of reduced grade in detail in the nomenclature in Intrastat – from CN8 to CN6
- 2003:3 SAMU. The system for co-ordination of frame populations and samples from the Business Register at Statistics Sweden
- 2003:4 Projekt med anknytning till projektet “Statistik om den nya ekonomin”. En kartläggning av utvecklingsprojekt och uppdrag
- 2003:5 EDICOM 2002 Action 1 – Development of Advanced Estimators
- 2003:6 Övergång från SNI 92 till SNI 2002: Underlag för att bedöma effekter av tids-seriebrott

These publications and others can be ordered from:  
Statistics Sweden, Publication Services, SE 701 89 ÖREBRO, Sweden  
phone +46 19 17 68 00 or fax +46 19 17 64 44.

You can also purchase our publications at our **Statistics Shop**:  
Karlavägen 100, Stockholm, Sweden

**2003:7**

**Sveriges industriproduktionsindex 1913–2002  
– Tidsserieanalys**

**The Swedish Industrial Production Index 1913–2002  
– Time Series Analysis**

Producer        Statistics Sweden  
                  Department for Economic Statistics

Inquiries        Niclas Sjölund  
                  Richard Wiklander  
                  Lars-Erik Öller, tel 46 8 506 943 33  
                  e-mail: lars-erik.oller@scb.se

## Preface

Economic history is generally presented verbally with occasional tables containing numbers. When statistical offices started to collect data on a regular base, economic history could be supplemented by graphs of time series. Even in the most developed countries this occurred only in the 19<sup>th</sup> and 20<sup>th</sup> centuries, and then in general only on an annual scale. Not many Swedish time series are available on a monthly basis almost since the beginning of the 20<sup>th</sup> century. The *Index of Industrial Production* is one.

What we call industrial production today may not be the same as 90 years ago. The more one tries to form uniform series on a more disaggregated level, the more one runs into difficulties, because classifications have changed, as have the goods produced. However, if one is satisfied with the total, classification and product changes have little impact on the figures, as long as one keeps in mind that the figures are what man has defined as industrial production through the decades. That is the only attribute that connects a figure from before WW1 with present day data. In that sense the time series pieced together in the present study is an exponent of economic history.

The study was performed by two of my students from Stockholm University, Niclas Sjögren and Richard Wiklander. It goes one step further than just presenting the time series. Here statistical methods are used to analyze historical data. The instrument is a decomposition technique that separates the variations at different frequencies showing what the seasonal component, the business cycle and the trend looked like in six periods of the of the 90 years studied.

The program used, TRAMO/SEATS, may not be perfect for a historical analysis. A linear model is assumed and a monthly series that stretches over nine decades can hardly be expected to follow a very simple common model, if any. This problem has been handled by dividing the century into six separate periods producing six different models for filtering the data. The likelihood is maximized in every one of these datasets separately. This, and shortcomings of the program lead to specification errors. A change in the seasonal component at the beginning or the end of a subperiod may be identified as an outlier, a deep recession as a break in the trend, etc. When trying to present the whole time series, the pieces are easily discerned because of abrupt changes where a new estimation period starts. Here, a standard filter could have been an alternative method.

With all these shortcomings, I still think that the graphs are interesting, and self-explanatory, even if the reader doesn't understand Swedish. I hope other researchers will download this time series from the website of Statistics Sweden, [www.scb.se](http://www.scb.se), and use it for further analysis.

Stockholm in August 2003

Lars-Erik Öller

# Innehållsförteckning

Preface.....	3
Innehållsförteckning .....	4
Förord .....	5
Sammanfattning.....	6
<b>1 Inledning .....</b>	<b>7</b>
1.1 Syfte.....	7
1.2 Avgränsningar.....	7
1.3 Metod.....	7
1.4 Definition av IPI .....	8
1.5 Disposition.....	8
<b>2 Bakgrund .....</b>	<b>9</b>
2.1 Säsongrensning .....	9
2.2 Säsongrensningens historik.....	11
2.3 Kort historik över industriproduktionen i Sverige.....	11
<b>3 Tidsserieanalys .....</b>	<b>13</b>
3.1 Stationäritet.....	13
3.2 Autokorrelation.....	13
3.3 ARIMA modellen.....	14
3.4 TRAMO/SEATS.....	15
<b>4 Diagnostik.....</b>	<b>17</b>
4.1 Val av modell med AIC och BIC.....	17
4.2 Ljung-Box test.....	17
4.3 Box-Pierce test.....	17
4.4 Test för icke-linjäritet .....	18
4.5 Extremvärden.....	18
4.6 Normalitet .....	18
4.7 Andra kriterier för modellval.....	19
<b>5 Resultat och Analys.....</b>	<b>20</b>
5.1 Period 1 1913–1925.....	21
5.2 Period 2 1926–1935.....	23
5.3 Period 3 1936–1950.....	25
5.4 Period 4 1951–1974.....	27
5.5 Period 5 1975–1992.....	30
5.6 Period 6 1993–2002.....	32
5.7 Sammanlänkade perioder 1913 till 2002.....	34
<b>6 Slutdiskussion.....</b>	<b>37</b>
<b>7 Slutsats .....</b>	<b>38</b>
7.1 Vidare studier.....	38
<b>Litteratur .....</b>	<b>39</b>
<b>Appendix A – Data.....</b>	<b>40</b>
<b>Appendix B – Extremvärden .....</b>	<b>43</b>
<b>Appendix C – Figurförteckning.....</b>	<b>44</b>

## Förord

Uppgiften med denna uppsats har varit att säsongrensa Sveriges industriproduktionsindex och identifiera de extremvärden som existerar i serien. Arbetet har varit mer omfattande än vad vi kunnat föreställa oss. Detta delvis på grund av att vårt arbete i stort har bestått i att lära oss hur TRAMO/SEATS fungerar. Detta har varit en tidskrävande uppgift och på så vis blivit en del av uppsatsen, även då det inte presenterats. Lars-Erik Öller presenterar i sin doktorsavhandling (1978) "Time series analysis of Finnish foreign trade", en studie vilket liknar vår. Denna studie har fått utgöra grunden för denna uppsats. Uppgiften skulle inte varit genomförbar utan Lars-Erik Öller vid SCB som handlett oss, vilket vi djupt bockar för. Vi vill även rikta ett tack till Minja Carlsson vid SCB.

Niclas Sjölund

Richard Wiklander

## Sammanfattning

Syftet med denna uppsats har varit att säsongrensa Sveriges industriproduktionsindex och identifiera de extremvärden som existerar. Vi har försökt med hjälp av datorprogrammet TRAMO/SEATS att identifiera de ARIMA-modeller och rensat för säsong.

Serien som beskriver svensk industriproduktion under 90 år var från början för lång för att skapa en modell i sin helhet, varför vi valde att istället dela in den i sex perioder. Dessa perioder kan till 50% beskrivas av en  $(0,1,1)(0,1,1)$ -modell. Vilket även är fallet för de ekonomiska tidsserier som studerats i USA.

Resultatet av vår studie visar tydligt hur ett säsongsmönster växt fram under 1900-talet till följd av att det lagstiftades om semester i de olika perioderna. Det cykliska mönstret för serien varierar i utseende, vissa kan beskrivas av det klassiska UV-mönster. De som saknar ett typiskt mönster präglas av krig och andra oroligheter. Trenden som kan tydas i resultatet har under perioden varit allt från stark till neråtgående, men varit uppgående under merparten av tiden.



# 1 Inledning

En tidsserie består av observerade värden av en och samma variabel, vilka är ordnade med tiden. Analysen bygger på att historiska data tolkas och beräknas enligt en metod som finner ett mönster. Denna information kan användas för att göra framtida skattningar, vilka i sin tur kan användas för att underlätta beslutsprocessen för beslutsfattare. Andra användningsområden för analysen är att förklara händelser som tidigare inträffat och att få insikt i förhållandet mellan olika variabler. Ett ytterligare användningsområde är att jämföra hur en serie har förändrats under en längre tid i fråga om trend, säsong och cykel. I denna uppsats kommer vi att inrikta oss på det sistnämnda användningsområdet för att göra en historisk beskrivning av industriproduktionsindex (IPI) från 1913 till 2002 med hjälp av tidsserieanalys. För detta använder vi oss av programmet TRAMO/SEATS (T/S) som bygger på ARIMA-teknik. Programmet används idag av Eurostat och Statistiska Centralbyrån (SCB) och rekommenderas för säsongrensning. De empiriska resultat som kommer att analyseras är komponenterna trend, cykel och säsong. Vi kommer ytterligare att jämföra de olika komponenterna sinsemellan.

## 1.1 Syfte

Syftet med denna uppsats är att säsongrensa serien industriproduktionsindex för åren 1913–2002 och studera säsongens, konjunkturkomponentens och trendens utveckling samt undersöka extremvärden under åren 1913–2002.

## 1.2 Avgränsningar

Vi har valt att använda automatisk modellidentifiering, vilket ligger som default i T/S. Detta har föranlett att specificeringen av modellerna inte varit möjliga att påverka. Detta är en begränsning, men vi har valt att acceptera dessa modeller då de utifrån statistiska mått är adekvata. T/S har även en övre gräns på 600 observationer för modellering av serier, vilket medfört att vi inte haft möjligheten att identifiera en modell för hela serien.

För de extremvärden som existerar i serierna kommenteras endast de negativa, eftersom det har varit problematiskt att finna enskilda positiva händelser i litteratur och press som förklaring till dessa.

## 1.3 Metod

Vi har i uppsatsen valt att undersöka en univariat tidsserie. En univariat tidsserie är en skalarvariabel  $Y$  som observeras successivt i tiden. I uppsatsen har vi använt oss av både kvalitativ och kvantitativ metod. Den kvantitativa delen består av beräkning av data och den kvalitativa är bedömningen av skäl till extremvärden och tolkning av resultat. De begrepp och metoder som används i uppsatsen beskrivs i den utsträckningen att en person som läst en kurs i tidsserier skall kunna förstå och följa resonemanget.

De dataobservationer som ligger till grund för skattningarna kommer från SCB, dessa är månadsdata av Industriproduktionsindex från 1913 till 2002. Eftersom datamaterialet inte var indexerat efter samma år har vi anpassat materialet till 1990 års index. Vid beräkningen uppstod differenser mellan perioderna som överlappades. För dessa observationer har vi beräknat ett medelvärde och sedan använt det nya värdet vid skattningen av modellen, se appendix A.

Originalserien vilken sträcker sig över 90 år med 12 observationer från vart år blir det 1080 observationer har vi delat in i sex separata delar vilkas längd varierar mellan 10 till 23 år. Uppdelningen bygger på de trendbrott och säsongförändringar som är synliga. Uppdelningen kan även hänföras till de historiska händelser och politiska beslut som kan tänkas haft inverkan på utvecklingen av IPI. Utöver detta har hänsyn till vad T/S accepterar som en bra

modell tagits. När man bedömer om en ARIMA-modell är adekvat har vi ställt in T/S att förkasta modellen om:

- Otillåtna parametervärden för ARIMA-modellen.
- Ett test av de statistiska mått som valts är signifikant på 10%-nivån.
- Två test av de statistiska mått som valts är signifikant på 5%-nivån.
- Det finns mer än 5% extremvärden i originalserien.

#### **1.4 Definition av IPI**

Tidsserien som behandlas i denna uppsats är Sveriges industriproduktionsindex (IPI). Detta index är ett begrepp som spänner över en mängd olika branscher, men de kan kategoriseras efter de två stora inriktningarna gruv- och tillverkningsindustrin. Tidsserien som undersöks är mellan åren 1913–2002. Serien har transformerats se appendix A, därefter har den logaritmerats för att sedan bearbetas i programmet T/S. De kalenderdagar som programmet har justerat för är 1/1, 6/1, 1/5, 1/11, 25/12 och 26/12. Utöver dessa har korrektion för påskhelgen och skottår gjorts.

#### **1.5 Disposition**

Denna uppsats inleds med ett bakgrundskapitel där vi behandlar säsongrensning och dess historik samt en kort historisk presentation av Sveriges industriproduktion. I de två följande kapitlena presenteras först olika statistiska mått och begrepp som kan vara nyttiga för förståelsen av tidsserieanalys sedan de diagnostiska test som kontrollerar om modellerna är adekvata. I det nästkommande kapitlet analyseras resultatet från undersökningen av IPI. Uppsatsen avslutas med en diskussion och en slutsats.

## 2 Bakgrund

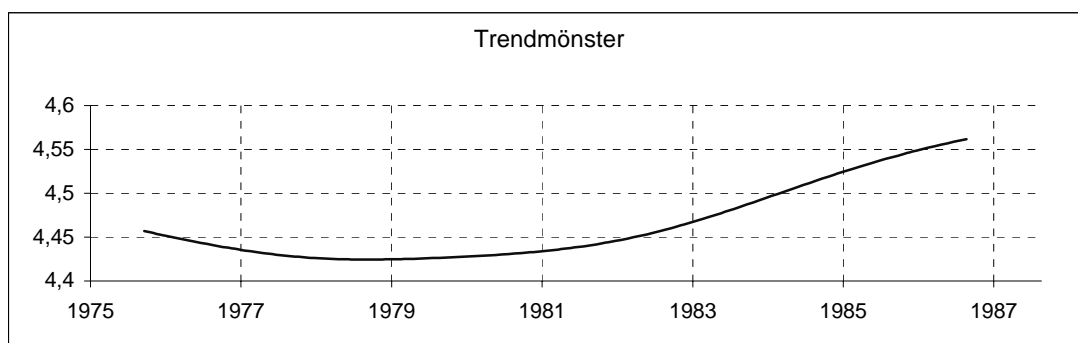
Analysen bygger på att data tolkas och beräknas i en modell som söker ett mönster. Denna information kan användas för att göra framtida skattningar, vilka i sin tur kan användas för att underlätta beslutsprocessen för beslutsfattare. Andra användningsområden är att förklara händelser som tidigare inträffat och skaffa sig insikt i förhållandet mellan olika variabler. Ett ytterligare användningsområde är att säsongrensa för att sedan kunna jämföra hur en serie har förändrats under en längre tid i form av trend, säsong och cykel.

### 2.1 Säsongrensning

I säsonganalys görs försök att isolera de säsongfluktuationer som finns representerade i en serie. Det kan göras kausalt eller mekaniskt. Den kausala metoden vilken företräds av Mendershausen (1937, 1939) är ofta svår att praktiskt genomföra. Generellt används mekaniska metoder såsom T/S för att dekomponera en tidsserie, se Butter (2000) sid 7. För att identifiera ett mönster i en tidsserie delas denna upp i fyra komponenter, se Bowerman och O'Connell (1993) sid 5 ff.

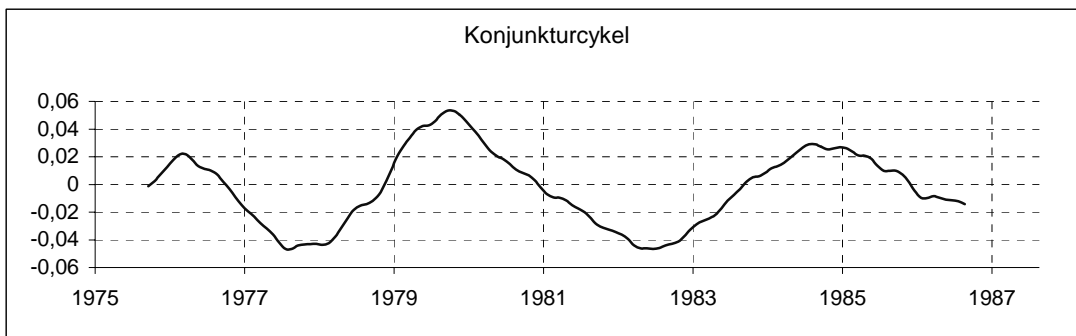
Trendkomponenten (T) beskriver de långsiktiga upp- och nedgångarna som finns i serien, se figur 1. Begreppet långsiktigt kan definitionsmässigt vara svårt att greppa. Exempelvis kan klimatförändringar beskrivas med en cyklisk variation på över 50 år, det är då inte möjligt att med data över 20 år att observera en långsiktig trend när data för 100 år skulle behövas. För att beskriva en trend måste hänsyn till de tillgängliga observationerna tas och ett subjektivt val för vad som är långsiktigt görs, se Chatfield (1989) sid 10. I en ekonomisk tidsserie kan variationer i trendkomponenten orsakas av t.ex. teknologiska vinningar.

**Figur 1**  
**Trendmönster**



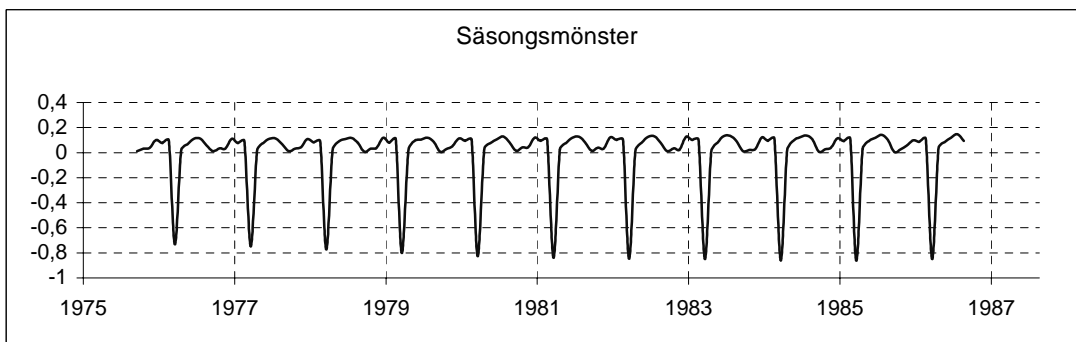
En cykel (C) beskriver de fluktuationer som uppstår kring en långsiktig trend, se figur 2. Dessa kan ha en varaktighet från två till tio år och mäts t.ex. från topp till topp. En vanligt förekommande fluktuation i en ekonomisk tidsserie data är konjunkturcykeln. Den beskrivs av en expansion som avtar vid en toppnivå. Därefter avtar den ekonomiska aktiviteten och tillväxten avtar, tills en bottenivå nås som utgör en vändpunkt varefter en ny expansionsperiod tar vid och en ny toppnivå nås, se Bowerman och O'Connell (1993) sid 6. De cykliska mönstret beskrivs av Burns och Mitchell (1946) som V- och uppochnedvända U kurvor, se SCB (2001) sid 13.

**Figur 2**  
**Konjunkturcykel**



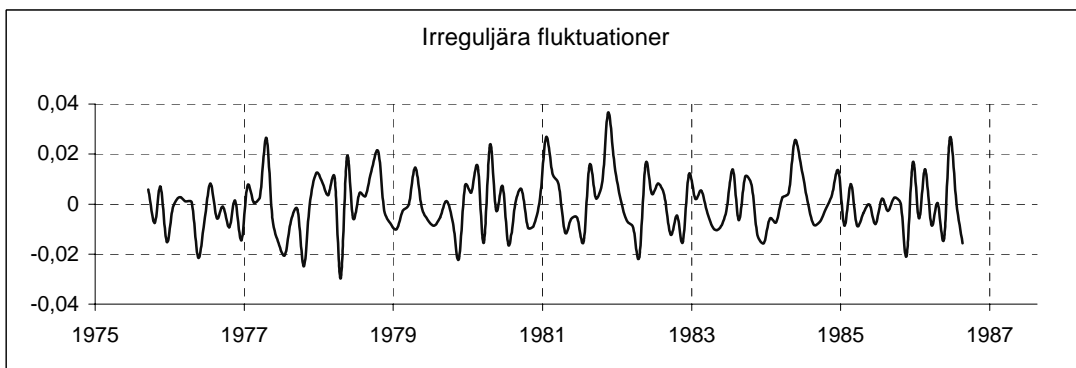
Säsongen (S) beskrivs som ett periodiskt mönster i en tidsserie som är kortare än 1 år och återkommer på årlig basis, se figur 3. Orsaken till dessa är ofta klimat, institutionella eller konsumenters beteende. I Sverige är industrisemestern den mest dominerande säsongseffekten. Kalendereffekten (K) syftar till antalet arbetsdagar i förhållande till det totala antalet dagar under en period. Även påskhelgens eventuella effekt hänförs till kalendereffekten.

**Figur 3**  
**Säsongsmönster**



Irreguljära fluktuationer (I) är helt oregelbundna variationer i tidsserien. Dessa variationer representerar vad som inte kan förklaras då trend, cykel och säsong förklarats, källa Bowerman och O'Connell (1993) sid 7.

**Figur 4**  
**Irreguljära fluktuationer**



Det skall framhållas att en series komponenter aldrig kan observeras enskilt utan bara tillsammans. Man talar om icke-observerade komponenter. Av den anledningen existerar det ingen bästa modell.

Kennedy (1996) tar upp tre olika anledningar till att säsongrensna:

- Underlätta arbetet med kortsiktiga prognoser.
- Relatera serien till andra serier och externa händelser.
- Jämföra värden från månad till månad.

## 2.2 Säsongrensningens historik

Från tidernas begynnelse har människan försökt att mäta tiden. Hon har konstruerat alternativa klockor och andra alternativa mätinstrument. Tidsserieanalys som vetenskap är en relativt ny företeelse. Det första kända diagrammet i västvärlden dateras tillbaks till 900-talet alternativt 1000-talet och ingår i en skrift över hur planeterna rör sig som en funktion av tiden. I samband med att engelska astronomer på 1600-talet började intressera sig för periodiciteten i planeternas rörelse introducerades en tidsserie bestående av flera icke-observerbara komponenter, se Kendall (1976) sid 7. Den första faktiska analysen av ett säsongsmönster dateras till 1847 och utfördes av en holländsk meteorolog. Det skulle dock dröja fram till mitten av 1920-talet innan utvecklingen kring säsongrensning tog fart. Aktiviteten under den tiden inspirerades av de verk Pearson publicerat 1919. I sitt arbete beskriver Pearson dekomponeringen av en tidsserie. Arbetet med säsongrensning i större skala blev dock möjligt först 1954, då Julius Shiskin introducerade en databaserad metod. Intresset för tidsserier ökade då datorkraft alltmer ersatte det tidskrävande numeriska arbetet, se Butter (1991) sid 3.

## 2.3 Kort historik över industriproduktionen i Sverige

Utvecklingen inom svensk industri tog fart på 1870-talet. De faktorer som påskyndade industrialiseringen var att grundutbildningen förbättrades och att befolkningstillväxten under 1800-talet ökade kraftigt. Det var även nu som kapitalister och företagsledare började bli allt vanligare och kapital strömmade till industrin. Enligt Fagerfjäll (1993) sid 69ff kan den svenska utvecklingen fram till första världskriget liknas vid den tillväxtperiod som setts i Sydostasien under 1990-talet. "Under 25 år av nästan oavbruten tillväxt mer än sexfaldigades den svenska industriproduktionen."

Från utbrottet av första världskriget och fram till början av det andra så halverades tillväxttakten. Främsta orsaken till stagnationen var två depressioner. Efter den andra depressionen under 1930-talet började Sverige att driva en efterfrågepolitik, vilket anses ha lett till snabbare tillväxt. När andra världskriget bröt ut hamnade Sverige återigen i en produktionssvacka. Vid en närmare titt i figuren 4 kan vi klart se stagnationer och nedgångar under krig och depressioner.

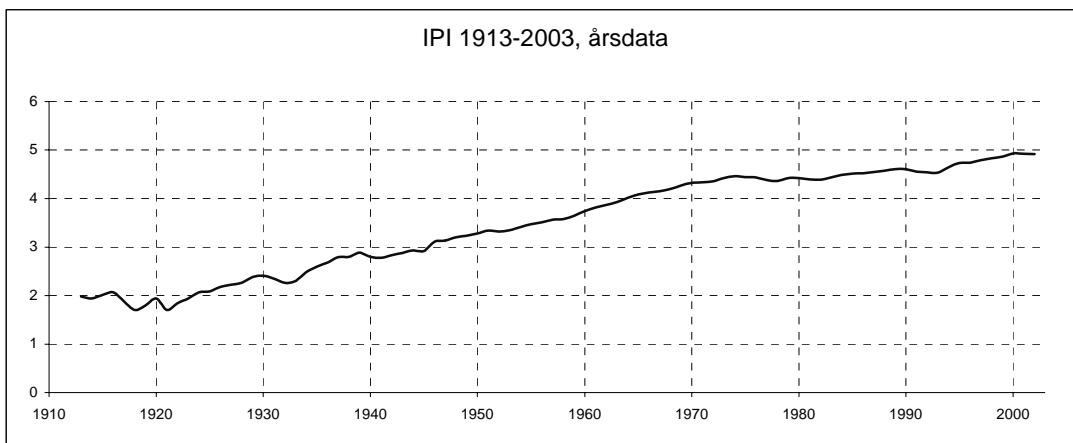
Efter att kriget var över började den svenska ekonomin ta fart. Det var nu som handels- och tjänstesektorerna började utvecklas mot dagens nivå. De långsiktiga avtalen mellan arbetsmarknadens parter i början av denna period bidrog till att Sverige kunde föra en politik med både hög sysselsättning och mestadels måttlig inflation, vilket ledde till ett fyrfaldigande av produktionsvolymen mellan 1950–1975. Det påpekas av Fagerfjäll att det möjligen var efterfrågan på svenska produkter som bidrog till utvecklingen inom industrin och inte det politiska läget. Om vi studerar figur 4 från 1950 till 1970 kan vi tydligt se att uppgången i IPI håller i sig ända fram till början av 70-talet, som är en lång raksträcka med en och annan nedgång. När Sverige i slutet av 1973 drabbades av den första oljekrisen bidrar det till att lågkonjunkturen står och bankar på porten. Med tilltagande konkurrensen från låglöneländer stagnerade industrisektorn och efter 1970 försvann stora delar av olika industrier. Dessa ersattes endast till viss del av tillväxt i andra. Den arbetskraft som var överflödigt efter omstruktureringen flyttade över till privata, statliga och kommunala tjänster.

I mitten på 1980-talet blev det nödvändigt att göra avregleringar inom kredit-, fastighets-, skatte- och valutamarknaderna för att anpassa sig till globaliseringstrenden. Enligt Fagerfjäll var det dessa avregleringar i kombination med devalveringar som drev upp spekulationerna på reallgångar. Enligt Schön (2000) sid 170 medverkade det ekonomiska klimatet inte bara

till spekulationer, utan även lånefinansierad konsumtion. När nedgången i början av 1990-talet av fastigheter och realkapital var ett faktum berodde detta på både inhemska och utländska faktorer. I figur 4 kan vi urskilja en knapp uppgång av IPI under 80-talet. Internationella faktorer som påverkade realränteläget var enandet av Tyskland 1989 och de tunga investeringarna i Östtyskland samt spekulationerna mot den svenska valutan. Riksbanken ansågs sig vara tvungen att höja räntan för att värna om den fasta växelkursen hösten 1992.

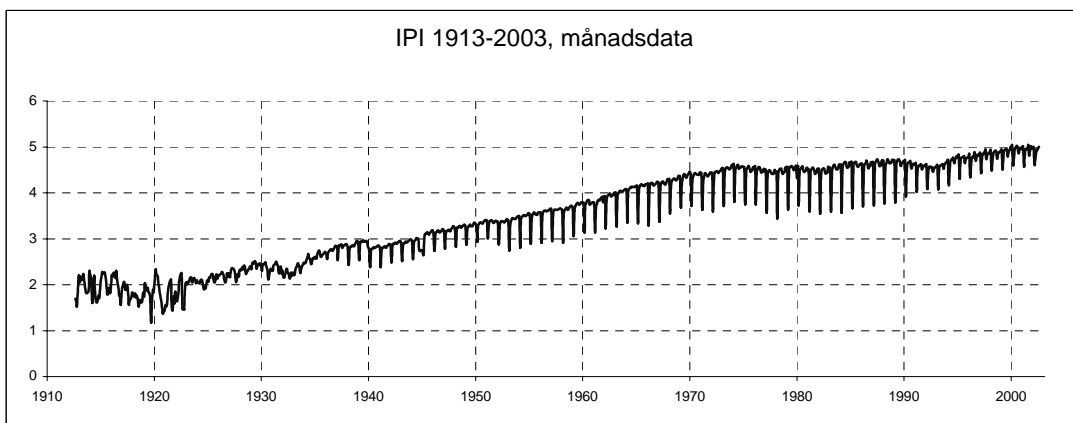
Första hälften av 90-talet var perioden med sämst BNP-tillväxt under hela 1900-talet, exklusive 30-talets depressionsår. Vi kan se i figur 4 att detta även reflekteras på IPI under nämnd period. Under senare delen av 90-talet återkommer den efterlängtda perioden av stark trendtillväxt. Konjunkturläget driver upp efterfrågan i ekonomin fram till början av 2000, men återigen stagnerar ekonomin och tillväxttakten inom industrin vacklar.

**Figur 5**  
IPI 1913–2003, årsdata, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad



När vi studerar IPI på månadsbasis i figur 6 kan vi se att det finns mönster som inte kan ses i årsserien. Den mest iögonfallande skillnaden mellan de två figurerna är säsongmönstret, vilket framträder i den senare. Detta föranleder oss att ytterligare studera denna och gå på djupet för att förklara de olika komponenterna som tros ligga till grund för variationerna. Men först skall vi gå igenom den metodik som används.

**Figur 6**  
IPI 1913–2002, månadsdata, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad



### 3 Tidsserieanalys

I detta kapitel presenteras olika statistiska mått och begrepp som kan vara nyttiga för förståelsen av tidsserieanalys med ARIMA-modell.

#### 3.1 Stationäritet

Det första som bör göras vid analys av tidsserier är att kontrollera om serien är stationär. Då stationäritet föreligger bidrar det till att vi kan använda antaganden som förenklar arbetsbördan. När serien inte är stationär kan den stationäriseras genom differentiering och/eller logaritmering av serien. Vid observerad stationäritet kan vi använda oss av ARMA-modeller, där stationäritet är ett av grundantagandena. Stationäritet innebär att serien har konstant medelvärde och varians och att autokorrelationen endast beror av lag och inte förändras med tiden, se Kedem m.fl. (2002) sid 287. En tidsserie sägs alltså vara svagt stationär om:

1. Väntevärdet,  $E(Y_t)$  existerar och är konstant för alla  $t$
2. Kovariansen  $C(Y_t, Y_s)$  existerar för alla  $t$  och  $s$  samt att det gäller att  $C(Y_t, Y_{t+s}) = C(Y_t, Y_{t+k+s})$

#### 3.2 Autokorrelation

Stickprovets medelvärde skattas enligt följande:

$$\bar{y} = \frac{\sum_{t=1}^n y_t}{n}$$

Urvalets autokovarians beräknas enligt:

$$\hat{\gamma}_k = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n-k} (y_t - \bar{y})(y_{t+k} - \bar{y})$$

Autokorrelationen (ACF) mellan två observationer separerade med  $k$  tidsperioder kan beräknas enligt  $\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}$  och skattas med formeln:

$$\hat{\rho}_k = \frac{\hat{\gamma}_k}{\hat{\gamma}_0} = \frac{\sum_{t=k+1}^n (y_t - \bar{y})(y_{t-k} - \bar{y})}{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2} \quad k = 0, 1, 2, \dots$$

Från en given modell kan den partiella autokorrelationen (PACF) skattas med hjälp av ACF.

$$\begin{aligned} \phi_{1,1} &= \rho_1 \\ \phi_{k,k} &= \frac{\rho_k - \sum_{j=1}^{k-1} \phi_{k-1,j} \rho_{k-j}}{1 - \sum_{j=1}^{k-1} \phi_{k-1,j} \rho_j}, \quad k = 2, 3, \dots \end{aligned}$$

$$\text{Där } \phi_{kj} = \phi_{k-1,j} - \phi_{kk} \phi_{k-1,k-j} \quad k = 3, 4, \dots; \quad j = 1, 2, \dots, k-1$$

### 3.3 ARIMA modellen

Den dominerande synen på tidsserier fram till 1920-talet var att observationerna var funktioner av tiden och kunde beskrivas med hjälp av sinus och cosinuskurvor, källa Pourahmadi (2001) sid 34ff.

Med Yule (1921,1926) lades grunden för MA (moving average) modellen.

$$y_t = e_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad \text{där } \theta_1 \dots \theta_q \text{ är skalärer och } q > 0.$$

Fyra år senare fullbordade Walker (1931) Yules arbeten då han presenterade AR (autoregressive) modellen.

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + e_t \quad \text{där } \phi_1 \dots \phi_p \text{ är skalärer och } p > 0.$$

Dobb m.fl. (1944) visade att en stationär process med rationell spektral täthet kan beskrivas som en dynamisk linjär modell driven av vitt brus. Detta lade grunden till en ny era inom tidsserieanalysen centrerad kring ARMA (Autoregressive moving average) modellen.

$$y_t = \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + e_t + \sum_{j=1}^q \theta_j e_{t-j}$$

Där  $\theta_1, \dots, \theta_p, \phi_1, \dots, \phi_p$  är AR resp. MA koefficienter och  $e_t$  definieras som vitt brus med väntevärde noll och variansen  $\sigma^2$ .

För tidsserier utan säsong kan en ARIMA skrivas enligt nedan, se Planas (1997) sid 30ff.

$$\phi(B) \Delta^d y_t = \theta(B) e_t$$

Där  $\phi(B)$  och  $\theta(B)$  är stationära och inverterbara polynom, enligt:

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$$

$$\theta(B) = 1 + \theta_1 B + \theta_2 B^2 + \dots + \theta_p B^p$$

Där  $B^k y_t = y_{t-k}$  är backward operatören och  $\Delta^d = (1 - B)^d$  är differentieringsoperatören, där  $d$  indikerar minst antal differentieringar för att serien skall bli stationär och  $e_t$  är vittbrus.

Då polynomen  $\phi(B)$  och  $\theta(B)$  är av ordningen  $p$  respektive  $q$  sägs  $y_t$  följa en ARIMA( $p, d, q$ ) modell. Box and Jenkins (1970) utvecklade även ARIMA modeller för att beskriva tidsserier med säsongvariation. En ARIMA modell som relaterar observationen  $y_t$  till samma period (månad, kvartal)  $y_{t-s}, y_{t-2s}, \dots$  kan skrivas:

$$\Phi(B^s) \Delta_s^D y_t = \Theta(B^s) \alpha_t$$

Där  $\Phi(B^s)$  och  $\Theta(B^s)$  är ändliga polynom i  $B^s$  av ordning  $P$  respektive  $Q$  vilka satisfierar stationaritets- och inverteringsvillkoren. Differensen  $\Delta_s = 1 - B^s$  definieras som  $\Delta$  ovan, men differensen räknas  $s=12$  för månad och  $s=4$  för kvartal.  $D$  representerar minsta antalet differentieringar för att stationaritet skall uppnås.

Då ett samband råder mellan årets månader är inte  $\alpha_t$  okorrelerad, men kan i sin tur modelleras som ovan:

$$\phi(B) \Delta^d y_t = \theta(B) \alpha_t$$



Den sammansatta modellen blir nu:

$$\phi(B)\Phi(B^s)\Delta^d\Delta_s^D y_t = \theta(B)\Theta(B^s)a_t$$

Här antas  $a_t$  vara normalfördelad med  $(0, \sigma^2)$  och ARIMA-modellen sägs vara av ordningen  $(p,d,q)(P,D,Q)$ .

Modellspecificering.

För att specificera en ARIMA-modell studeras den estimerade autokorrelationsfunktionen (ACF). Valet av modell sker utifrån tabellen 1 nedan.

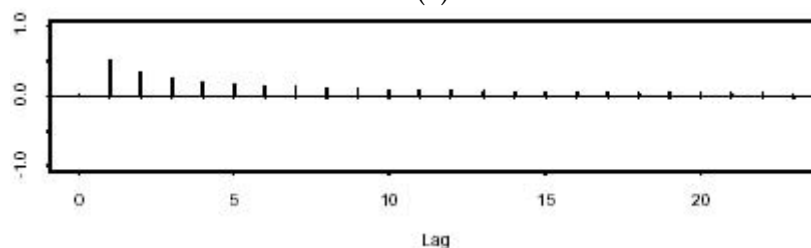
**Tabell 1**  
**Modell identifiering**

Modell	ACF
AR( $p$ )	Avtagande
MA( $q$ )	Slutar tvärt efter lag $q$
ARMA( $p,q$ )	Avtagande

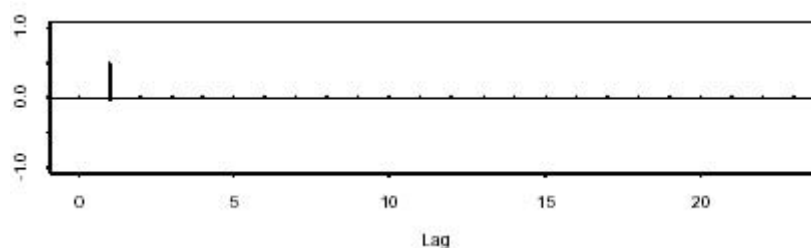
Man kan även använda sig av partiell autokorrelationsfunktion för vilken AR- och MA-egenskaperna byter plats sinsemellan. Här redovisas inte PACF.

Nedan visas de teoretiska ACF för en AR(1) respektive en MA(1)

ACF för en AR(1)



ACF för en MA(1)



### 3.4 TRAMO/SEATS

Säsongrensning i TRAMO/SEATS sker i två steg. TRAMO skattar en ARIMA-modell där man lagt till dummyvariabler för dagkorrigerig. Vidare rapporterar programmet om extremvärden. TRAMO är ett försteg till SEATS där tidsserien dekomponeras. I sin automatiska version estimerar TRAMO ARIMA-modeller för serien enligt Maravall och Sanchez (2000) sid 1ff. De modeller som testas är en  $(p,d,q)(P,D,Q)$  modell upp till  $(3,2,3)(1,1,1)$ , vilket teoretiskt innebär max 384 stycken.

Givet observationsvektorn  $Y=(y_1, \dots, y_t)$  skattar TRAMO regressionsmodellen

$$Y_t = Z_t \beta + x_t$$

där

$\beta$  är en (k x 1) vektor av okända parametrar

$Z_t$  en (1 x k) vektor av regressionsvariabler

$x_t$  följer ARIMA-processen:

$$\phi(B)\delta(B)x_t = \theta(B)a_t \quad (**)$$

där  $\phi(B)$ ,  $\delta(B)$  och  $\theta(B)$  är ändliga polynom i lagoperatoren B enligt:

$$\delta(B) = (1 - B)^d (1 - B^s)^D$$

$$\phi(B) = (1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)(1 - \Phi_1 B^s)$$

$$\theta(B) = (1 + \theta_1 B + \dots + \theta_q B^q)(1 + \Theta_1 B^s)$$

där s är säsongen, s=12 i denna studie.

SEATS skattar de icke-observerade komponenterna trend, cykel, säsong och slumpterm i tidsserien med hjälp av ARIMA-modellen (\*\*).

Utöver TRAMO/SEATS finns andra program för säsongrensning ett axplock av dessa är X11, X11ARIMA, samt X12ARIMA. Dessa bygger alla på X11 metodiken.

## 4 Diagnostik

För att en modell skall ge en bra beskrivning av serien, så bör det inte vara någon systematik i residualerna. Ett bra sätt att undersöka om det finns någon underliggande struktur i residualerna är att studera de grafiskt. Då blir det relativt enkelt att upptäcka om det exempelvis är en ökande varians med tiden, men det finns dock andra symptom som inte syns. Därför använder man diagnostiska test för att statistiskt pröva om modellen är adekvat, källa Planas (1997) sid 56ff om annat inte anges.

### 4.1 Val av modell med AIC och BIC

Två test som är vanliga i tidsserieanalys är Akaikes informationskriteriet (AIC) och Schwarz-Bayes informationskriteriet (BIC). Dessa test kan användas för att av ett urval av modeller med olika antal skattade parametrar bestämma den som är mest lämplig. Den modellen som anses vara mest lämplig är den med det lägsta värdet på AIC och/eller BIC. Dessa kriterier bygger på det statistiska måttet  $-2\log\text{likelihood}$  och antalet parametrar som skattas.

### 4.2 Ljung-Box test

Autokorrelation i residualerna kan betyda att modellen inte är rätt specificerad. Detta testas med Ljung-Box test. Man utgår ifrån Portmanteau test som modifieras för små stickprov.

$$Q_m = T \sum_{i=1}^m \rho_i^2(\hat{a})$$

Nollhypotesen är:

$$H_0 : \rho_1(a) = \rho_2(a) = \dots = \rho_m(a) = 0$$

och Ljung-Box test är:

$$Q_m = T(T+2) \sum_{i=1}^m \rho_i^2(\hat{a}) / (T-i)$$

Ett värde större än  $\chi_{m,\alpha}^2$  tyder på autokorrelation mellan residualerna i den estimerade ARIMA-modellen.

### 4.3 Box-Pierce test

En ytterligare modifiering av Ljung-Box är Box-Pierce, vilket tar hänsyn till säsongslaggar. Det kan exempelvis vara av intresse att veta om det föreligger någon signifikant autokorrelation mellan lag 12 och 24 vid månadsdata. Med detta test kan det alltså undersökas om det föreligger någon autokorrelation mellan säsongslaggar och görs med testet:

$$Q_m = T(T+2) \left[ \rho_{12}^2(\hat{a}) / (T-12) + \rho_{24}^2(\hat{a}) / (T-24) \right]$$

Nollhypotesen förkastas om det skulle vara signifikant autokorrelation när det observerade värdet är större än förkastningsvärdet, vilket är  $\chi_{2,\alpha}^2$  där 2 är antal frihetsgrader och  $\alpha$  är signifikansnivån.

Det har emellertid påpekats i Granger (1977) sid 93 att detta test inte är ett särskilt bra hjälpmedel för att upptäcka enskilda avvikelser från vitt brus, detta kan enklare finnas genom att studerar plotten av ACF för residualerna.

#### 4.4 Test för icke-linjäritet

Då kvadraterna på residualerna är korrelerade är serien icke-linjär. Det kan även vara frågan om hetroskedasticitet vilket ARIMA-modellen inte tillåter eftersom residualerna måste antas ha konstant varians. För att inte fördjupa oss i för mycket ekvationer så kan det nämnas att beräkningsförfarandet i fallet med de kvadrerade testen är samma som de två ovan, skillnaden är att vi kvadrerar residualerna innan vi påbörjar beräkningarna. Förkastningsgräns för Ljung-Box kvadrerade residualer är densamma som för Ljung-Box test och på samma sätt gäller detta för Pierce-Box.

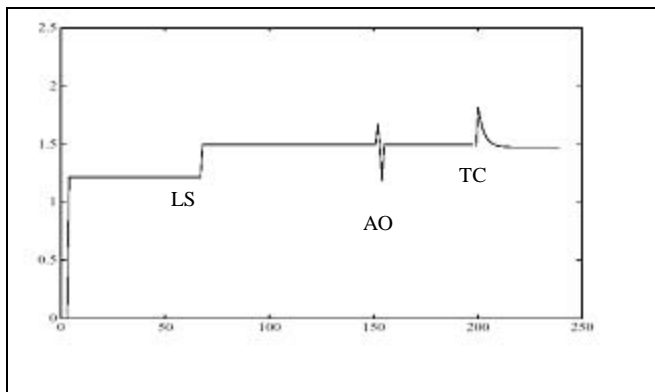
Enligt Fiorentini och Maravall (1996) kan förekomsten av icke-linjäritet ibland förklaras med extremvärden.

#### 4.5 Extremvärden

Vad som menas med ett extremvärde är att en observation inte följer samma mönster som de övriga observationerna. Extremvärden kan bero på händelser som kan förklaras av exempelvis oljekris, krig och strejk. I vissa fall kan dessa även vara uttryck för felkällor i underlag eller i beräkningarna. De tre olika typer av extremvärden som behandlas är AO (additiv outlier), TC (temporary change) och LS (level shift).

Ett extremvärde av typen AO indikerar en enskild observation i datamaterialet som inte passar in i trenden, medan TC beskriver en temporär förändring. Vad som menas med en temporär förändring är att det sker ett hopp i datamaterialet och att det sedan blir en jämn tillbakagång till den ursprungliga trenden. Den sista av de olika extremvärden är LS, vilket är ett extremvärde där det sker en permanent förändring av nivån i serien. Nedan illustreras de olika typerna av extrempunkterseffekt i figur 7.

**Figur 7**  
Beskrivning av extremvärden



Reduktionen av effekten från extremvärden behandlas, som ovan nämnts, i TRAMO med dummy variabler. Det finns dock skillnader mellan beräkningsförfarandet mellan de olika typerna AO, TC och LS, vilket inte kommer att behandlas då detta sker automatiskt.

#### 4.6 Normalitet

Ett användbart test vid undersökning om en viss empirisk fördelning kan antas gaussisk är Bera-Jarque test (BJ), där den förstatermen mäter avvikelse i symmetrin och den andra avvikelse från normaltoppighet. Båda termerna är  $\chi^2$ -fördelade med en frihetsgrad var så det sammansatta testet har två frihetsgrader. Skevhet och toppighet kan även testas separat, Cho och Im (2002).

$$BJ = n \left[ \frac{(\sqrt{b_1})^2}{6} + \frac{(b_2 - 3)^2}{24} \right] \quad \text{där} \quad \sqrt{b_1} = \frac{m_3}{\hat{\sigma}^3}, \quad b_2 = \frac{m_4}{\hat{\sigma}^4}$$

$$m_\alpha = T^{-1} \sum_{i=1}^T e_t^\alpha \quad \alpha = 2, 3, 4, \dots \quad \text{och} \quad e_t = y_t - \bar{y}$$

$$\sqrt{T} m_\alpha \sim N(\mu_\alpha, \alpha! \sigma^{2\alpha}) \quad \alpha = 2, 3, 4, \dots$$

#### 4.7 Andra kriterier för modellval

Ett annat sätt att testa om en modell passar för data är att lägga till eller dra ifrån en koefficient från den funna modellen, se Meecker (2001) sid 23. Detta förfarande att testa om en modell är bra eller inte kallas ofta för "overfitting". Man brukar även testa hur bra modellen klarar sig utanför urvalet, så att några observationer i slutet av serien läggs åt sidan och så prövar man vilken av några likvärdiga modeller som bäst klarar att prognostisera serien.

## 5 Resultat och Analys

Vi kommer i detta kapitel att försöka identifiera historiska händelser som kan ha påverkat tidsserien. Källorna till de historiska resonemang och händelser som kommenteras utgörs av tidskrifterna *Aftonbladet* och *Svenska Dagbladet* samt programmet *Encarta* och böckerna *Schön (2000)* och *Fagerfjäll (1993)*.

Vid en granskning av resultatet från parameterskattningarna i ARIMA-modellerna nedan kan vi se att  $\theta_{12}$  är signifikant skild från noll för alla modeller. Innebörden av detta är att varje modell har en säsongskomponent. I tabell 2 ser vi de modeller som har alla parametrar signifikant skilda från noll är serierna 1,2,5 och 6. Vid en beräkning kan vi se att 50% av modellerna kan beskrivas med en  $(0,1,1)(0,1,1)$ . Det nämns i Demetras manual att 50% av alla ekonomiska tidsserier i USA kan förklaras med en sådan Airline-modell. Något som är intressant är att de parametrar som inte är signifikant skilda från noll är med i modellen. Om vi exkluderade dessa visar det sig att även serie 4 är en Airline-modell. Anledningen till att dessa är inkluderade är att de behövs för att förklara en del av den period som undersöks. Tabellen nedan innehåller även AIC och BIC.

**Tabell 2**  
**Modeller, parameterskattningar, AIC och BIC**

Serie	År	Modell	Parametrar	t-värde	AIC	BIC
1	1913–1925	$(0,1,0)(0,1,1)$	$\theta_{12} = -0,7701$	-14,44	-183,5	-3,97
2	1926–1935	$(0,1,1)(0,1,1)$	$\theta_1 = -0,4757,$ $\theta_{12} = -0,5706$	-5,39 -5,58	-377,01	-6,23
3	1936–1950	$(3,1,0)(0,1,1)$	$\phi_1 = -0,0068,$ $\phi_2 = 0,1058,$ $\phi_3 = -0,2673,$ $\theta_{12} = -0,8570$	<b>-0,09</b> <b>1,33</b> -3,18 -8,43	-949,37	-8,25
4	1951–1974	$(0,1,3)(0,1,1)$	$\theta_1 = -0,5269,$ $\theta_2 = -0,0125,$ $\theta_3 = 0,0791,$ $\theta_{12} = -0,4877$	-1605,75 <b>-0,20</b> <b>1,29</b> -7,94	-2125,64	-10,34
5	1975–1992	$(0,1,1)(0,1,1)$	$\theta_1 = -0,4489,$ $\theta_{12} = -0,3347$	-6,86 -4,46	-908,93	-7,24
6	1993–2002	$(0,1,1)(0,1,1)$	$\theta_1 = -0,4973,$ $\theta_{12} = -0,3259$	-5,61 -3,12	-465,29	-6,98

Nedan följer resultat för de olika test som redovisats i kapitel 4. Det som vi kan se av tabell 3 är att vi inte får något resultat som tyder på autokorrelation i de berörda seriernas residualer.

**Tabell 3**  
**Residualstatistik för serie 1–6**

Serie	År	Ljung-Box	Box-Pierce	Ljung-Box <sup>2</sup>	Box-Pierce <sup>2</sup>
1	1913–1925	33.19 [0, 35.20]	0.48 [0, 5.99]	31.33 [0, 35.20]	3.28 [0, 5.99]
2	1926–1935	16.24 [0, 33.90]	0.56 [0, 5.99]	18.15 [0, 33.90]	0.83 [0, 5.99]
3	1936–1950	24.03 [0, 31.40]	1.86 [0, 5.99]	21.28 [0, 31.40]	2.56 [0, 5.99]
4	1951–1974	24.54 [0, 31.40]	4.24 [0, 5.99]	13.99 [0, 31.40]	1.77 [0, 5.99]
5	1975–1992	21.26 [0, 33.90]	0.27 [0, 5.99]	24.18 [0, 33.90]	2.20 [0, 5.99]
6	1993–2002	30.20 [0, 33.90]	0.23 [0, 5.99]	22.83 [0, 33.90]	0.59 [0, 5.99]

Vi kan i tabell 4 se att vi erhåller tillfredställande resultat för residualernas fördelning. Det visade sig att normalfördelningsantagandet är berättigat för samtliga serier. Utöver detta kan vi observera att serierna inte har fler än 5% extremvärden i förhållande till antalet observationer.

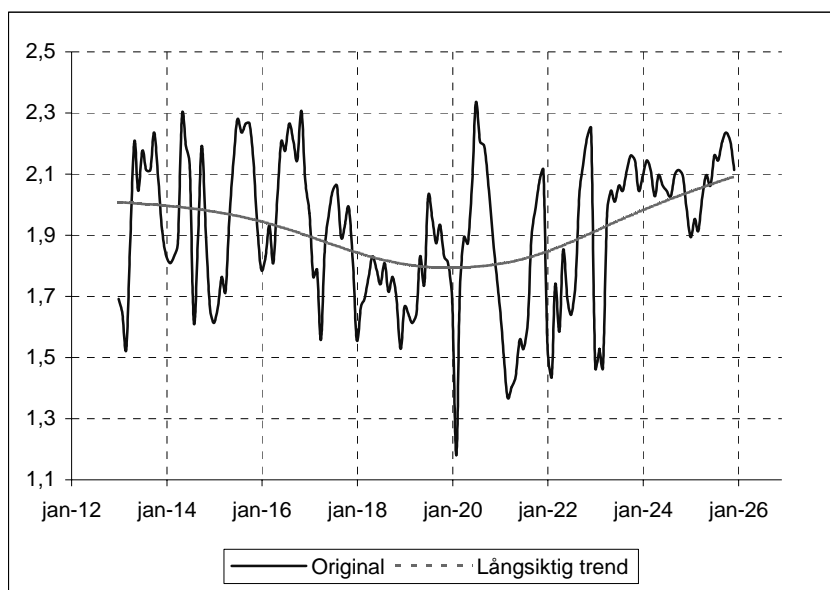
**Tabell 4**  
**Residualernas fördelning**

Serie	År	Normalitet	Skevhet	Toppighet	Extremvärden
1	1913–1925	0.34 [0, 5.99]	0.12 [-0.42, 0.42]	3.02 [2.17, 3.83]	3 st (1.92%)
2	1926–1935	1.53 [0, 5.99]	-0.30 [-0.48, 0.48]	2.92 [2.05, 3.95]	4 st (3.33%)
3	1936–1950	2.64 [0, 5.99]	0.04 [-0.39, 0.39]	3.64 [2.22, 3.78]	8 st (4.44%)
4	1951–1974	0.09 [0, 5.99]	0.04 [-0.30, 0.30]	3.02 [2.41, 3.59]	13 st (4.51%)
5	1975–1992	0.42 [0, 5.99]	-0.10 [-0.35, 0.35]	2.90 [2.31, 3.69]	10 st (4.76%)
6	1993–2002	1.36 [0, 5.99]	0.29 [-0.48, 0.48]	2.97 [2.04, 3.96]	0 st (0.00%)

## 5.1 Period 1 1913–1925

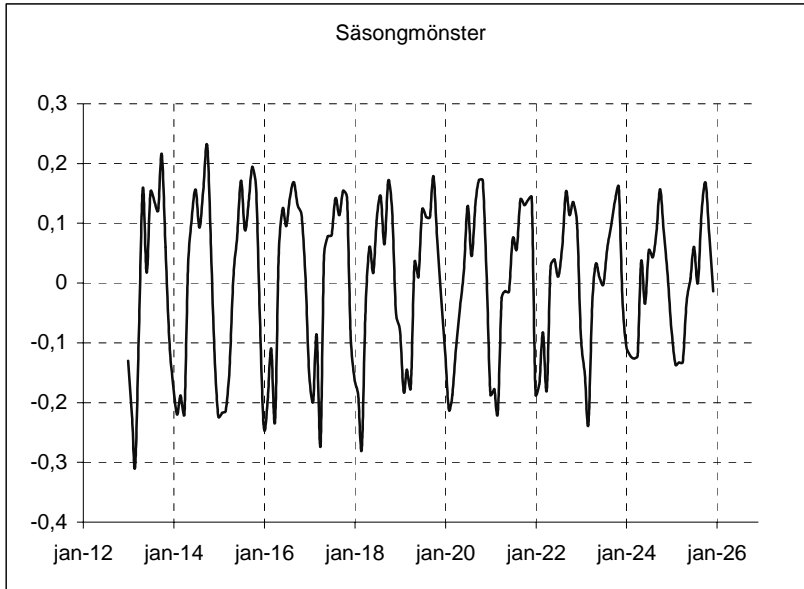
De första åren av den nämnda perioden präglades av det första världskriget 1914–1918. Året innan hade löpband tekniken introducerats på fabrikerna. Under första världskriget ökade Sveriges export främst av järnmalm till Tyskland vilket bidrog till att dämpa produktionsnedgången. I början av 20-talet drabbades Sverige av den värsta kris västvärlden upplevt i modern tid. Depressionen var som kraftigast under 1921–1922 och i slutet av 1922 var 163 000 arbetslösa och var tredje LO medlem saknade arbete. Vid en studie av figur 8 nedan kan vi se att vi har en skiftning av den långsiktiga trenden efter första världskriget. Den vikande trenden beror främst på en kombination av kriget och 20-tals krisen. Därefter börjar en stegring vilket leder till att förkrigsproduktionen nås i mitten av 1920-talet.

**Figur 8**  
**Originalserie och långsiktig trend, 1913–1925, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad**



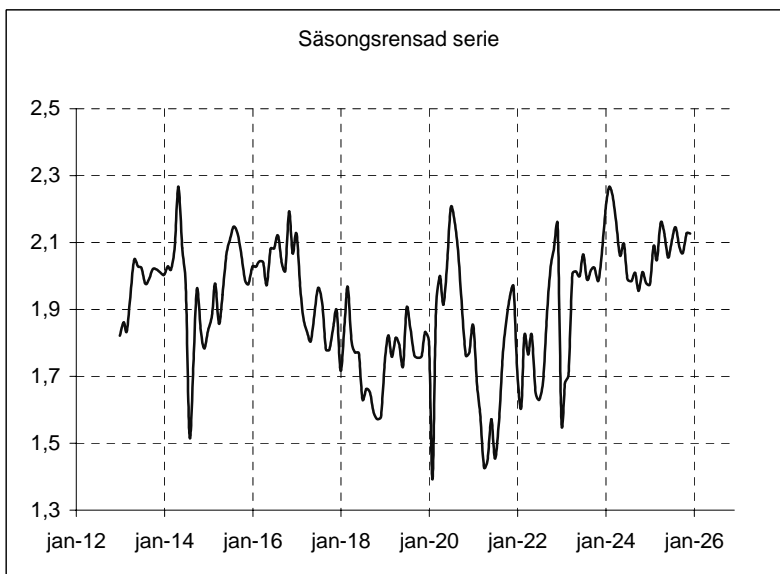
Vid säsongrensning separeras säsongskomponenten från serien. Detta bidrar till att säsongsmönstret framträder tydligare, vilket återges i figur 9. Det syns en återkommande minskning av produktion kring årsskiftet, vilket följs av en återhämtning. Observera nedgången i amplitud efter kriget.

**Figur 9**  
Säsongmönster, 1913–1925, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad



När vi separerar säsongskomponenten från tidsserien erhålls den säsongrensade serien, vilket kan ses nedan i figur 10. I figuren kan extremvärden för perioden observeras. Stora negativa värden noteras för augusti 1914, vilket är den månad då första världskriget bryter ut och för februari 1920 vilket vi inte lyckats förklara, och januari 1923. Det som har observerats i pressen som kan ha påverkat extremvärdet 1923 är en storstrejk vid massa-, sulfat- och järnverken. I slutet av januari var 80% av massarbetarna i strejk. Utöver detta deprecieras den tyska Marken mot Kronan från 3,65 till 2,65 SEK, detta berodde främst på en skenande inflation i Tyskland.

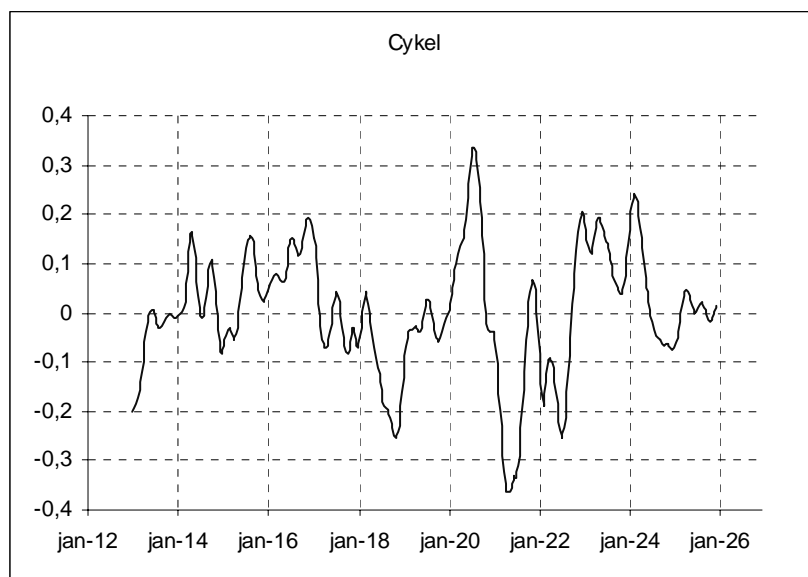
**Figur 10**  
Säsongrensad serie, 1913–1925, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad





Konjunkturcykeln i figur 11 under period 1913–1925 är inte tydlig. Man kan kanske inte kräva att krigsåren skulle passa i en konjunkturcykel. Med ett annat val av modell kunde möjligen en jämnare cykel kunnat tas fram för freds åren 1919–1925.

**Figur 11**  
**Konjunkturcykel, 1913–1925, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad**

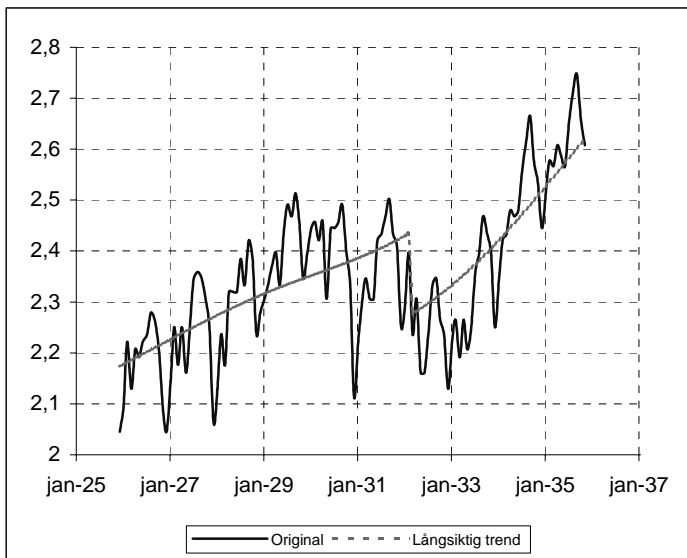


## 5.2 Period 2 1926–1935

Perioden 1926–1935 är något kortare än den tidigare och vi väljer att främst framhålla 30-tals depressionen här. Den stora världskrisen börjar med börskrasch på Wall Street i New York i slutet av år 1929. Krisen bröt samma år ut i Sverige men drabbade industriproduktionen allvarligt först 1930. Schön (2000) låter i sin bok fyra händelser präglade krisåren. Under en demonstration i Ådalen i maj 1931 blir fem personer ihjälskjutna, vilket leder till en politisk kris. I september samma år lyfts den Svenska kronan av guldmynntfoten, detta leder till att kronan devalveras 25 procent och den svenska exportindustrin gynnas. I mars följande år uppdagades Krügerkrashen vilket förorsakade att krisen under sommaren 1932 nådde ett bottenläge. I september samma år får socialdemokraterna ensam majoritet efter riksdagsvalet. 30-tals krisen blev förhållandevis kortvarig och redan 1934 hade Sveriges BNP passerat nivån för högkonjunktoren 1929.

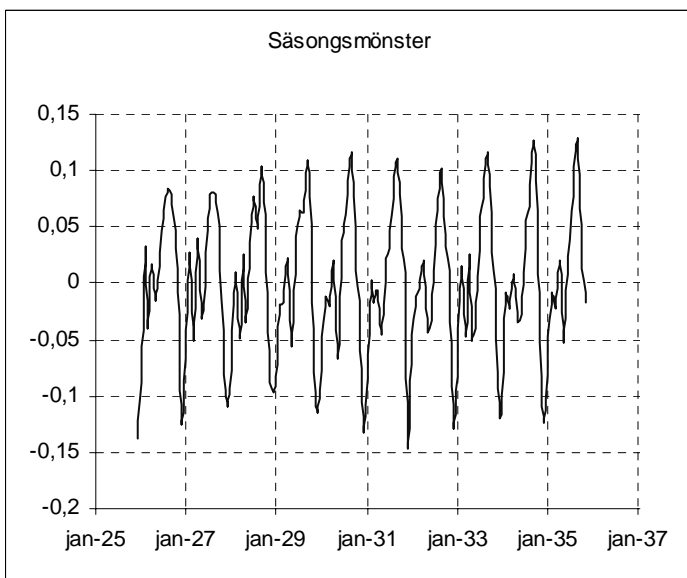
Figur 12 visar på en positiv trend fram till början av 1930-talet. Efter det avtar den svenska industriproduktionen kraftigt för att sedan åter växa stadigt.

**Figur 12**  
Originalserie och långsiktig trend, 1926–1935, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad



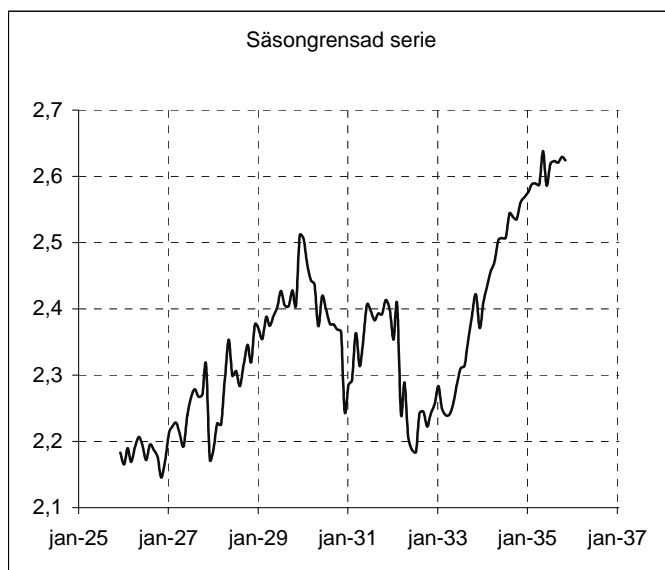
Säsongsmönstret med minskad produktion kring årsskiftet återkommer även för denna serie och ses i figur 13. Vad som kan urskiljas utöver detta är att ett säsongsmönster med minskad produktion under sommarmånaderna börjar växa fram. Detta tolkar vi som förstadiet till den svenska industrisemestern.

**Figur 13**  
Säsongsmönster, 1926–1935, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad



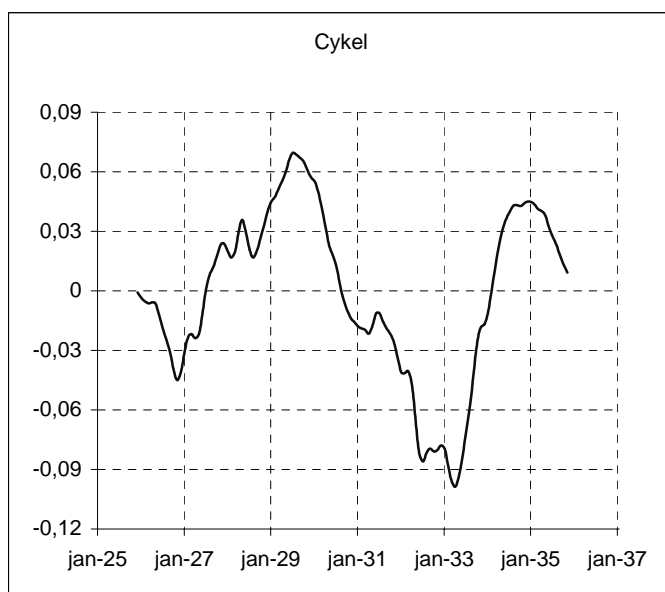
De negativa extremvärdena för denna period observeras lätt i figur 14 och dessa är jan 1928, jan 1931 samt april 1932. I jan 1928 hindras sjöfartstrafiken på grund av ismassorna längs västkusten och i Bottenviken. Utöver detta präglas månaden av en stor konflikt inom pappersindustrin. I april 1932 sätts Krüger och Troll i konkurs och falska Krüger aktier är i omlopp. De banker som har samröre med Krüger hamnar i trångmål. Stockholms Enskilda Bank, som är Krügers huvudbank, dras in i en juridisk process mot utländska intressenter. Bankfirman Högman med stora Krüger innehav tvingas i konkurs under denna period. Turbulensen kring Krüger orsakar ett kraftigt fall för kronan.

**Figur 14**  
Säsongrensad serie, 1926–1935, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad



I figur 15 kan ett tydligt cykliskt mönster urskiljas med en tillväxt fram till 1930-talet början. Därefter avtar tillväxten och för att sedan efter några år tillta. Cykeln följer de typiska UV-mönster, vilket tidigare nämnts.

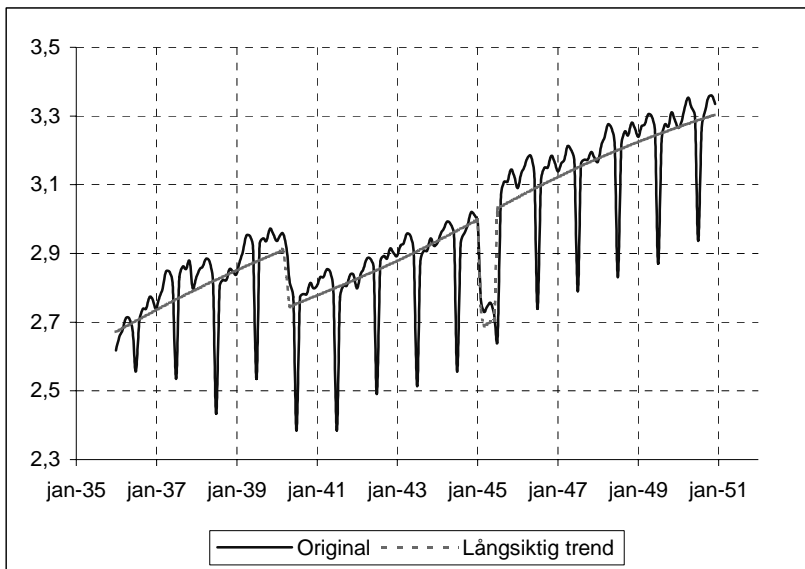
**Figur 15**  
Konjunkturcykel, 1926–1935, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad



### 5.3 Period 3 1936–1950

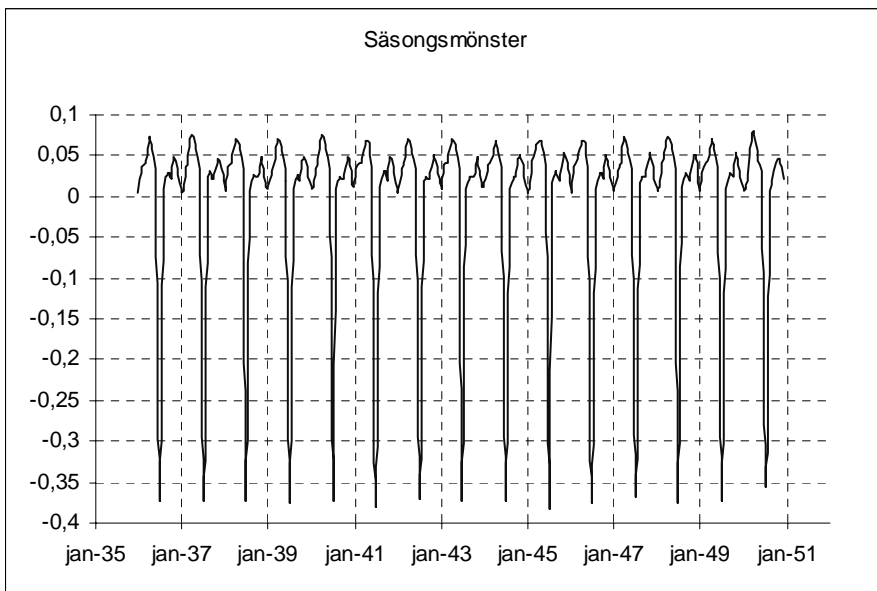
När vi i figur 16 följer hur den långsiktiga trenden utvecklats under perioden 1936–1950 kan vi se att det blir ett trendbrott 1940. Trenden förskjuts nedåt, men fortsätter i samma utvecklingstakt. Under krigsåren står lönerna stilla och det genomförs inga sociala reformer. Produktionen i början av kriget sjunker till 1937 års nivå. När vi följer tidsaxeln fram till 1945 ser vi att det uppstår ett fall, vilket inom ett år återställs till trendnivån precis innan. Skälet till denna nedgång i ekonomin berodde till största del på metallstrejken som varade i mer än fem månader. Detta var den största strejken sedan storstrejken 1909 och omfattade 125 000 personer.

**Figur 16**  
Originalserie och långsiktig trend, 1936–1950, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad



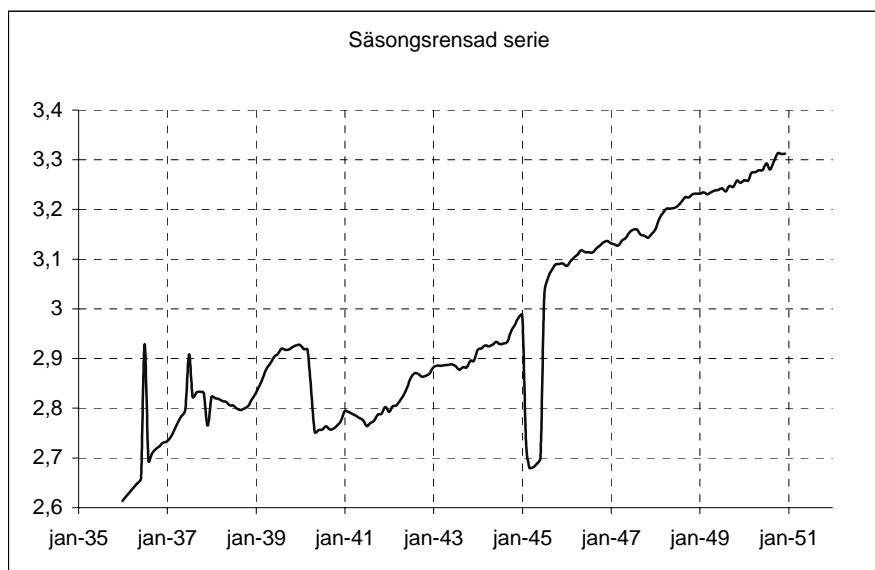
Som vi tidigare har nämnt så återkommer det ett visst säsongsmönster i serierna. Vi kan tydligt se i figur 17 att julmånaderna innebär en produktionsnedgång och en viss nedgång vid årsskiftet är även synlig. En trolig förklaring till nedgången under sommarmånaderna är lagstiftningen om två veckors betald semester som införs 1938. I jämförelse med den tidigare perioden, 1926–1935, så ökar säsongsdalarna ytterligare i förhållande till produktionstopparna.

**Figur 17**  
Säsongsmönster, 1936–1950, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad



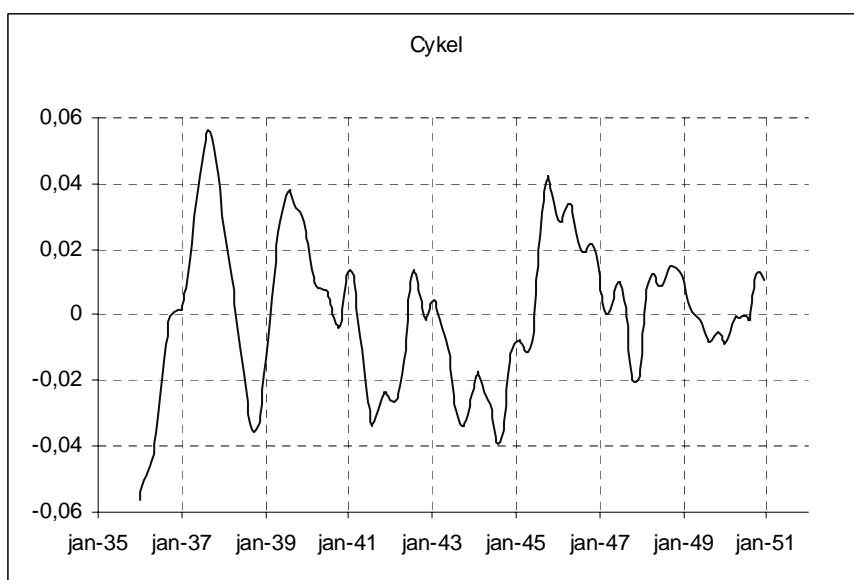
Vid en överblick av den säsongrensade serien i figur 18 kan vissa extremvärden observeras. De extremvärden som har en negativ effekt under perioden är december 1937, april, maj 1940 och februari, mars 1945. Förklaringen för 1945 års extremvärden kan förklaras med strejken, som tidigare nämnts. De händelser som inträffar under 1940 är av den karaktären att det är krigshändelser som bidrar till produktionsbortfallet inom industrin, såsom mineringen av sjöfartslederna. Något som har påpekats i litteraturen är att Sverige inte påverkades lika mycket av kriget som stora delar av Europa, då landet under krigsperioden var neutralat.

**Figur 18**  
Säsongrensad serie, 1936–1950, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad



Det vi kan se i figur 19 är att svängningarna påminner om en konjunkturcykel. Mönstret i denna serie är likt det i serien 1913–1925, vilket innebar att svängningarna är snabba. I denna illustration sträcker sig svängningarna över en lite längre period och är lite tydligare, men i jämförelse med den tydliga konjunkturcykeln mellan åren 1926–1934 så avviker denna serie något från de traditionella svängningarna inom ekonomisk teori. Det som bör ha i åtanke är att Europa genomgår ett långvarigt krig som påverkar konjunkturcykeln för de flesta ekonomier.

**Figur 19**  
Konjunkturcykel, 1936–1950, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad

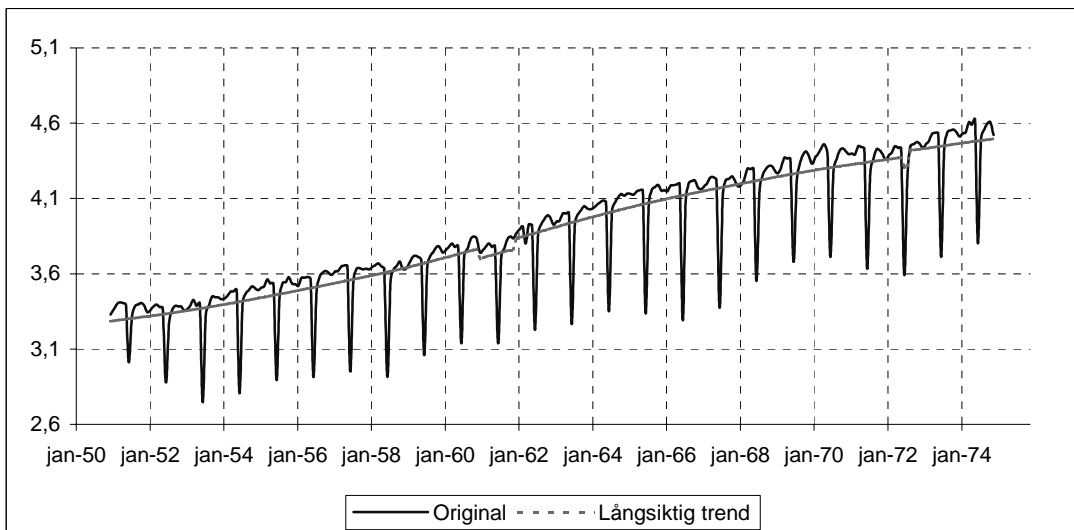


#### 5.4 Period 4 1951–1974

Perioden 1951–1974 benämns i litteraturen som västvärldens stora tillväxtår. Under den tiden nådde tillväxten en takt som aldrig tidigare uppnåtts. Industriländernas produktion ökade i genomsnitt med cirka 4% per år vilket medförde att produktionen och konsumtionen i västvärlden fördubblades under denna tid.

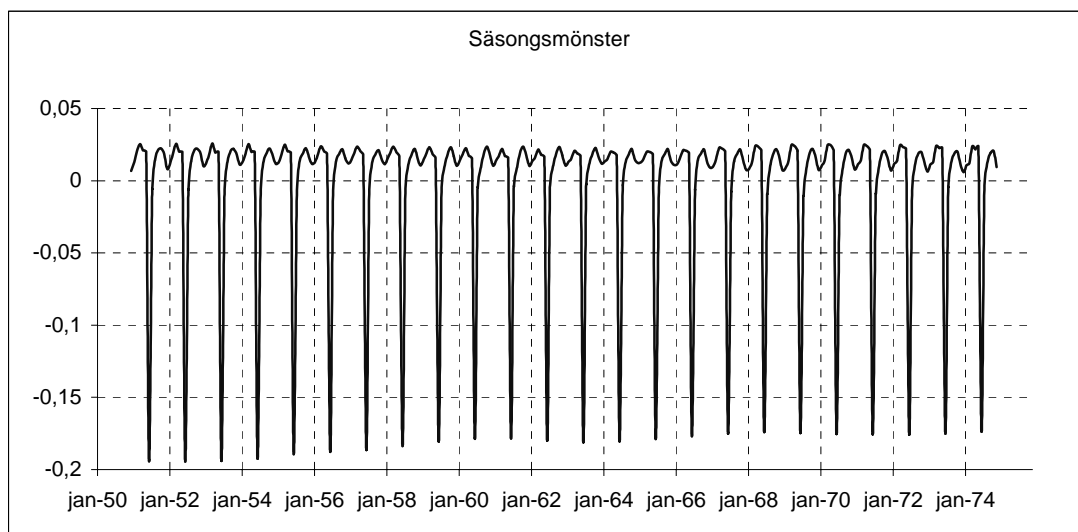
Tre faktorer har framhållits som huvudorsaken till den explosiva tillväxten under efterkrigstiden. Först nämns skapandet av de internationella institutionerna IMF och Världsbanken. IMF verkade för att stabilisera länders växelkurser vid tillfälliga obalanser och Världsbanken gav krediter till långsiktiga projekt. För det andra tas det teknologiska gapet till USA upp. Vid andra världskrigets slut låg USA på en högre nivå i fråga om teknik och massproduktion. De europeiska länderna kunde därför imitera USA och på så sätt öka sin tillväxt genom massproduktion och masskonsumtion. Som sista faktor kan arbetskraftsutbudet nämnas. Efter kriget började landsbygden att avfolkades och jordbrukssysselsättningen ersattes av industriarbeten i städerna. Den internationella rörligheten ökade med arbetskraftsinvandringen från länder med stor jordbrukssektor till de med stor industrisektor. Utöver dessa tre faktorer kan Marschallhjälpen (1948–1952) framhållas som en bidragande orsak till Europas tillväxt under efterkrigstiden. Den spelade en stor roll i återuppbyggandet av de krigshärjade länderna efter kriget genom att tillföra hårdvaluta till Europa och avhjälpa de underskott i handel som de krigsdrabbade länderna led av. Under denna guldålder förändrade Sveriges position som leverantör av råvaror till industriländer till att bli teknikproducent. I figur 20 kan vi se den starka trenden som kännetecknar perioden.

**Figur 20**  
Originalserie och långsiktig trend, 1951–1974, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad



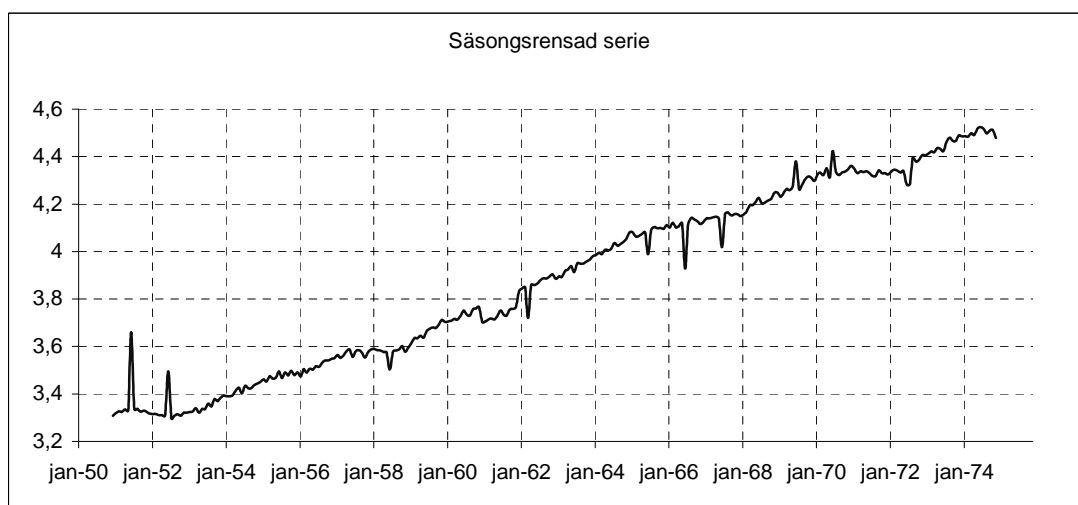
Säsongsmönstret med minskad produktion under sommarmånaderna liknande de för perioden 1936 till 1950 och återkommer även här i figur 21. Under denna period är det värt att peka på den svenska industrisemestern, då Riksdagen 1951 lagstiftar om tre veckors betald semester och sedan 1963 utökar antalet semesterveckor till fyra.

**Figur 21**  
**Säsongsmönster, 1951–1974, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad**



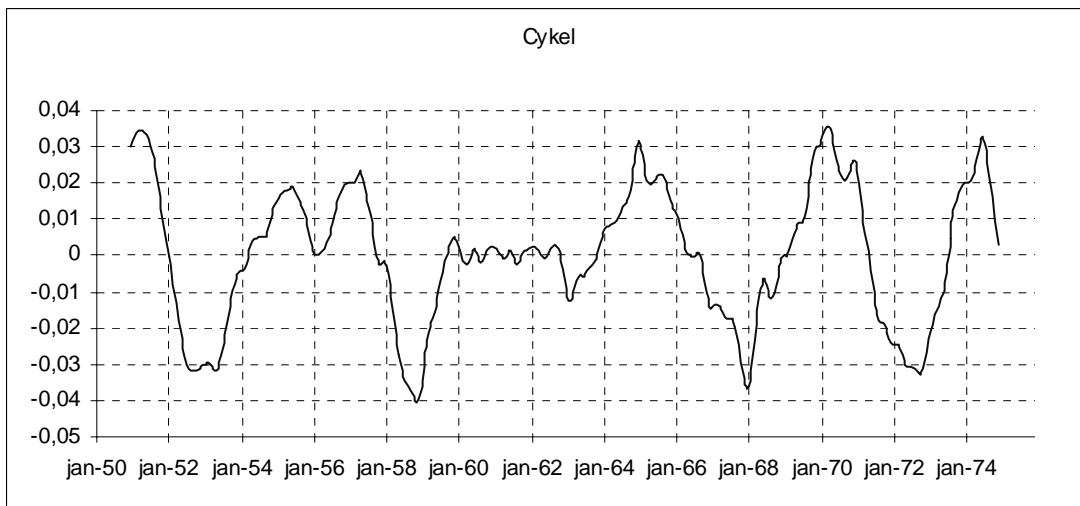
Majoriteten av de extremvärden som återfinns i figur 22 tillfaller semester månaden juli och beror att T/S misstolkat tillfälliga avvikelser i semester mönstret som extremvärden. I jan 1961 ökar riskerna för en väpnad konflikt mellan de båda stormaktsblocken i Laos, vilket leder till oroligheter i omvärlden. April 1962 präglas av konflikten mellan industrins parter, vilka når ett samförstånd i slutet av månaden.

**Figur 22**  
**Säsongrensad serie, 1951–1974, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad**



Med vissa reservationer för åren 1954–1958 samt 1960–1964 återfinns i figur 23 typiska cykliska mönster.

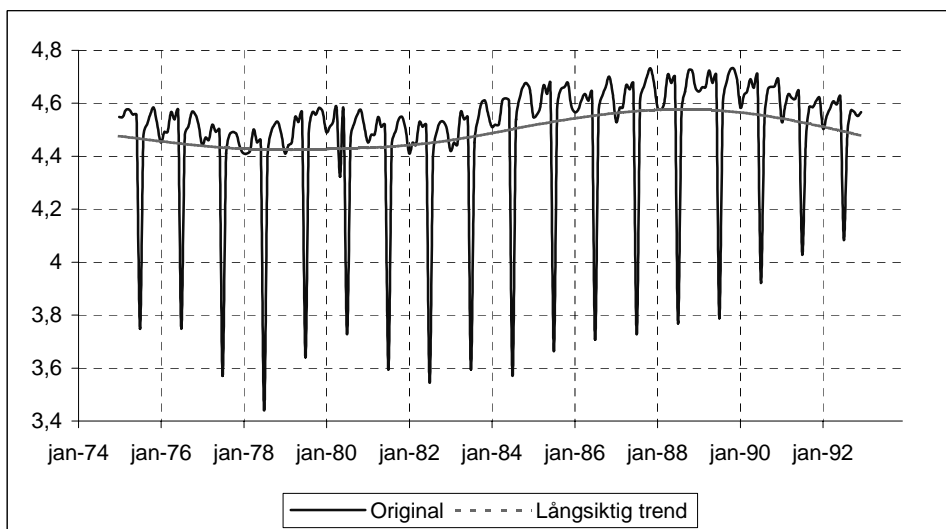
**Figur 23**  
Konjunkturcykel, 1951–1974, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad



### 5.5 Period 5 1975–1992

Perioden 1975 till 1992 är den period som industrisektorn tappar andelar mot tjänstesektorn. Det är under dessa år som dagens standard inom tjänster växer fram. Stora delar av industrin avvecklas och tillväxten i andra delar är inte tillräcklig för att kompensera för avvecklingen. I figur 24 kan vi se en neråtgående trenden under sista delen av 70-talet, detta kan förklaras av den omstrukturering som tidigare nämnts. Under 1980-talet sker det en viss återhämtning. Vid en sammanfattning av denna 18 års period kan vi se att det inte har skett någon tillväxt av IPI.

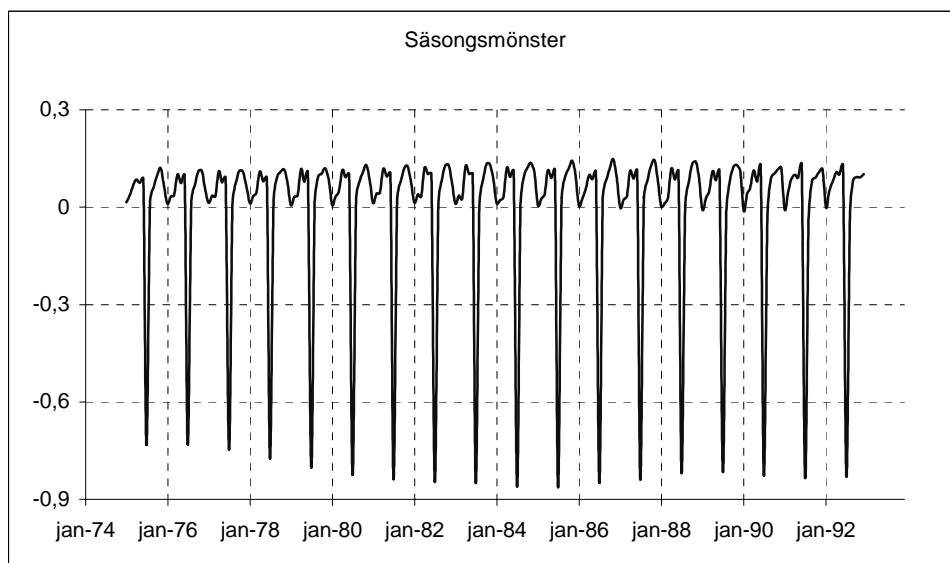
**Figur 24**  
Originalserie och långsiktig trend, 1975–1992, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad



Som i de flesta av de tidigare serierna kan vi se ett tydligt säsongsmönster i figur 25. Detta mönster skiljer sig inte från den föregående periodernas, vilket bidrar till att vi inte ytterligare kommenterar detta.

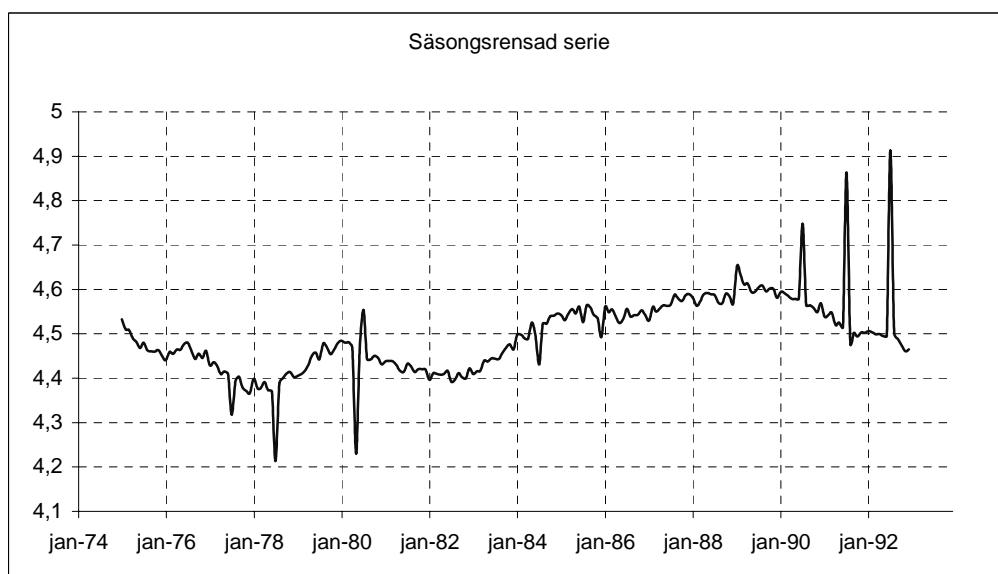


**Figur 25**  
**Säsongsmönster, 1975–1993, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad**



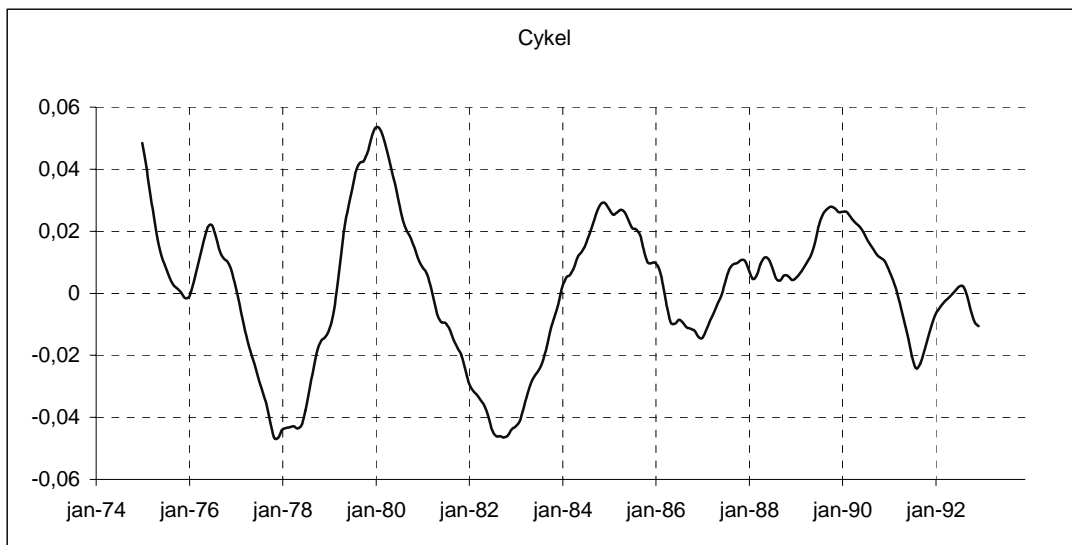
I den säsongrensade serien i figur 26 kan vi observera de extrema värden som inträffar under perioden. Storlockouten och strejken i maj 1980 vilken följs även strejkkompensation. Vi kan även se extremvärden som inträffar under juli, som även här är exempel på hur T/S kan feltolka förändringar i säsongsmönstret.

**Figur 26**  
**Säsongrensad serie, 1975–1992, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad**



Under perioden 1975 fram till 1992 kan vi se tydliga konjunktursvängningar i figur 27. Tidigare har det nämnts att konjunktursvängningarna verkade vara något korta, men denna serie tycks ligga i linje med litteraturen för hur lång en svängning skall vara. Det är nästan uteslutande två års uppgång som sedan följs av en nedgång av samma längd.

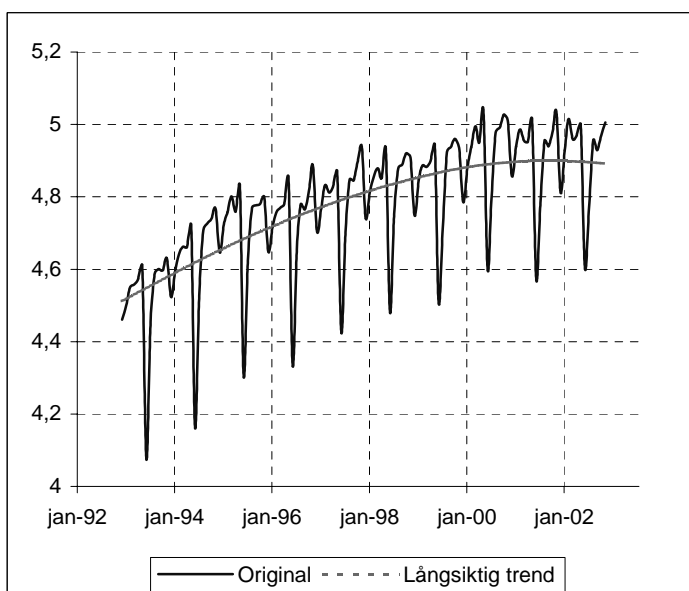
**Figur 27**  
Konjunkturcykel, 1975–1991, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad



## 5.6 Period 6 1993–2002

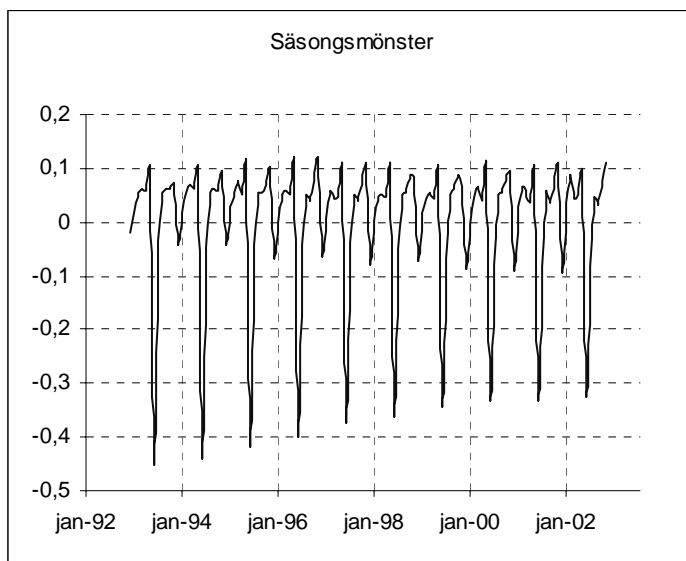
I början av period 1993–2002 går Sverige in i en högkonjunktur som varar fram till mitten av 90-talet. Vid en studie av figur 28 nedan kan vi se en stadig tillväxt i den långsiktiga trenden, vilket mot slutet av detta årtionde avmattas. Den stora bidragande effekten till avmattningen inom ekonomin är börsnedgången under 2001 och 2002. De svenska aktierna på börsen faller i genomsnitt 55% efter kursstoppet den 6 mars 2000. Denna börsnedgång slår alla tidigare ras på börsen förutom möjligen 1930-talsdepressionen. Om vi nu studerar trenden kan det tyckas att industrin klarat sig bra i förhållande till börsutvecklingen.

**Figur 28**  
Originalserie och långsiktig trend, 1993–2002, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad



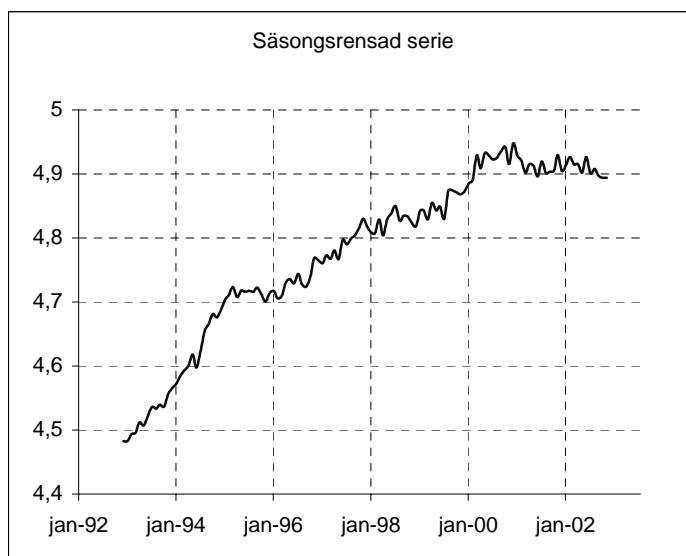
Vid en tolkning av den estimerade säsongen i figur 29 kan vi se att denna period uppvisar en avtagande produktion vid årsskiftet och en minskad nedgång under semestermånaderna. Anledningen till detta kan vara att arbetare inom industrin väljer alltmer att sprida semestern mellan sommaren och vintern.

**Figur 29**  
**Säsongsmönster, 1993–2002, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad**



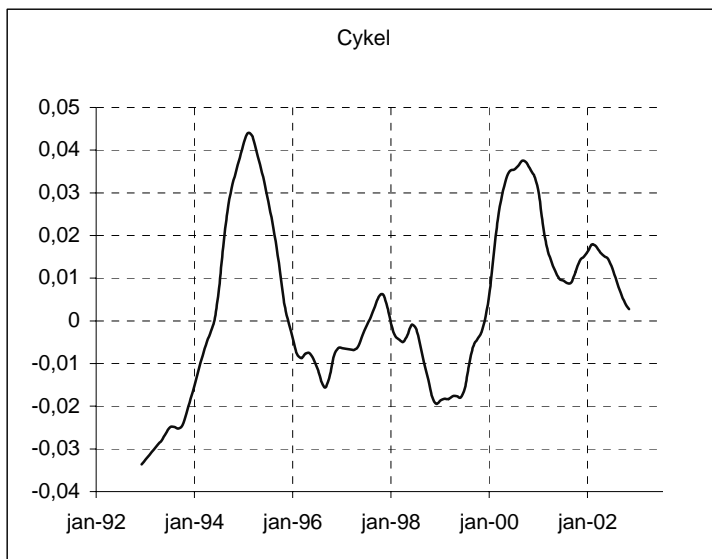
TRAMO rapporterar att det inte finns några avvikande observationer. Vi presenterar nedan den säsongrensade serien i figur 30.

**Figur 30**  
**Säsongrensad serie, 1993–2002, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad**



Som tidigare nämnts återkommer ett cykliskt mönster, vilket illustreras med ett UV-mönster i figur 31. Vi kan tydligt se högkonjunktursens effekt under mitten av 90-talet och uppgången före börsfallet 2001.

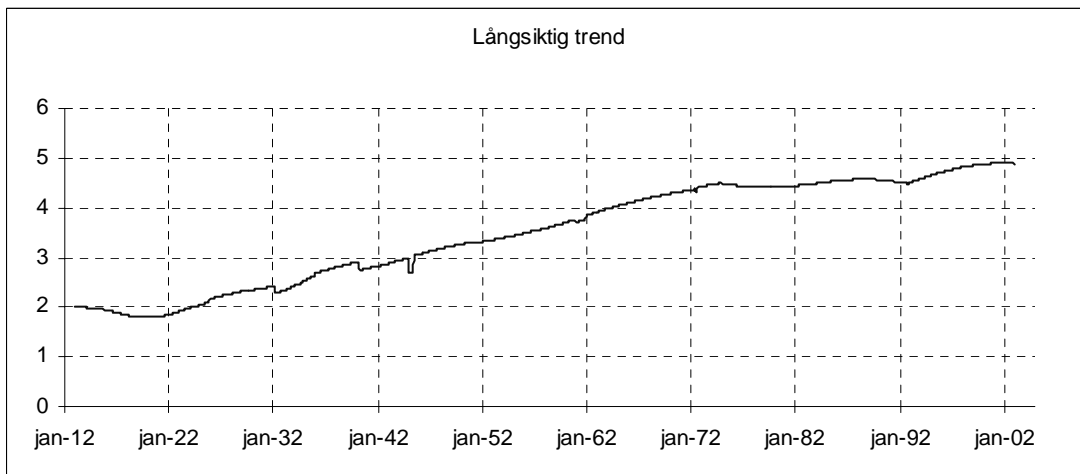
**Figur 31**  
Konjunkturcykel, 1992–2002, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad



## 5.7 Sammanlänkade perioder 1913 till 2002

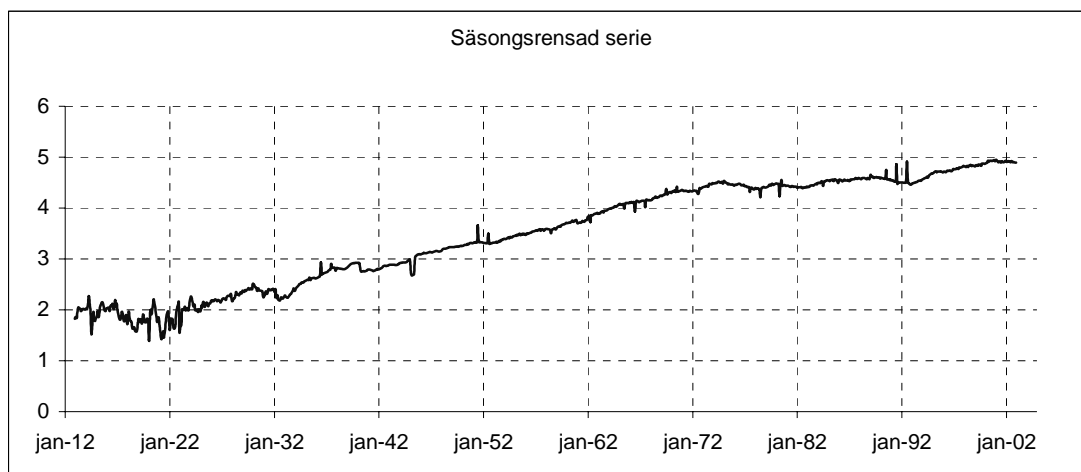
I figur 32 kan vi se att vissa nedgångar inte har utjämnats med trenden. Då vi bortser från dessa ser vi en positiv trend efter 1920-tals depressionen fram till 70-talet. De nästkommande 20 åren förändras IPI endast marginellt och inte förrän mitten av 90-talet kan vi se en svag positiv trend, denna varar dock endast fram till 2002.

**Figur 32**  
Långsiktig trend, 1913–2002, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad



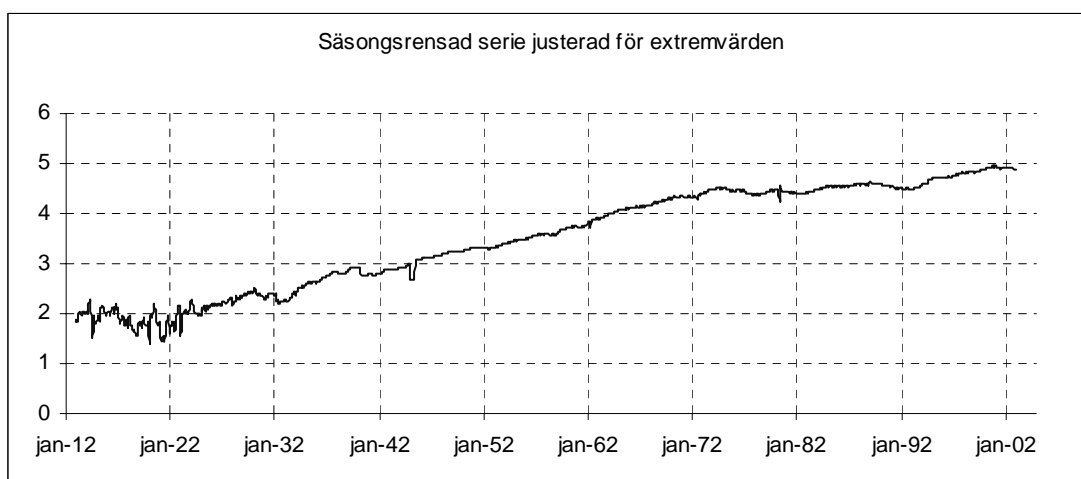
I den sammanlänkade säsongrensade serien i figur 33 ser vi pikar som inte är förklarade med någon historisk händelse. Dessa pikar justeras i figur 34 för att serien skall få ett utseende med mindre variation. Orsaken till utjämnningen är att TRAMO tolkar dessa som extremvärden då de egentligen är förändringar i säsongsmönstret. Utöver detta har korrigeringar av extremvärden som infaller i juli gjorts, se appendix A.

**Figur 33**  
Säsongrensad serie, 1913–2002, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad



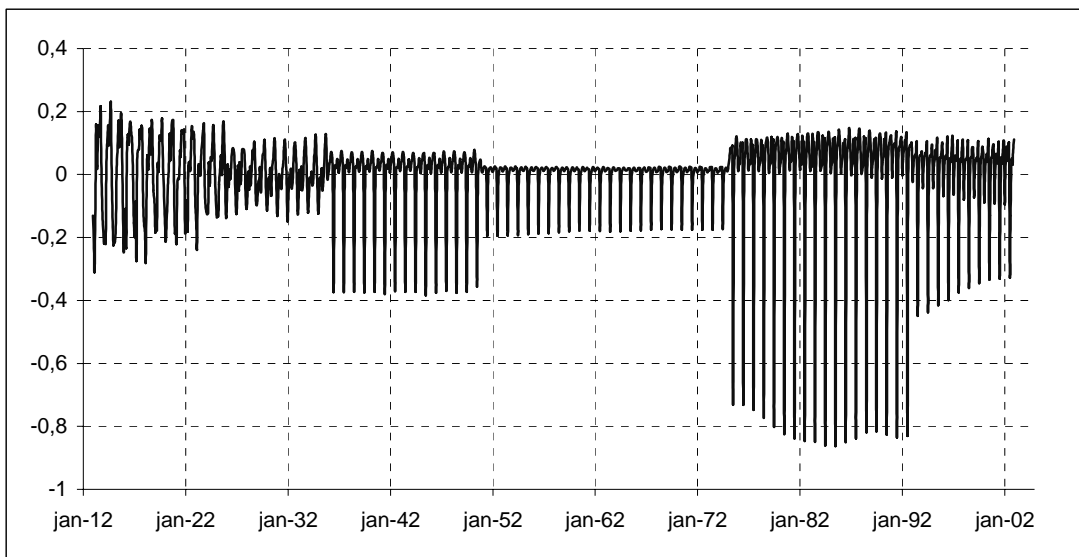
De första tio åren i figur 34 liknas vid stationär process. Efter 20-talsdepressionen uppstår inga kraftiga svängningar i serien med undantag av 30-talsdepressionen, andra världskriget och strejken 1945 vilka kommenterats tidigare.

**Figur 34**  
Säsongrensad serie, 1913–2002, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad, justerad för pikar



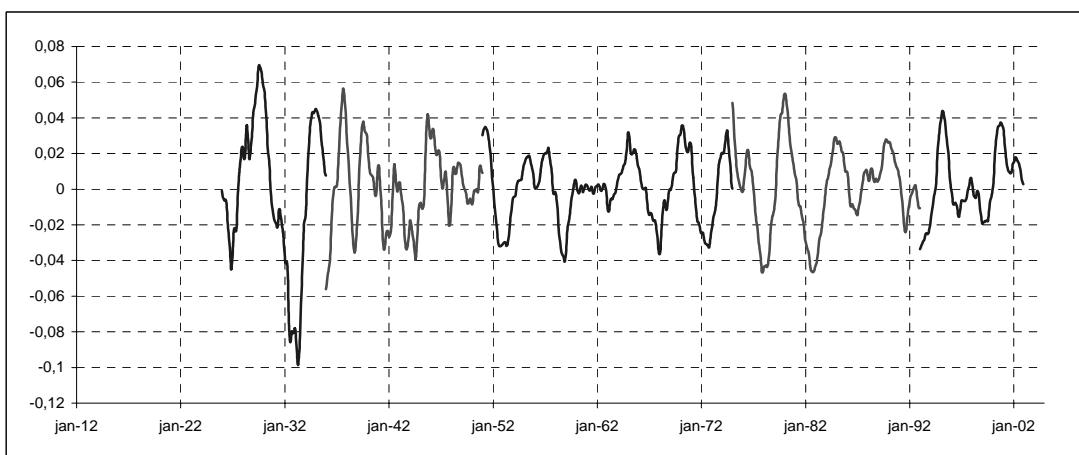
I figur 35 kan vi se den sammanlänkade säsongkomponenterna. Det kan tydligt ses var respektive period avgränsas. Anledningen till detta är uppdelningen i perioder. Vi kommer inte att diskutera dessa komponenter på grund av att T/S inte tilldelar säsongen sin rätta andel av originalserien. Detta presenteras för att läsaren lättare skall få en förståelse varför vi inte haft möjlighet att jämföra säsongeffekterna emellan, då det av T/S återges i olika skalor.

**Figur 35**  
Säsongskomponenter, 1913–2002, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad



Nedan i figur 36 ses de sammanlänkade cyklerna för hela serien exklusivt åren 1919 till 1925, då dessa påminner om en stationärprocess. Konjunkturcykeln följer inte något slavishtmönster, vilket är helt naturligt eftersom det är verkligheten som observeras och inte en skapad serie. För vissa perioder kan vi dock se det tidigare nämnda UV-mönstret.

**Figur 36**  
Konjunkturcykler, 1926–2002, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad



## 6 Slutdiskussion

Under den tid vi studerat industriproduktionsindex har en mängd frågor och funderingar uppstått. Det första som bör diskuteras är om det är lämpligt att undersöka en tidsserie som sträcker sig över 90 år. Då Sverige har gått från jordbruk till tjänstesamhälle frågar vi oss om IPI som har anpassats till rådande tid kan jämföras mellan olika tidsperioder.

Säsongrensningprogrammet TRAMO/SEATS vilket används av ECB och SCB har både fördelar och brister. Den fördel som vi anser väger tyngst är att säsongrensningen sker smidigt och ger troligen ett adekvat resultat, vilket är huvudsyftet. Tidigare användare har framfört klagomål angående att den säsongrensade serien blir för jämn. Vårt resultat som redovisas i figur 33 påvisar dock motsatsen, då vi kan se ett flertal extremvärden, vilka skulle hänförts till säsongskomponenten.

Utöver detta har vi försökt att studera säsongskomponenten och det cykliska mönstret. Detta har varit möjligt i delperioder, men perioderna sinsemellan har inte varit jämförbara då T/S endast anpassar dekomponeringen till de specifika serierna. Detta kan tydligt ses i resultatet för de sammanlänkade säsongskomponenterna där amplituderna för de olika perioderna skiljer sig markant. Detta medför att frågetecken kring den sammanlänkade konjunkturcykeln uppstår. Utan att ytterligare fördjupa oss i detta tror vi att det finns någon sorts bugg i dekomponeringen av tidsserier i programmet. Skälet till detta är att vid kontrollberäkning summeras inte den säsongrensade serien och säsongskomponenten till lika mycket som originalserien, vilket det bör göra. Vid användningen av T/S är en av begränsningarna 600 observationer, vilket har medfört att det inte varit möjligt att göra en modell av hela tidsserien. Troligen skulle det inte varit möjligt att erhålla en adekvat modell utan begränsningen, då T/S bygger på en univariat linjär modell. Det finns dock andra metoder, ARCH-modeller, vilka inte är linjära och kanske skulle passa bättre för en sådan lång serie. Givet sådana förutsättningar skulle det varit möjligt att i större utsträckning analysera hur säsongskomponenten och det cykliska mönstret förändrats med tiden.

Med bakgrund till ovanstående skall man dock komma ihåg att T/S endast är ett program som använder en metod, vilken inte alltid lyckas att beskriva den komplexa verkligheten. Vi tror dock att programmet klarar av att utföra säsongrensning för serier med jämna säsonger. Vad som skall påpekas är att programmet är under ständig utveckling och i framtiden kommer det förhoppningsvis vara möjligt att förbättra modellenpassningen.

## 7 Slutsats

Syftet med denna uppsats har varit att säsongrensa och finna den långsiktiga trenden för Sveriges industriproduktionsindex för åren 1913 till 2002 samt att undersöka extremvärden som observeras. Vi har efter vår förmåga och med programmet T/S lyckats att säsongrensa serien och funnit den långsiktiga trenden. Majoriteten av de negativa extremvärden som observerades har förklarats på ett utförligt sätt. Resultatet av denna uppsats utgör enligt oss en grund för den som vidare vill studera Sveriges industriproduktionsindex under 1900-talet.

### 7.1 Vidare studier

- Mer utförlig studie av säsongskomponenterna mellan perioderna.
- Mer utförligt undersöka varför majoriteten av extremvärden ligger i juli.
- Göra en modellskattning för juli- och exempelvis oktoberobservationerna och jämföra dessa.
- Jämföra säsongrensad IPI mellan olika länder.
- Utföra liknande studie med icke-linjära modeller.



## Litteratur

- Bowerman, B., L., O'Connell, R., T., (1993), "*Forecasting and time series: an applied approach*", tredje upplagan, Duxbury Press, Belmont
- Butter, den, F.A.G., (1991), "*Seasonal adjustment as a practical problem*", Elsevier Science Publishers B. V., Amsterdam.
- Chatfield, C., (1989), "*The Analysis of Time Series: An Introduction*", fjärde upplagan, Chapman & Hall, London.
- Cho, Dong, W., Im, Kyung So, (2002), "A Test of Normality Using Geary's Skewness and Kurtosis Statistics", hämtad 5 maj 2003 från <http://www.bus.ucf.edu>.
- Fagerfjäll, R., (1993), "*Företagandet i Sverige: Modellerna och verkligheten*", Gummerus Printing, Jyväskylä.
- Fiorentini, G., Maravall, A., (1996), "Unobserved Components in ARCH Models: An Application to Seasonal Adjustment", *Journal of Forecasting*, Vol 15, sid 175-201, John Wiley & Sons.
- Granger, C. W. J., Newbold, P., (1977) "*Forecasting Economic Time Series*", Academic Press, New York
- Kedem, B., Fokianos, K.,(2002), "*Regression Models for Time Series Analysis*", John Wiley & Sons, New Jersey.
- Kendall, Sir, M. (1976), "*Time-Series*", 2:a upplagan, Charles Griffin & Company Limited, London.
- Kennedy, D.,W., (1996), "Economic data: to adjust or not to adjust, Connecticut Economic Digest, November, Hämtad 7 maj 2003 från <http://www.ctdol.state.ct.us>
- Maravall, A., Sanchez F., J., (2000), "An application of TRAMO-SEATS: Modell selection and out-of-sample performance 2000", hämtad 5 maj 2003 från <http://www.bde.es>
- Meeker, W.,Q., (2001), "*Graphical Tools for Exploring and Analyzing Data From ARIMA Time Series Models*", Iowa State University, Ames IA50011
- Planas, Christophe, (1997), "*Applied Time Series Analysis: Modelling, Forecasting, Unobserved Components Analysis and the Wiener-Kolmogorov Filter*", Eurostat, Luxembourg.
- Pourahmedi, M., (2001), "*Foundations of time series analysis an prediction theory*", John Wiley & Sons, New York.
- SCB, (2001), "Kortperiodisk sysselsättningsstatistik 2:a kvartalet 2001" i "Sveriges officiella statistik", AM 63 SM 0103.
- Schön, L., (2000), "*En modern svensk ekonomisk historia: tillväxt och omvandling under två sekel*", 1:a upplagan, SNS förlag, Stockholm.
- Wallén G., (1997), "*Vetenskapsteori och forskningsmetodik*", Studentlitteratur, Lund.
- Öller, Lars-Erik, (1978), "Time series analysis of Finnish foreign trade", Helsingfors.

## Appendix A – Data

### Rådataobservationer för perioden 1913–1974 kommer från:

SCB – Statistiska meddelanden Nr I 1975:36, *Tabell 2: Industriproduktionsindex (1935=100), Månatliga indextal för hela industrin (SNI 2+3), sid 26ff.* Där SNI 2+3 är: *gruvor och mineralbrott och tillverkningsindustri.*

### Rådataobservationer för perioden 1973–1983 kommer från:

SCB, *Tabell 1 (forts) Industriproduktionsindex (1980=100) enligt SNI. (SNI 2+3).*  
Där SNI 2+3 är: *gruvor och mineralbrott och tillverkningsindustri.*

### Rådataobservationer för perioden 1984–1990 kommer från:

SCB, *Tabell 1: Industriproduktionsindex (1980=100) enligt SNI. Månatliga normalmånadskorrigerade indextal för vissa industrigrupper från januari 1980, (SNI 2+3).*  
Där SNI 2+3 är: *gruvor och mineralbrott och tillverkningsindustri.*

### Rådataobservationer för perioden 1990–2002 kommer från:

SCBs databas: *Industriproduktionsindex (IPI/PVI), ej kalenderkorrigerad, 1995=100 efter näringsgren SNI92.*

Under 1992 skedde en förändring av IPI till en EU standard. Vi har därför valt att i uppsatsen endast använda näringsgrenarna *utvinning av mineraler och tillverkningsindustrin (C+D)*, då de resterande serierna för åren 1913–1992 endast behandlar dessa.

### *Sammanlänkning av rådata:*

Från transformationen från rådata till det datamaterial som användes i T/S har det skett ett antal beräkningar. De beräkningar som genomförts är:

Rådata för perioden 1913–1974 med index 1935=100, har vägts om till index 1974=100.

Rådata för perioden 1973–1983 och 1984–1990 med index 1980=100, har lagts samman och sedan vägts om till index 1974=100.

Åren 1913–1974 har sammanlänkats med serie 1973–1983 genom, då de har samma index 1974=100:

Serie År, månad	1913– 1974 $X_i$	1973– 1990 $Z_i$	$Q_i=(X_i+Z_i)/2$	Sammanvägd serie $J_i$
1973 december	$X_{732}$			$X_{732}=J_{732}$
1974 januari	$X_{733}$	$Z_{733}$	$Q_{733}$	$Q_{733}=J_{733}$
1974 februari	$X_{734}$	$Z_{734}$	$Q_{734}$	$Q_{734}=J_{734}$
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.
1974 december	$X_{743}$	$Z_{743}$	$Q_{743}$	$Q_{743}=J_{743}$
1975 januari		$Z_{744}$		$Z_{744}=J_{744}$
.		.		.
.		.		.
.		.		.

Där  $J_i$  är det nya värdet av de sammanvägda serierna med index 1974=100. Därefter har indexering av denna serie  $J_i$  indexerats om till serie  $W_i$  index 1990=100.

Rådata för perioden 1990–2002 med index 1995=100, har vägts om till index 1990=100. Därefter har den nya serien sammanlänkats med den transformerade serierna,  $W_i$ , genom att:

Serie År, månad	1913– 1990 $W_i$	1990– 2002 $Y_i$	$R_i=(W_i+Y_i)/2$	Data vid modell- identifiering $P_i$
1989 december	$W_{924}$			$W_{924}=P_{924}$
1990 januari	$W_{925}$	$Y_{925}$	$R_{925}$	$R_{925}=P_{925}$
1990 februari	$W_{926}$	$Y_{926}$	$R_{926}$	$R_{926}=P_{926}$
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.
1990 december	$W_{936}$	$Y_{936}$	$R_{936}$	$R_{936}=P_{936}$
1991 januari		$Y_{937}$	.	$Y_{937}=P_{937}$
.		.		.
.		.		.
.		.		.

Slutligen har data för modellidentifiering,  $P_i$ , logariterats och använts vid modellidentifiering i T/S.

Vid sammanslagning av de olika rådata serierna har det uppstått en differens mellan de olika serierna. Anledningen till detta kan vara:

- Indexeringen är inte i decimalform i rådatamaterialet, vilket medför att vid byte av index år uppstår det en diff.
- Fel inmatning av data.
- Fel vid beräkning.
- Rådatamåttet är inte samma, åren 1984 till 1990 innehåller data som är normalmånads-korrigerad.

**Korrigerig i säsongrensad serie**

Justering av extremvärden i den sammanlänkade säsongrensade serien, som inte förklarats av någon händelse, har gjorts genom att:

<b>Extremvärde</b>	<b>Observation <math>O_i</math></b>	<b><math>P_i=(O_{i-1}+O_{i+1})/2</math></b>	<b>Data vid modell- identifiering <math>P_i</math></b>
TC Jan1930	$O_{205}$	$(O_{204}+O_{206})/2$	$O_{205}=P_{205}$
TC Jan1931	$O_{217}$	$(O_{216}+O_{218})/2$	$O_{217}=P_{217}$
AO Jul1936	.	.	.
AO Jul1937	.	.	.
AO Dec1937	.	.	.
AO Jul1951	.	.	.
AO Jul1952	.	.	.
AO Jul1958	.	.	.
LS Jan1962	.	.	.
AO Jul1965	.	.	.
AO Jul1966	.	.	.
AO Jul1967	.	.	.
AO Jul1969	.	.	.
AO Jul1970	.	.	.
LS Sep1972	.	.	.
LS Jul1972	.	.	.
AO Jul1977	.	.	.
AO Jul1978	.	.	.
AO Jul1984	.	.	.
AO Dec1985	.	.	.
TC Jan1989	.	.	.
AO Jul1990	.	.	.
AO Jul1991	$O_{943}$	$(O_{942}+ O_{944})/2$	$O_{943}=P_{943}$

## Appendix B – Extremvärden

### Alla extremvärden

TC Aug1914 t-value -4.35 [-3.265, 3.265] crit.val.  
 AO Feb1920 t-value -5.58 [-3.265, 3.265] crit.val.  
 TC Jan1923 t-value -5.24 [-3.265, 3.265] crit.val.  
 TC Jan1928 t-value -4.13 [-3.175, 3.175] crit.val.  
 TC Jan1930 t-value 3.44 [-3.175, 3.175] crit.val.  
 TC Jan1931 t-value -3.89 [-3.175, 3.175] crit.val.  
 LS Apr1932 t-value -5.21 [-3.175, 3.175] crit.val.  
 AO Jul1936 t-value 28.97 [-3.975, 3.975] crit.val.  
 AO Jul1937 t-value 11.26 [-3.975, 3.975] crit.val.  
 AO Dec1937 t-value -7.13 [-3.975, 3.975] crit.val.  
 LS Maj1940 t-value -7.34 [-3.975, 3.975] crit.val.  
 LS Apr1940 t-value -6.36 [-3.975, 3.975] crit.val.  
 LS Jul1945 t-value 26.08 [-3.975, 3.975] crit.val.  
 LS Feb1945 t-value -21.77 [-3.975, 3.975] crit.val.  
 LS Mar1945 t-value -4.24 [-3.975, 3.975] crit.val.  
 AO Jul1951 t-value 19.79 [-3.595, 3.595] crit.val.  
 AO Jul1952 t-value 13.09 [-3.595, 3.595] crit.val.  
 AO Jul1958 t-value -5.99 [-3.595, 3.595] crit.val.  
 LS Jan1961 t-value -4.91 [-3.595, 3.595] crit.val.  
 AO Apr1962 t-value -9.57 [-3.595, 3.595] crit.val.  
 LS Jan1962 t-value 4.64 [-3.595, 3.595] crit.val.  
 AO Jul1965 t-value -6.20 [-3.595, 3.595] crit.val.  
 AO Jul1966 t-value -11.85 [-3.595, 3.595] crit.val.  
 AO Jul1967 t-value -8.19 [-3.595, 3.595] crit.val.  
 AO Jul1969 t-value 6.31 [-3.595, 3.595] crit.val.  
 AO Jul1970 t-value 5.63 [-3.595, 3.595] crit.val.  
 LS Sep1972 t-value 6.11 [-3.595, 3.595] crit.val.  
 LS Jul1972 t-value -3.80 [-3.595, 3.595] crit.val.  
 AO Jul1977 t-value -4.86 [-3.400, 3.400] crit.val.  
 AO Jul1978 t-value -9.80 [-3.400, 3.400] crit.val.  
 AO Maj1980 t-value -14.40 [-3.400, 3.400] crit.val.  
 AO Jul1980 t-value 5.94 [-3.400, 3.400] crit.val.  
 AO Jul1984 t-value -5.19 [-3.400, 3.400] crit.val.  
 AO Dec1985 t-value -3.44 [-3.400, 3.400] crit.val.  
 TC Jan1989 t-value 4.18 [-3.400, 3.400] crit.val.  
 AO Jul1990 t-value 8.88 [-3.400, 3.400] crit.val.  
 AO Jul1991 t-value 14.98 [-3.400, 3.400] crit.val.  
 AO Jul1992 t-value 15.32 [-3.400, 3.400] crit.val.

## Appendix C – Figurförteckning

Figur 1 Trendmönster .....	9
Figur 2 Konjunkturcykel.....	10
Figur 3 Säsongsmonster .....	10
Figur 4 Irreguljära fluktuationer .....	10
Figur 5 IPI 1913–2003, årsdata, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad.....	12
Figur 6 IPI 1913–2002, månadsdata, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad .....	12
Figur 7 Beskrivning av extremvärden.....	18
Figur 8 Originalserie och långsiktig trend, 1913–1925, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad .....	21
Figur 9 Säsongsmonster, 1913–1925, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad.....	22
Figur 10 Säsongsrensad serie, 1913–1925, index 1990=100, fasta priser, ln trans- formerad.....	22
Figur 11 Konjunkturcykel, 1913–1925, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad.....	23
Figur 12 Originalserie och långsiktig trend, 1926–1935, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad .....	24
Figur 13 Säsongsmonster, 1926–1935, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad.....	24
Figur 14 Säsongsrensad serie, 1926–1935, index 1990=100, fasta priser, ln trans- formerad.....	25
Figur 15 Konjunkturcykel, 1926–1935, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad.....	25
Figur 16 Originalserie och långsiktig trend, 1936–1950, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad .....	26
Figur 17 Säsongsmonster, 1936–1950, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad.....	26
Figur 18 Säsongsrensad serie, 1936–1950, index 1990=100, fasta priser, ln trans- formerad.....	27
Figur 19 Konjunkturcykel, 1936–1950, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad.....	27
Figur 20 Originalserie och långsiktig trend, 1951–1974, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad .....	28
Figur 21 Säsongsmonster, 1951–1974, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad.....	29
Figur 22 Säsongsrensad serie, 1951–1974, index 1990=100, fasta priser, ln trans- formerad.....	29
Figur 23 Konjunkturcykel, 1951–1974, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad.....	30
Figur 24 Originalserie och långsiktig trend, 1975–1992, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad .....	30
Figur 25 Säsongsmonster, 1975–1993, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad.....	31
Figur 26 Säsongsrensad serie, 1975–1992, index 1990=100, fasta priser, ln trans- formerad.....	31
Figur 27 Konjunkturcykel, 1975–1991, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad.....	32
Figur 28 Originalserie och långsiktig trend, 1993–2002, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad .....	32
Figur 29 Säsongsmonster, 1993–2002, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad.....	33
Figur 30 Säsongsrensad serie, 1993–2002, index 1990=100, fasta priser, ln trans- formerad.....	33
Figur 31 Konjunkturcykel, 1992–2002, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad.....	34
Figur 32 Långsiktig trend, 1913–2002, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad.....	34
Figur 33 Säsongsrensad serie, 1913–2002, index 1990=100, fasta priser, ln trans- formerad.....	35
Figur 34 Säsongsrensad serie, 1913–2002, index 1990=100, fasta priser, ln trans- formerad, justerad för pikar .....	35
Figur 35 Säsongskomponenter, 1913–2002, index 1990=100, fasta priser, ln trans- formerad.....	36
Figur 36 Konjunkturcykler, 1926–2002, index 1990=100, fasta priser, ln transformerad ....	36



ISSN 1650-9447

Statistical publications can be ordered from Statistics Sweden, Publication Services, SE-701 89 ÖREBRO, Sweden (phone: +46 19 17 68 00, fax: +46 19 17 64 44, e-mail: [publ@scb.se](mailto:publ@scb.se)). If you do not find the data you need in the publications, please contact Statistics Sweden, Library and Information, Box 24300, SE-104 51 STOCKHOLM, Sweden (e-mail: [information@scb.se](mailto:information@scb.se), phone: +46 8 506 948 01, fax: +46 8 506 948 99).

**[www.scb.se](http://www.scb.se)**