

Rapport till Finanspolitiska rådet
2011/2

Tidsbestämning av svensk konjunktur
1970-2010

Michael Bergman
Københavns Universitet,
EPRU, FRU och Finanspolitiska rådet

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

Jag har erhållit värdefulla synpunkter och kommentarer från Lars Calmfors, Erik Höglin, Lars Jonung,
Georg Marthin och Eva Oscarsson.

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

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

ISSN 1654-8000

Sammanfattning

Överskottsmålet, målet att den offentliga sektorns finansiella sparande ska vara en procent av BNP över en konjunkturcykel, utvärderas i nuläget med hjälp av ett antal indikatorer: strukturellt sparande och olika genomsnitt för längre perioder. Dessa mått används eftersom det saknas en allmänt accepterad datering av svensk konjunktur. I denna rapport används ett flertal olika metodiker för att tidsbestämma svensk BNP-konjunktur. Med tidsbestämning avses att bestämma tidpunkten för konjunkturs vändpunkter, dvs under vilket kvartal som konjunkturs vänder antingen från hög- till lågkonjunktur eller från låg- till högkonjunktur. Även om flera olika metodiker används för att tidsbestämma svensk BNP-konjunktur finner vi en stor samstämmighet när det gäller såväl tidpunkterna då konjunkturs vänder som dess längd. Exempelvis visar vår tidsbestämning att konjunkturs vände uppåt igen under något av de tre första kvartalen 2009.

Oberoende av vilken metod som används för tidsbestämningen har det finansiella sparandet under den senaste konjunkturcykeln 2003-2009 överskridit överskottsmålet medan målet inte uppfylldes under den näst senaste cykeln. Vår konjunkturdatering spänner över en längre period och det är därmed möjligt att beräkna det finansiella sparandet för de konjunkturcykler som inträffade innan överskottsmålet infördes. Det mönster som framträder är att det finansiella sparandet under tidigare konjunkturcykler inte nådde upp till det överskottsmål som gällt sedan år 2000. Slutsatsen är att den omläggning av finanspolitiken och de förändringar i det finanspolitiska ramverket som genomförts sedan 1990-talskrisen har medverkat till en mer gynnsam och långsiktigt hållbar utveckling av de offentliga finanserna.

1 Inledning

I denna underlagsrapport till Finanspolitiska rådet tidsbestäms den svenska konjunkturcykeln. Detta innebär att avgöra när det varit hög- eller lågkonjunktur samt att tidsbestämma vändpunkterna i konjunkturen. Det finns ett antal skäl varför en tidsbestämning av konjunkturen är viktig. För det första gynnas den allmänna ekonomisk-politiska debatten av en tidsbestämning av den svenska konjunkturen. För det andra är en bedömning av konjunkturläget viktig för Riksbanken i dess uppgift att nå inflationsmålet. För det tredje krävs en konjunkturbedömning för att kunna avgöra om finanspolitiken är väl avvägd. För det fjärde skulle en konjunkturdatering kunna användas för att ytterligare belysa om överskottsmålet för de offentliga finanserna uppnås. Överskottsmålet innebär att den offentliga sektorns finansiella sparande ska uppgå till en procent av BNP *över en konjunkturcykel*. Måluppfyllelsen utvärderas i nuläget med hjälp av olika indikatorer; strukturellt sparande och genomsnitt över olika perioder. En konjunkturdatering kan användas för att analysera hur väl dessa indikatorer speglar det egentliga målet som avser det finansiella sparandet över en hel cykel.

Olika konjunkturrapporter publiceras regelbundet. Finansdepartementet gör en löpande konjunkturbedömning som ligger till grund för den finanspolitiska inriktningen. Bedömningarna redovisas i budget- och vårpropositionerna. Konjunkturinstitutet publicerar fyra gånger per år prognoser för den ekonomiska utvecklingen i Sverige och internationellt. De undersöker dessutom hushållens och företagens bedömningar av nuläget och av deras framtidsförväntningar. Resultaten redovisas varje månad i form av den så kallade barometerindikatorn. Såväl Riksbanken som affärsbankerna och olika organisationer publicerar också konjunkturbedömningar. Dessa konjunkturbedömningar baseras på olika metoder och angreppssätt.

Det existerar en omfattande internationell litteratur på området och det förs en livlig debatt kring hur en tidsbestämning bör göras.¹ Det mest välkända exemplet är den tidsbestämning av vändpunkterna i den amerikanska konjunkturen som löpande genomförs av National Bureau of Economic Research (NBER).² Denna tidsbestämning tillmätts stort allmänt intresse och används som måttstock med vilken alla andra alternativa metoder jämförs. En alternativ metod som inte kan identifiera samma vändpunkter i amerikansk konjunktur brukar anses som tveksam. Center for Economic Policy Research (CEPR) tidsbestämmer konjunkturen i euroområdet men denna tillmätts ännu inte samma betydelse som NBERs konjunkturdatering i USA.³ Ett skäl kan vara att den senare mäter konjunkturen i hela euroområdet, inte i de enskilda länderna. Mot bakgrund av den livliga internationella debatten är det över-

¹ Se t ex Harding och Pagan (2003), Artis m fl (2004), Chauvet och Piger (2008) samt Stock och Watson (2010). Massmann m fl (2003) ger en översikt av de mest centrala empiriska metoderna som används för att tidsbestämma konjunkturen i den internationella forskningen.

² NBER är en icke vinstdrivande forskningsorganisation med uppgift att bedriva nationalekonomisk forskning med fokus på amerikansk ekonomi.

³ CEPR är ett nätverk för forskare i nationalekonomi som i huvudsak är verksamma vid europeiska universitet.

raskande att det inte finns någon allmänt accepterad tidsbestämning av svensk konjunktur.⁴

Vilka principer bör vara vägledande för tidsbestämningen av konjunkturen? Framförallt bör den metod som används vara transparent och vara enkel att återskapa. Detta betyder att den i så hög grad som möjligt bör vara baserad på en objektiv metodik så att det är möjligt att rekonstruera och kontrollera en redan genomförd tidsbestämning. Subjektiva bedömningar bör således undvikas. Metodiken bör också vara okänslig för det antal observationer som används så att tidsbestämningen inte ändras då nya data tillkommer. Dessutom bör det inte finnas en betydande eftersläpning så att en vändpunkt först kan identifieras lång tid efter att den inträffat. Dessa mål är ambitiösa och det saknas metoder som uppfyller samtliga dessa villkor.⁵

Rapporten är upplagd påföljande vis. I nästa avsnitt diskuteras hur en konjunkturcykel kan definieras. Det finns två olika definitioner, antingen definieras konjunkturfaserna som absoluta nedgångar eller uppgångar i nivån för BNP eller också definieras konjunkturcykeln som avvikelser i BNP från en långsiktig trend. Den första ansatsen går under namnet *klassisk konjunktur* medan den senare kallas för *tillväxtcykler*. Gemensamt för dessa ansatser är att det krävs en empirisk metodik för att beräkna de tidpunkter då konjunkturen vänder, dvs när konjunkturfaserna skall bestämmas. Avsnittet beskriver därför de olika metoder som föreslagits i den internationella litteraturen för att tidsbestämma klassisk konjunktur och tillväxtcykel. I avsnitt 3 tidsbestäms den svenska konjunkturen 1970-2010 med hjälp av de metoder som diskuterats i det tidigare avsnittet. Avsnitt 4 jämför vår tidsbestämning med den som kan baseras på de BNP-gap som Finansdepartementet och Konjunkturinstitutet beräknar. Finansdepartementet använder BNP-gapet dels för konjunkturbedömning dels som underlag för beräkningar av strukturellt sparande som i sin tur används för att utvärdera överskottsmålet. I avsnitt 5 undersöks sambandet mellan svensk och internationell konjunktur. Avsnitt 6 innehåller en direkt utvärdering av överskottsmålet. Avslutningsvis sammanfattas de viktigaste slutsatserna i avsnitt 7. Rapporten innehåller dessutom tre bilagor som innehåller en mer detaljerad beskrivning av de metoder som används i analysen.

2 Vad är en konjunkturcykel?

Den mest använda definitionen av en konjunkturcykel är följande:

Business cycles are a type of fluctuation found in the aggregate economic activity of nations that organize their work mainly in business enterprises: a cycle consists of expansions occurring at about the same time in many economic activities, followed by similarly general recessions, contractions and revivals which merge into the expansion phase of the next cycle; this sequence of changes is recurrent but not periodic; in duration business cycles vary from

⁴ Det finns bara några få tidigare försök att tidsbestämma svensk konjunktur: Christoffersen (2000), Edvinsson (2005) och Holm (2007). Däremot finns det en omfattande litteratur kring svensk konjunktur och dess utlandsberoende: se Bergman m fl (1992,1998), Englund m fl (1992) och Bergman och Jonung (1993,1994).

⁵ Dessa villkor sammanfaller med de krav som brukar ställas i litteraturen på beräkningar av BNP-gapet: se Hjelm och Jönsson (2010) för en diskussion.

more than one year to ten or twelve years; they are not divisible into shorter cycles of similar character with amplitudes approximating their own. (Burns och Mitchell 1946, s. 3)

Fundamentalt i Burns och Mitchells definition är att en konjunktur kan delas in i olika faser: en uppgångsfas då den ekonomiska aktiviteten ökar och en nedgångsfas när den avtar. Konjunkturcykeln representerar kortsiktiga upp- och nedgångar i den ekonomiska aktiviteten, t ex i BNP. Goda tider avlöses av dåliga tider. Samtidigt uppmärksammas att dessa faser kan observeras i flera sektorer av ekonomin och att det finns en samvariation mellan dessa. Detta betyder att en vändpunkt i konjunkturen sker då ett stort antal sektorer samtidigt skiftar från, säg, en uppgång till en nedgång. Dessutom ger definitionen vägledning för den periodicitet eller konjunkturlängd som är vanligast. I den empiriska litteraturen finner man ofta att genomsnittlig konjunkturlängd (topp-till-topp eller botten-till-botten) är runt fem år.

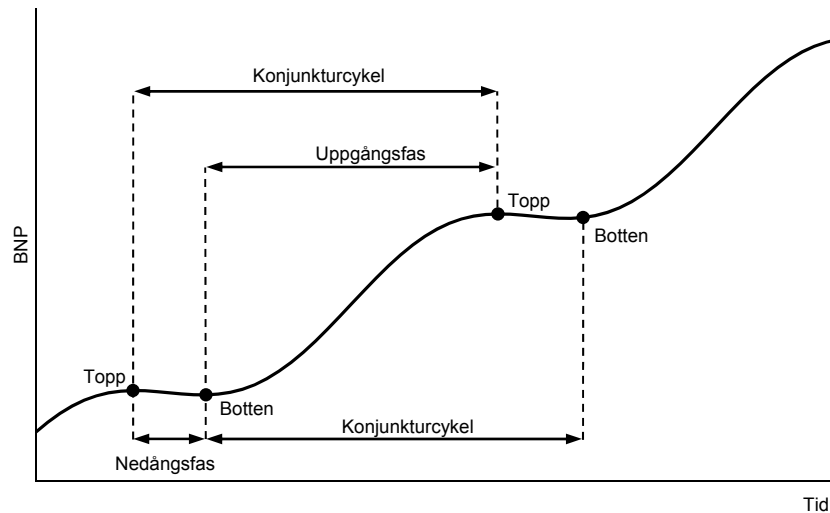
Burns och Mitchells definition anger vad en konjunkturcykel är men anvisar ingen metod för hur vändpunkterna ska identifieras. Att en nedgång sker samtidigt i många sektorer i ekonomin är t ex en vag formulering. Hur många sektorer som samtidigt måste befinna sig i en nedgångsfas (eller uppgångsfas) sägs det heller ingenting om.

En annan svårighet är att definitionen ovan inte anger hur en konjunkturcykel bör beräknas. Det finns två olika angreppssätt. Den första ansatsen (som går under namnet klassisk konjunkturcykel) definierar konjunktursfaserna som *absoluta* nedgångar eller uppgångar i *nivån* för BNP eller i andra makroekonomiska variabler. Den andra ansatsen (som kallas för tillväxtcykler) definierar konjunkturcykeln som avvikelser i den ekonomiska aktiviteten, t ex för BNP, från en långsiktig trend.

2.1 Klassisk konjunktur

För att illustrera hur vändpunkterna i en klassisk konjunktur identifieras visar vi i Figur 1 en principiell skiss över BNP. Vändpunkterna identifieras, som nämnts ovan, när det sker *absoluta* nedgångar eller uppgångar i nivån på BNP. Dessa vändpunkter kallas för antingen konjunkturtopp eller konjunkturbotten, vilket illustreras i figuren. Den tidsperiod som åtgår för att ekonomin skall röra sig från en topp (botten) till nästa topp (botten) kallas för en konjunkturcykel.

Figur 1 En principiell skiss av en klassisk konjunkturcykel



Denna ansats används av NBER och CEPR när de tidsbestämmer konjunkturer i USA respektive i euroområdet. NBER använder följande definition av vändpunkterna i konjunkturer:

A recession is a significant decline in economic activity spread across the economy, lasting more than a few months, normally visible in real GDP, real income, employment, industrial production, and wholesale-retail sales. A recession begins just after the economy reaches a peak of activity and ends as the economy reaches its trough. Between trough and peak, the economy is in an expansion. Expansion is the normal state of the economy; most recessions are brief and they have been rare in recent decades.⁶

CEPR definierar vändpunkterna på följande sätt:

A recession is a significant decline in the level of economic activity, spread across the economy of the euro area, usually visible in two or more consecutive quarters of negative growth in GDP, employment and other measures of aggregate economic activity for the euro area as a whole; and reflecting similar developments in most countries.

Skillnaden mellan dessa båda definitioner är att NBER är något mer specifik vad gäller vilka indikatorer som man fokuserar på och att NBER anger den exakta månaden då vändpunkten sker medan CEPR anger det kvartal då en vändpunkt inträffar. I praktiken innebär detta dock ingen större skillnad. Notera också att både NBER och CEPR endast identifierar vändpunkterna i konjunkturer vilket innebär att vare sig hög- eller lågkonjunkturer identifieras. Endast uppgångs- och nedgångsfaser tidsbestäms.

⁶ Observera att NBER använder termen "recession" som benämning på en nedgångsfas. Vi kommer i den följande texten att använda termen nedgångsfas eller konjunkturedgång i stället för recession. Skälet är att ordet recession för tankarna till en djup ekonomisk kris. Konjunkturedgångar utvecklas i allmänhet inte till en recession.

NBERs datering baseras på en gemensam bedömning av de åtta akademiska ekonomer som ingår i klassificeringskommittén. Klassificeringen baseras på information som är känd vid mötestillfället. När kommittén har tagit beslut om att en vändpunkt inträffat ändras inte klassificeringen när och om de dataserier som använts vid beslutet revideras. Tidseftersläpningen kan vara betydande, t ex angavs de konjunkturbottnar som tidsbestämdes till mars 1991 och november 2001 med två års försening trots att tanken är att dateringen skall ske i realtid. En sådan eftersläpning begränsar naturligtvis metodens värde som underlag för den ekonomiska politiken. Motsvarande kritik kan också riktas mot CEPRs datering av konjunkturen i euroområdet. CEPRs klassificeringskommitté består av nio akademiska ekonomer. Vid sitt möte den 31 mars 2009 beslutades att den ekonomiska aktiviteten var som högst i januari 2008 som därmed identifierades som en vändpunkt. En annan nackdel med denna metod är att, som också påpekas i NBERs definition ovan, att normaltillståndet är att ekonomin befinner sig i en konjunkturuppgång. Konjunkturedgångar inträffar mer sällan och pågår endast under kortare perioder. Detta betyder att det finns en asymmetri så att genomsnittet av konjunkturcykeln är positivt.

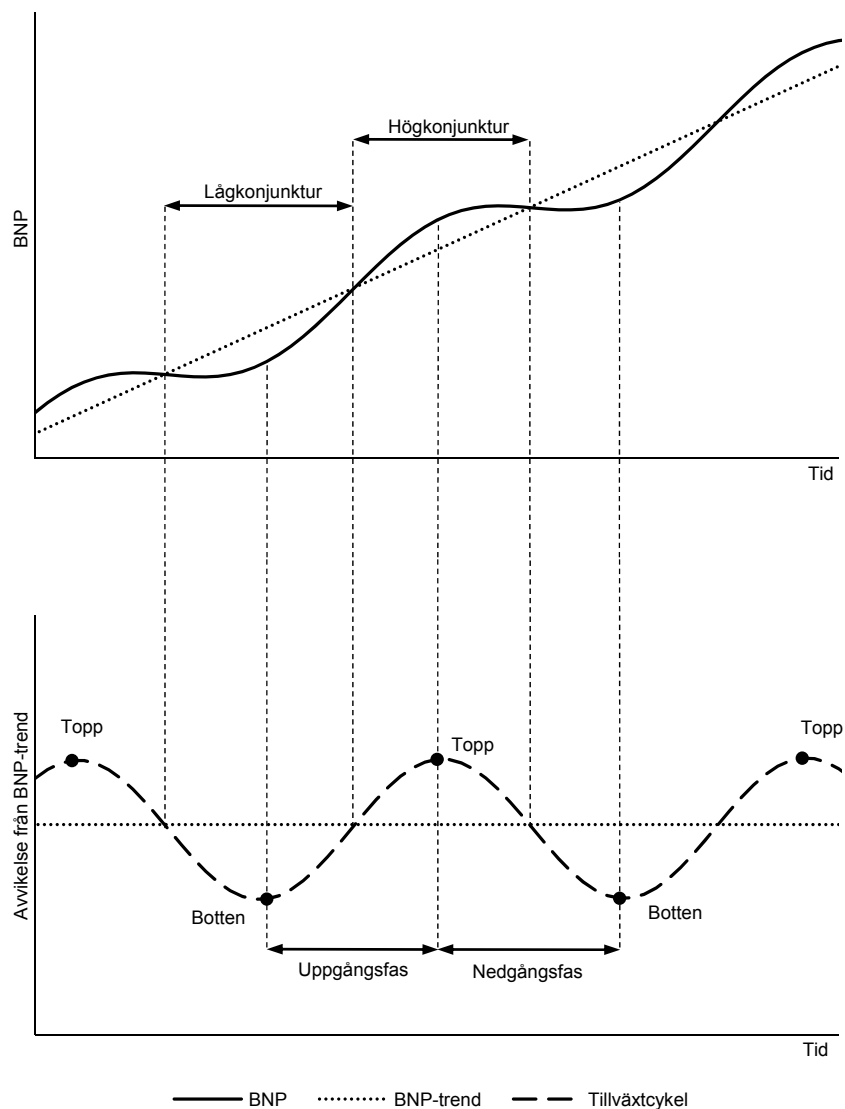
Statistiska metoder för att tidsbestämma klassisk konjunktur och för att replikera NBER/CEPR metoden

Det finns flera metoder för att tidsbestämma vändpunkterna i en klassisk konjunktur och för att replikera den mer informella ansats som används av NBER och CEPR. En ansats är att använda den s k Bry-Boschan-metoden (1971) (BB-metoden) där vändpunkterna identifieras som lokala minima eller maxima i BNP.⁷ En annan mer formell statistisk metod är att använda s k Markovmodeller (MS-modeller) där konjunkturuppgångar och nedgångar skattas empiriskt.⁸ Hamilton (1989) analyserade amerikansk BNP och fann att denna modell kunde identifiera vändpunkter som i stort sett sammanföll med NBERs klassificering. Fördelen med MS-modellen är att den kan användas för att vid varje tidpunkt (i realtid) beräkna sannolikheten för att konjunkturen vänder. När nya data blir tillgängliga uppdateras beräkningarna av denna sannolikhet, vilket innebär att det är möjligt att mer exakt bedöma var någonstans i konjunkturförloppet som ekonomin befinner sig i. Metoden är också objektiv på så sätt att den baseras på statistisk skattning av en modell i stället för på bedömningar gjorda av en kommitté. Metoden är också reproducerbar. En nackdel med ansatsen är dock att den är arbetskrävande och svår att förklara samt att den också kan innebära en asymmetri så att ekonomin i genomsnitt antingen befinner sig i lågkonjunktur eller i högkonjunktur.

⁷ Ett annat alternativ är att använda BB-metoden för flera olika makroekonomiska variabler där de olika vändpunkterna i varje makroekonomisk variabel vägs samman och resulterar i en slutgiltig tidsbestämning av konjunkturtoppar och bottnar: se Harding och Pagan (2006).

⁸ Denna ansats initierades av Hamilton (1989) och har använts av bland andra Artis m fl. (2004) för att tidsbestämma europeisk konjunktur. Samma metod används i Michael Bergmans underlagsrapport till Finanspolitiska rådets rapport 2010 för att empiriskt skatta varaktigheten i svensk arbetslöshet (Bergman 2010).

Figur 2 En principiell skiss av en tillväxtcykel



2.2 Tillväxtcykel

En tillväxtcykel definieras som avvikelserna i BNP från dess långsiktiga trend. I Figur 2 visas en princip skiss av den tillväxtcykel som kan beräknas på grundval av BNP och dess trend. Högkonjunkturer identifieras som perioder då BNP ligger över den långsiktiga trenden och lågkonjunkturer som perioder då BNP ligger under trenden. Konjunkturtoppar och konjunkturbottnar inträffar när avvikelserna från trenden är som störst. Perioden från topp till botten utgör en nedgångsfas och perioden från botten till topp en uppgångsfas. Observera att medelvärdet för en tillväxtcykel är lika med noll vilket betyder att ekonomin lika ofta befinner sig i en högkonjunktur som i en lågkonjunktur.

Statistiska metoder för att beräkna en tillväxtcykel

Den absolut vanligaste metoden för att beräkna en tillväxtcykel är det så kallade HP-filtret (Hodrick och Prescott 1997) enligt vilket BNP delas in i en långsamt föränderlig trend och en cyklisk komponent som representerar konjunkturcykeln. Dessa två komponenter kan inte observeras utan måste beräknas. För dessa beräkningar krävs en *exakt* definition av vad en konjunkturcykel är, dvs hur variabel cykeln är i förhållande till förändringar i trenden. Andra filtreringsmetoder förutsätter att man först definierar en genomsnittlig konjunkturlängd så att filtret dels utesluter säsongsvariationer, dels utesluter den trendmässiga utvecklingen i BNP. Baxter-King-(BK)-filtret (Baxter och King 1999) och Christiano-Fitzgerald-(CF)-filtret (Christiano och Fitzgerald 2003) är exempel på sådana metoder. Det finns naturligtvis en inbyggd godtycklighet när det gäller vilka fluktuationer i BNP som ska hänföras till konjunkturen, dvs de som ska klassificeras som tillfälliga variationer i BNP, respektive de som utgör trenden, dvs de som leder till varaktiga förändringarna i BNP. I praktiken har det utvecklats en standard i litteraturen där filtermetoderna och därmed den skattade konjunkturcykeln har en genomsnittlig längd på 1-10 år vilket sammanfaller med Burns och Mitchells definition av en konjunkturcykelns genomsnittliga längd.

Gemensamt för de beskrivna metoderna är att de inte är speciellt tidskrävande. De är också enkla att förstå. Den cykliska komponenten visar vid varje tidpunkt i vilken fas konjunkturen befinner sig i: uppgångsfas eller nedgångsfas. Detta leder sedan fram till en datering av konjunkturens vändpunkter, se Figur 2. Dessa fördelar skall vägas mot nackdelarna. Den största nackdelen är att tidsbestämningen i hög grad påverkas av de senaste observationerna.⁹ De vändpunkter som identifieras i början av eller i slutet av observationsområdet är därför osäkra. Dessutom kommer den beräknade konjunkturen inklusive dess vändpunkter att ändras varje gång som BNP revideras. Detta betyder att historien och därmed konjunkturens vändpunkter riskerar att ändras varje gång som BNP-siffrorna revideras eller när nya data blir tillgängliga. Man kan kompensera för dessa nackdelar genom att antingen basera klassificeringen på de först publicerade måtten på BNP eller förlänga observationsområdet med hjälp av prognoser för BNP före (eftersom data saknas) och efter det observationsområde som studeras. Detta gör att de första och de senaste observationerna inte får lika stort inflytande på den beräknade trenden. Samtliga filter vi diskuterat ovan förutsätter också att den långsiktiga tillväxten bestäms av andra faktorer än dem som påverkar konjunkturen. Detta antagande kan ifrågasättas.

⁹ I Bilaga 1 visas exakt vad HP-filtret innebär och hur den cykliska komponenten beräknas. Dessutom illustreras filtrets så kallade start- och slutpunktsproblem, som kan ge upphov till stora felbedömningar när den långsiktiga trenden ska beräknas och subtraheras från BNP. Start- och slutpunktsproblemet är att de första och de sista observationerna får ett oproportionerligt stort inflytande på den beräknade konjunkturcykeln. HP-filtret är särskilt känsligt (vilket illustreras i bilagan) för dessa problem men även de två andra filtren, BK-filtret och CF-filtret påverkas på liknande sätt.

2.3 Jämförelse mellan klassisk konjunktur och tillväxtcykel

Den stora skillnaden mellan klassisk konjunktur och tillväxtcykel är att de mäter två helt olika typer av konjunkturer och därför i allmänhet kommer att leda fram till helt olika vändpunkter. Detta beror på att den förstnämnda metoden utgår från faktisk BNP medan den senare baseras på trendjusterad BNP. Klassisk konjunktur identifierar en konjunkturtopp när förändringen i BNP går från att vara positiv till att vara negativ (se Figur 1). En motsvarande vändpunkt i en tillväxtcykel identifieras när trendjusterad BNP når sin högsta punkt (se Figur 2). Om BNP har en trendmässig utveckling kommer inte tidsbestämningen att överensstämna.

För att illustrera skillnaderna delar vi in BNP, y_t , i två komponenter, en trend τ_t och en cyklisk komponent c_t , dvs $y_t = \tau_t + c_t$. En vändpunkt i en klassisk konjunktur ges då förändringen i BNP är lika med noll, dvs när $y_t - y_{t-1} = \Delta y_t = \Delta \tau_t + \Delta c_t = 0$. Vändpunkten i en klassisk konjunktur inträffar således då förändringen i trenden kompenserar för förändringen i den cykliska komponenten. Vändpunkten i en tillväxtcykel definieras däremot av att förändringen i den cykliska komponenten är lika med noll, dvs när $\Delta c_t = 0$. Trenden spelar här ingen roll för tidsbestämningen av vändpunkterna. Denna skillnad i hur en vändpunkt definieras kommer därmed att påverka tidsbestämningen av konjunkturen. Det är endast när det inte finns någon trend i BNP som de två konjunkturdefinitionerna leder fram till exakt samma vändpunkter och därmed samma konjunkturlängder. I praktiken är det möjligt att trendens inflytande är försumbar i förhållande till förändringen i den cykliska komponenten. Det skulle medföra att de två ansatserna ger exakt samma tidsbestämning. I allmänhet bör dock de två ansatserna leda fram till olika tidsbestämning av vändpunkterna i konjunkturen.

Den första ansatsen, klassisk konjunktur, är enkel att använda eftersom det är lätt att identifiera absoluta nedgångar i BNP (när BNP tillväxten är negativ). Den andra ansatsen, tillväxtcykel, förutsätter att en trend i BNP kan beräknas. Det är inte trivialt att beräkna trenden som skall representera potentiell BNP vilket diskuteras utförligt i Finanspolitiska rådets rapport 2011 (Finanspolitiska rådet 2011). Olika angreppssätt och därmed skillnader i den skattade trenden kan påverka tidsbestämningen. Gemensamt för de båda ansatserna är att de baseras på publicerade data vilket medför att det finns en betydande tidsförskjutning mellan den tidpunkt då en vändpunkt i konjunkturen inträffat och den tidpunkt då vändpunkten kan identifieras. Det är emellertid möjligt, precis som bl a Finansdepartementet eller andra gör, att göra prognoser för den framtida BNP-utvecklingen och sedan använda dessa prognoser för att tidsbestämna framtida vändpunkter i konjunkturen.

En konjunkturcykel består av en nedgångsfas och en uppgångsfas. Det finns två sätt att mäta längden av en konjunkturcykel: antingen från topp till topp eller från botten till botten. Den uppmätta konjunkturlängden kommer inte nödvändigtvis att bli lika för dessa två olika beräkningssätt. Orsaken är att alla konjunkturcykler inte är lika. Det finns en stor variation i den tid som åtgår för att ekonomin ska röra sig från en konjunkturbotten till en konjunkturtopp. På

samma sätt finns stora variationer för nedgångsfasen. Dessutom är det väl etablerat att nedgångsfaser i regel är kortare än uppgångsfaser (DeLong och Summers 1986, McKay och Reis 2008). Sammantaget innebär detta att konjunkturlängden varierar inte bara över tid utan också beroende på hur vi mäter den, dvs om det är från topp till topp eller botten till botten.

3 Tidsbestämning av svensk BNP-konjunktur

Detta avsnitt identifierar konjunkturcykler i Sverige med hjälp av flera av de metoder som beskrivits ovan. Tidsbestämningen baseras på kvartalsdata för svensk real BNP sedan 1970.¹⁰ Först används tre filter för att beräkna den cykliska komponenten i BNP: HP-, BK- och CF-filtren.¹¹ För de två senare extraheras alla fluktuationer i BNP mellan ett och ett halvt och åtta år vilket motsvarar den definition av konjunkturcykeln som Burns och Mitchell föreslagit. Dessa tre filter mäter avvikelser i BNP från dess trend, dvs tillväxtcykler på det sätt som förklarades i föregående avsnitt. Som jämförelse används BB-metoden som tidigare visat sig kunna replikera den informella metod som NBER och CEPR använder för att finna vändpunkterna i amerikansk konjunktur och konjunkturer i euroområdet och en variant av Hamiltons Markov-modell (MS-modell).¹² Dessa två metoder mäter klassisk konjunkturcykel.

Tabell 1 visar de perioder när svensk ekonomi har befunnit sig i en konjunkturväxning som identifieras av respektive metod. Alla ansatser identifierar i stort sett samma perioder. De konjunkturer som beräknas med hjälp av de tre filtermetoderna överensstämmer väl med varandra i de flesta fall, med undantag för att CF-filtret identifierar en lågkonjunktur i mitten av 1980-talet (från det tredje kvartalet 1984 till det andra kvartalet 1988) som ingen av de andra filtermetoderna finner. De två metoderna som identifierar vändpunkter i klassisk konjunktur ger ungefär samma resultat sinsemellan före 1990, men helt olika periodisering efter 1990. Det finns större likheter mellan de tre filtermetoderna än mellan de två metoder som klassificerar klassiska konjunkturer. Sedan 1993 identifieras endast en vändpunkt av BB-metoden, medan MS-modellen finner ett flertal övergångar mellan olika konjunkturfaser. I detta avseende sammanfaller resultaten från MS-skattningen mer med dem som filtermetoderna ger.

¹⁰ BNP-data har hämtats från OECD och inkluderar de nationalräkenskaper som publicerades av SCB den 1 mars 2011. Observationsområdet sträcker sig från det första kvartalet 1970 fram till det sista kvartalet 2010. Det existerar inga nationalräkenskaper på kvartalsbasis för perioden före 1970.

¹¹ För HP-filtret sätts parametern λ till 1600 vilket är standardvärdet för kvartalsdata. Eftersom observationsområdet förkortas både i början och i slutet när vi använder BK- och CF-filtren utökas antalet observationer med hjälp av prognoser för BNP före 1970 (eftersom data saknas för perioden före 1970) och efter 2010 så att den konjunktur och den datering som erhålls då dessa metoder används täcker in hela observationsområdet. För att beräkna dessa prognoser antas att tillväxttakten i BNP kan beskrivas som en autoregressiv process av fjärde ordningen. Med hjälp av denna modell kan vi beräkna prognoser för BNP före 1970 och efter 2010. Den resulterande cykliska komponenten kommer därmed att sträcka sig över hela observationsområdet. Denna ansats är standard i litteraturen.

¹² Fler detaljer kring denna modell och skattningsresultaten redovisas i Bilaga 2.

Tabell 1 Identifierade konjunkturedgångar i svensk ekonomi för alternativa konjunkturbegrepp

Tillväxtcykel			Klassisk konjunktur	
HP-filter	BK-filter	CF-filter	BB-metoden	MS-modellen
1970kv3-1972kv1	1970kv3-1972kv1	1970kv3-1972kv1	1970kv4-1971kv2	1971kv2-1971kv3
1976kv1-1977kv4	1976kv1-1977kv4	1975kv4-1977kv4	1976kv2-1977kv3	1975kv4-1977kv3
1980kv1-1983kv2	1980kv1-1983kv2	1980kv1-1983kv2	1980kv3-1981kv2	1979kv4-1981kv3
		1984kv3-1988kv2		1984kv4-1985kv3
1990kv1-1993kv2	1990kv2-1993kv2	1990kv2-1993kv2	1990kv2-1993kv1	1990kv1-1993kv4
1995kv4-1997kv1	1995kv3-1997kv1	1995kv3-1997kv1		1995kv3-1997kv1
2000kv2-2003kv2	2000kv2-2003kv2	2000kv3-2003kv3		2000kv3-2003kv4
2007kv4-2009kv1	2008kv1-2009kv3	2008kv1-2009kv2	2007kv4-2009kv1	2007kv2-2009kv3
Christoffersen (2000)	Edvinsson (2005)	Holm (2007)		
1971m1-1972m1		1971kv1-1971kv2		
1974m6-1978m7	1976-1978	1976kv4-1977kv4		1976kv2-1977kv2
1979m12-1982m11	1979-1981	1979kv4-1982kv2		
1985m8-1986m5				
1989m1-1993m1	1990-1993	1991kv2-1993kv2		1990kv2-1992kv3
	2000-2001			

Anm: Christoffersens (2000) datering baseras på månadsdata för industriproduktion för perioden 1960-1998, medan Edvinsson (2005) använder BNP på årsbasis för perioden 1800-2001. Holm (2007) redovisar två olika dateringar: den vänstra kolumnen ovan baseras på fyra makroekonomiska tidserier, medan dateringen i den högra kolumnen enbart baseras på BNP. Hon använder kvartalsdata för perioden 1969-2006. De perioder som inte redovisas i tabellen är konjunkturuppgångar.

Källor: Egna beräkningar samt Christoffersen (2000), Edvinsson (2005) och Holm (2007).

Startpunkten för den lågkonjunktur som följde på den internationella finanskrisen som startade i USA 2007 skiljer sig också något åt. Enligt de tre filtermetoderna började den svenska konjunkturedgången antingen det sista kvartalet 2007 eller det första kvartalet 2008. BB-metoden anger vändpunkten till det sista kvartalet 2007 medan MS-modellen finner att vändpunkten inträffade under det andra kvartalet 2007. Samtliga metoder visar att konjunkturbotten inträffade under 2009 även om de är sinsemellan oense om den exakta tidpunkten. Enligt BK-filtret och MS-modellen inträffade vändpunkten tredje kvartalet, medan BB-metoden och HP-filtret identifierar första kvartalet 2009 som vändpunkten.

Tidsbestämningen av de lågkonjunkturer som inträffade i samband med 1990-talskrisen överensstämmer också relativt väl. Störst skillnad finns mellan MS-modellen och de andra fyra metoderna. Den förstnämnda metoden identifierar det fjärde kvartalet 1993 som en konjunkturbotten medan de andra metoderna identifierar antingen det första eller det andra kvartalet 1993 som botten.

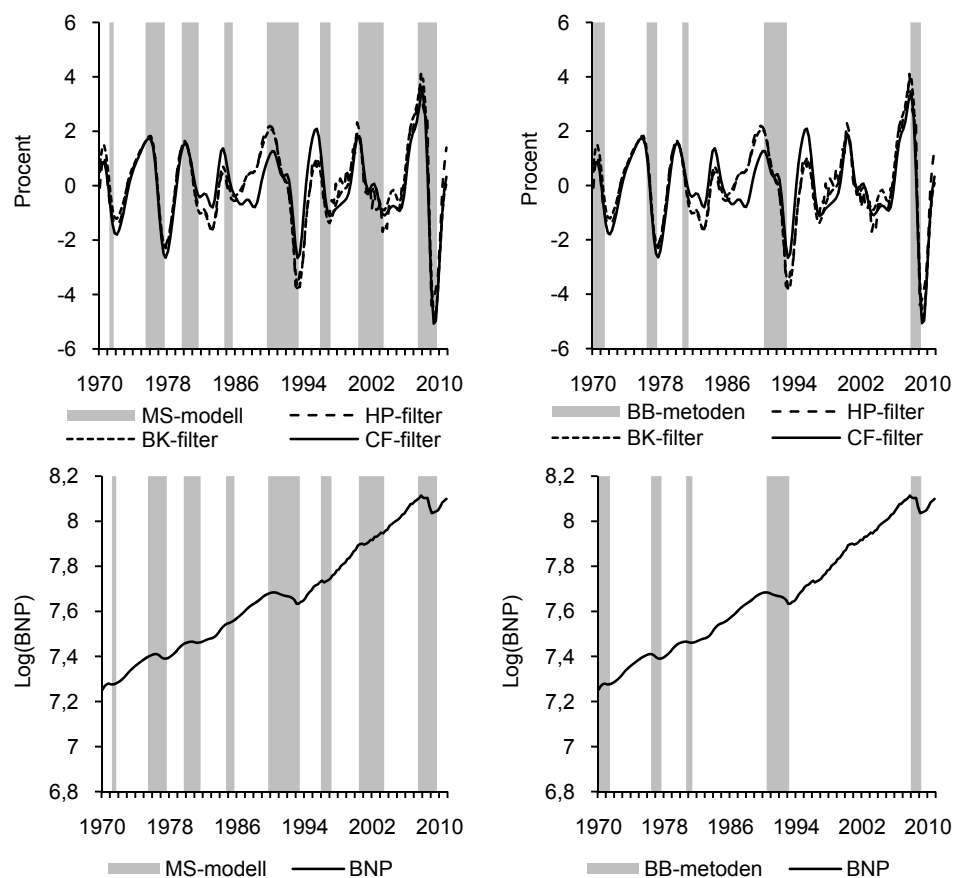
Tabell 1 visar också de konjunkturedgångar som identifierats i tidigare studier: Christoffersen (2000), Edvinsson (2005) och Holm (2007). Medan Christoffersen använder BB-metoden, använder både Edvinsson och Holm

helt andra metoder än de vi har använt och delvis också andra makroekonomiska indikatorer. Trots detta finner vi att konjunkturdateringen i stort sammanfaller. Eftersom fyra av de fem metoder vi använder för att tidsbestämna svensk konjunktur påverkas av observationsområdet är det inte överraskande att det finns skillnader.

Figur 3 visar de cykliska komponenterna enligt filtermetoderna och de konjunkturredgångar som identifieras med hjälp av BB-modellen och MS-modellen. Det framgår av figuren att konjunkturcykeln enligt de tre filtren i stort sett sammanfaller med undantag endast för perioden från 1982 till 1996. Figuren visar också att MS-modellen, men också BB-metoden, identifierar de konjunkturredgångar som ägt rum enligt filter-metoderna. Figuren illustrerar också skillnaderna mellan de lågkonjunkturer som identifieras med hjälp av BB-metoden och dem som identifieras med hjälp av MS-modellen. Vi ser tydligt i den undre högra figuren att BB-metoden identifierar lågkonjunkturer som sammanfaller med BNP-fall, vilket är precis vad som kan förväntas eftersom metoden utvecklats just för att fånga dessa. MS-modellen å andra sidan identifierar samma perioder då BNP faller men också ett antal andra konjunkturredgångar vilket kan ses i den undre vänstra figuren.

Tabell 2 redovisar genomsnittlig längd på uppgångar och nedgångar. Det framgår att det finns en asymmetri i konjunkturförloppet: uppgångsfaser är betydligt mer utdragna än nedgångsfaser. Endast CF-filtret avviker från detta mönster. Den cykliska komponenten i BNP är symmetrisk när detta filter används. För de andra två filtermetoderna och för MS-modellen tar en konjunkturuppgång ungefär dubbelt så lång tid som en nedgång. För BB-metoden finner vi ännu större skillnader när vi mäter tiden från botten till topp (32 kvartal) respektive topp till botten (5 kvartal). Samtidigt bör vi hålla i minnet att BB-metoden är utformad för att fånga vändpunkterna i en klassisk konjunktur där normaltillståndet är att ekonomin befinner sig i en uppgångsfas medan tillväxtcykler förutsätter att ekonomin befinner sig i en högkonjunktur lika ofta som den befinner sig i en lågkonjunktur. Därför är det inte överraskande att tidsbestämningen skiljer sig åt. Även MS-modellen visar att det finns en asymmetri även om den inte är lika uttalad som för de övriga fyra metoderna.

Figur 3 Cykliska komponenter i BNP enligt filtermetoderna och nedgångsfaser enligt BB-metoden och MS-modellen



Anm: HP-filter betyder Hodrick-Prescott-filtret, BK-filter är Baxter-King-filtret, medan CF-filter är Christiano-Fitzgerald-filtret. Skuggade fält visar nedgångsfaser beräknade med hjälp av MS-modellen i de vänstra figurerna och med hjälp av BB-metoden i de högra figurerna.

Källa: OECD och egna beräkningar.

Tabell 2 Genomsnittlig konjunkturlängd i kvartal för svensk BNP

	Tillväxtcykel			
	Högkonjunktur		Lågkonjunktur	
HP-filter	16		9	
BK-filter	16		9	
CF-filter	11		10	
	Klassisk konjunktur			
MS-modell	11		9	
	T-T	B-T	B-B	T-B
BB-metoden	37	32	38	5

Anm: T-T står för konjunkturtopp till konjunkturtopp, B-T för botten till topp osv.

Källa: Egna beräkningar.

För att formellt undersöka om det finns skillnader mellan klassisk cykel och tillväxtcykler beräknas Pearsons kontingenskoefficient och Pearsons χ^2 -test. Bilaga 3 beskriver i detalj hur dessa två test beräknas. I korthet använder vi den konjunkturdatering som visas i Tabell 1 för att ta fram en variabel som är lika med 1 för konjunkturedgångar och 0 för konjunkturuppgångar. Dessa indikatorer för konjunkturläget används sedan för att beräkna samvariationen (Pearsons kontingenskoefficient) och för att genomföra ett statistiskt test av hypotesen att två konjunkturmått är oberoende (χ^2 -testet). Tabell 3 redovisar resultaten. I den undre delen av tabellen (under och till vänster om diagonalen) visas den korrigerade kontingenskoefficienten. Denna kan anta värden mellan 0 och 100 där värdet 100 innebär att de två konjunkturmåtten är identiska. I den övre högra delen (över och till höger om diagonalen) visas p-värden för ett test av oberoende. P-värden som är mindre än 0,05 anger att testet förkastar nollhypotesen om oberoende på 5 procentsnivån. Resultaten stöder den bild som framgick i Figur 3 ovan. Det finns en hög grad av samstämmighet mellan de tre filter som används för att beräkna tillväxtcykler och en stor samstämmighet mellan de två metoderna för att beräkna klassisk konjunktur. Däremot finns det stora skillnader mellan dessa två definitioner av konjunkturen. Slutsatsen som kan dras är att en direkt utvärdering av överskottsmalet skulle ge olika resultat beroende på vilken konjunkturdefinition som skulle användas.

Tabell 3 Samvariation mellan klassisk konjunktur och tillväxtcykel

	HP-filter	BK-filter	CF-filter	BB-metoden	MS-modellen
HP-filter	100	0,000	0,000	0,419	0,928
BK-filter	92,6	100	0,000	0,091	0,744
CF-filter	74,8	81,7	100	0,113	0,019
BB-metoden	8,9	18,5	17,4	100	0,000
MS-modellen	1,0	3,6	25,9	62,6	100

Anm: I tabellen redovisas den korrigerade kontingenskoefficienten under diagonalen (som indikeras med talet 100) medan p-värden för ett test av hypotesen att de två konjunkturmåtten är oberoende visas ovanför diagonalen. Testen är χ^2 -fördelat med 1 frihetsgrad, se Bilaga 3 för detaljer.

Källa: Egna beräkningar och OECD.

4 Konjunktur och BNP-gap

Hur förhåller sig konjunkturkronologin ovan till de BNP-gap som beräknas av Finansdepartementet?¹³ Finanspolitiska rådets rapport 2011 fördjupningsruta 1.3 och avsnitt 1.2 beskriver i närmare detalj hur Finansdepartementet beräknar BNP-gapet och vilka potentiella problem som kan finnas med dessa kalkyler (Finanspolitiska rådet 2011). Hjelm och Jönsson (2010) visar att det finns betydande skillnader mellan de BNP-gap som beräknas av Finansdepartementet, Konjunkturinstitutet och Riksbanken och att dessa skillnader också kan innebära att tidsbestämningen av konjunkturtoppar och bottnar påverkas. Samtliga identifierar en konjunkturtopp 1989, men Finansdepartementet och Riksbanken menar att nästa konjunkturbotten inföll 1993, medan

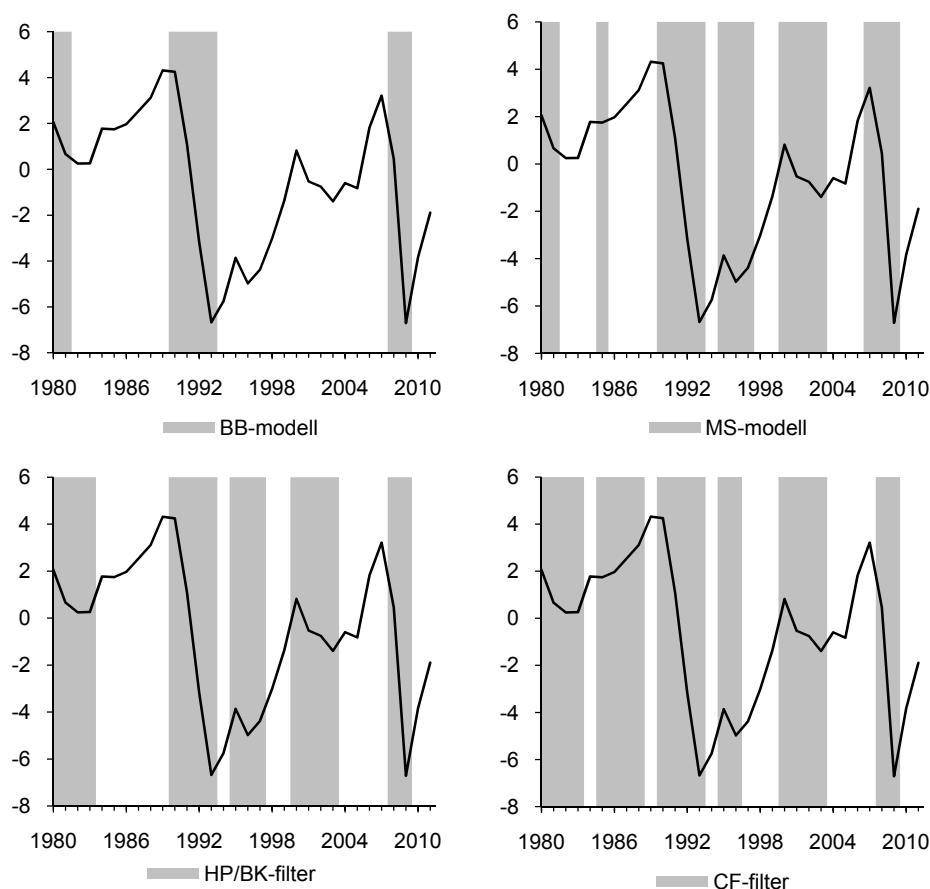
¹³ Flera nationella och internationella organisationer beräknar också BNP-gapet för svensk ekonomi som Konjunkturinstitutet, Riksbanken, EU-kommissionen, IMF och OECD.

Konjunkturinstitutet finner att den inföll först 1996. Dessa skillnader uppstår eftersom de tre institutionerna använder olika angreppssätt vid beräkningarna av BNP-gapet.

Frågan är i vilken mån som Finansdepartementets BNP-gap och de vändpunkter i konjunkturen som kan identifieras från deras mått på den ekonomiska aktiviteten skiljer sig från den tidsbestämning som redovisats i det tidigare avsnittet. I Figur 4 visas de konjunkturedgångar som identifieras av de olika metoderna som beskrivits ovan i skuggade fält tillsammans med Finansdepartementets BNP-gap från Vårpropositionen 2011. Det mönster som framträder är att BNP-gapet väl fångar stora konjunkturedgångar och anger ungefär samma tidpunkter för när konjunkturen vänder. Däremot har BNP-gapet svårare att identifiera mindre omfattande konjunkturedgångar vilka i allmänhet fångas upp av de metoder vi använde i det tidigare avsnittet. Såväl 1990-talskrisen som den senaste konjunkturedgången sammanfaller även om det finns smärre skillnader när det gäller den exakta tidsbestämningen av vändpunkterna. Eftersom den tidsbestämning som genomförts ovan baseras på kvartalsvisa observationer på BNP medan BNP-gapet beräknas årsvis är det inte helt överraskande att det finns smärre skillnader. Figur 4 visar också att det finns några tillfälliga nedgångar i BNP-gapet som fångas upp av de metoder vi använder ovan, exempelvis nedgången 1995-1997 och 2000-2003, som inte framträder lika tydligt när BNP-gapet används. En rimlig slutsats är att BNP-gapet är användbart för att identifiera stora konjunkturedgångar men att det är mindre lämpligt att använda för att identifiera normala nedgångar i konjunkturen.

Konjunkturinstitutet beräknar också ett BNP-gap men använder ett annat angreppssätt för sina kalkyler. Figur 5 visar detta BNP-gap tillsammans med de konjunkturedgångar som identifierats ovan. Även i detta fall finner vi en god överrensstämmelse mellan de vändpunkter vi identifierat och vändpunkterna i BNP-gapet, speciellt gäller detta den senare delen av perioden. För 1980-talet sammanfaller inte BNP-gapet med några konjunkturvariationer. Det finns smärre och tillfälliga fall i BNP-gapet men den generella bilden är att BNP-gapet stadigt ökade efter vändpunkten under det tredje kvartalet 1982 fram till det sista kvartalet 1989. Två av de metoder som används ovan, BK-filtret och MS-modellen, identifierar en konjunkturedgång under denna period. Slutsatsen är att den exakta tidsbestämningen inte kommer att vara oberoende av vilket mått som används.

Figur 4 Finansdepartementets BNP-gap och tidsbestämning av svensk konjunktur 1980-2010, procent

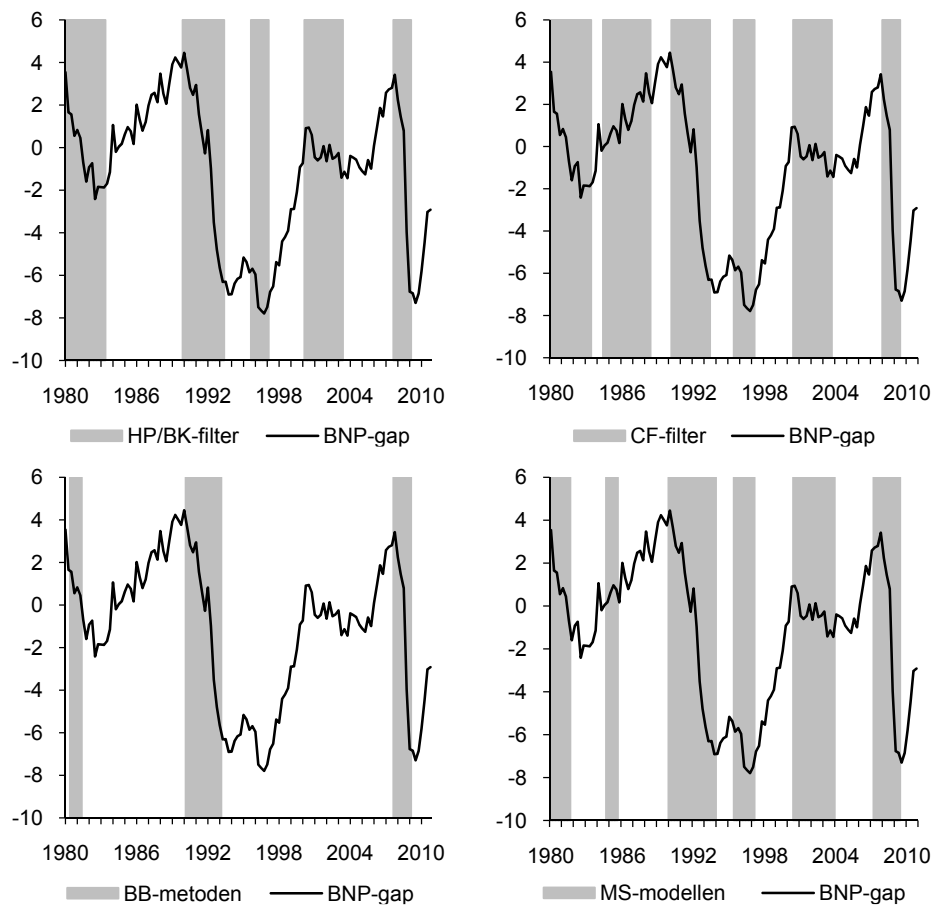


Anm: Skuggade fält visar nedgångsfaser beräknade med hjälp av de respektive metod.

Källa: Egna beräkningar och Finansdepartementet.

För att närmare undersöka sambandet mellan konjunkturedgångar i BNP-gapen och de tillväxtcykler och klassiska konjunkturer vi studerat i tidigare avsnitt redovisar Tabell 4 den korrigerade kontingenskoefficienten och p-värden för ett test om dessa är oberoende. Som kan ses i tabellen finns det en mycket svag samvariation mellan tillväxtcykler och det BNP-gap som Finansdepartementet beräknar. För HP- och BK-filtrerad BNP kan vi inte förkasta hypotesen att konjunkturedgångarna är oberoende. För CF-filtret kan vi däremot förkasta oberoende på 5 procentsnivån. Helt motsatta resultat erhålls då vi testar om BNP-gapet skiljer sig åt från klassisk konjunktur. För de konjunkturedgångar som erhålls med hjälp av BB-metoden och för MS-modellen uppvisar en hög grad av samvariation och det formella testet visar att hypotesen om oberoende också förkastas. Man bör dock komma ihåg att den tidsbestämning som vi genomför i denna rapport baseras på kvartalsvisa observationer medan Finansdepartementets BNP-gap beräknas årsvis. Det är därmed möjligt att kvartalsberäkningar av BNP-gapet skulle ge annat resultat.

Figur 5 Konjunkturinstitutets BNP-gap och tidsbestämning av svensk konjunktur 1980-2010, procent



Anm: Skuggade fält visar nedgångsfaser beräknade med hjälp av de indikerade metoderna.
Källa: Egna beräkningar och Konjunkturinstitutet.

Konjunkturinstitutet beräknar BNP-gapet på kvartalsbasis och möjliggör därför en mer exakt jämförelse. Resultaten redovisas i den undre delen av tabellen. Vi ser att samvariation är mycket hög och de statistiska testen förkastar också oberoende. Slutsatsen är att de konjunkturedgångar som kan identifieras för de BNP-gap som beräknas av Finansdepartementet och Konjunkturinstitutet i hög grad sammanfaller med de som identifierats med hjälp av svensk BNP tidigare i denna rapport. Däremot finner vi att den exakta tidpunkten för en konjunkturtopp och en botten skiljer sig åt, vilket också kan ses i figurerna 4 och 5.

Tabell 4 Samvariation mellan BNP-gap och klassisk konjunktur respektive tillväxtcykel

	Tillväxtcykel			Klassisk konjunktur	
	HP-filter	BK-filter	CF-filter	BB-metoden	MS-modellen
BNP-gap FI	1,21 (0,924)	11,3 (0,374)	29,5 (0,018)	67,6 (0,000)	63,3 (0,000)
BNP-gap KI	79,2 (0,000)	79,3 (0,000)	62,8 (0,006)	70,1 (0,001)	54,6 (0,020)

Anm: I tabellen redovisas den korrigerade kontingenskoefficienten medan p-värden för ett test av hypotesen att de två konjunkturmåtten är oberoende visas inom parantes under respektive koefficient. Testen är χ^2 -fördelat med 1 frihetsgrad, se Bilaga 3 för detaljer.

Källa: Egna beräkningar och OECD.

En tidsbestämning av konjunkturen och beräkningar av BNP-gapet har olika syften. Finansdepartementet (och såväl Konjunkturinstitutet som Riksbanken) använder BNP-gapet framåtblickande medan den tidsbestämning av konjunkturen som genomförs i detta avsnitt är tillbakablickande. Mot bakgrund av denna skillnad i syften är det inte överraskande att vändpunkterna i konjunkturen som redovisas i Tabell 1 skiljer sig åt från en tidsbestämning som baseras på BNP-gapet. Däremot är det problematiskt att de BNP-gap som Finansdepartementet beräknar skiljer sig åt från de gap som beräknas av Konjunkturinstitutet och Riksbanken.

Ett välkänt problem är att BNP-gapet är negativt i genomsnitt. Detta innebär att de negativa BNP-gapen är större än de positiva, vilket innebär att svensk ekonomi i genomsnitt skulle befinna sig i en lågkonjunktur. Detta skulle kunna vara fallet om priser är mer trögörliga nedåt än uppåt och om en normalkonjunktur definieras som en situation då inflationstakten kan hållas konstant (t ex vid Riksbankens inflationsmål).¹⁴ Men ett sådant mått på BNP-gapet är mindre lämpligt att använda när man beräknar den offentliga sektorns strukturella finansiella sparande för att få ett mått på om överskottsmålet uppfylls eller inte, se den utförliga diskussionen i Finanspolitisk rådets rapport 2011 kapitel 1. De filtreringsmetoder som vi diskuterar i denna rapport har samtliga ett medelvärde som är lika med noll så att svensk ekonomi i genomsnitt varken befinner sig i en hög- eller i en lågkonjunktur. BB-metoden däremot har ett medelvärde som är positivt, högkonjunkturer är normalfall och lågkonjunkturer inträffar sällan. MS-modellen identifierar vändpunkterna i konjunkturen och kan också leda fram till asymmetrier. Däremot kan tidpunkterna för konjunkturers vändpunkter som identifieras av de metoder vi använt ovan jämföras med de vändpunkter som ges av de beräknade BNP-gapen. Vår tidsbestämning av konjunkturen kan därmed användas för att utvärdera om de beräknade BNP-gapen representerar konjunktursvängningar i svensk ekonomi.

¹⁴ Se Finanspolitiska rådet (2010).

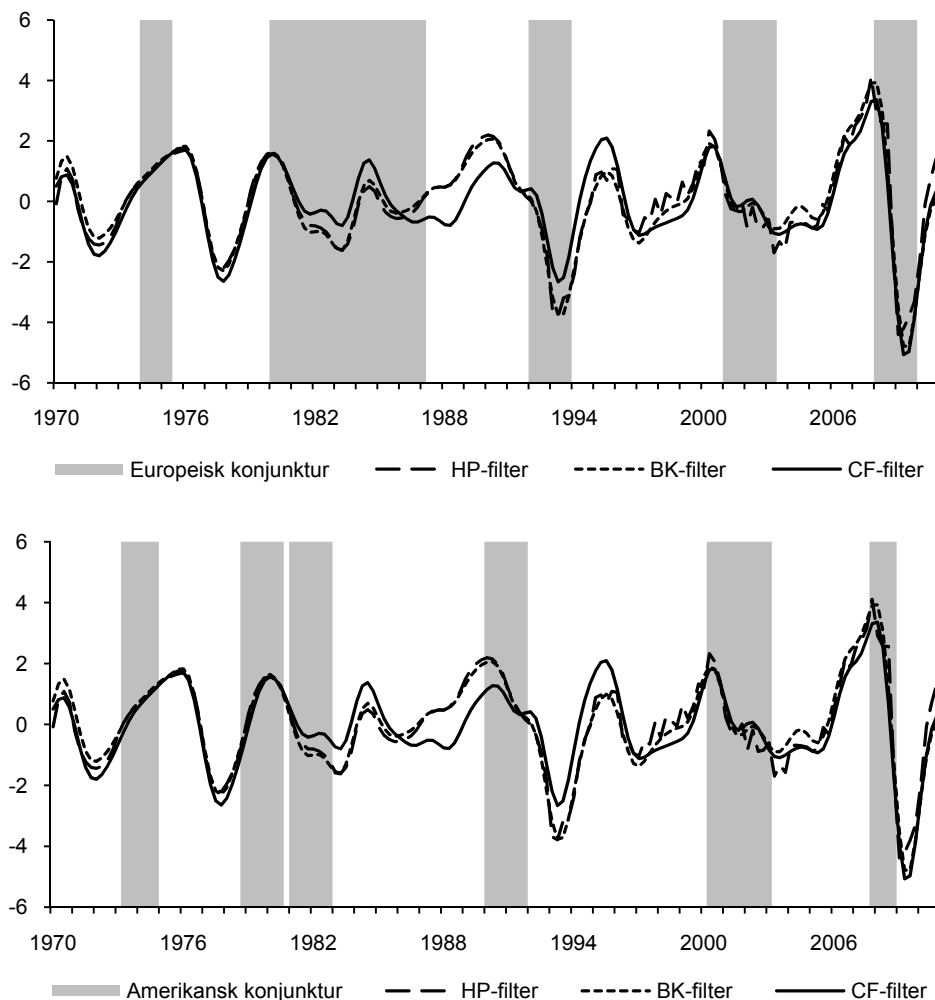
5 Svensk och internationell konjunktur

Utvecklingen i svensk ekonomi är beroende av den internationella konjunkturen. En vanlig uppfattning är att den internationella konjunkturen först vänder nedåt och att detta sedan med en eftersläpning leder till en konjunkturedgång i Sverige. För att undersöka detta samband kommer vi att jämföra vändpunkterna i den amerikanska ekonomin och i euroområdet med vändpunkterna i svensk konjunktur. För att jämförelsen skall bli så rättvisande som möjligt väljer vi att jämföra både klassisk konjunktur och tillväxtcykler. För att jämföra klassisk konjunktur används de dateringar som NBER och CEPR har identifierat.¹⁵ Vid jämförelsen av tillväxtcykler används HP-filtret för att beräkna den cykliska komponenten i real BNP.¹⁶

Figur 6 visar filtrerad svensk BNP och olika konjunkturfaser i den europeiska och i den amerikanska ekonomin som identifierats i den cykliska komponenten av real BNP. Det framgår tydligt att svensk konjunktur sammanfaller med den internationella utvecklingen. Flera av de konjunkturedgångar som inträffat sammanfaller med avmattningar internationellt. Detta mönster är speciellt tydligt under 1980-talet, under lågkonjunkturen i början av 2000-talet och inte minst den senaste konjunkturedgången. Samtidigt finner vi episoder där svensk konjunktur avmattats medan den internationella konjunkturen var god, exempelvis under slutet av 1970-talet och under 1990-talet. Den svenska lågkonjunkturen som orsakades av 1990-talskrisen sammanföll med en konjunkturedgång i euroområdet men inte med en nedgång i amerikansk ekonomi.

¹⁵ Vi har också experimenterat med att använda BB-metoden på amerikansk och euroområdets reala BNP men den datering som erhålls sammanfaller mycket väl med den som NBER och CEPR har tagit fram. Därför väljer vi att använda deras tidsbestämning.

¹⁶ De tre olika filter vi använt för att beräkna den cykliska komponenten i svensk BNP används också för att beräkna konjunkturen i euroområdet och i USA. Eftersom tidsbestämningen som erhålls för dessa filter i stort sett överensstämmer väljer vi att endast rapportera resultat för HP-filtrerad BNP. Säsongsjusterad real BNP som mäts i millioner ECU/Euro för euroområdet har hämtats från Area Wide Model (AWM) databasen utvecklad av Gabriel Fagan, Jérôme Henry and Ricardo Mestre, se deras ECB working paper för mer detaljer hur real BNP har beräknats (Fagan, Henry och Mestre 2001). AWM databasen täcker in ett stort antal ekonomiska variabler och har blivit en standard referens för studier av euroområdet. Vi använder den senaste uppdaterade databasen som täcker perioden 1970:kv1 till 2009:kv4. Amerikansk real BNP är säsongsjusterad och har hämtats från Bureau of Economic Analysis, tabell 1.1.6 rad 1.

Figur 6 Svensk och internationell tillväxtcykel, procent

Anm: Den övre figuren visar konjunkturedgångar i europeisk konjunktur tidsbestämda av HP-filtrerad real BNP i euroområdet medan den undre figuren visar konjunkturedgångar i den amerikanska konjunkturen tidsbestämda av HP-filtrerad amerikansk real BNP jämfört med svensk tillväxtcykel.

Källa: Egna beräkningar, OECD, AWM databasen och Bureau of Economic Analysis.

Precis som i tidigare avsnitt beräknar vi samvariationen mellan både tillväxtcykel och klassisk konjunktur. Resultaten visas i Tabell 5. Vi finner ett samband mellan svensk och internationell konjunkturutveckling oavsett om vi använder klassisk konjunktur eller tillväxtcykler i jämförelsen. Hypotesen att svensk klassisk konjunktur är oberoende av den internationella förkastas ofta. Samma gäller också för tillväxtcykler. På samma vis finner vi också att de två definitionerna av konjunkturer leder fram till helt olika konjunkturmått. I allmänhet kan vi inte förkasta hypotesen att konjunkturedgångar enligt klassisk konjunktur är oberoende av de konjunkturedgångar som definieras av tillväxtcykler. Detta illustrerar hur centralt det är att använda flera olika och oberoende verktyg för att tidsbestämma konjunkturen.

Tabell 5 Samvariation mellan svensk och internationell konjunktur

	CEPR	NBER	Tillväxtcykel Euroområdet	Tillväxtcykel USA
HP-filter	4,58 (0,678)	19,2 (0,080)	35,4 (0,001)	31,8 (0,004)
BK-filter	3,8 (0,731)	20,0 (0,067)	35,4 (0,001)	28,2 (0,010)
CF-filter	3,9 (0,723)	27,5 (0,011)	9,1 (0,000)	36,1 (0,001)
BB-metoden	44,3 (0,000)	32,3 (0,003)	3,5 (0,754)	13,8 (0,216)
MS-modellen	35,8 (0,001)	24,8 (0,025)	30,7 (0,005)	35,3 (0,001)

Anm: I tabellen redovisas den korrigerade kontingenskoefficienten medan p-värden för ett test av hypotesen att de två konjunkturmåtten är oberoende visas inom parantes under respektive koefficient. Testen är χ^2 -fördelat med 1 frihetsgrad, se Bilaga 3 för detaljer.

Källa: Egna beräkningar, OECD, AWM-databasen och Bureau of Economic Analysis.

6 Konjunkturen och överskottsmålet

Överskottsmålet, alltså målet att den offentliga sektorns finansiella sparande ska vara en procent av BNP över en konjunkturcykel, utvärderas i dagsläget med hjälp av ett antal indikatorer: strukturellt sparande och olika genomsnitt för längre perioder. Dessa mått används därför att det är så svårt att fastställa vad som är en konjunkturcykel. Men eftersom vi försökt göra detta ovan, kan det vara intressant att se hur väl överskottsmålet uppfyllts under de konjunkturcykler som vi kan definiera.

En konjunkturcykel kan antingen mätas från en konjunkturtopp till nästa topp eller från en konjunkturbotten till nästa botten. Eftersom överskottsmålet beslutades redan 1996 kommer vi att undersöka perioden 1996-2010, även om målet inte började gälla fullt ut förrän år 2000. Detta innebär att vi har maximalt två konjunkturcykler under perioden (se Tabell 1).

I Tabell 6 visas genomsnittet av den offentliga sektorns finansiella sparande som andel av BNP under varje hel konjunkturcykel sedan 1996. Konjunkturens längd mäts antingen från en konjunkturtopp till nästa topp eller från en konjunkturbotten till nästa botten. Eftersom konjunkturens vändpunkter i princip är gemensamma för de tre olika filtreringsmetoderna vi använder redovisas dessa gemensamt. Enligt BB-metoden finns bara en fullständig konjunkturcykel under perioden om vi mäter topp-till-topp, men denna cykel startade redan 1990. Då vi mäter konjunkturens längd som botten till botten finner vi ingen fullständig cykel. Därför redovisas inga resultat för denna dateringsmetod.

Tabell 6 Finansiellt sparande som andel av BNP i genomsnitt över en konjunkturcykel

	Konjunkturcykel	Klassisk konjunktur	Konjunkturcykel	Tillväxtcykel
Topp-till-topp	2000-2007	1,3	2000-2008	1,4
Botten-till-botten	1997-2003	0,4	1997-2003	0,4
	2003-2009	1,2	2003-2009	1,2

Anm: Tillväxtcykel är den datering av konjunkturcykeln som ges av de tre filtreringsmetoderna medan Klassisk konjunktur är den datering som fås med hjälp av MS-metoden, se tabell 1. De tal som redovisas i tabellen är genomsnitt under en konjunkturcykel och i procent av BNP.

Källa: Egna beräkningar.

Enligt Tabell 6 har överskottsmålet överskridits under den senaste konjunkturcykeln. En förklaring till dessa resultat är att överskottet i statens finanser var 3,6 procent av BNP år 2000 och 3,4 procent av BNP 2007 vilket driver upp genomsnittet då dessa år finns med under en konjunkturcykel. Däremot uppfylldes inte överskottsmålet under den näst senaste cykeln enligt våra beräkningar. Då vi mäter konjunkturen från konjunkturbotten till konjunkturbotten finner vi att den offentliga sektorns finansiella sparande var 0,4 procent av BNP.

En intressant fråga är om överskottsmålet inneburit något trendbrott i förhållande till läget innan det infördes. Eftersom vår konjunkturkronologi spänner över en längre period är det möjligt att beräkna det finansiella sparandet för de konjunkturcykler som inträffade innan överskottsmålet infördes. Tabell 7 redovisar sådana beräkningar. Eftersom de olika metoder vi använder för att tidsbestämma konjunkturen ger olika vändpunkter rapporterar vi fortfarande resultaten från MS-modellen och de tre filtermetoderna var för sig. Det mönster som framträder i Tabell 7 är att det finansiella sparandet under tidigare konjunkturcykler inte nådde upp till det överskottsmål som gällt sedan år 2000. I genomsnitt var den offentliga sektorns finansiella sparande negativt över konjunkturcyklerna fram till mitten av 1990-talet. Det finns emellertid enstaka konjunkturcykler under 1970-talet och en cykel 1984-1990 där överskottsmålet uppfylldes eller överskreds.

Det är en rimlig slutsats att införandet av utgiftstak och överskottsmål varit en starkt bidragande orsak långsiktigt hållbara offentliga finanser. Samtidigt som denna slutsats kan dras är det också på sin plats att nämna att såväl 1970-talet som 1980-talet karaktäriserades av ett flertal internationella och nationella kriser. Oljeprischockerna under 1970-talet och tidigt 1980-tal hade ett stort inflytande på världsekonomin och därmed också på svensk ekonomi. Den överhettning som föranledde 1990-talskrisen påverkade också de offentliga finanserna negativt. Utgångsläget vid 1970-talets början liknade i mångt och mycket dagens situation med en långvarigt god ekonomisk utveckling, stabila offentliga finanser och låg skuldkvot. Som vi ser i Tabell 7 visade de offentliga finanserna överskott fram till den första oljekrisen 1973-74 (OPEC I).

Tabell 7 Finansiellt sparande som andel av BNP i genomsnitt under tidigare konjunkturcykler

	Konjunkturcykel	Klassisk konjunktur	Konjunkturcykel	Tillväxtcykel
Topp-till-topp	1971-1975	4,5	1970-1976	4,8
	1975-1979	1,9	1976-1980	-0,2
	1979-1984	-4,7	1980-1990	-1,5
	1984-1990	0,9	1990-1995	-5,5
	1990-1997	-4,8		
Genomsnitt		-0,4		-0,6
Botten-till-botten	1972-1977	4,3	1972-1977	4,3
	1978-1981	-3,5	1977-1983	-3,4
	1981-1985	-4,6	1983-1993	-1,7
	1986-1993	-0,9	1993-1997	-6,5
	1993-1997	-6,5		
Genomsnitt		-2,2		-1,8

Anm: Tillväxtcykel är den datering av konjunkturcykeln som ges av de tre filtreringsmetoderna medan Klassisk konjunktur är den datering som fås med hjälp av MS-metoden, se tabell 1. De tal som redovisas i tabellen är genomsnitt under en konjunkturcykel och i procent av BNP.

Källa: Egna beräkningar.

Därefter försämrades de offentliga finanserna successivt trots det gynnsamma utgångsläget. Finanspolitiken var mycket expansiv och målet var att Sverige skulle hoppa över den lågkonjunktur som skulle följa i oljeprishockernas spår, den så kallade överbrygningspolitiken. Resultatet blev en kostnadskris som motverkades med hjälp av upprepade devalveringar.

Nästa stora kris utlöstes av den andra oljeprishocken 1979 som möttes av nya devalveringar (10 procent 1981 och 16 procent 1982). Dessa devalveringar gav en temporär positiv effekt på de offentliga finanserna som kan ses i Tabell 7. Avregleringen av de svenska kreditmarknaderna under slutet av 1980-talet bidrog till en överhettning i ekonomin som så småningom utmynnade i den svenska bankkrisen i början av 1990-talet och de mycket stora underskotten i de offentliga finanserna. Denna utveckling med ständiga internationella eller nationella kriser visar att även om utgångsläget för de offentliga finanserna är mycket god finns en uppenbar risk att de kraftigt försämrats när ekonomin utsätts för ständiga negativa chocker. Till slut riskerar underskotten att bli mycket stora. Detta mönster är inte nytt utan inträffar ofta i samband med finansiella kriser.¹⁷ En finansiell kris övergår ofta i en skuldkris. Utvecklingen i den irländska ekonomin under det senaste året illustrerar tydligt hur en internationell finanskris snabbt kan omvandlas till en akut skuldkris.

Vi har i vår diskussion här tagit formuleringen om att överskottsmålet ska vara uppfyllt *över en konjunkturcykel* på allvar. Vi har definierat konjunkturcykler med hjälp av olika metoder. Oberoende av vilken som väljs har det finansiella sparandet under den senaste konjunkturcykeln överskridit överskottsmålet med 0,2-0,4 procentenheter beroende på vilken definition på konjunkturcykeln som används. En slutsats är att beräkningar av detta slag kan ge vägledning om huruvida de indikatorer (strukturellt sparande och olika typer av genomsnitt) som används idag är ändamålsenliga.

¹⁷ Se Reinhart och Rogoff (2010) för en genomgång av tidigare finansiella kriser och dess påverkan på de offentliga finanserna.

7 Slutsatser

I denna rapport har vi använt en rad olika metodiker för att tidsbestämma tidpunkterna för vändpunkterna i svensk BNP-konjunktur. En konjunkturcykel kan definieras på två olika sätt, antingen som absoluta nedgångar i BNP (klassisk konjunktur) eller som avvikelser i BNP från dess långsiktiga trend (tillväxtcykel). Det finns ett stort antal metodiker för att beräkna dessa två konjunkturmått. Vi använder två metodiker för att beräkna klassisk konjunktur, Bry-Boschan metoden och en Markovsvängande modell. Tillväxtcykler kan beräknas med hjälp av olika filtreringsmetoder och vi jämför tre metoder; Hodrick-Prescott-filtret, Baxter-King-filtret och Christiano-Fitzgerald-filtret. Dessa fem metodiker används för att tidsbestämma svensk BNP-konjunktur under perioden 1970-2010.

När tidpunkterna för konjunkturs vändpunkter har identifierats mäts en konjunkturcykel antingen från en konjunkturtopp till nästa topp eller alternativt från en konjunkturbotten till nästa botten. Även om flera olika metodiker och två olika definitioner av vad en konjunktur är finner vi en samstämmighet när det gäller såväl tidpunkterna då konjunkturen vänder som dess längd. Exempelvis visar vår tidsbestämning att den senaste lågkonjunkturen inleddes i slutet av 2007 eller precis i början av 2008 och avslutades under något av de tre första kvartalen 2009. Oavsett vilken metod för tidsbestämning som används finner vi också att högkonjunkturer är längre än lågkonjunkturer och att en konjunkturedgång i allmänhet går snabbare än en konjunkturuppgång.

Vår tidsbestämning av svensk BNP-konjunktur kan användas för att utvärdera om de mått på BNP-gapet som Finansdepartementet och andra använder är ändamålsenliga. Våra resultat visar att det finns en stor samvariation mellan de konjunkturmått som tagits fram i denna rapport och de BNP-gap som Finansdepartementet och Konjunkturinstitutet beräknar. Däremot finns det skillnader när det gäller de exakta tidpunkterna för när konjunkturen vänder.

Finansdepartementet utvärderar överskottsmålet att det finansiella sparandet skall vara 1 procent av BNP *över en konjunkturcykel* med hjälp av ett antal indikatorer: strukturellt sparande och olika genomsnitt för längre perioder. Dessa mått används på grund av att det är så svårt att fastställa vad som är en konjunkturcykel. Vår tidsbestämning av konjunkturs vändpunkter kan användas för att direkt utvärdera överskottsmålet. Oberoende av vilken metod och vilken definition av konjunkturcykeln som används har det finansiella sparandet under den senaste konjunkturcykeln 2003-2009 överskridit överskottsmålet medan målet inte uppfylldes under den näst senaste cykeln. Slutsatsen är att finanspolitiken möjligen varit onödigt restriktiv under den senaste cykeln men något för expansiv under den näst senaste cykeln. Man bör också notera att överskottsmålet anger att det finansiella sparandet ska vara 1 procent av BNP. Det är inte formulerat i termer av att det finansiella sparandet ska vara minst 1 procent av BNP. När överskottsmålet överskrids betyder detta i praktiken att målet inte är uppfyllt. Samtidigt kan man inte förvänta sig att finanspolitiken kan finjusteras så exakt att det finansiella sparandet blir just 1 procent av BNP. Därför bör överskottsmålet betraktas som uppfyllt då det finansiella sparandet

ligger nära 1 procentmålet. För den senaste konjunkturcykeln finner vi att överskottet i det finansiella sparandet ligger mellan 1,2 och 1,4 procent av BNP beroende på vilket konjunkturmått som används vilket är betydligt över överskottsmålet. En rimlig tolkning är att överskottsmålet har överskridits och att finanspolitiken därmed varit onödigt restriktiv. Denna analys ger ett annat resultat än det tillbakablickande tioårsgenomsnitt som regeringen använder och som visar att det finansiella sparandet i genomsnitt var 0,8 procent av BNP. Denna diskrepans visar att det kan vara viktigt att ha en klar bild av konjunkturläget när överskottsmålet utvärderas. Beräkningar av detta slag kan ge vägledning om huruvida de indikatorer som används i dagsläget, såsom strukturellt sparande och olika typer av genomsnitt, är ändamålsenliga.

En intressant fråga är om införandet av överskottsmålet inneburit ett trendbrott i förhållande till läget innan det infördes. Vår konjunkturdatering spänner över en längre period och det är därmed möjligt att beräkna det finansiella sparandet för de konjunkturcykler som inträffade innan överskottsmålet infördes. Det mönster som framträder är att det finansiella sparandet under tidigare konjunkturcykler inte nådde upp till det överskottsmål som gällt sedan år 2000. I genomsnitt var den offentliga sektorns finansiella sparande negativt över konjunkturcyklerna fram till mitten av 1990-talet. Slutsatsen är att den omläggning av finanspolitiken och de förändringar i det finanspolitiska ramverket som genomförts sedan 1990-talskrisen har medverkat till en mer gynnsam och långsiktigt hållbar utveckling av de offentliga finanserna.

Referenser

- Artis, M., Krolzig, H-M. och Toro, J. (2004), The European business cycle, Oxford Economic Papers 56.
- Artis, M., Marcellino, M. och Proietti, T. (2004), Dating the Euro area business cycle, i L. Reichlin, red., The Euro area business cycle: Stylized facts and measurement issues, CEPR, London.
- Baxter, M. och King, R. G. (1999), Measuring business cycle approximate band-pass filters for economic time series, The Review of Economics and Statistics 81.
- Bergman, U. M. (2010), Hur varaktig är en förändring i arbetslösheten? Rapport till Finanspolitiska rådet 2010/1.
- Bergman, U. M. och Jonung, L. (1993), The business cycle has not been dampened: The case of Sweden and the United States 1873-1988, Scandinavian Economic History Review 41.
- Bergman, U. M. och Jonung, L. (1994), Svenskt och internationellt konjunkturbeteende, Bilaga 13 till LU 95, Norstedts Tryckeri AB, Stockholm.
- Bergman, U. M., Bordo, M. D. och Jonung, L. (1998), Historical evidence on business cycles: The international experience, i Fuhrer, J. C. och Schuh, S., red., Beyond shocks: What causes business cycles?, Federal Reserve Bank of Boston, Conference Series No. 42, Boston.
- Bergman, U. M., Gerlach, S.H.M. och Jonung, L. (1992), External influences in Nordic business cycles 1870-1988, Open Economies Review 3.
- Bry, G. och Boschan, C. (1971), Cyclical analysis of time series: Selected procedures and computer programs, National Bureau of Economic Research, New York.
- Burns, A.F., och Mitchell, W.C. (1946), Measuring business cycles, New York: NBER.
- Chauvet, M. och Piger, J. M. (2008), A comparison of the real-time performance of business cycle dating methods, Journal of Business Economics and Statistics 26.
- Christiano, L. J. och Fitzgerald, T. J. (2003), The band-pass filter, International Economic Review 44.
- Christoffersen, P.E. (2000), Dating the turning points of Nordic business cycles, EPRU Working Paper No. 00-13.
- DeLong, B. och Summers, L. (1986), Are Business Cycles Symmetrical? i Gordon, R.J., red., The American Business Cycle: Continuity and Change, University of Chicago Press.
- Edvinsson, R. (2005), Growth, Accumulation, Crisis: With New Macroeconomic Data for Sweden 1800-2000, doktorsavhandling Stockholms universitet, Stockholm Studies in Economic History 41.
- Englund, P., Persson, T. och Svensson, Lars E.O. (1992), Swedish business cycles: 1861-1988, Journal of Monetary Economics 30.
- Fagan, G., Henry, J. och Mestre, R. (2001), An area-wide model (AWM) for the Euro area, ECB Working Paper No. 42.
- Finanspolitiska rådet (2010), Svensk finanspolitik, Finanspolitiska rådets rapport 2010.
- Finanspolitiska rådet (2011), Svensk finanspolitik, Finanspolitiska rådets rapport 2011.

- Hamilton, J. D. (1989), A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle, *Econometrica* 57.
- Harding, D. och Pagan, A.R. (2006), Synchronization of cycles, *Journal of Econometrics*, 132.
- Harding, D. och Pagan, A.R. (2003), A comparison of two business cycle dating methods, *Journal of Economic Dynamics and Control* 27.
- Hjelm, G. och Jönsson, K. (2010), In search of a method for measuring the output gap of the Swedish economy: Economic, econometric and practical considerations, Konjunkturinstitutet, Working Paper Nr 115.
- Hodrick, R. J. och Prescott, E. C. (1997), Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation, *Journal of Money, Credit, and Banking* 29.
- Holm, L. (2007), A Non-Stationary Perspective on the European and Swedish Business Cycle, Doktorsavhandling Göteborgs Universitet, Economic Studies 163.
- Karlsen, H., (1990), A Class of Non-Linear Time Series Models, Ph.D. thesis, Department of Mathematics, University of Bergen, Norway.
- Massmann, M., Mitchell, J. och Weale, M. (2003), Business cycles and turning points: A survey of statistical techniques, *National Institute Economic Review* 183.
- McKay, A. och Reis, R. (2008), The brevity and violence of contractions and expansions, *Journal of Monetary Economics* 55.
- Reinhart, C. M. och Rogoff, K. S. (2010), From Financial Crash To Debt Crisis, NBER Working Paper No. 15795.
- Stock, J.H. och Watson, M.W. (2010), Indicators for dating business cycles: Cross-history selection and comparison, Working Paper, Harvard University.

Bilaga 1 Start- och slutpunktsproblemet i HP-filtret

Hodrick-Prescott filtret (Hodrick and Prescott (1997)) baseras på idén att en tidserie x_t kan delas in i två komponenter, en långsamt föränderlig sekulär trend τ_t och en cyklisk komponent c_t , dvs $x_t = \tau_t + c_t$. Varken trenden eller cykeln är observerbara utan måste skattas. Ett problem är att man då måste definiera vad som menas med en trend och vad som menas med en cykel. Hodrick-Prescott-(HP)-filtret beräknar trenden med hjälp av följande minimeringsproblem

$$\min_{\{\tau_t\}} \sum_{t=1}^T (x_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2$$

Där den första summan representerar hur väl trenden anpassas till faktisk data medan den andra termen representerar restriktionen att trenden inte får ändras alltför mycket där parametern λ bestämmer hur stor vikt som läggs på denna restriktion. Exempelvis, om $\lambda \rightarrow 0$ sammanfaller trenden med faktisk data och det existerar ingen cyklisk komponent medan om $\lambda \rightarrow \infty$ kommer trenden att vara linjär.

Om vi löser minimeringsproblemet och skriver om första ordningens villkor finner vi följande samband mellan faktisk data och trendkomponenten skrivet i matrisform

$$\tau_t = (I_T + \lambda K'K)^{-1} y_t$$

Där I_T är en $T \times T$ identitets matris medan matrisen K ges av

$$K = \begin{bmatrix} 1 & -2 & 1 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -2 & 1 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 1 & -2 & 1 \end{bmatrix}.$$

Antag nu att vi endast har fem observationer till vårt förfogande, dvs $T = 5$. Då finner vi följande samband mellan trenden och faktisk data:

$$\begin{bmatrix} \tau_1 \\ \tau_2 \\ \tau_3 \\ \tau_4 \\ \tau_5 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 + \lambda & -2\lambda & \lambda & 0 & 0 \\ -2\lambda & 1 + 5\lambda & -4\lambda & \lambda & 0 \\ \lambda & -4\lambda & 1 + 6\lambda & -4\lambda & \lambda \\ 0 & \lambda & -4\lambda & 1 + 5\lambda & -2\lambda \\ 0 & 0 & \lambda & -2\lambda & 1 + \lambda \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ y_4 \\ y_5 \end{bmatrix}$$

Från denna relation noterar vi att vikterna för varje tidsperiod summerar till ett för varje observation (summan för varje rad) och att dessa vikter är oberoende av de faktiska observationerna. Vidare ser vi att filtret är symmetriskt för observationer som har lika många datapunkter före och efter. Dessutom noterar vi att observationerna vid start- och slutpunkterna har stort inflytande. Vi ser också att vikterna kommer att ändras då ny data blir tillgänglig vilket i sin

tur påverkar den skattade trenden. Detta betyder att trenden revideras för varje ny observation som tillförs observationsområdet.

Som illustration antar vi att $\lambda = 1600$. Vi kan nu beräkna vikterna ovan numeriskt och vi får följande samband mellan de faktiska observationerna och faktisk data:

$$\begin{bmatrix} \tau_1 \\ \tau_2 \\ \tau_3 \\ \tau_4 \\ \tau_5 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,6 & 0,4 & 0,2 & 0 & -0,2 \\ 0,4 & 0,3 & 0,2 & 0,1 & 0 \\ 0,2 & 0,2 & 0,2 & 0,2 & 0,2 \\ 0 & 0,1 & 0,2 & 0,3 & 0,4 \\ -0,2 & 0 & 0,2 & 0,4 & 0,6 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ y_4 \\ y_5 \end{bmatrix}$$

Vi ser här att det första värdet på trenden är ett viktat genomsnitt av alla observationer och att vikterna summerar till ett samt är oberoende av värdet på den serie vi använder. Vid start- och slutpunkterna (observation 1 och 5) finner vi att vikterna är avtagande där den första observationen har en stor vikt (0,6) medan den sista observationen har negativ vikt. Motsatsen är fallet för den sista observationen.

Om vi nu lägger till en ny observation så att vi har sex observationer istället för fem finner vi att samtliga värden på trenden kommer att ändras. Sambandet mellan faktiska observationer och trendkomponenten ges av

$$\begin{bmatrix} \tau_1 \\ \tau_2 \\ \tau_3 \\ \tau_4 \\ \tau_5 \\ \tau_6 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,52 & 0,38 & 0,24 & 0,09 & -0,05 & -0,19 \\ 0,38 & 0,30 & 0,21 & 0,12 & 0,04 & -0,05 \\ 0,24 & 0,21 & 0,18 & 0,15 & 0,12 & 0,09 \\ 0,09 & 0,12 & 0,15 & 0,18 & 0,21 & 0,24 \\ -0,05 & 0,04 & 0,12 & 0,21 & 0,30 & 0,38 \\ -0,19 & -0,05 & 0,09 & 0,24 & 0,38 & 0,52 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ y_4 \\ y_5 \\ y_6 \end{bmatrix}$$

Jämför den beräknade trenden för den första observationen då vi har fem observationer totalt med den andra observationen av trenden då vi har sex observationer totalt. Den första observationen kommer att ha en stor vikt (0,38) medan den andra observationen har en mindre vikt än tidigare (0,3 istället för 0,6 då vi har fem observationer). Vi ser också att alla andra vikter har ändrats vilket betyder att den trend som beräknas då vi har sex observationer kommer att skilja sig från den trend som beräknas då vi endast har fem observationer. På samma sätt kommer eventuella revideringar av data att ha betydelse för den beräknade trenden. Slutsatsen är att HP-filtret inte fungerar speciellt bra vid början och i slutet av observationsområdet. Samma problematik finns också när det gäller alternativa filter såsom Baxter-King eller Christiano-Fitzgerald filtren. Eftersom dessa båda filter i sin ursprungliga formulering använder prognoser av serien före och efter observationsområdet så att den cykliska komponenten kan beräknas för hela observationsområdet kommer osäkerheten i den skattade cykliska komponenten vid start- och slutpunkterna också att vara stor precis som när HP-filtret används.

Bilaga 2 MS modellen

I denna bilaga beskrivs den MS-modell som används i huvudtexten för att tidsbestämma svensk BNP konjunktur. I sitt nyskapande arbete om den amerikanska konjunkturen föreslog Hamilton (1989) att de två konjunkturfaserna högkonjunktur respektive lågkonjunktur kunde beskrivas med hjälp av följande modell

$$y_t - \mu_{s_t} = \phi_1(y_{t-1} - \mu_{s_{t-1}}) + \varepsilon_t \quad \text{där } \varepsilon_t \sim i. i. d. \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

för tillväxttakten i real BNP y_t . I denna ekvation bestäms medelvärdet av tillväxttakten μ av en tillståndsvariabel s_t . För att denna modell skall vara meningsfull bör den genomsnittliga tillväxttakten vara negativ under lågkonjunkturer och positiv under högkonjunkturer. Notera att tillväxtens avvikelse från dess medelvärde är en autoregressiv process, i detta fall av första graden. Det är möjligt att lägga till fler tidsfördröjda effekter. Hamilton antar i sin studie att amerikansk real BNP genereras av en fjärde ordningens modell, dvs en modell med 4 laggar. Vi har skattat en sådan modell för svenska data men resultaten blir inte meningsfulla, dvs det är inte möjligt att erhålla en relevant uppdelning av svensk BNP i låg- respektive högkonjunkturer oavsett hur många tidsfördröjda faktorer som läggs till modellen. Detta är något överraskande eftersom denna modell ofta har använts för att tidsbestämma internationella konjunkturer. Därför kommer vi i den följande analysen basera vår tidsbestämning på följande autoregressiva modell

$$\text{Tillstånd 1 } y_t = \mu_1 + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{där } \varepsilon_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

$$\text{Tillstånd 2 } y_t = \mu_2 + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{där } \varepsilon_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

där variabeln y_t är tillväxten i svensk real BNP. Modellen antar att BNP tillväxten antingen befinner sig i tillstånd 1 (där den översta ekvationen beskriver hur variabeln utvecklas över tiden) eller i tillstånd 2 (där den andra ekvationen beskriver hur variabeln förändras över tiden). Låt oss anta att tillstånd 1 representerar konjunkturrens expansionsfas medan tillstånd 2 representerar recessionsfasen. Den enda skillnaden mellan de två tillstånden enligt vår modell ovan är att konstanten och därmed den genomsnittliga tillväxten ändras beroende på i vilken konjunkturfas som ekonomin befinner sig i. Vi förväntar oss att den genomsnittliga tillväxten är högre under högkonjunktur jämfört med under lågkonjunktur, dvs $\mu_1 > \mu_2$. Förutom att tillåta genomsnittlig tillväxt att variera mellan de två konjunkturfaserna kan vi också anta att den autoregressiva parametern ρ och/eller variansen i feltermen ε , dvs σ^2 , varierar mellan de två olika tillstånden.

De skift som sker mellan de två konjunkturfaserna bestäms av en icke-observerbar slumpmässig tillståndsvariabel s_t som är oberoende av tidigare värden på tillväxten men betingad på sitt eget tidigare värde s_{t-1} och som antas följa en Markovprocess med 2 tillstånd, dvs

$$p_{ij} = P[s_{t+1} = i | s_t = j] \quad \text{för } i, j = 1, 2.$$

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

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & 1 - p_{22} \\ 1 - p_{11} & p_{22} \end{bmatrix}$$

där varje kolumn summerar till 1.

Ett tillräckligt villkor (se Karlsen 1990) för att y_t skall vara svagt stationär är att alla egenvärden av matrisen

$$\begin{bmatrix} \rho_1^2 p_{11} & \rho_1^2 p_{21} \\ \rho_2^2 p_{12} & \rho_2^2 p_{22} \end{bmatrix}$$

ligger innanför enhetscirkeln. Notera att vi nu också tillåter den autoregressiva parametern ρ att variera mellan låg- och högkonjunktur. I vår tillämpning modelleras tillväxttakten vilket betyder att stationaritetsvillkoret bör vara uppfyllt. Tillväxttakten i real BNP antas ofta vara stationär.

För att kunna använda MS-modellen för att tidsbestämma konjunktorens vändpunkter och för att dela in BNP-tillväxten i perioder med hög respektive lågkonjunktur behöver vi identifiera den underliggande icke-observerbara tillståndsvariabeln s_t . Det finns flera olika mått som är av intresse i detta sammanhang, sannolikheten att ekonomin befinner sig ett visst tillstånd beroende på all tillgänglig information vid samma tidpunkt $Pr[s_t|y_t]$ (*filtrering*), sannolikheten beroende på all tillgänglig information i hela observationsområdet $Pr[s_t|y_T]$ (*smoothing*), och prognosen för tillståndet i nästa period givet all information som finns tillgänglig i hela observationsområdet $Pr[s_{t+1}|y_T]$ (*one-step prediction*). För att tidsbestämma konjunktoren används vanligen sannolikheten betingad på all information i observationsområdet. Skillnaden i att använda *smoothing* istället för *filtrering* är att skattningen av tillståndsvariabeln kan förbättras då hela observationsområdet används istället för att man vid varje tidpunkt enbart använder tidigare känd information. Prognoser en period framåt används för att prognosticera framtida konjunkturläge.

När tillståndsvariabeln har skattats kan real BNP-tillväxt matchas till respektive konjunkturläge genom att använda regeln att y_t befinner sig i tillstånd 1 (lågkonjunktur) om $Pr[s_t = 1|y_T] > 0,5$ och i tillstånd 2 (högkonjunktur) om $Pr[s_t = 1|y_T] < 0,5$ såsom föreslagits av Hamilton (1989). Vändpunkterna i konjunktoren kan identifieras med hjälp av följande regel. En konjunkturtopp identifieras vid tidpunkten t om $Pr[s_t = 1|y_T] < 0,5$, dvs ekonomin är i en högkonjunktur, och $Pr[s_{t+1} = 1|y_T] > 0,5$, dvs ekonomin skiftar till lågkonjunktur. På motsvarande vis kan vi definiera en konjunkturbotten som en situ-

ation då $Pr[s_t = 1|y_T] > 0,5$ och $Pr[s_{t+1} = 1|y_T] < 0,5$. Ofta tillförs kravet att en låg- eller högkonjunktur åtminstone måste pågå under ett antal kvartal, exempelvis att konjunkturlängden inte understiger ett år. För det mesta kommer en sådan regel inte att spela någon roll men den tillämpas vid behov. Vi följer denna tradition.

Skattning av en MS-modell för svensk BNP

Det första steget i den empiriska analysen är att skatta en MS-modell för hela observationsområdet. Vi har använt Oxmetrics 6 för att skatta parametrarna i Markovmodellerna och för att beräkna diagnostiska test. För att säkerställa att vi finner ett globalt maximum används upprepade slumpvisa startvärden. Oavsett vilket antal laggar och vilka antaganden som görs angående vilka parametrar som tillåts variera mellan de två konjunkturfaserna erhålls modeller som inte leder fram till en trovärdig tidsbestämning av svensk konjunktur. I allmänhet erhålls en eller endast ett fåtal övergångar mellan de två konjunkturfaserna. Detta skiljer sig markant från den tidsdatering som erhålls med hjälp av såväl BB-metoden som med hjälp av de tre filtreringsmetoderna. Av detta skäl drar vi slutsatsen att MS-modellen inte lämpar sig för att tidsbestämma svensk konjunkturcykel för hela perioden sedan 1971. En närmare analys av svensk tillväxttakt och skattade MS-modeller visar att tillväxttakten i real BNP uppvisar helt olika beteenden före och efter slutet av 1990-talet. Volatiliteten i tillväxttakten stiger också vid denna tidpunkt mycket beroende på den senaste lågkonjunkturen. Medelvärden i tillväxttakten ser också ut att skifta signifikant vid ungefär samma tidpunkt. Resultatet av detta är att MS-modellen inte ger tillfredställande resultat när hela observationsområdet används.

För att undersöka om beteendet i real BNP ändras signifikant skattas modeller för två separata observationsområden. Vi startar med att skatta en modell för data som sträcker sig från 1971:kv1 fram till mitten av 1980-talet. Sedan lägger vi till en observation i taget och skattar en ny modell. Denna procedur upprepas fram till den sista observationen 2010. Dessa beräkningar visar att det finns ett strukturellt skift i data i slutet av 1980-talet eller någon gång i början av 1990-talet. Av dessa skäl väljer vi att skatta en modell för perioden 1971:kv1-1989:kv4 och en modell för perioden 1990:kv1-2010:kv4. Dessa skattningsresultat visas i Tabell 2.1. I tabellen visas skattade parametrar för de två modellerna. Vi ser här tydligt att det är tre parametrar som är kritiska, konstantermen är betydligt större och den autoregressiva parametern är betydligt mindre under konjunkturuppgångar och variansen är betydligt mycket större under konjunktturnedgångar. Dessutom ändras konjunkturlängden betydligt. Under den tidigare delen är nedgångsfasen längre än uppgångsfasen medan det motsatta gäller under den senare delen av observationsområdet. En intressant detalj är att det existerar ett lokalt maximum för hela observationsområdet som leder fram till exakt samma tidsbestämning av svensk konjunktur som den tidsbestämning som baseras på de globala maximum som finns för respektive observationsområde. En problematik är att vi delar observationsområdet det första kvartalet 1990 är att 90-talskrisen startade vid samma tidpunkt. För att undersöka om vår tidsbestämning påverkas av om vi delar observationsområdet 1990 skattar vi modellen med data fram till det sista kvartalet 1997. Den

resultaterande tidsbestämningen överensstämmer nästan exakt med den vi erhåller då vi skattar modellen med data fram till det sista kvartalet 1989 och den som erhålls från den skattade MS-modellen för den senare perioden. Slutsatsen är att tidsbestämningen inte påverkas av vårt val att dela in observationsområdet i två delar, perioden före och efter 1990.

Tabell 2.1 redovisar också tre diagnostiska test. Test för normalitet, ARCH och autokorrelation i residualerna. Vi ser att för det tidigare observationsområdet kan vi inte förkasta normalitet medan både hypotesen om ARCH och autokorrelation förkastas. Motsatt resultat erhålls för det senare observationsområdet, här förkastas normalitet men varken ARCH eller autokorrelation. Sammantaget visar dessa tester att de två modellerna inte är orimligt specificerade. Testresultaten ändras inte om vi lägger till ytterligare laggar. Vi noterar också att samtliga skattade modeller uppfyller det globala kriteriet för stationaritet som angavs ovan.

Med utgångspunkt i den skattade modellen för respektive observationsområde kan vi nu beräkna sannolikheten för att svensk BNP befinner sig i ett bestämt tillstånd vid varje tidpunkt betingat på hela observationsområdet och sedan använda de kriterier som diskuterats ovan för att finna fram till konjunktorens vändpunkter. Dessa vändpunkter diskuteras i huvudtexten och redovisas i Tabell 1.

Tabell 2.1 Skattning av Markovmodeller för svensk BNP 1971:kv1-2010:kv4

Parameter	1971:kv1-1989:kv4	1990:kv1-2010:kv4
μ_1	-0,502 (0,185)	-0,319 (0,020)
μ_2	0,674 (0,131)	2,223 (0,351)
ρ_1	0,939 (0,083)	0,939 (0,043)
ρ_2	0,815 (0,047)	0,478 (0,074)
σ_1	0,393 (0,068)	1,102 (0,258)
σ_2	0,366 (0,035)	0,640 (0,081)
\hat{p}_{11}	0,805	0,896
\hat{p}_{22}	0,932	0,878
LogL	-47,701	-122,520
Autocorr.	[0,000]	[0,209]
ARCH	[0,004]	[0,571]
Normality	[0,115]	[0,000]

Anm: Robusta standardfel visas inom parentes under respektive punktskattning medan p-värden för test av autokorrelation, ARCH och normalitet visas inom raka parenteser.

Bilaga 3 Beräkning av samvariation och Pearsons χ^2 -test.

I denna bilaga beskrivs de test som används i texten för att empiriskt testa om de konjunktturnedgångar som definieras av de olika metoderna vi använder är oberoende, dvs om tidsbestämningen avviker. De fem olika metodiker som används för att tidsbestämma svensk konjunktur leder fram till en klassificering av konjunktturnedgångar, dvs tidsbestämning av tidpunkten för en konjunkturtopp och botten. När denna klassificering är genomförd kan vi definiera en variabel som beskriver när ekonomin befinner sig i en uppgångsfas och när den befinner sig i en nedgångsfas. Med andra ord, vi kan definiera en variabel som är lika med 1 då ekonomin är i en nedgångsfas och lika med noll under uppgångsfaser. För att jämföra två metoder för att bestämma tillväxtcykler exempelvis kan vi konstruera en kontingenstabell som visar i hur många kvartal som de två konjunkturmåtten båda anger att ekonomin är i en nedgångsfas osv.

	Uppgångsfas	Nedgångsfas	Summa
Uppgångsfas	A	B	A+B
Nedgångsfas	C	D	C+D
Summa	A+C	B+D	A+B+C+D

När denna tabell har skapats kan Pearsons χ^2 -test beräknas på följande vis

$$\chi^2 = \sum \frac{(O - E)^2}{E}$$

där summering sker över samtliga celler i tabellen, O är den observerade frekvensen medan E är den förväntade frekvensen vilka båda kan beräknas från tabellen ovan. Exempelvis, den observerade frekvensen för en samtidig uppgångsfas är lika med A medan den förväntade frekvensen beräknas som $(A + B)(A + C)/(A + B + C + D)$. På samma sätt kan övriga förväntade frekvenser beräknas vilka sedan ligger till grund för χ^2 -testet. Noll hypotesen är att de två konjunkturmåtten är oberoende. Antalet frihetsgrader (för en symmetrisk kontingenstabell) är lika med antal rader minus 1, dvs i detta fall när vi har två konjunkturmått och två tillstånd har testet en frihetsgrad.

Pearsons kontingenskoeficient beräknas med hjälp av χ^2 -testet ovan på följande vis

$$CC = \sqrt{\frac{\chi^2}{N + \chi^2}}$$

där $N = A + B + C + D$. För att erhålla ett mått som ligger mellan 0 och 100 normaliseras kontingenskoeficienten

$$CC_{korr} = \frac{CC}{\sqrt{0.5}} 100$$

Denna koefficient visar i vilken grad som de två konjunkturmetoderna leder fram till samma datering av konjunkturuppgångar och nedgångar. Om dessa fullständigt sammanfaller blir koefficienten lika med 100.

Studier i finanspolitik

- 2008/1 Alan Auerbach: Long-term objectives for government debt.
- 2008/2 Roel Beetsma: A survey of the effects of discretionary fiscal policy.
- 2008/3 Frederick van der Ploeg: Structural reforms, public investment and the fiscal stance: a prudent approach.
- 2008/4 Anders Forslund: Den svenska jämviktsarbetslösheten: en översikt.
- 2008/5 Per Molander och Gert Paulsson: Vidareutveckling av det finanspolitiska regelverket.
- 2008/6 Andreas Westermark: Lönebildningen i Sverige 1966-2009.
- 2008/7 Ann Öberg: Incitamenteffekter av slopad fastighetskatt.
- 2009/1 Clas Bergström: Finanskrisen och den svenska krishanteringen under hösten 2008/vintern 2009.
- 2009/2 Martin Flodén: Automatic fiscal stabilizers in Sweden 1998-2009.
- 2009/3 Rikard Forslid och Karen Helene Ulltveit-Moe: Industripolitik för den svenska fordonsindustrin.
- 2009/4 Alan B. Krueger och Mikael Lindahl: An evaluation of selected reforms to education and labour market policy in Sweden.
- 2009/5 Per Molander: Net wealth analysis and long-term fiscal policymaking.
- 2009/6 Oskar Nordström Skans: Varför är den svenska ungdomsarbetslösheten så hög?
- 2009/7 Gabriella Sjögren Lindquist och Eskil Wadensjö: Arbetsmarknaden för de äldre.
- 2010/1 Michael Bergman: Hur varaktig är en förändring i arbetslösheten?
- 2010/2 Michael Bergman: Har finanspolitik omvända effekter under omfattande budgetsaneringar? Den svenska budgetsaneringen 1994-1997.
- 2010/3 Huixin Bi och Eric M. Leeper: Sovereign Debt Risk Premia and Fiscal Policy in Sweden.
- 2010/4 David Dreyer Lassen: Fiscal Consolidations in advanced industrialized democracies: Economics, Politics, and Governance.
- 2010/5 Pathric Hägglund och Peter Skogman Thoursie: De senaste reformerna inom sjukförsäkringen: En diskussion om deras förväntade effekter.
- 2010/6 Christopher A Pissarides: Regular Education as a Tool of Counter-cyclical Employment Policy.
- 2010/7 Per Skedinger: Hur fungerar arbetsmarknadspolitiken under olika konjunkturlägen?
- 2010/8 Lars Calmfors: Fiscal Policy Coordination in Europe.
- 2010/9 Lars Calmfors: The role of independent fiscal policy institutions.

- 2011/1 Helge Bennismarker, Lars Calmfors och Anna Larsson: Wage Formation and the Swedish Labour Market Reforms 2007-2009.
- 2011/2 Michael Bergman: Tidsbestämning av svensk konjunktur 1970-2010.
- 2011/3 Peter Fredriksson och Jonas Vlachos: Reformen och resultat: Kommer regeringens utbildningsreformer att ha någon betydelse?