

■ Den offentliga sektorns strukturella sparande

AV ROBERT BOIJE

Fil.dr Robert Boije är rådgivare på avdelningen för penningpolitik och har tidigare varit verksam som kansliråd på finansdepartementet.

Det kan vara politiskt frestande att i goda tider använda stora överskott i de offentliga finanserna till vad som avses vara permanenta reformer, t.ex. höjda utgifter. Om överskotten till stor del är orsakade av ett gynnsamt konjunkturläge och därmed kommer att minska kraftigt då konjunkturläget normaliseras, finns det inget utrymme för sådana reformer. En beräkning av det s.k. cykliska sparandet syftar till att uppskatta hur stor del av det offentliga sparandet som är ett resultat av rådande konjunkturläge. Rensar man bort det cykliska sparandet från det faktiska offentliga sparandet erhålls ett mått på den offentliga sektorns s.k. strukturella sparande. Detta mått kan användas för att bedöma dels huruvida aviserade skatte- och utgiftsreformer är hållbara på medellång sikt, dels om regeringen kan klara det överskottsmål för de offentliga finanserna som infördes 2000. I artikeln redogörs för hur det strukturella sparandet kan beräknas och vilka problem som är förknippade med de olika metoder som finns. Genomgången visar att det finns goda skäl att vara försiktig med tolkningen av ett enskilt mått på det strukturella sparandet. En sammantagen bedömning utifrån en analys genomförd med olika metoder ger vid handen att om överskottsmålet ska klaras är det strukturella sparandet för närvarande för lågt. Detta resultat gäller i synnerhet om budgeteringsmarginalen under utgiftstaket även fortsättningsvis, i strid med budgetlagens intentioner, används för utgiftsreformer.

Författaren är tacksam för kommentarer från Michael Andersson, Henrik Braconier, Jonas Fischer, Kerstin Mitlid, Yngve Lindh, Stefan Palmqvist, Staffan Viotti och Anders Vredin.

Inledning

Sveriges riksbank, Finansdepartementet, Konjunkturinstitutet (KI) och en rad internationella organisationer, som EU-kommissionen, Europeiska centralbanken (ECB), OECD och IMF, gör beräkningar av den offentliga sektorns strukturella sparande. Detta mått på den offentliga sektorns finansiella ställning används bl.a. vid utvärderingar av huruvida EU-ländernas offentliga finanser uppfyller bestämmelserna i den s.k. stabilitets- och tillväxtpakten. För svensk del har måttet också fått ökad aktualitet sedan

Beräkningar av den offentliga sektorns strukturella sparande görs av en rad olika institutioner.

regeringen 2000 införde ett överskottsmål för de offentliga finanserna. Syftet med denna artikel är att kortfattat beskriva vad som avses med strukturellt sparande, hur det kan beräknas, vad det kan användas till samt vilka problem som är förknippade med tolkningen av resultaten och de olika beräkningsmetoder som finns. Artikelns första del riktar sig till de läsare som är intresserade av att få veta vad strukturellt sparande är och vad detta mått kan användas till. Andra delen av artikeln är mer teknisk och riktar sig till läsare som också är intresserade av att få *en inblick* i de olika metoder som kan användas för att beräkna det strukturella sparandet. Utifrån en analys med olika metoder görs också en uppskattning av den offentliga sektorns strukturella sparande i Sverige. Det beräknade strukturella sparandet används bl.a. för att bedöma huruvida regeringen kommer att klara det uppsatta överskottsmålet.

Vad är strukturellt sparande?

En beräkning av det strukturella sparandet utgår alltid från det faktiska finansiella sparandet.

En beräkning av det strukturella sparandet utgår alltid från det faktiska finansiella sparandet som är skillnaden mellan den (konsoliderade) offentliga sektorns inkomster och utgifter. Den offentliga sektorns inkomster och utgifter varierar med konjunkturläget. En stor post på utgiftssidan som varierar med konjunkturläget är arbetslöshetsersättningen. På intäktssidan varierar de flesta skatteposter med konjunkturen t.ex. socialavgifterna (beror på lönesummans utveckling), inkomstskatterna (beror på inkomsternas utveckling) och mervärdesskatten (beror i huvudsak på den privata konsumtionens utveckling). Samtidigt som de offentliga finanserna är känsliga för variationer i konjunkturen bidrar de automatiskt till att dämpa variationer i den inhemska efterfrågan. I konjunkturedgångar minskar skatterna och utgifterna ökar. Detta bidrar till att hålla efterfrågan uppe. På motsvarande vis bidrar skatte- och transfereringssystemet till att dämpa efterfrågan i konjunkturuppgångar. Dessa konjunkturkänsliga skatter och utgifter brukar därför kallas "automatiska stabilisatorer".

Det strukturella sparandet visar skillnaden mellan den offentliga sektorns intäkter och utgifter i en tänkt situation då ekonomin varken befinner sig i en hög- eller lågkonjunktur.

Det strukturella sparandet indikerar hur stort den offentliga sektorns finansiella sparande skulle vara om utnyttjandegraden av produktionsresurserna vore normal. Det visar, med andra ord, skillnaden mellan den offentliga sektorns intäkter och utgifter i en tänkt situation då ekonomin varken befinner sig i en hög- eller lågkonjunktur. Beräkningen av det strukturella sparandet för ett enskilt år syftar således till att rensa bort konjunktorens inverkan – eller effekten av de automatiska stabilisatorerna – från det faktiska finansiella sparandet. Ett positivt strukturellt sparande visar, vid oförändrade skatte- och utgiftsregler, att den offentliga sektorns intäkter är större än dess utgifter vid "normala" konjunkturlägen. Det

indikerar således att det finns ett underliggande överskott i de offentliga finanserna oberoende av konjunkturläget. På motsvarande vis visar ett negativt strukturellt sparande att det finns ett underliggande konjunktur-oberoende underskott i de offentliga finanserna.

Vanligtvis brukar konjunktorens inverkan på det finansiella sparandet – den s.k. cykliska delen av det finansiella sparandet – uppskattas med hjälp av mått på produktionsgapet (BNP-gapet) och budgetelasticiteten. Produktionsgapet är en indikator på resursutnyttjandet i ekonomin och därmed också ett mått på konjunkturläget. Den produktionsnivå (BNP-nivå) som är förenlig med ett normalt resursutnyttjande brukar kallas potentiell BNP. Om produktionsresursernas utnyttjandegrad är normal sägs produktionsgapet vara slutet. I en högkonjunktur då utnyttjandegraden av produktionsresurserna är hög sägs produktionsgapet vara positivt. Produktionsgapet brukar vanligtvis presenteras uttryckt som andel av potentiell BNP. Ett produktionsgap på plus 1 procent av potentiell BNP indikerar att den faktiska produktionen är 1 procent större än vad som är förenligt med ett normalt resursutnyttjande. I en lågkonjunktur – då utnyttjandegraden av produktionsresurserna är låg – sägs produktionsgapet vara negativt. Ett uppskattat produktionsgap på minus 1 procent av potentiell BNP indikerar att den faktiska produktionen är 1 procent lägre än vad som är förenligt med ett normalt resursutnyttjande.

Budgetelasticiteten indikerar hur det finansiella sparandet, uttryckt som andel av BNP, i genomsnitt ändras då resursutnyttjandet – mått med produktionsgapet – ändras med 1 procentenhet. Riksbanken brukar anta att budgetelasticiteten ligger omkring 0,75.¹ Det innebär att om produktionsgapet ändras med 1 procentenhet bedöms det finansiella sparandet ändras med 0,75 procentenheter.

Ett exempel kan illustrera hur den cykliska delen av det finansiella sparandet och det strukturella sparandet kan beräknas. Antag att det finansiella sparandet i en högkonjunktur uppgår till 3,5 procent av BNP och att produktionsgapet samtidigt bedöms uppgå till 2 procent av BNP. Det finansiella sparandets cykliska del kan då beräknas uppgå till 1,5 procent av BNP ($0,75 \times 2 = 1,5$). Det strukturella sparandet erhålls genom att från det finansiella sparandet dra ifrån den cykliska delen. Det strukturella sparandet kan således i detta exempel beräknas till 2 procent ($3,5 - 1,5 = 2$).

I beskrivningen ovan har det strukturella sparandet definierats i termer av hur stort det finansiella sparandet skulle vara om effekten av de automatiska stabilisatorerna har rensats bort. Det finns dock en vidare

Konjunktorens inverkan på det finansiella sparandet brukar uppskattas med hjälp av mått på produktionsgapet och budgetelasticiteten.

¹ Finansdepartementet antar att den uppgår till 0,70. Den uppskattade budgetelasticiteten skiljer sig mellan olika empiriska studier. Assarsson m.fl. (1999) uppskattade den till 0,98. Några andra studier: Bouthevillain, m.fl. (2001): 0,75, Braconier & Holden (1999): 0,60–0,80, Fall (1996): 0,90, Lindh & Ohlsson (2000): 0,75, *Public Finances in EMU 2002*: 0,70, Ohlsson (2002): 0,80 och OECD: 0,68.

Det finns en vidare definition av det strukturella sparandet som säger att detta ska återspegla det finansiella sparandet baserat på permanenta trender.

definition som säger att det strukturella sparandet ska återspegla det finansiella sparandet baserat på permanenta trender (eller rensat från temporära flöden). Vilka faktorer som ska anses vara permanenta respektive temporära är dock inte alltid lätt att avgöra. Det beror också på vad syftet med studien är och vilket tidsperspektiv som är relevant. Vid en beräkning av det strukturella sparandet på kort och medellång sikt är det rimligt att konjunkturens inverkan i form av de automatiska stabilisatorerna betraktas som ett temporärt flöde.² I ett sådant tidsperspektiv kan det också finnas skäl att rensa bort diskretionära finanspolitiska åtgärder av engångskaraktär. Ett exempel är det temporära bankstödet i Sverige i början av 1990-talet. En relevant fråga är om även temporära diskretionära stabiliseringspolitiska åtgärder ska rensas bort och därmed betraktas som en del av det cykliska sparandet. Om syftet med studien är att prognostisera hur stort utrymme det finns för diskretionära stabiliseringspolitiska åtgärder vid en nedgång i konjunkturen, givet att underskottet i de offentliga finanserna inte får överstiga en viss nivå (t.ex. Maastrichtkriteriets 3-procentsgräns – se vidare nästa avsnitt), bör det cykliska sparandet enbart fånga upp effekten av de automatiska stabilisatorerna. Om syftet med studien istället är att analysera hur de offentliga finanserna normalt sett varierar med konjunkturläget, bör den cykliska delen av det finansiella sparandet också fånga upp normalt förekommande diskretionära finanspolitiska åtgärder av stabiliseringspolitisk karaktär (t.ex. arbetsmarknadspolitiska åtgärder). I resterande del av artikeln förutsätts, om inget annat anges, att den cykliska delen av det finansiella sparandet enbart fångar upp effekten av de automatiska stabilisatorerna.

Vad brukar mått på det strukturella sparandet användas till?

Det finns flera skäl till varför det är intressant att känna till hur de offentliga finanserna varierar med konjunkturläget och varför det är intressant att beräkna det strukturella sparandet.

- Ett av Maastrichtkriterierna föreskriver att underskottet i de offentliga finanserna (mätt i termer av den offentliga sektorns finansiella sparande) normalt sett inte får vara större än 3 procent av BNP. Om de offentliga finanserna är konjunktur känsliga och om det finansiella sparandet inte upprätthålls på en tillräckligt hög nivå vid normala konjunkturlägen finns det risk för att underskottet kan komma att

² I facklitteraturen används ofta termen "cykliskt justerat sparande" (ofta förkortat CAB efter engelskans cyclically-adjusted budget balance) istället för "strukturellt sparande" för att klargöra att det är just konjunkturens inverkan som rensats bort.

överstiga 3 procent av BNP vid utdragna konjunkturedgångar. För att minska risken för att underskottet i de offentliga finanserna ska vara större än 3 procent av BNP har EU-länderna, inom ramen för den s.k. stabilitets- och tillväxtpakten, förbundit sig att uppnå en balanserad budget över medellång sikt (det s.k. close-to-balance-kriteriet).³ Länder som har konjunktürkänsliga offentliga finanser, exempelvis Sverige, måste ha större marginal än länder med mindre konjunktürkänsliga finanser.⁴ Det är ett skäl till varför Sveriges regering, med riksdagens godkännande, sedan 2000 tillämpar en överskottsmålspolitik som syftar till att det faktiska finansiella sparandet ska uppgå till 2 procent i genomsnitt över en konjunkturcykel.⁵ Det innebär att det finansiella sparandet ska uppgå till runt 2 procent de år ekonomin varken befinner sig i en hög- eller lågkonjunktur. I goda konjunkturlägen bör överskottet därmed vara större än 2 procent medan det kan tillåtas vara mindre än 2 procent vid sämre konjunkturlägen. Mått på det strukturella sparandet kan användas för att utvärdera måluppfyllelsen.

- Det kan vara politiskt frestande att i goda tider använda stora överskott i de offentliga finanserna till permanenta reformer, t.ex. sänkta skattesatser. Om överskotten till stor del är orsakade av ett gynnsamt konjunkturläge och därmed kommer att minska kraftigt då konjunkturläget normaliseras, finns det inte finansiellt utrymme för sådana reformer. Om den del av överskottet i de offentliga finanserna som är orsakad av det gynnsamma konjunkturläget rensas bort, får man information om det finns en hållbar finansiering av sådana reformer.
- Mått på det strukturella sparandet kan alltså användas för att bedöma om de offentliga finanserna är hållbara på *medellång sikt*. Det förekommer också ibland att nivån på det strukturella sparandet används som en indikator på de offentliga finansernas *långsiktiga* hållbarhet. Det strukturella sparandet bör dock inte, så som det vanligtvis beräknas, användas för det senare ändamålet. En motivering till varför ges senare i artikeln.
- Under förutsättning att den cykliska delen av det finansiella sparandet bara inkluderar effekten av de automatiska stabilisatorerna och inte också regelmässiga diskretionära åtgärder av stabiliseringspolitisk

³ Se också Fischer (2004) i detta nummer av *Penning- och valutapolitik*.

⁴ För bedömningar av vilket finansiellt sparande som är förenligt med detta krav för Sveriges del se SOU 2002:16, Ohlsson (2002), *Public Finances in EMU – 2002* och Dalsgaard & de Serres (2000).

⁵ Ett annat syfte med detta överskottsmål, som i Sveriges uppdaterade konvergensprogram antas gälla fram till 2015, är att minska den offentliga skuldsättningen inför den framtida intäktsminskning och utgiftsökning den demografiska utvecklingen beräknas ge upphov till. Överskottsmålet syftar därtill att skapa utrymme för diskretionära stabiliseringspolitiska åtgärder.

natur, kan beräkningar av *förändringen* av det strukturella sparandet från ett år till annat användas för att få en indikation på vilken inriktning finanspolitiken har. Finanspolitikens inriktning kan antingen vara neutral, expansiv eller kontraktiv. Med neutral avses att finanspolitiken inte påverkar den inhemska efterfrågan. Om förändringen av det strukturella sparandet är noll anses, enligt detta synsätt, finanspolitiken vara neutral. Om det strukturella saldot däremot försämras anses finanspolitiken vara expansiv, dvs. ha en stimulerande effekt på efterfrågan. Ett förbättrat strukturellt sparande anses återspegla en kontraktiv finanspolitik som har en återhållande inverkan på efterfrågan. Poängteras bör dock att finanspolitikens inriktning, mätt på detta sett, inte ger någon vägledning om vilken effekt finanspolitiken mer exakt har på efterfrågan. För att studera effekten av olika finanspolitiska åtgärder på hushållens beteenden, på BNP och på prisnivån krävs mer avancerade ekonomiska och statistiska modeller. Förändringen av det strukturella sparandet ska därför i första hand användas som en *indikator* på finanspolitikens efterfrågestimulans.⁶

Vilka faktorer påverkar det strukturella sparandet?

Diskretionära finanspolitiska beslut påverkar det strukturella sparandet.

Diskretionära finanspolitiska beslut, som exempelvis beslut att höja vissa skattesatser eller sänka vissa ersättningsnivåer i bidragssystemet, påverkar det strukturella sparandet. Med finanspolitiska beslut avses vanligtvis skatte- eller utgiftsförändringar som påverkar statsbudgeten. Det strukturella sparandet kan också påverkas av ändrade regler inom den kommunala sektorn och socialförsäkringssektorn. Kommunala skattehöjningar exempelvis bidrar allt annat lika (förutsatt att de inte följer konjunkturen) till en förbättring av det strukturella sparandet. Även strukturella förändringar i ekonomin betingade av exempelvis demografiska förändringar och beteendeförändringar, som exempelvis ändrad sjukskrivningsbenägenhet, påverkar det strukturella sparandet.

Ränteförändringar som påverkar nettoränteutgifterna på statsskulden påverkar också det strukturella sparandet.

Ränteförändringar som påverkar nettoränteutgifterna på statsskulden påverkar också det strukturella sparandet. Om de räntebärande skulderna är större än de räntebärande tillgångarna, kommer en höjning av räntnivån att minska det strukturella sparandet. Om förändringen av det strukturella sparandet i första hand ska ge en bild av finanspolitikens diskretio-

⁶ Förändringen av det strukturella sparandet ger i bästa fall en indikation på vilken kvalitativ inverkan förändringar av finanspolitiken har på efterfrågan från ett år till ett annat. Förändringen av det strukturella sparandet bör dock inte analyseras helt avskilt från nivån på det finansiella sparandet. Även om finanspolitiken skulle läggas om i en mer expansiv riktning från ett år till annat, till följd av exempelvis skattesänkningar, kommer finanspolitiken totalt sett att ha en åtstramande effekt på ekonomin om det faktiska finansiella sparandet efter åtgärden fortfarande är positivt, dvs. om intäkterna är större än utgifterna.

nära inriktning, kan det finnas anledning att rensa bort nettoränteutgifter-
na från det finansiella sparandet innan det strukturella sparandet beräk-
nas. Annars finns det risk för att exempelvis en förbättring av det struktu-
relle sparandet orsakad av en sänkt räntenivå felaktigt tolkas som att
finanspolitiken lagts om i mer stram riktning. Om däremot nivån på det
strukturella sparandet används som indikator på finanspolitikens hållbar-
het på medellång sikt kan det finnas skäl att inkludera räntenettet i det
strukturella sparandet. Om räntenettet av detta skäl inte exkluderas på
förhand, bör åtminstone förändringen av nettoränteutgifterna redovisas
separat vid en analys av förändringen av det strukturella sparandet.

Tillämpningsområden

Hittills har framställningen hållits på ett principiellt plan och det kan därför
vara på sin plats med några konkreta exempel som illustrerar hur det
strukturella sparandet kan användas och tolkas i praktiken.

UTVÄRDERING AV ÖVERSKOTTSMÅLET

Det svenska överskottsmålet kan utvärderas genom att den offentliga
sektorns finansiella sparande beräknas för en hel konjunkturcykel. Ligger
sparandet i genomsnitt omkring 2 procent kan överskottsmålet anses vara
uppfyllt. Ofta omfattar inte den studerade perioden en hel konjunktur-
cykel och ett enkelt genomsnitt riskerar därför att bli missvisande. Det
gäller oavsett om målet utvärderas bakåt i tiden eller framåt i tiden, base-
rat på en prognos. Istället kan överskottsmålet utvärderas med hjälp av
skattningar av det strukturella sparandet eftersom det indikerar hur stort
det finansiella sparandet skulle vara då konjunktrens inverkan har rensats
bort. Det strukturella sparandet bör normalt sett ligga omkring 2 procent
varje år om överskottsmålet ska anses vara uppfyllt.⁷

Tabell 1 visar det strukturella sparandet för perioden 2000–2005 som
det beräknades i Inflationsrapport nr 4 2003 (se fördjupningsrutan
Finanspolitik – 1990-talet, nu och framöver).⁸ Vid beräkningen har hän-
syn tagits till att det redovisade finansiella sparandet vissa år i hög
utsträckning kan påverkas av den i nationalräkenskaperna ofullständiga
periodiseringen av skatteintäkterna. För att kunna göra en rättvisande

**Det strukturella
sparandet bör normalt
sett ligga omkring
2 procent varje år om
överskottsmålet ska
anses vara uppfyllt.**

⁷ Det bör påpekas att det kan uppstå situationer då regeringen genomför åtgärder av stabiliseringspolitisk
karaktär. Om budgetelasticiteten enbart fångar upp effekten av de automatiska stabilisatorerna och inte
även systematiska stabiliseringspolitiska åtgärder (se avsnittet "metodproblem" för en utförligare diskus-
sion kring denna problematik) kan det strukturella sparandet vid sådana situationer tillåtas avvika från
2-procentsmålet. Ett högre eller lägre överskott än 2 procent kan också vara motiverat enstaka år om över-
skottet året dessförinnan skulle avvika markant från målet och en för snabb anpassning skulle vara förknip-
pad med alltför stora effekter på efterfrågan.

⁸ Siffrorna kan komma att justeras i nästa inflationsrapport, som presenteras i början av april 2004.

**TABELL 1. STRUKTURELLT SPARANDE I OFFENTLIG SEKTOR
PROCENT AV BNP**

	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Finansiellt sparande	3,4	4,6	1,1	0,5	0,9	1,5
Skatteperiodisering	1,5	-2,0	-0,9	0,2	0,1	0,2
Periodiserat sparande	4,9	2,5	0,2	0,7	1,0	1,7
BNP-gap	1,2	-0,1	-0,4	-1,1	-1,2	-0,7
Strukturellt sparande	4,0	2,6	0,4	1,5	2,0	2,3

Källor: Riksbanken, SCB och Finansdepartementet.

jämförelse av det strukturella sparandet över tiden är det nödvändigt att justera det (faktiska) finansiella sparandet för dessa periodiseringseffekter. Det justerade finansiella sparandet kallas periodiserat sparande.⁹

Beräkningarna tyder på att det strukturella sparandet var markant högre än målet det år det infördes (2000) och året därefter. Under 2002 var dock det strukturella sparandet betydligt lägre än målet. Även 2003 beräknas det strukturella sparandet vara lägre än målet medan det beräknas ligga i nivå eller vara högre än målet 2004 och 2005.¹⁰ Det bör dock påpekas att dessa resultat är baserade på en specifik mätmetod och att det finns andra metoder som indikerar ett betydligt lägre strukturellt sparande för åren 2003–2005.¹¹ Resultatet för 2005 förutsätter också att budgeteringsmarginalen inte används för utgiftsreformer (se vidare avsnittet "Indikatorbaserade modeller, sid. 25–26).

FINANSPOLITIKENS INRIKTNING OCH EN INDIKATOR FÖR EFTERFRÅGESTIMULANSEN

Som konstaterades ovan brukar förändringen av det strukturella sparandet användas som en indikator för finanspolitikens inriktning. I tabell 2 redovisas förändringen i det strukturella sparandet för åren 2002–2005 så som det beräknades i Inflationsrapport nr 4 2003. Mätt som förändringen av det strukturella sparandet var finanspolitiken expansiv 2002. För åren 2003–2005 beräknas dock finanspolitiken, mätt på detta sätt, vara kontraktiv.

I tabell 2 har också förändringen i det strukturella sparandet delats upp i olika saldpåverkande faktorer. Posten "övriga faktorer" visar den del av det finansiella sparandet som inte kan förklaras av diskretionär finanspolitik, kommunala skattehöjningar och ändrade kapitalkostnader för statsskuden. Denna "restpost" fångar upp demografiska och struktu-

⁹ Efter att Inflationsrapport nr 4 2003 presenterades har SCB ändrat redovisningen av det finansiella sparandet i nationalräkenskaperna. Numera redovisas det periodiserade finansiella sparandet.

¹⁰ Se Budgetpropositionen för 2004, bilaga 2 ("Svensk ekonomi") för en liknande analys baserad på Finansdepartementets prognoser. Se också Sveriges uppdaterade konvergensprogram, november 2003.

¹¹ I artikeln avslutande avsnitt diskuteras resultaten av några alternativa metoder.

**TABELL 2. INDIKATOR FÖR EFTERFRÅGESTIMULANS
FÖRÄNDRING I PROCENT AV BNP**

	2002	2003	2004	2005
Finansiellt sparande	-3,5	-0,6	0,5	0,5
Skatteperiodisering	1,1	1,1	-0,1	0,1
Periodiserat sparande	2,4	0,5	0,4	0,7
BNP-gap	-0,3	-0,7	-0,1	0,5
Automatiska stabilisatorer	0,2	-0,6	-0,1	0,4
Strukturellt sparande	-2,2	1,1	0,5	0,3
därav				
Diskretionär finanspolitik i statsbudgeten	-1,8	-0,6	-0,2	0,1
Kommunala skattehöjningar	0,0	0,4	0,2	0,0
Kapitalkostnader, netto	-0,1	0,6	0,0	0,0
Övriga faktorer	-0,3	0,7	0,5	0,2

Källor: Riksbanken, SCB och Finansdepartementet.

rella förändringar och beteendeeffekter som inte har samband med konjunkturutvecklingen. Den fångar också upp s.k. sammansättningseffekter.¹² Mellan 2001 och 2002 försämrades det strukturella sparandet framför allt till följd av en expansiv politik i statsbudgeten (bl.a. sänktes inkomstskatterna för hushållen kraftigt). Trots besparingsåtgärderna i 2003 års ekonomiska vårproposition ledde redan tidigare fattade beslut om reformer till att finanspolitiken i statsbudgeten var fortsatt expansiv 2003. Samma sak gäller för 2004. Trots en fortsatt expansiv finanspolitik i statsbudgeten beräknas det strukturella sparandet ha förbättrats under 2003 och fortsätta att förbättras 2004. Under 2003 bidrog framförallt kommunala skattehöjningar, lägre kapitalkostnader och posten "övriga faktorer" till detta. Under 2004 förklaras förbättringen till en mindre del av ytterligare kommunala skattehöjningar och till en större del av posten "övriga faktorer". För 2005 förklaras den marginella förbättringen av det strukturella sparandet av en kontraktiv finanspolitik i statsbudgeten och av posten "övriga faktorer".¹³

För att bedöma den samlade effekten av finanspolitiken på efterfrågan är det förändringen av faktiska finansiella sparandet som är av intresse. Vid sidan av diskretionära åtgärder som påverkar det strukturella sparandet måste således även effekten av de automatiska stabilisatorerna beaktas. I tabell 2 har dessa beräknats som förändringen av den cykliska delen av det finansiella sparandet (dvs. förändringen av produktionsgapet multiplicerat med budgetelasticiteten). Då resursutnyttjandet beräknas

För att bedöma den samlade effekten av finanspolitiken på efterfrågan är det förändringen av faktiska finansiella sparandet som är av intresse.

¹² De offentliga finanserna påverkas på olika sätt vid olika typer av konjunkturstörningar. Baseras beräkningen av det strukturella sparandet på ett aggregerat produktionsgap utan att hänsyn tas till typen av konjunkturstörning, riskerar konjunkturstörningen till viss del felaktigt att fångas upp även i det strukturella sparandet (det är det som kallas sammansättningseffekt). Detta problem diskuteras utförligare i samband med en metoddiskussion längre fram i artikeln.

¹³ Denna syn kan dock komma att revideras i kommande inflationsrapport.

försämras under perioden 2002–2004 bedöms de automatiska stabilisatorerna ha en stimulerande effekt på efterfrågan. Under 2005 beräknas resursutnyttjandet förbättras och de automatiska stabilisatorerna har då en återhållande inverkan på efterfrågan.¹⁴

Tillämpningsproblem

Ett antal svårigheter relaterade till användningen av det strukturella sparandet har identifierats i litteraturen.

Ett antal svårigheter relaterade till användningen av det strukturella sparandet har identifierats i litteraturen. I en del av litteraturen har det ifrågasatts om förändringen av det strukturella sparandet är en lämplig indikator för finanspolitikens diskretionära inriktning mot bakgrund av att detta mått även kan fånga upp andra faktorer än diskretionär finanspolitik, t.ex. strukturella förändringar (se bl.a. Blanchard (1990), Braconier & Holden (1999) och Larch & Salto (2003) som också presenterar alternativa indikatorer).

När det gäller användningen av förändringen av det strukturella sparandet som en indikator på den diskretionära finanspolitikens efterfrågestimulans har det ifrågasatts om detta mått har något större informationsvärde mot bakgrund av att det egentligen inte säger något om själva effekten på efterfrågan. Murchison & Robbins (2003) och Chalk (2002) presenterar alternativa indikatorer som mer direkt skattar den faktiska efterfrågeeffekten.

I det fall nivån på det strukturella sparandet används som en indikator för finanspolitikens hållbarhet bör, tvärtemot vad som gäller för efterfrågeindikatorn, det strukturella sparandet fånga upp strukturella förändringar. Exempelvis bör en förväntad kraftig nedgång i sjukskrivningstalen, om den väntas vara bestående, allt annat lika, återspeglas i ett högre prognostiserat strukturellt sparande. Sådana strukturella förändringar återspeglas alltid ex post i såväl det faktiska som det strukturella finansiella sparandet. Vid en prognos av det strukturella sparandet kommer strukturella förändringar att återspeglas i det strukturella sparandet bara i de fall dessa har beaktats i prognosen av det faktiska finansiella sparandet.

Medelfristiga prognoser bör inte användas för att bedöma finanspolitikens långsiktiga hållbarhet.

Som konstaterades tidigare används ibland medelfristiga prognoser (3–5 år) för att bedöma finanspolitikens långsiktiga hållbarhet. Medelfristiga prognoser bör dock inte användas för ett sådant syfte eftersom de inte fångar upp mer långsiktiga strukturella och demografiska förändringar som kan ha stor betydelse för de offentliga finanserna (se exempelvis Blanchard m.fl. (1990)). Blanchard m.fl. (1990) presenterar och tillämpar ett mått för finanspolitikens långsiktiga hållbarhet som tar hänsyn till

¹⁴ Se Budgetpropositionen för 2004, bilaga 2 ("Svensk ekonomi") för en liknande analys baserad på Finansdepartementets prognoser. Se också Sveriges uppdaterade konvergensprogram, november 2003.

demografiska förändringar långt fram i tiden. Hur de offentliga finanserna påverkas av den demografiska utvecklingen på lång sikt kan också analyseras genom långsiktspjektioner av statsskuldens utveckling (30–50 år) som bygger på vissa antaganden om exempelvis potentiell tillväxt och långsiktig realränta.¹⁵

En annan del av litteraturen har fokuserat på de problem som är förknippade med den statistiska uppskattningen av det strukturella sparandet. Syftet med resterande del av denna artikel är att beskriva de metoder som brukar användas för att uppskatta det strukturella sparandet och de huvudsakliga problem dessa metoder är förknippade med.¹⁶ I nästa avsnitt beskrivs hur budgetelasticiteten och det strukturella sparandet traditionellt brukar uppskattas i en två-steps metod där outputgapet eller trendvärdena antas vara skattade och kända på förhand.

Statistisk uppskattning av det strukturella sparandet

Det finansiella sparandet (B) kan i generella termer uttryckas som

$$(1) \quad B = R - E$$

där R är den offentliga sektorns inkomster och E är dess utgifter. Det finansiella sparandet kan delas upp i en strukturell del (B^S) och en cyklisk del (B^C)¹⁷

$$(2) \quad B = B^S + B^C.$$

Den cykliska delen (B^C) antas fånga upp effekten på det finansiella sparandet av de automatiska stabilisatorerna. Det faktiska finansiella sparandet är observerbart, dvs. det kan avläsas direkt och behöver inte uppskattas med statistiska metoder. Den strukturella och cykliska delen måste däremot uppskattas på något sätt. Vanligtvis uppskattas i ett första steg hur känsliga de offentliga finanserna är för svängningar i konjunkturen. Då erhålls ett mått på den cykliska delen av det finansiella sparandet. Det innebär att ett mått på det strukturella sparandet i ett andra steg kan erhållas residualt genom

$$(3) \quad B^S = B - B^C.$$

¹⁵ Se t.ex. Sveriges uppdaterade konvergensprogram, november 2003, budgetpropositionen för 2004, bilaga 2 och Flodén (2002).

¹⁶ Se också *Indicators of Structural Budget Balances*, Banca d'Italia som innehåller ett antal uppsatser av olika författare som beskriver vilka metoder som används i olika länder och av olika organisationer.

¹⁷ Här delas det faktiska finansiella sparandet upp i en cyklisk och strukturell del. Ibland kan det finnas skäl att på förhand exkludera ränteutgifterna (se exempelvis Braconier & Holden (1999)).

Problemet reduceras därmed till att försöka bestämma hur de offentliga finanserna varierar med konjunkturläget. Nedan beskrivs några olika metoder som kan användas för att uppskatta de offentliga finansernas konjunkturkänslighet.

AGGREGERADE METODER

Den kanske enklaste metoden är att skatta följande ekvation:¹⁸

$$(4) \quad \frac{R_t - E_t}{PY_t} = \alpha + \beta \frac{Y_t - Y_t^*}{Y_t^*} + \mu_t$$

där Y är faktisk real BNP, P är allmän prisnivå, PY är nominell BNP, Y^* är potentiell BNP och $(Y - Y^*)/Y^*$ är produktionsgap uttryckt som andel av potentiell BNP. Uttrycket i det vänstra ledet är det faktiska finansiella sparandet uttryckt som andel av nominell BNP. β är budgetelasticiteten som i detta fall visar hur det finansiella sparandet uttryckt som andel av BNP ändras då produktionsgapet ändras.¹⁹ β antas här fånga upp den samlade effekten av de automatiska stabilisatorerna. Ekvationen brukar skattas med OLS. När ekvationen är skattad kan det strukturella sparandet, uttryckt som andel av BNP, beräknas enligt

$$(5) \quad \frac{B_t^S}{PY_t} = \frac{R_t - E_t}{PY_t} - \hat{\beta} \frac{Y_t - Y_t^*}{Y_t^*}$$

där $\hat{\beta}$ är den uppskattade budgetelasticiteten och

$$(6) \quad \hat{\beta} \frac{Y_t - Y_t^*}{Y_t^*} = \frac{B_t^C}{PY_t}$$

är den cykliska delen av det finansiella sparandet, uttryckt som andel av BNP. Det är i princip denna ekvation som användes för beräkningen av det strukturella sparandet i exemplet på sid. 7.²⁰

¹⁸ Se också Assarsson m.fl. (1999).

¹⁹ I strikt matematisk mening är parametern β skattad på detta sätt, ingen elasticitet.

²⁰ Det kan också vara av intresse att uppskatta hur det *primära* finansiella sparandet samvarierar med konjunkturen. Vidare kan det vara intressant att skatta en mer dynamisk modell som beaktar att initiala svängningar konjunkturen kan påverka det finansiella sparandet över en längre period än ett år. Se Braconier (2001) för empiriskt modell som beaktar båda dessa faktorer.

"SEMI-AGGREGERADE" METODER

Metoden som beskrivs ovan syftar till att uppskatta en aggregerad budgetelasticitet som visar hur det finansiella sparandet påverkas av konjunktursvängningar. Olika offentliga inkomster och utgifter kan påverkas på olika sätt av variationer i konjunkturläget och det kan därför vara intressant att beakta det vid uppskattningen av de offentliga finansernas konjunkturkänslighet. Ett sätt att göra det på är att skatta följande ekvation för respektive inkomst- och utgiftslag

$$(7) \quad \frac{X_t^i}{P_t Y_t} = \alpha^i + f(t) + \beta^i \frac{Y_t - Y_t^*}{Y_t} + \mu_t^i$$

där X_t^i representerar en viss skatt eller utgift. $f(t)$ är en funktion som beaktar att de flesta skatter och utgifter, uttryckta som andel av BNP, har stigit trendmässigt under en stor del av den period data täcker.²¹ Parametern β^i visar exempelvis vilket samband som finns mellan indirekta skatter och produktionsgapets storlek.

DIS-AGGREGERADE METODER

Även om olika budgetelasticiteter uppskattas för olika intäkts- och utgiftslag (som med den "semi-aggregerade" metoden som beskrivs ovan) vägs de ofta ihop till en aggregerad budgetelasticitet som sedan används för att beräkna den cykliska delen av det finansiella sparandet och därefter det strukturella sparandet.²² Ett problem med denna metod är att den inte tar hänsyn till att de olika skatte- och utgiftsbaserna kan utvecklas på olika sätt vid olika typer av konjunkturstörningar. Exempelvis påverkar en exportledd konjunkturavmattning skatteintäkterna i mindre utsträckning än en nedgång i konjunkturen orsakad av en lägre inhemsk privat konsumtion. Det beror på att exporten är lägre beskattad än den privata konsumtionen. En beräkning av det strukturella sparandet utifrån en aggregerad budgetelasticitet och ett produktionsgap tar med andra ord inte hänsyn till vad det är som driver konjunkturen och hur den ekonomiska tillväxten är sammansatt.²³ Sådana sammansättningseffekter kan beaktas om det strukturella sparandet beräknas med hjälp av separat uppskattade

²¹ I Sverige steg skatterna och utgifterna, uttryckta som andel av BNP, trendmässigt fram till 1991 respektive 1993. Exempelvis skulle funktionen $f(t) = D\gamma t$, där $D = 1$ t.o.m. 1991 respektive 1993 och $D = 0$ för perioden därefter kunna fånga upp detta förhållande. Andra specifikationer är också möjliga.

²² Så gör exempelvis OECD.

²³ Braconier & Holden (1999) fann i en empirisk studie att de offentliga finanserna påverkas som mest av störningar i det inhemska sparandet. Störningar i exportefterfrågan bedömdes ha minst effekt på de offentliga finanserna.

gap och elasticiteter för respektive inkomst och utgiftslag.²⁴ En sådan metod används av ESCB och av KI. ESCB:s metod, som skiljer sig i några avseenden från KI:s, kan sammanfattas med följande ekvationer²⁵

$$(8) \quad B_t^S = B_t - \sum_i X_t^i \varepsilon_{X^i V^i} V_{c,t}^i$$

där

$$(9) \quad v_{c,t}^i = \frac{V_t^i - V_t^{i*}}{V_t^{i*}}$$

där elasticiteterna (ε_i), där så har varit möjligt, skattats med hjälp av ekvationer som relaterar respektive skatt och utgift till dess relevanta baser. Varje underliggande skatte- och utgiftsbas V^i delas upp i en trenddel och en cyklisk del med hjälp av den s.k. HP-metoden (HP-metoden beskrivs nedan). Det innebär att ett separat "gap" skattas för varje underliggande skatte- och utgiftsbas (till skillnad från den aggregerade och "semi-aggregerade" metoden där det bara är BNP:s trendvärde som skattas). $v_{c,t}^i$ är den i :te skatte- eller utgiftsbasens "gap" år t (samma index har här, av enkelhetsskäl, använts för både basen och skatten). Indexet i kan exempelvis representera den totala privata konsumtionen som utgör skattebas för indirekta skatter. Fördelen med denna metod är således att den tar hänsyn till att olika typer av makroekonomiska störningar kan påverka de offentliga finanserna på olika sätt. En möjlig nackdel med metoden är att resultaten inte på ett enkelt sätt kan relateras till konjunkturutvecklingen mätt i BNP-termer.

NÅGRA METODPROBLEM

Den på årsdata skattade budgetelasticiteten riskerar att ge en missvisande bild av de offentliga finansernas nuvarande konjunkturkänslighet.

Ofta finns inte kvartalsdata för hela den offentliga sektorn och ekvationerna som används för att uppskatta budgetelasticiteten måste därmed skattas på årsdata. Därmed krävs relativt långa tidserier. Skatte- och utgiftsreglerna har ändras markant vid flera tillfällen under den period data omfattar vilket samtidigt innebär att budgetelasticiteten i praktiken har varierat över tiden. Beaktas inte detta när ekvationerna skattas kommer den skattade budgetelasticiteten att spegla den genomsnittliga budgetelasticiteten för den studerade perioden. Därmed kommer den skattade budgetelasticiteten att ge en missvisande bild av de offentliga finansernas *nuvarande* konjunkturkänslighet. Detta är ett särskilt stort problem

²⁴ Hur stora sammansättningseffekterna är i praktiken är en empirisk fråga.

²⁵ För en mer detaljerad genomgång av ESCB:s metod och hur elasticiteterna är definierade och skattade, se Boutheyllain m.fl. (2001). För en beskrivning av KI:s metod se Braconier & Forsfält (2004).

om den skattade budgetelasticiteten ska användas för att göra en prognos över det strukturella sparandet. Problemet kan hanteras genom att större skatte- och utgiftsreformer identifieras och beaktas vid skattningen av ekvationerna.

En mycket enkel metod som man kan använda för att uppskatta budgetelasticiteten är att anta att den borde vara ungefär lika stor som det totala skatteuttaget uttryckt som andel av BNP. EU-kommissionen har visat att det i genomsnitt finns ett starkt samband mellan det totala skatteuttaget mätt som andel av BNP och budgetelasticiteten uppskattad med ekonometriska metoder.²⁶ En uppskattning av budgetelasticiteten med hjälp av den totala skattekvoten beaktar dock inte att skatte- och bidragssystemets specifika utformning också kan påverka budgetelasticiteten. Ytterligare ett alternativ är därför att bilda sig en uppfattning om budgetelasticitetens storlek genom att studera skatte- och utgiftssystemets nuvarande utformning. I ett proportionellt skattesystem kan det vara rimligt att anta att skatteelasticiteten uttryckt i relation till skattebasen ligger nära 1, dvs. om skattebasen ökar med 1 procent ökar också skatteintäkterna med 1 procent. I ett progressivt inkomstskattesystem är det däremot rimligt att anta att elasticiteten ligger något över 1.²⁷

Det finns även ett annat problem som rör budgetelasticiteten. Om syftet är att budgetelasticiteten enbart ska fånga upp effekten av de automatiska stabilisatorerna och inte också regelmässiga diskretionära åtgärder av stabiliseringspolitisk natur bör man kontrollera för diskretionära finanspolitiska åtgärder när den skattas.²⁸ I annat fall riskerar den skattade budgetelasticiteten att överskatta de automatiska stabilisatorernas inverkan på det finansiella sparandet.²⁹ För andra syften kan det dock vara befogat att låta budgetelasticiteten och därmed den cykliska delen av det finansiella sparandet fånga upp även regelmässiga diskretionära finanspolitiska åtgärder av stabiliseringspolitisk natur (se exempelvis Hokkanen (1998) som medvetet låter den cykliska delen fånga både effekten av automatiska stabilisatorer och konjunkturbetingade diskretionära stabiliseringspolitiska åtgärder).³⁰

En uppskattning av budgetelasticiteten med hjälp av den totala skattekvoten beaktar inte att skatte- och bidragssystemets specifika utformning kan påverka budgetelasticiteten.

Om budgetelasticiteten enbart ska fånga upp effekten av de automatiska stabilisatorerna bör man kontrollera för diskretionära finanspolitiska åtgärder när den skattas.

²⁶ Se kommissionens årliga rapport *Public Finances in EMU – 2002*, kapitel 3.

²⁷ Se också Van den Noord (2000) för en översikt av olika metoder som kan användas för att beräkna budgetelasticiteten.

²⁸ En sådan ansats kan vara lämplig exempelvis i det fall man vill prognostisera hur stort utrymme det finns för diskretionära stabiliseringspolitiska åtgärder vid en nedgång i konjunkturen givet att underskottet i de offentliga finanserna inte får överstiga en viss nivå (t.ex. Maastrichtkriteriets 3-procentsgräns).

²⁹ Diskretionära beslut om att ändra skatter och utgifter är ofta baserade på en prognos av dels den makroekonomiska utvecklingen, dels de offentliga finanserna. Att studera hur det faktiska finansiella sparandet varierar med konjunkturläget, mätt med utfallsdata, kan därför ge en missvisande bild av den finanspolitiska "reaktionsfunktionen". Se Ohlsson & Vredin (1996) som använder sig av (f.d.) Riksrevisionsverkets redovisning av prognoser, utfall och prognosrevideringar för att skatta den finanspolitiska "reaktionsfunktionen".

³⁰ En sådan ansats kan vara lämplig vid en historisk studie av hur de offentliga finanserna, inkluderande både automatiska stabilisatorer och diskretionär finanspolitik, normalt sett varierar med konjunkturen.

En metod som kan användas för att ta hänsyn till diskretionära finanspolitiska åtgärder är att beräkna budgeteffekterna av alla regeländringar.

Det finns ett par olika tillvägagångssätt som kan användas för att ta hänsyn till diskretionära finanspolitiska åtgärder. En metod är att beräkna budgeteffekterna av alla regeländringar som berör den offentliga sektorns inkomst- och utgiftssida för alla de år som tidsserien täcker. Någon sådan dataserie finns inte och att skapa en sådan skulle sannolikt vara mycket omständligt och tidskrävande.³¹ Sannolikt skulle dock detta arbete vara mycket omständligt och tidskrävande.³² Budgeteffekterna av diskretionära finanspolitiska beslut kan emellertid uppskattas med en betydligt enklare metod som dock inte ger lika god precision. Braconier & Holden (1999) presenterar en metod som utgår från att skatterna och utgifterna uttryckta som andel av de relevanta skatte- och utgiftsbaserna antas vara konstanta vid oförändrade regler. Exempelvis antas att de direkta skatterna vid oförändrade regler alltid utgör en konstant andel av hushållens och företagets inkomster (före skatt). För mervärdskatten antas att den vid oförändrade regler alltid utgör en konstant andel av den privata konsumtionen. På utgiftssidan antas, vid oförändrade regler, att de offentliga utgifterna är en konstant andel av BNP och att arbetslöshetsersättningen är proportionell mot arbetslösheten. Om skatteintäkterna och utgifterna, mätta som andel av de relevanta baserna, ändras från ett år till annat antas förändringen, givet dessa antaganden, vara betingad av diskretionära finanspolitiska beslut. Metoden ger ett grovt mått på effekterna på det finansiella sparandet av diskretionära finanspolitiska åtgärder. Det bör dock åter igen påpekas att denna metod bygger på antagandet att skatterna och utgifterna mätta som andel av de relevanta baserna är konstanta vid en oförändrad diskretionär finanspolitik. Detta antagande är dock inte alltid uppfyllt i praktiken, exempelvis vid inslag av progressivitet i skattesystemet.³³ Även strukturella förändringar (exempelvis demografiska) och beteendeförändringar (t.ex. i sjukskrivningsbenägenheten) kan leda till att skatternas och utgifternas andel av de relevanta baserna inte är konstanta över tiden vid en oförändrad diskretionär finanspolitik. Det senare innebär t.ex. att en förändring av skatternas och utgifternas andel av BNP från ett år till annat orsakade av en demografisk förändring felaktigt kan komma att tolkas som resultatet av diskretionära finanspolitiska åtgärder.³⁴ Dessa problem ska dock vägas mot de problem som uppstår vid skattningen av budgetelasticiteten i det fall effekterna på det finansiella sparandet av diskretionära finanspolitiska åtgärder helt ignoreras.

³¹ Sedan några år tillbaka redovisas i de årliga budgetpropositionerna en sammanfattande tabell med effekterna på *statsbudgeten* av alla regeländringar inom skatte- och utgiftssystemet, dock endast för de år budgeten täcker.

³² I viss mån gjordes ett sådant arbete av Frank, Ohlsson & Vredin (1993).

³³ Se Braconier & Forsfält (2004) för en utförligare diskussion kring detta problem.

³⁴ Detta är dock inte problem om syftet bara är att rensa bort den cykliska effekten.

Beräkning av "gap" och trendvärden

Den aggregerade metoden och den "semi-aggregerade" metoden kräver att produktionsgapet först uppskattas på något sätt. Den dis-aggregerade metoden kräver att de olika skatte- och utgiftsbasernas trendvärde beräknas. I detta avsnitt redogörs kortfattat och översiktligt för några av de vanligaste metoderna. En fullständig genomgång av de olika metodernas för- och nackdelar görs inte.

HP-METODEN

Med den s.k. Hodrick-Prescott-metoden (HP-metoden) uppskattas trendvärdet och därmed gapet genom en filtrering av den ursprungliga dataserien. Filtreringen bygger på en form av glidande medelvärden. Genom filtreringen anpassas en trend till tidsserien. Via en s.k. trendtjämningskoefficient kan trenden anpassas antingen så att den blir helt linjär eller också så att den till viss del följer variationen i den ursprungliga serien.³⁵ Om denna metod används för att exempelvis skatta potentiell BNP, skulle en helt linjär trend innebära att potentiell BNP antas växa i samma takt varje år. Det finns dock ekonomiska teorier som ger vid handen att tillväxten i potentiell BNP i viss utsträckning bör följa tillväxten i faktisk BNP.³⁶ HP-metoden används av ESCB och av KI för att skatta trendvärdena eller "gapen" för de olika skatte- och utgiftsbaserna.

Den största fördelen med HP-metoden är att den är enkel att använda om syftet är att hitta en trendtillväxt som tillåts variera över tiden. En nackdel är dock att metoden inte ger någon vägledning om vad det är som driver resultatet, vilket försvårar en ekonomisk tolkning. Det går också att visa (se appendix för detaljer) att precisionen i det uppskattade trendvärdet är sämre i början och i slutet av den studerade perioden. Detta problem brukar kallas ändpunktsproblemet. Detta är givetvis ett problem om syftet är att göra *prognoser* över det strukturella sparandet. Eftersom HP-metoden bygger på glidande medelvärden är den också dålig på att hantera strukturella förändringar i ekonomin. En strukturell förändring som i praktiken har ett omedelbart genomslag på potentiell BNP kommer felaktigt att slätas ut över flera år. Vid stora strukturella förändringar i ekonomin kan detta leda till avsevärda fel i uppskattningen av potentiell BNP för åren både före och efter den strukturella förändringen. Detta problem är större ju mer linjär trenden är.³⁷

Med Hodrick-Prescott-metoden uppskattas trendvärdet och därmed gapet genom en filtrering av den ursprungliga dataserien.

Den största fördelen med HP-metoden är att den är enkel att använda om syftet är att hitta en trendtillväxt som tillåts variera över tiden.

³⁵ Se appendix för en mer formell beskrivning.

³⁶ Om potentiell BNP tillåts samvariera med faktisk BNP kommer också det strukturella sparandet att samvariera med konjunkturen.

³⁷ Se exempelvis Bouthévilain m.fl. (2001) för en utförlig diskussion om denna metods för- och nackdelar.

UC-METODEN

Det finns olika definitioner av potentiell BNP-tillväxt. En vanligt förekommande definition är att det är den BNP-tillväxt som är förenlig med en stabil inflationstakt. Ofta definieras också potentiell tillväxt utifrån den arbetslöshetsnivå som är förenlig med oförändrad inflation (vanligtvis benämnd NAIRU). Med den s.k. UC-metoden (UC står för "unobserved component") kan man utgå från dessa definitioner vid skattningen av produktionsgapet.

UC-metoden har den fördelen att den enkelt kan användas inte bara för att beakta reala storheter vid skattningen av gapet utan också inflationen.

Jämfört med HP-metoden har UC-metoden fördelen att den enkelt kan användas i en specifikation som gör det möjligt att inte bara beakta reala storheter vid skattningen av gapet utan också inflationen.³⁸ Trots detta delar UC-metoden HP-metodens svaghet i det att den inte heller ger någon vägledning om vad det är som driver förändringen i den potentiella tillväxttakten.³⁹

PRODUKTIONSFUNKTIONSMETODEN

Produktionsfunktionsmetoden kan i viss utsträckning användas för att ge en ekonomisk tolkning av förändringen av produktionsgapet.

Till skillnad från HP- och UC-metoden baseras den s.k. produktionsfunktionsmetoden (PF-metoden) på en modell som i viss utsträckning kan användas för att ge en ekonomisk tolkning av förändringen av produktionsgapet. PF-metoden utgår från en statistisk skattning av en aggregerad produktionsfunktion med två produktionsfaktorer; arbetskraft (vanligtvis mätt med arbetade timmar) och realkapital. Den statistiskt skattade produktionsfunktionen indikerar hur produktionen påverkas då antalet arbetade timmar, kapitalstocken eller totalfaktorproduktiviteten (TFP) förändras. En ökning av antalet arbetade timmar, en ökad kapitalanvändning eller en ökning av TFP ökar den faktiska produktionen. Beräkningen av potentiell BNP baseras dels på en uppskattning av den potentiella arbetskraften, dels på en trendutjämning av TFP. Den potentiella arbetskraften antas förändras över tiden till följd av demografiska förändringar, förändringar i NAIRU och förändringar av medelarbetstiden. Ofta beräknas potentiellt arbetade timmar genom att, med HP-metoden, trendrensa medelarbetstiden och arbetskraftsdeltagandet. TFP:s bidrag till BNP-tillväxten beräknas residualt; det antas fånga upp alla de faktorer som påverkar BNP-tillväxten vid sidan av bidragen från tillväxten i arbetade timmar och kapitalstocken.⁴⁰

³⁸ Däremot fångar inte denna modell (och inte heller andra befintliga modeller) explicit upp vilken betydelse cykliska avvikelser från den långsiktiga trendmässiga prisnivån har för det strukturella sparandet. Sådana fluktuationer kan ha stor betydelse för de offentliga finanserna då skatteintäkterna i hög grad är baserade på nominella baser och inte reala baser. Vissa utgifter är även kopplade till inflationsutvecklingen. I de fall inflationen och BNP samvarierar, behöver detta inte vara ett stort problem, i annat fall kan det vara det.

³⁹ Se appendix för en mer formell beskrivning av UC-metoden.

⁴⁰ Se appendix för en mer formell beskrivning av PF-metoden.

Den kanske största fördelen med PF-ansatsen är att det finns en klar koppling mellan potentiell BNP och dess långsiktiga bestämningsfaktorer (förändring i arbetade timmar, produktivitet eller kapital). PF-ansatsen har dock ett antal betydande nackdelar. För det första är metoden datakrävande. Den är också förknippad med stora mätproblem. Det gäller framförallt mått på kapitalstocken. Eftersom flera av de ingående variablerna HP-filtreras delar PF-ansatsen till viss del samma problem som den renodlade HP-metoden.

Den största fördelen med PF-ansatsen är att det finns en klar koppling mellan potentiell BNP och dess långsiktiga bestämningsfaktorer.

Faktorer som leder till att det cykliska sparandet underskattas

SIMULTANITETSPROBLEM

Med de traditionella metoderna att beräkna det strukturella sparandet, som beskrivits ovan, uppskattas i ett första steg produktionsgapet eller trendvärdena för de olika skatte- och utgiftsbaserna på något sätt. Dessa används sedan i ett andra steg som input i en OLS-skattning av den aggregerade budgetelasticiteten eller de dis-aggregerade budgetelasticiteterna. Ett stort problem med denna ansats är att den bortser från den simultanitet som finns mellan finanspolitik och resursutnyttjandet.

Ett stort problem med de traditionella metoderna är att de bortser från den simultanitet som finns mellan finanspolitik och resursutnyttjandet.

Förändringar i konjunkturen påverkar de offentliga finanserna men samtidigt kan finanspolitiska åtgärder åtminstone på kort sikt påverka den aggregerade efterfrågan och därmed också resursutnyttjandet.⁴¹ Beaktas inte detta vid skattningen av budgetelasticiteten underskattas den cykliska delen av det finansiella sparandet (se Blanchard (1990) och Murchison & Robbins (2003)). Det är en förklaring till varför det strukturella sparandet beräknat med de traditionella metoderna ofta visar sig samvariera med det faktiska finansiella sparandet. Detta problem leder, allt annat lika, till att det strukturella sparandet överskattas vid högkonjunkturer medan det underskattas vid lågkonjunkturer. Problemet kan lösas genom att det strukturella sparandet definieras på ett annorlunda sätt. Det kan också lösas med hjälp av statistiska metoder som tar hänsyn till simultanitetsproblemet när modellen skattas. Nedan beskrivs dessa ansatser.

Det är en förklaring till varför det strukturella sparandet beräknat med de traditionella metoderna ofta visar sig samvariera med det faktiska finansiella sparandet.

Bouthevillain & Quinet (1999) använder sig av en s.k. bivariat strukturell VAR-modell (SVAR-modell) för att skatta det strukturella sparandet. I modellen antas att den cykliska delen och den strukturella delen av det finansiella sparandet är okorrelerade. Denna estimeringsmetod resulterar i att den cykliska delen av det finansiella sparandet blir betydligt större än den som skattas med de mer traditionella tvåstegsmetoderna. Skillnaden

⁴¹ Se exempelvis Blanchard & Perotti (2002) för en analys av hur finanspolitiken påverkar resursutnyttjandet.

mellan de olika ansatsernas resultat kan delvis förklaras av att det strukturella sparandet definieras på ett annorlunda sätt i SVAR-modellen. I de traditionella tvåstegsmetoderna beaktas den totala variationen i BNP vid beräkningen av det strukturella sparandet. SVAR-modellen däremot exkluderar den del av variationen i BNP som är orsakad av finanspolitiska åtgärder. Därmed blir också variationen i det strukturella sparandet betydligt lägre än med de traditionella metoderna.⁴² Det finns dock några problem även med denna ansats. Modellens egenskaper är starkt beroende av vilka antaganden som görs när det gäller de olika ingående variabelernas störningstermer. Liksom HP- och UC-metoden ger ansatsen heller inte någon vägledning om vad det är som driver resultaten.⁴³

Hokkanen (1998) har använt UC-metoden för att skatta det strukturella sparandet och outputgapet (egentligen NAIRU) simultant. Modellen skattas med FIML (Full Information Maximum Likelihood) och ett så kallat Kalman-filter. Hokkanen visar att det strukturella sparandet skattat med denna metod är betydligt mindre korrelerat med det faktiska finansiella sparandet jämfört med mer traditionella metoder.⁴⁴ Det finns två förklaringar till det; dels beaktas simultanitetsproblemet då outputgapet och det strukturella sparandet skattas samtidigt, dels inkluderar UC-modellens skattning av det cykliska finansiella sparandet, så som den är specificerad av Hokkanen, även frekventa diskretionära finanspolitiska åtgärder av stabiliseringspolitisk karaktär och inte bara effekten av de automatiska stabilisatorerna.

Murchison & Robbins (2003) använder en annan ekonometrisk teknik; GMM (Generalized Method of Moments) för att beakta simultanitetsproblemet.⁴⁵ Modellen skattas på kvartalsdata för perioden 1973 till 2001. De finner att den cykliska delen av det finansiella sparandet skattat med denna modell är mer än dubbelt så stor som den som erhålls med en OLS-skattning som inte beaktar simultanitetsproblemet.

FLUKTUATIONER I TILLGÅNGSPRISER

Tillgångsprisförändringar tenderar att förstärka konjunktursvängningar (s.k. Boom-bust-cycles). För ett land som Sverige som beskattar tillgångar i relativt hög utsträckning kan stora variationer i tillgångspriserna dessutom påverka det finansiella sparandet relativt mycket. Eschenbach & Schuknecht (2002) och Jaeger & Schuknecht (2003) visar att fluktuationer

⁴² Se också Hjelm (2003) som har uppskattat det strukturella sparandet för Sverige i en trivariat SVAR-modell i vilken NAIRU, outputgapet och det strukturella sparandet skattas simultant.

⁴³ Se vidare Hjelm (2003).

⁴⁴ Se appendix för en beskrivning av UC-modellen som den specificeras av Hokkanen (1998).

⁴⁵ Se exempelvis Davidson & MacKinnon (1993) för en beskrivning av GMM.

i tillgångspriser kan ha en betydande effekt på det finansiella sparandet. De visar vidare att om detta inte beaktas kommer budgetelasticiteterna att underskatta de offentliga finansernas konjunkturkänslighet. Det kan således vara ytterligare en förklaring till varför det beräknade strukturella sparandet tenderar att samvariera med det faktiska finansiella sparandet. En beräkning av det strukturella sparandet som inte tar hänsyn till detta riskerar därtill att ge vilseledande information om de offentliga finansernas hållbarhet på medellång sikt. KI beaktar till viss del detta problem vid en bedömning av reavinstskatteintäkternas strukturella del (se Braconier & Forsfält (2004)).

För ett land som beskattar tillgångar i relativt hög utsträckning kan stora variationer i tillgångspriserna påverka det finansiella sparandet relativt mycket.

Indikatorbaserade modeller

De metoder och modeller som beskrivits ovan är "mekaniska" i den meningen att det uppskattade strukturella sparandet är resultatet av en specifik statistisk metod eller modell. Alla är baserade på vissa (förenklade) antaganden om hur verkligheten är beskaffad och det är därför sannolikt att de inte fångar upp alla de faktorer som är relevanta för det strukturella sparandet. Det kan därför finnas skäl att komplettera ett mekaniskt framräknat strukturellt sparande med en kvalitativ analys utifrån en bedömning av olika ekonomiska indikatorer såsom exempelvis lön- och prisinflation, inflationsförväntningar, arbetsmarknadssituation och strukturella förändringar.

Det kan finnas skäl att komplettera ett mekaniskt framräknat strukturellt sparande med en kvalitativ analys utifrån en bedömning av olika ekonomiska indikatorer.

Riksbanken använder både mekaniska metoder (HP-metoden, PF-metoden, UC-metoden) och en kvalitativ indikatorbaserad metod för att bedöma storleken på produktionsgapet (den indikatorbaserade metoden låg till grund för beräkningen av det strukturella sparandet i tabell 1 och 2). Däremot antas, vid beräkning av det strukturella sparandet, budgetelasticiteten uppgå till 0,75 oavsett val av metod för att beräkna produktionsgapet. Därutöver använder Riksbanken ESCB:s disaggregerade metod för att beräkna det strukturella sparandet.

Riksbanken använder både mekaniska metoder och en kvalitativ indikatorbaserad metod för att bedöma storleken på produktionsgapet.

Tabell 3 visar nivån på det strukturella sparandet skattat med de olika metoder Riksbanken använder sig av (hänsyn har tagits till periodiseringseffekter). Resultaten visar att det strukturella sparandet både i nivå- och förändringstermer kan skilja sig relativt mycket åt mellan de olika metoderna. För de metoder som utgår från ett skattat produktionsgap (HP-metoden, UC-metoden och den indikatorbaserade metoden) beror skillnaden helt och hållet på olika uppskattningar av resursutnyttjandet. Sammansättnings effekter kan förklara en del av skillnaderna mellan ESCB:s metod och de övriga metoderna.

Det strukturella sparandet kan, både i nivå- och förändringstermer, skilja sig relativt mycket åt mellan olika metoder.

En slutsats av dessa resultat är att det finns goda skäl att vara försiktig med tolkningen av ett enskilt mått på det strukturella sparandet.

**TABELL 3. STRUKTURELLT SPARANDE I SVERIGE 2001–2005, ALTERNATIVA METODER
PROCENT AV BNP**

	2001	2002	2003	2004	2005
Indikatorbaserad metod	2,6	0,4	1,5	2,0	2,3
UC-metoden	2,3	0,0	0,8	0,8	1,1
HP-metoden	1,6	-0,2	1,0	1,6	2,1
ESCB:s metod	1,2	-0,4	1,0	1,2	1,8
Genomsnitt	1,9	0,0	1,1	1,4	1,8

Källa: Riksbanken.

Anm. Resultaten är med undantag för ESCB:s metod baserade på prognoserna i Inflationsrapport nr 4 2003. Resultaten från ESCB:s metod är baserad på prognosen i Inflationsrapport nr 3 2003. Prognosen ändrades endast marginellt mellan nr 3 och nr 4 2003 varför resultaten torde vara jämförbara.

En slutsats är att det finns goda skäl att vara försiktig med tolkningen av ett enskilt mått på det strukturella sparandet.

Sammantaget ger dock denna analys vid handen att det strukturella sparandet låg i nivå med överskottsmålet 2001. För åren 2002–2003 indikerar resultaten att det strukturella saldot har varit mycket lågt i förhållande till överskottsmålet. Även för 2004 förväntas det strukturella saldot ligga i underkant. Däremot indikerar beräkningarna att överskottsmålet ligger inom räckhåll 2005.⁴⁶ Den senare slutsatsen gäller dock bara under förutsättning att regeringen inte använder budgeteringsmarginalen till utgiftsreformer. Om budgeteringsmarginalen för 2005 blir lika liten som den varit de senaste åren kommer det strukturella sparandet snarare att ligga närmare 1 än 2 procent av BNP.⁴⁷ Om så blir fallet kommer det strukturella sparandet att ha varit för lågt i förhållande till regeringens överskottsmål för hela perioden 2002–2005.

Avslutande kommentarer

Oavsett val av metod är en beräkning av det strukturella sparandet förknippad med stor osäkerhet.

Genomgången i denna artikel visar att det finns goda skäl att vara försiktig med tolkningen av ett enskilt mått på det strukturella sparandet eftersom det finns flera olika metoder som kan ge markant skilda resultat. Oavsett val av metod är en beräkning av det strukturella sparandet förknippad med stor osäkerhet. För ett visst syfte kan en metod vara att föredra framför en annan. Olika metodproblem kan också vara mer centrala för vissa syften än för andra. Det finns ingen metod som samtidigt löser alla problem. Det talar möjligtvis för att en uppskattning av det strukturella sparandet bör göras utifrån en analys med flera olika metoder. Vid valet av en lämplig indikator för det strukturella sparandet kan det också finnas skäl att väga transparens och enkelhet mot precision. Det gäller kanske särskilt om måttet ska användas i politiska sammanhang. Att

⁴⁶ Denna syn kan komma att revideras i kommande inflationsrapport.

⁴⁷ Beräkningar som presenteras i betänkandet *Stabiliseringspolitik i valutaunionen* (SOU 2002:16) visar att budgeteringsmarginalen de senaste åren använts för utgiftsreformer i strid med budgetlagens intentioner. Beräkningarna visar att budgeteringsmarginalen, som presenterats i budgetpropositionen för det aktuella inkomståret, endast har uppgått till i genomsnitt 2 miljarder kronor.

en uppskattning av det strukturella sparandet är förknippat med stora problem bör inte leda till slutsatsen att måttet är så dåligt att det inte bör användas för att beräkna den offentliga sektorns strukturella sparande. Utan en uppskattning av det strukturella sparandet är det svårt att bedöma om de offentliga finanserna är hållbara på medellång sikt eller inte. Däremot är det inte självklart att mått på förändringen av det strukturella sparandet bör användas som en indikator för efterfrågestimulansen. För detta syfte finns det alternativa indikatorer som kan användas.

Referenser

- Apel, M. & Jansson, P., (1999a), "System Estimates of Potential Output and the NAIRU", *Empirical Economics*, 24, sid. 373–388.
- Apel, M. & Jansson, P., (1999b), "A Theory Consistent Approach for Estimating Potential Output and the NAIRU", *Economic Letters*, 64, sid. 271–275.
- Assarsson, B., Gidehag, R. & Zettergren, G., (1999), "Fiscal Policy in Sweden – An Analysis of the Budget over the Business Cycle", i *Indicators of Structural Budget Balances*, Banca D'Italia.
- Baxter, M. & King, R. G., (1995), "Measuring Business Cycles: Approximate band-pass filters for economic time series", *NBER Working Paper*, Nr 5022.
- Blanchard, O., (1990), "Suggestions for a New Set of Fiscal Indicators", *OECD Economics and Statistics Working Paper*, No. 79.
- Blanchard, O. & Perotti, R., (2002), "An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 117, nr 4, november.
- Blanchard, O., Chouraqui, J. C., Hagemann, R. P. & Sartor, N., (1990), "The Sustainability of Fiscal Policy: New Answers to an Old Question", *OECD Economic Studies*, nr 15.
- Bouthevillain, C. & Quinet, A., (1999), "The Relevance of Cyclically-adjusted Public Balance Indicators – the French Case", i *Indicators of Structural Budget Balances*, Banca D'Italia.
- Bouthevillain, C., Cour-Thimann, P., Van den Dool, G., Hernández de Cos, P., Langenus, G., Mohr, M., Momigliano, S. & Tujula, M., (2001), "Cyclically Adjusted Budget Balances: An Alternative Approach", Working Paper, nr 77, ECB, *Working Paper Series*.
- Braconier, H., (2001), "Automatiska stabilisatorer och aktiv finanspolitik i EMU", bilaga 1 till betänkandet *Stabilitet och stabiliseringspolitik i EMU*, SOU 2001:62.
- Braconier, H. & Holden, S., (1999), "The Public Budget Balance" – Fiscal Indicators and Cyclical Sensitivity in the Nordic Countries, *Working Paper*, nr 67, Konjunkturinstitutet.
- Braconier, H. & Forsfält, T., (2004), "A New Method for Constructing a Cyclically Adjusted Budget Balance: The Case of Sweden", under publicering i Konjunkturinstitutets Working Paper serie.
- Chalk, N., (2002), "Structural Balances and All That: Which Indicators to Use in Assessing Fiscal Policy, IMF, *Working Paper*, WP/02/101.

- Dalsgaard, T. & de Serres, A., (2000), "Estimating Prudent Budgetary Margins for EU Countries: A Simulated SVAR Model Approach", *OECD Economic Studies*, nr 30.
- Davidsson, R. & MacKinnon, J. G., (1993), *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press.
- Eschenbach, F. & Schuknecht, L., "Asset Prices and Fiscal Balances", *Working Paper No. 141*, ECB, Working Paper Series.
- Fall, J., (1996), "Strukturella perspektiv på de offentliga finanserna", *Penning- och valutapolitik*, nr 4.
- Fischer, J., (2004), "The Peaks and Troughs of the Stability and Growth Pact", *Penning- och valutapolitik*, detta nummer.
- Flodén, M., (2002), "Statsskulden och det offentliga sparandet då befolkningen åldras", i Molander, P. & Andersen, T. M. (red.), *Alternativ i välfärdspolitiken*, SNS förlag.
- Frank, N., Ohlsson, H. & Vredin, A., (1993), "Systematik och autonomi i finanspolitiken", i Lövgren, K.-G. & Öller, L.-E. (red.), *Konjunkturprognoser & konjunkturpolitik – Ekonomiska Rådets Årsbok 1992*.
- Harvey, A. C., (1989), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Hjelm, G., (2003), "Simultaneous Determination of NAIRU, Outputgaps and Structural Budget Balances: Swedish Evidence", *Working Paper*, nr 81, Konjunkturinstitutet.
- Hodrick, R. & Prescott, E., (1980), "Post-War US Business-Cycles: An Empirical Investigation", *Discussion Paper*, nr 451, Carnegie-Mellon University Press.
- Hokkanen, J., (1998), "Estimating Structural Budget Balances with Unobserved Components", Essay IV i doktorsavhandlingen *Interpreting Budget Deficits and Productivity Fluctuations*, Economic Studies, 42.
- Indicators of Structural Budget Balances*, Banca d'Italia, Research Department Public Finance Workshop, 1999.
- Jaeger, A. & Schuknecht, L., (2003), "Boom-Bust Phases in Asset Prices and Fiscal Policy Behavior", *IMF Working Paper*, oktober.
- Larch, M. & Salto, M., (2003), "Fiscal Rules, Inertia and Discretionary Fiscal Policy", European Commission, *Economic Papers*, nr 194.
- Lindh, Y. & Ohlsson, H., (2000), "Trends in Swedish Public Finances – Past and Future", *Penning- och valutapolitik*, nr 4.
- Murchison, S. & Robbins, J., (2003), "Fiscal Policy and the Business Cycle: A New Approach to Identifying the Interaction", *Department of Finance Working Paper*, 2003–06.

- OECD, "Cyclically-adjusted budget balances: a methodological note", OECD:s webbplats.
- Ohlsson, H., (2002), "Finanspolitik i en valutaunion", bilaga 4 i betänkandet *Stabiliseringspolitik i valutaunionen*, SOU 2002:16.
- Ohlsson, H. & Vredin, A., (1996), "Political Cycles and Cyclical Policies", *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 98, nr 2.
- Public Finances in EMU – 2002*, EU-kommissionen.
- Regeringens proposition 2003/04:1, Budgetpropositionen för 2004.
- SOU 2002:16, *Stabiliseringspolitik i valutaunionen*, slutbetänkande avlämnat av Kommittén för full sysselsättning vid ett svenskt medlemskap i valutaunionen.
- Sveriges riksbank, (2003), Inflationsrapport nr 4.
- Uppdatering av Sveriges konvergensprogram, november 2003.
- Van den Noord, P., (2000), "The Size and the Role of Automatic Stabilizers in the 1990s and Beyond", *OECD Economics Department Working Paper*, nr 230.

Appendix

HP-METODEN

Faktisk BNP (Y) dekomponeras enligt

$$(A:1) \quad Y_t = Y_t^* + Y_t^C$$

där Y_t^* är potentiell BNP och Y_t^C är den cykliska delen av BNP. Y_t^* bestäms genom följande optimeringsproblem:⁴⁸

$$(A:2) \quad \underset{\{Y_t^*\}}{\text{Min}} \sum_{t=1}^T (\ln Y_t - \ln Y_t^*)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} ((\ln Y_{t+1}^* - \ln Y_t^*) - (\ln Y_t^* - \ln Y_{t-1}^*))^2$$

Denna formel anpassar en trend till den ursprungliga dataserien genom att minimera summan av avvikelserna mellan faktiska BNP och trenden (den första termen i formeln) och variabiliteten i trenden (den andra termen). Värdet på parametern λ bestämmer vilken vikt variabiliteten i trenden tilldelas. Ett mycket högt värde på λ ger en helt linjär trend. Sätts λ istället till noll kommer trenden helt att följa den ursprungliga serien.

Denna parameter skattas inte statistiskt utan väljs utifrån vissa kriterier.

För kvartalsdata brukar ett högt värde på λ tillämpas medan ett relativt lågt värde brukar tillämpas för årsdata. För en diskussion om lämplig nivå på λ se Hodrick & Prescott (1980), Baxter & King (1999) och Bouthevillain m.fl. (2001). För resultaten som redovisas i tabell 3 har ett värde på 6 400 använts för den aggregerade HP-metoden (skattad på kvartalsdata) medan ett värde på 30 har använts vid HP-skattningen av trendvärdena med den dis-aggregerade metoden (baserad på årsdata). HP-filtret ger ett trendvärde som i praktiken är ett viktat glidande medelvärde baserat på flera årliga faktiska värden av den variabel som filtreras, i det här fallet BNP. Ju högre värde på λ , desto fler observationer ingår vid beräkningen av det glidande medelvärdet. Högre vikter tilldelas de värden av BNP som ligger nära referensåret (dvs. det år för vilket potentiell BNP beräknas). Filtret är också symmetriskt; exempelvis tilldelas BNP tre år före referensåret samma vikt som BNP tre år efter referensåret. Det senare ger upphov till en s.k. ändpunktsbias. I slutet och i början på serien kommer antalet observationer inte att räcka till för att skapa ett symmetriskt genomsnitt. Detta är ett stort problem särskilt i prognosmanhang. Problemet brukar lösas genom att man förlänger den aktuella prognoshorisonten med det antal år som behövs för att skapa ett symmetriskt genomsnitt. Ju längre prognoshorisonten är, desto större blir dock osäkerheten.

⁴⁸ Se Hodrick & Prescott (1980).

UC-METODEN

UC-modellen innefattar två separata ekvationssystem; ett s.k. mättekvationssystem (measurement system), som relaterar observerbara variabler till oobserverbara variabler, och ett s.k. tillståndsekvationssystem (state equations), som visar vilka statistiska egenskaper de oobserverbara variablerna *antas* ha. En UC-modell kan specificeras på olika sätt. Här återges den specifikation som används av Hokkanen (1998).

Mättekvationerna definieras enligt följande

$$(A:3) \quad Y_t = Y_t^* + \theta(l)(U_t - U_t^*) + \mu_t^{YC}$$

$$(A:4) \quad \Delta\pi_t = f(l)(U_t - U_t^*) + \mu_t^\pi$$

$$(A:5) \quad B_t = B_t^* + \delta(l)(U_t - U_t^*) + \mu_t^{BC}$$

där l är en "lagoperator". Ekvation (A:3) relaterar den cykliska delen av arbetslösheten ($U_t - U_t^*$) till den cykliska delen av BNP ($Y_t - Y_t^*$). Detta samband brukar kallas för Okuns lag. Arbetslösheten används således här som en indikator på resursutnyttjandet. Ekvation (A:4) är en representation av den s.k. Phillipskurvan som relaterar inflation till arbetslöshet.⁴⁹ Ekvation (A:5) relaterar den cykliska delen av arbetslöshet till den cykliska delen av finansiellt sparande. Parametrarna $\delta(l)$ fångar upp effekten av både automatiska stabilisatorer och diskretionära finanspolitiska åtgärder som ofta följer konjunkturen, t.ex. aktiva arbetsmarknadspolitiska åtgärder och andra åtgärder av stabiliseringspolitisk natur.

Hokkanen definierar UC-modellens tillståndsekvationer enligt följande

$$(A:6) \quad Y_t^* = \alpha + Y_{t-1}^* + \mu_t^{Y^*}$$

$$(A:7) \quad U_t^* = U_{t-1}^* + \mu_t^{U^*}$$

$$(A:8) \quad U_t - U_t^* = \phi(l)(U_t - U_t^*) + \mu_t^{UC}$$

$$(A:9) \quad B_t^* = B_{t-1}^* + \mu_t^{B^*}$$

Ekvation (A:6) utgår från antagandet att potentiell BNP följer en "random walk with drift". I ekvation (A:7) och (A:9) antas att NAIRU respektive

⁴⁹ Se också Apel & Jansson (1999a, b).

strukturellt sparande följer en "random walk without drift". I ekvation (A:8) antas den cykliska delen av arbetslösheten följa en autoregressiv process. Förutom dessa antaganden måste vissa antaganden göras om korrelationen mellan de olika feltermerna.

Modellen skattas med "Full Information Maximum Likelihood Estimation (FIML)" och med ett s.k. Kalman filter.⁵⁰ En stor fördel med denna estimeringsteknik är att den skattar ekvationssystemet simultant vilket löser det simultanitetsproblem som diskuterades tidigare. Modellens resultat beror dock i hög grad på de antaganden som görs när tillståndsekvationerna sätts upp.⁵¹

PF-METODEN

Produktionsfunktionsmetoden kan specificeras på olika sätt. Här beskrivs den metod som EU-kommissionen tillämpar. Den aggregerade produktionen antas kunna beskrivas med en Cobb-Douglas-funktion

$$(A:10) \quad Y_t = TFP_t(L_t)^\omega K_t^{1-\omega}$$

där TFP betecknar totalfaktorproduktivitet, L arbetskraftsinsats och K kapitalstock. Koefficienterna ω och $1 - \omega$ kan, givet vissa förutsättningar, tolkas som respektive produktionsfaktors andel av total produktion. Kommissionen antar att dessa parametrar är desamma för samtliga länder; ω antas uppgå till 0,63 och $1 - \omega$ därmed till 0,37. Totalfaktorproduktiviteten och arbetskraftsinsatsen transformeras sedan till sina trendvärden eller potentiella nivåer. Kapitalstocken antas dock alltid vara på sin potentiella nivå. Totalfaktorproduktivitetens trendkomponent beräknas med hjälp av HP-metoden. Arbetsutbudet antas vara en funktion av arbetsför befolkning (N), arbetskraftdeltagande (ρ) och arbetslöshet (η).

Arbetskraftdeltagandet HP-filtreras och den arbetsföra befolkningen antas, liksom kapitalstocken, alltid vara på sin potentiella nivå. ρ^*N kan då tolkas som den trendmässiga arbetskraften. Arbetslöshetens trendkomponent beräknas genom att skatta en Phillipskurva med hjälp av en UC-modell.⁵² Under dessa förutsättningar kan potentiell BNP beräknas enligt

$$(A:11) \quad Y_t^* = TFP_t^* ((1 - \eta^*) \rho^* N_t)^{0,63} K_t^{0,37}.$$

⁵⁰ Se exempelvis Harvey (1989) för en introduktion till Kalmanfiltret. Se exempelvis Davidson & MacKinnon (1993) för en beskrivning av FIML.

⁵¹ Se Hokkanen (1998) för en utförligare diskussion kring detta problem.

⁵² På grund av databrist i vissa länder använder EU-kommissionen (till skillnad från Riksbanken) antalet anställda istället för antalet arbetade timmar för att mäta sysselsättningen. Riksbanken antar att NAIRU (den nivån på sysselsättningen som är förenlig med en icke-accelerande inflation) är konstant. Det gör inte EU-kommissionen.

Eftersom PF-metoden i vissa moment utnyttjar såväl HP-metoden som UC-metoden delar den åtminstone i vissa delar de för- och nackdelar de två sistnämnda metoderna har. Fördelen med PF-metoden är dock, som också konstaterades tidigare, att den till skillnad från de andra metoderna ger viss information om vilka faktorer som driver den potentiella tillväxten.⁵³

⁵³ För en utförligare beskrivning av EU-kommissionens PF-metod se appendix till Public Finances in EMU – 2002.